

DOCUMENTS DE RECHERCHE DE L'OBSERVATOIRE DE LA FRANCOPHONIE ÉCONOMIQUE

DROFE

DROFE no. 18

IMPACT DE PROGRAMMES DE PROTECTION SOCIALE SUR LA PAUVRETÉ MULTIDIMENSIONNELLE : NOUVELLES APPROCHES ET APPLICATION AU CAS DU MAROC

Touhami ABDELKHALEK

Institut National de Statistique et d'Economie Appliquée (Maroc)

Dorothée BOCCANFUSO

Université Mohammed VI Polytechnique - AIRESS - FGSES (Maroc)

JUIN 2021

OBSERVATOIRE
DE LA FRANCOPHONIE
ÉCONOMIQUE



Observatoire de la Francophonie économique de l'Université de Montréal

L'[Observatoire de la Francophonie économique](http://ofe.umontreal.ca) (OFE) de l'Université de Montréal a été créé en 2017 en partenariat avec le Gouvernement du Québec, l'Organisation internationale de la Francophonie (OIF) et l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Il a pour mission de devenir une ressource de premier plan sur les questions reliées à la Francophonie économique et, donc, un centre de calibre international d'études, de recherches et d'activités de liaison et de transfert sur la francophonie économique ayant un intérêt marqué pour les pays en voie de développement, notamment ceux du continent africain.

Il met à la disposition des partenaires de la francophonie – gouvernements, entreprises et organismes publics et privés – des études de haut niveau, des données fiables et un vaste réseau d'expertises économiques vouées à la réalisation d'analyses économiques résolument ancrées dans la théorie et les faits.

Pour plus d'information, visitez le site : <http://ofe.umontreal.ca>

Merci aux partenaires de l'OFE :



Impact de programmes de protection sociale sur la pauvreté multidimensionnelle : nouvelles approches et application au cas du Maroc



DROFE no.18

Touhami ABDELKHALEK^(*)

Institut National de Statistique et d'Economie Appliquée (Maroc)

Dorothee BOCCANFUSO

Université Mohammed VI Polytechnique - AIRESS - FGSES (Maroc)

Juin 2021

Résumé : Deux nouvelles méthodes sont développées pour approcher l'impact de la réforme du système de protection sociale au Maroc sur la pauvreté multidimensionnelle mesurée par l'IPM introduit par OPHI, et ses composantes. Ces approches se distinguent par leur mécanisme de ciblage des individus bénéficiaires. La première base l'identification des bénéficiaires sur une sélection aléatoire. La seconde a priori plus objective, s'appuie sur un modèle probabiliste (probit). A titre d'illustration, nous utilisons les données de l'Enquête Nationale sur la Population et la Santé Familiale (ENPSF) de 2018 du Maroc. Nous considérons trois scénarios de réformes ciblant les indicateurs de santé et d'éducation. Nous présentons les résultats de façon ponctuelle et par intervalles de confiance construits selon les deux approches, Monte Carlo ou bootstrap. Nous procédons finalement à une analyse distributionnelle pour dépasser le caractère arbitraire de la fixation du seuil associé aux mesures et faire des comparaisons robustes. Nos résultats montrent que les trois réformes simulées ont un effet positif sur les mesures de la pauvreté multidimensionnelle et ce, quelque soit l'approche retenue. Au niveau méthodologique, le ciblage par identification objective ne domine pas nécessairement le ciblage aléatoire pour les simulations que nous avons conduites, possiblement à cause de l'échantillon, fortement déséquilibré.

Mots clés : Protection sociale ; Ciblage ; Mesure de pauvreté multidimensionnelle ; IPM ; Maroc

Codes JEL : C15 ; H55 ; I 32 ; N37

Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OFE ou de ses partenaires. Les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions sont la seule responsabilité des auteurs.

(*) Auteur pour correspondance : atouhami@insea.ac.ma

1 Introduction

Depuis l'avènement des *Objectifs de développement durable* (ODD), de nombreux pays notamment ceux en développement ont été amenés à revoir leurs systèmes de protection sociale. Ces derniers permettent de lutter contre la pauvreté selon ses différentes facettes. Pour analyser l'impact *ex ante* de ces réformes sur la pauvreté, plusieurs approches peuvent être proposées. Concernant l'impact sur la pauvreté monétaire, les outils utilisés sont plutôt classiques et captent l'effet à travers les variations des revenus et des dépenses des ménages. Les mesures de pauvreté utilisées sont principalement celles de type Foster Greer et Thorbecke développées dans Foster et al. (1984).¹

Toutefois, les programmes de protection sociale ciblent par définition, surtout des dimensions non monétaires du bien-être de la population notamment en donnant accès aux services de base tels que la santé et l'éducation qui peuvent avoir des effets à court et long termes. De ce fait, les mesures de pauvreté à considérer pour approcher l'impact des réformes sur d'autres dimensions de la pauvreté, devraient également être non monétaires. En terme de mesure, ces différentes dimensions sont prises en considération dans l'indice de pauvreté multidimensionnelle (IPM) et ses composantes développés initialement par l'*Oxford Poverty and Human Development Initiative* (OPHI). Cependant, le lien entre les réformes de la protection sociale et les mesures de pauvreté multidimensionnelle, de nature plus complexes, n'a pas été traité dans la littérature. En effet, malgré le grand intérêt des décideurs, des bailleurs et des chercheurs, il y a peu de preuves concernant l'incidence de ces programmes, et très peu sur leurs effets sur la pauvreté multidimensionnelle (Seth et al., 2019).

Dans cet article méthodologique, nous développons deux approches originales *ex ante* et microsimulées qui peuvent se compléter pour mesurer une telle incidence. Nous précisons à la fois les fondements théoriques (statistiques et économétriques) de chacune de ces deux approches et leur mise en œuvre numérique pratique.

Dans la Section 2, nous commençons par présenter les dimensions et les indicateurs retenus dans l'IPM global d'OPHI, puis sa version révisée, développée par la *Commission économique et sociale des Nations Unies pour l'Asie occidentale* (CESAO - ESCWA), l'*Oxford Poverty and Human Development Initiative* (OPHI) en collaboration avec la *Ligue des États arabes* (LEA). Nous rappelons ensuite les fondements théoriques de l'IPM et de ses deux composantes tel que proposés par Alkire and Foster (2007).

Avant de présenter les deux approches développées dans cet article et qui font le lien entre cette mesure de pauvreté multidimensionnelle et les systèmes de protection sociale, nous revenons sur les définitions et sur le contenu de ces derniers (Section 3). Nous identifions dans cette même section, les principaux croisements entre protection sociale et pauvreté multidimensionnelle. Puisque notre application porte sur le Maroc, nous présentons les principaux axes de la nouvelle réforme de la protection sociale, initiée en 2018 (Section

1. Voir par exemple Fiszbein et al. (2014), Satumba et al. (2017) et Bakhshinyan et al. (2019).

3.3).

Afin d’approcher les changements dans les mesures de pauvreté multidimensionnelle suite à la mise en place de programmes de protection sociale, nous développons dans la Section 4, deux méthodes d’analyses qui se distinguent par leur principe de ciblage des individus bénéficiaires des programmes. La première méthode consiste à sélectionner ces derniers de façon aléatoire parmi ceux initialement privés selon un ou plusieurs indicateurs d’intérêt (Section 4.2). La seconde méthode proposée est *a priori* plus objective puisqu’elle a un fondement théorique plus solide. Dans cette approche, l’identification des individus qui changent de statut (de privés à non privés) suite à une mesure de protection sociale sont ceux ayant la probabilité la plus élevée d’en bénéficier (ou encore la probabilité la moins élevée d’être privé). Cette approche est rarement utilisée et à notre connaissance, jamais dans le contexte de la mesure de l’impact de programmes de protection sociale sur la pauvreté multidimensionnelle (Section 4.3).

Pour illustrer les approches développées, nous calculons dans la Section 5, l’IPM du Maroc en utilisant l’*Enquête Nationale sur la Population et la Santé Familiale* (ENPSF) de 2018. Nous proposons ensuite trois scénarios de réformes dans le cadre de l’extension et de la généralisation de la protection sociale au Maroc. Les simulations associées ciblent deux indicateurs de santé et un relatif à l’éducation, tous les trois considérés dans l’IPM. Dans la Section 5.3, nous présentons nos résultats de deux manières. Premièrement, nous examinons les résultats de façon ponctuelle et par intervalles construits selon les deux approches Monte Carlo ou bootstrap. Ceci nous permet de comparer les résultats obtenus à partir des deux approches développées. Deuxièmement, une analyse distributionnelle est menée en utilisant trois concepts statistiques à savoir les fonctions de densités et de répartition ainsi que les courbes d’incidence, pour comparer les distributions des mesures de privation individuelle à la base de l’IPM entre la situation de référence et chacun des scénarios. La dernière section est réservée à la conclusion et à une discussion pour des extensions (Section 6).

Nos résultats montrent que les trois réformes simulées ont un effet positif sur les mesures de la pauvreté multidimensionnelle et ce, quelque soit l’approche retenue. Alors que nous pouvions penser qu’une politique de protection sociale se révélerait nettement plus efficace lorsqu’elle cible de façon objective les bénéficiaires de la réforme, il ressort que les variations relatives sont presque toujours plus grandes en valeurs absolues sous le ciblage aléatoire que sous l’identification objective. Ce résultat peut s’expliquer par le fait que les modèles probit estimés l’ont été dans un contexte d’échantillon déséquilibré en plus du fait que les ménages et les individus privés pourraient être homogènes.

Les méthodes développées sont très pertinentes pour établir et évaluer explicitement le lien entre les programmes de protection sociale et la pauvreté multidimensionnelle et peuvent être utilisées quelque soit le nombre d’indicateurs ciblés et dans tous les pays.

2 Mesure de la pauvreté multidimensionnelle - IPM

Pour approcher et mesurer la pauvreté sur des fondements non monétaires, Alkire and Foster (2007) (AF) ont proposé une méthode multidimensionnelle.² Sur la base de celle-ci et dans le cadre de l'*Oxford Poverty and Human Development Initiative* (OPHI), un Indice de pauvreté multidimensionnelle (*Global MPI*) a été développé.³ Il a été adopté par le Programme des Nations unies pour le développement (PNUD) à partir de 2010 afin de suivre et traduire annuellement les privations des ménages dans plus de 100 pays en développement. Il est ainsi régulièrement publié dans le *Rapport sur le développement humain* du PNUD.⁴

2.1 Dimensions et indicateurs

Le *Global MPI* s'articule autour de privations non monétaires et retient trois dimensions à savoir la santé, l'éducation et le niveau de vie. Ces trois dimensions sont déclinées en dix indicateurs qui sont supposés mieux décrire la situation des ménages et des personnes pauvres. Le *Global MPI* caractérise les privations et la pauvreté au niveau de l'individu et/ou de son ménage. Dans cette approche, lorsque cela est nécessaire, les caractéristiques observées au niveau d'un ménage sont considérées comme étant valables pour tous les membres de ce ménage.

Par ailleurs, pour élaborer son *Rapport sur la pauvreté dans le Monde arabe*, l'ESCWA (2017) a adopté en le révisant, un indice de pauvreté multidimensionnel (IPM) pour le calculer et le décomposer pour plusieurs pays arabes. L'IPM de l'ESCWA est composé des trois dimensions du *Global MPI*. Il retient en revanche quatorze indicateurs. La dimension éducation est constituée de trois indicateurs : la fréquentation scolaire, le nombre d'années de scolarité et le retard de scolarisation.⁵ La dimension santé comprend trois indicateurs : la nutrition, la mortalité infantile et les grossesses précoces. Les indicateurs de niveau de vie retenus sont : l'accès à l'électricité, des installations sanitaires adéquates, de l'eau potable, du combustible de cuisson propre, un sol et un toit adéquats, l'absence de surpeuplement ou de surdensité dans le logement du ménage et l'accès un à minimum d'informations, de mobilité et de moyens de confort dans le logement.⁶

2. Cet article a été publié quelques années plus tard dans la revue *Journal of public economics*. Voir Alkire and Foster (2011).

3. Cet indice est appelé dans la littérature anglophone le *Global Multidimensional Poverty Index* - MPI.

4. Alkire and Santos (2014) donnent les détails théoriques et pratiques relatifs aux calculs cet indice.

5. Dans le cas du Maroc, cet indicateur n'est pas retenue ce qui ramène le nombre d'indicateurs à 13.

6. Le choix des dimensions et des indicateurs de l'IPM de l'ESCWA, est basé sur deux sources principales. La première concerne les dimensions et indicateurs retenus dans le *Global MPI* de l'OPHI. La deuxième a été un processus participatif constitué de conférences organisées par l'ESCWA avec des partenaires de la *Ligue des États arabes* et des Ministères des affaires sociales de toute la région. L'objectif a été de prendre en compte les priorités régionales dans la région arabe. L'équipe technique de l'IPM de l'ESCWA a bien entendu pris en considération les données disponibles dans les enquêtes accessibles dans les différents pays.

Dans cette approche, pour classer un ménage comme privé ou pas sur un indicateur spécifique, sa valeur ou son niveau de réalisation pour cet indicateur est comparé avec un seuil de privation préétabli. Les seuils retenus correspondent généralement à des normes largement acceptées, telles que les années de scolarisation obligatoires retenues par l'Organisation des Nations unies pour l'éducation, la science et la culture (UNESCO), les normes de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) relatives à la malnutrition et aux mesures anthropométriques en fonction des âges des individus, le nombre de personnes par pièces du Programme des Nations unies pour les établissements humains (ONU-Habitat), etc.

Le Tableau 4 en annexe rapporte les indicateurs utilisés dans le calcul de l'IPM de l'ESCWA, en précisant les différentes définitions et les seuils utilisés pour la pauvreté aiguë et la pauvreté ainsi que les pondérations associées à ces indicateurs. Il en ressort en particulier que les définitions de privation sur plusieurs indicateurs sont plus contraignantes que celles retenues par OPHI dans sa mesure de l'IPM global. Ceci conduit généralement à des taux de privation supérieurs par indicateur selon les définitions de l'ESCWA entraînant une valeur de l'IPM plus élevée. Nous y présentons également les ajustements retenus dans le cas du Maroc aux niveaux des indicateurs, des pondérations et des seuils de privation. En effet, pour ce pays, seuls 13 indicateurs sont utilisés ce qui a impliqué un ajustement des pondérations.

En proposant sa version de l'IPM, l'ESCWA visait plusieurs objectifs. Elle cherchait d'abord à s'assurer que la mesure reste un outil utile pour faire des comparaisons régionales entre pays et aussi infranationales. Dans ce sens, l'IPM de l'ESCWA devrait aider à guider le ciblage géographique de la lutte contre la pauvreté, dans toutes ses dimensions, dans et entre les pays Arabes en particulier. Il pourrait aussi guider les politiques publiques dans la priorisation des actions à entreprendre et dans l'allocation des ressources rares. L'examen de l'IPM de l'ESCWA devrait aussi aider les pays et les organismes donateurs internationaux à prendre des décisions argumentées de ciblage de zones et de pays bénéficiaires afin de réduire la pauvreté multidimensionnelle dans la sous-région. De façon plus générale, l'ESCWA voulait que l'IPM soit une référence et un repère pour mieux évaluer les progrès réalisés en matière de développement et de protection sociale dans les pays de la sous-région.

2.2 Fondement théorique de l'IPM

Comme cela a été expliqué dans la section précédente, pour évaluer la mesure de la pauvreté multidimensionnelle, il faut dans un premier temps identifier les dimensions à couvrir et les indicateurs associés. Ces derniers sont alors comparés à des seuils de privation. Ces indicateurs sont ensuite agrégés dans une mesure synthétique qui est comparée à un seuil pré-établi. De cette façon, il est possible d'identifier les individus privés selon chaque indicateur et les pauvres au sens multidimensionnel. Dans cette

section, en nous appuyant sur Borga et al. (2020) nous présentons l'approche développée par Alkire and Foster (2007) et Alkire and Foster (2011) pour mesurer la pauvreté multidimensionnelle. Comme pour Foster et al. (1984), l'IPM est obtenu en comptant et en pondérant les privations subies par les individus sur la base des indicateurs évoqués précédemment. Formellement, supposons que nous ayons une population de taille n et soit $d \geq 2$ le nombre d'indicateurs considérés. Soit $y = [y_{ij}]$, la matrice $(n \times d)$ de données de base tel que $y_{ij} \geq 0$ est l'observation de l'individu i ($i = 1, 2, \dots, n$) pour l'indicateur j ($j = 1, 2, \dots, d$). Posons z_j le seuil au-dessous duquel une personne sera considérée privée selon l'indicateur j . Sur la base de ces d seuils, nous pouvons construire la matrice de privation g^0 telle que $g^0 = [g_{ij}^0]$ de dimension $(n \times d)$. Ainsi, nous aurons $g_{ij}^0 = 1$ lorsque $y_{ij} < z_j$ ce qui signifie que l'individu i est privé selon l'indicateur j et $g_{ij}^0 = 0$ lorsque $y_{ij} \geq z_j$.

Par ailleurs, soit w_j la pondération associée à l'indicateur j tel que $0 \leq w_j \leq 1$ et $\sum_{j=1}^d w_j = 1$ (Alkire and Foster, 2011). Il est alors possible de construire un vecteur de scores de privations c de dimension $(n \times 1)$ à partir de la matrice g^0 et des poids w_j tel que

$$c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, n. \quad (1)$$

La i^{ieme} composante de ce vecteur représente la somme des poids des indicateurs pour lesquels l'individu i est privé.

De plus, afin d'identifier les individus multidimensionnellement pauvres, Alkire and Foster (2011) proposent une méthode d'identification selon laquelle l'individu i est pauvre multidimensionnellement lorsque la somme des poids des indicateurs dans lesquels il est privé est supérieure ou égal à k , où k est un seuil choisi par le chercheur ou le décideur. Autrement dit, ce seuil k est appliqué au vecteur c tel que l'individu i sera pauvre multidimensionnellement si $c_i \geq k$ et non pauvre lorsque $c_i < k$.

Finalement, différents indices sont calculés dans la dernière étape pour mesurer la pauvreté : 1- l'incidence de la pauvreté multidimensionnelle, H ; 2- le fossé moyen de pauvreté ou intensité de la pauvreté, A ; et 3- l'incidence ajustée qui est l'IPM et que nous noterons M .

L'incidence de la pauvreté mesure la proportion des individus en situation de pauvreté multidimensionnelle égale à $H = \frac{q}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n q_i$ avec q_i une variable indicatrice lorsque l'individu i est pauvre et q le nombre de personnes pauvres au sens multidimensionnel. L'intensité de la pauvreté est la moyenne des privations pondérées des individus multidimensionnellement pauvres tel que $A = \sum_{i=1}^q \frac{c_i}{q}$. Finalement l'incidence ajustée, M , est une combinaison de l'incidence et de l'intensité de la pauvreté multidimensionnelle tel que $M = H \times A$. Elle représente la part de la population pauvre multidimensionnellement, ajustée par l'intensité de la privation que cette population subit. M résume donc l'incidence et l'intensité de la pauvreté multidimensionnelle. Dans cet article, nous évaluerons donc les changements observés sur H , A et M suite la mise en place d'une

réforme du système de protection sociale au Maroc.

3 Protection sociale et pauvreté multidimensionnelle

Dans la perspective de croiser les dimensions de l'IPM et les programmes de protection sociale, nous revenons sur le concept même de protection sociale et de son contenu. L'objectif est d'identifier les indicateurs couverts par l'IPM, susceptibles d'être impactés dans le cadre de la réforme du système de protection sociale au Maroc.

3.1 Définition et contenu de la protection sociale

La protection sociale est intrinsèquement liée aux *Objectifs de développement durable* (ODD) notamment dans la mise en place de mesures visant à assurer une couverture suffisante aux pauvres et vulnérables d'ici 2030. Ceci est tout particulièrement vrai dans la perspective de l'atteinte de l'*Objectif 1* à savoir l'élimination de la pauvreté sous toutes ses formes partout dans le monde. Mais qu'entend-on par protection sociale ?

Il semble qu'il n'existe pas de définition consensuelle de ce qu'est la protection sociale. Toutefois, la plupart des définitions que nous trouvons dans la littérature soulignent la mise en place de mesures visant à lutter contre la pauvreté et la vulnérabilité notamment en prévenant les risques auxquels ces individus doivent faire face tout au long de leur vie.

Boccanfuso et al. (2018) définissent la protection sociale comme étant un concept large, comprenant l'ensemble des interventions de l'État offrant un soutien ou des services aux individus. Ce soutien peut ensuite suivre deux logiques, soit l'assistance soit l'assurance. En effet, les systèmes de protection sociale touchent une multitude de domaines d'action (enfants, ménages, maternité, chômage, maladie, vieillesse, invalidité, ...) soit *via* des régimes contributifs (assurance sociale) soit *via* des prestations non contributives et financées par l'impôt (assistance sociale) (OIT, 2017). Holzmann and Jørgensen (2001) placent la protection sociale dans un contexte de politique sociale et de gestion du risque. Ils la définissent comme étant des interventions du gouvernement pour aider les individus, leur ménage et les communautés à mieux gérer les risques et à supporter les plus démunis. Les interventions doivent aider à prévenir, à atténuer et permettre aux bénéficiaires de s'adapter à des situations pouvant les faire tomber dans la pauvreté comme la perte d'un emploi par exemple. Zhang et al. (2010) voient également dans la protection sociale des moyens de lutter contre la pauvreté et la vulnérabilité tant chroniques que transitoires. Pour ces auteurs, il s'agit d'interventions politiques visant à améliorer le bien-être de tous mais plus particulièrement, les jeunes, les chômeurs, les travailleurs pauvres, ou encore des groupes vulnérables dans la population comme par exemple, les personnes handicapées ou les personnes âgées. La Banque mondiale comme l'UNICEF et de nombreux autres organismes internationaux perçoivent la protection sociale comme

un ensemble de politiques et de programmes visant à prévenir et protéger les individus de chocs qui pourraient subvenir tout au long de leur vie et permettant d'améliorer la résilience, l'équité et les opportunités. La différence observée dans les définitions proposées par ces organismes se situe au niveau de la population ciblée (enfants, femmes, personnes âgées, personnes handicapées, migrants, ...) et de la manière dont ces aides sont proposées et mises en œuvre.

La plupart des pays ont des mesures de type assurantiel notamment pour le chômage ou la retraite. Des cotisations sont prélevées chez les travailleurs et en cas de crise ou de récession, celles-ci peuvent être réduites et compensées par des fonds publics. La grande majorité des pays de la région MENA ont un système de retraite assurantiel par répartition mis en place après les indépendances. Toutefois, la plupart de ces pays ciblent le secteur privé et les fonctionnaires et ces systèmes sont en partie subventionnés par les gouvernements (Machado et al., 2018). Il semble que les effets de ces mesures sur la pauvreté se révèlent souvent être faibles voire inexistants et qu'elles ont accru les inégalités, étant donné la nature même du ciblage.

Au niveau de la protection sociale de type assistance, les mesures observées visent à réduire la vulnérabilité des ménages à faible revenu de manière à compléter ou à compenser les besoins en terme de consommation mais aussi en élargissant sa portée, notamment en donnant accès aux services de base tels que la santé et l'éducation. Ainsi, la protection sociale doit assurer un meilleur lissage de la consommation sur l'ensemble du cycle de vie des ménages et des individus et ainsi lutter contre la pauvreté et la vulnérabilité tant monétaire que non monétaire. Ces mesures doivent également garantir le maintien d'un niveau de vie acceptable en cas de choc que pourraient subir les ménages. Ces interventions visent à promouvoir l'inclusion et l'équité sociales et également assurer la stabilité politique et sociale des pays.

La protection sociale s'appuie sur une panoplie diversifiée de mesures. Parmi celles-ci, les transferts monétaires non conditionnels, universels ou non, visent à garantir l'accès aux services essentiels à la population (allocations familiales pour les enfants) ou certains groupes ciblés comme étant pauvres ou vulnérables. Les transferts monétaires conditionnels ciblent les ménages pauvres auxquels sont imposés des actions spécifiques comme par exemple, effectuer un travail d'intérêt public permettant de verser des aides monétaires en contrepartie. Ces transferts peuvent être également conditionnels au niveau du revenu. Dans certains cas, les conditionnalités pourraient être liées à l'inscription et au maintien des enfants à l'école ou encore à un suivi médical imposés aux enfants ou aux femmes enceintes. Les transferts en nature sont un pilier essentiel de la protection sociale notamment dans les pays en développement. Nous trouvons par exemple, l'attribution de rations et de compléments alimentaires, l'alimentation scolaire ou encore la distribution d'aliments dans des situations d'urgence. Cette mesure présente de multiples avantages puisqu'elle concerne directement la sécurité alimentaire et les aspects nutritionnels associés et qu'elle aura des effets induits sur la persévérance et la réussite scolaire des enfants

concernés. Ces mesures peuvent être conditionnelles (être effectivement inscrit et présent à l'école) et pourraient également s'adapter à des situations particulières (journées de marché ou encore périodes des récoltes). Parmi les autres mesures de protection sociale, nous trouvons celles relatives à des interventions sur le marché *via* le contrôle des prix et les subventions pour certains produits de base (soutien des prix des denrées alimentaires, subventions pour les biens énergétiques (carburant, électricité, ...)). D'autres encore sont attribuables à des dispenses de frais incluant la prise en charge totale ou partielle des frais de santé ou des coûts liés à l'éducation.

Etant donnés les budgets associés aux mesures de protection sociale déployés par les gouvernements, les orientations actuelles semblent privilégier un meilleur ciblage des populations pauvres et vulnérables en considérant non seulement les effets directs de ces mesures mais aussi les effets induits y compris à moyen et long termes.

3.2 Croisement des dimensions de la pauvreté multidimensionnelle et protection sociale

Quelque soit leur forme, les mesures de protection sociale visent à avoir un impact sur les populations pauvres et vulnérables. Ces impacts peuvent être monétaires à travers un accroissement direct du revenu ou des dépenses et donc avoir un effet sur la pauvreté monétaire. Ils peuvent également réduire la pauvreté dans un cadre multidimensionnel en donnant par exemple, un accès à l'éducation ou à la santé. En croisant ces mesures de protection sociale avec les dimensions et indicateurs qui composent l'IPM, il est possible de voir comment, dépendamment des objectifs en terme de lutte contre la pauvreté multidimensionnelle, les mesures pourraient être pensées. Les deux premières dimensions (santé - nutrition et éducation) peuvent être atteintes par toutes les formes de protection sociale quelles soient monétaires ou en nature. Par contre, l'accès aux services sera favorisé par des mesures non monétaires. Ce croisement est d'autant plus important qu'il est désormais reconnu que la pauvreté et la vulnérabilité peuvent différer d'un pays à un autre ou même d'un milieu à un autre. Ces mesures de protection sociale doivent donc prendre en compte ces différences socio-économiques de manière à ce que les impacts fondés sur la résilience de ces personnes intègrent ces dimensions. Par exemple, dans de nombreux pays, des programmes de cantines scolaires ont été déployés. Leurs impacts sont à la fois nutritionnels mais également éducatifs puisque les enfants mieux alimentés réussiront mieux à l'école. En plus de ces dimensions, l'incitatif à envoyer les enfants à l'école devient plus important pour les parents puisque l'école prend en charge une partie des dépenses alimentaires des ménages. Ces cantines scolaires permettent aussi de réduire les inégalités de genre d'accès en incitant les parents à envoyer les filles à l'école. Cette mesure pourrait également contribuer à réduire le travail des enfants. Ces programmes de protection sociale ont des effets directs et ceux-ci se répercuteront tout au long du cycle de vie des enfants avec possiblement un effet sur la mobilité sociale.

Un autre aspect important dans les croisements entre les mesures de protection sociale et leurs impacts sur la pauvreté multidimensionnelle est de les lier aux *Objectifs de développement durable* (ODD) notamment pour suivre les progrès des pays. Rappelons que la cible 1.3 des ODD vise à « *Mettre en place des systèmes et mesures de protection sociale pour tous, adaptés au contexte national, y compris des socles de protection sociale, et faire en sorte que d'ici à 2030, une part importante des pauvres et des personnes vulnérables en bénéficient* ». Une seconde cible est également directement liée à un système de couverture sociale à savoir la cible 3.8 : « *Faire en sorte que chacun bénéficie d'une couverture sanitaire universelle, comprenant une protection contre les risques financiers et donnant accès à des services de santé essentiels de qualité et à des médicaments et vaccins essentiels sûrs, efficaces, de qualité et d'un coût abordable* » (OIT, 2017).

L'ESCWA (2017) fait un croisement entre les indicateurs du l'IPM qu'elle propose et ceux des ODD. Selon l'organisme, 8 des 17 ODD recoupent les indicateurs de l'IPM à savoir ceux liés à la nutrition, à la santé, à l'éducation, à l'égalité genre et à l'autonomisation, à l'eau et à l'assainissement, à l'énergie propre et au logement. A cela nous pouvons ajouter l'*Objectif 13* visant à lutter contre les changements climatiques. En effet, ces dernières années, les effets des changements climatiques ont été pris en considération dans l'élaboration de mesures de protection sociale. Ces mesures adaptatives de protection sociale pour atténuer les effets des changements climatiques visent notamment à lutter contre la pauvreté et la vulnérabilité (résilience des ménages agricoles) mais aussi lutter contre la malnutrition. Parmi ces mesures, nous trouvons des subventions pour les services d'alimentation, d'eau et d'énergie ; des subventions pour des programmes générateurs d'emplois et des programmes de travail dans l'agriculture, ... Ainsi, il appert que le croisement entre mesures de protection sociale et indicateurs de l'IPM est une évidence. Dans la section suivante, nous présentons les grandes lignes du système de protection sociale au Maroc.

3.3 Protection sociale au Maroc

Comme nombre de pays, le Maroc dispose d'un système de protection sociale avec des dimensions de type assurantiel ou contributif et d'assistance. La première *Loi* relative à l'aide sociale du pays date de 1942. Dix-sept ans plus tard, la *Loi* sur la sécurité sociale est votée. Depuis, de nombreux compléments ont été régulièrement apportés comme par exemple, le Régime d'Assistance Médicale aux Economiquement Démunis (RAMED) initié en 2008 et mis en œuvre en 2011 puis généralisé en 2017. Ces mesures éparses concernent la vieillesse, la maladie, la santé (notamment des femmes/mères et des enfants), l'invalidité, le chômage pour les individus ou encore au niveau des ménages, les allocations familiales (ISSA, 2019). En 2015, le Ministère Délégué auprès du Chef du Gouvernement Chargé des Affaires Générales et de la Gouvernance en collaboration avec l'UNICEF a présenté un état des lieux exhaustif du système de la protection so-

ciale au Maroc lors des 1^{ières} Assises nationales de la protection sociale (MAGG, 2018). Par exemple, grâce aux programmes axés sur la santé, comme l'assurance médicale obligatoire et le RAMED, le taux de couverture médicale atteint 61% (MAGG, 2018). Le recensement exhaustif des mesures et programmes effectué par MAGG (2018) a permis d'évaluer que la protection sociale représente un peu moins de 30% du budget de l'Etat marocain. Toutefois, il ressort que ce système regroupe une multitude de programmes avec une faible coordination entraînant d'importants chevauchements et laissant certains groupes de la population sans couverture (Chemillier-Gendreau, 2018). Ainsi, le Maroc a pris conscience qu'il fallait réviser fondamentalement son système de protection sociale. Cette prise de conscience s'est accélérée avec l'avènement de la pandémie du Covid-19 et de ses conséquences.

Dans ce contexte, au plus haut niveau de l'État, la généralisation de la protection sociale a été érigée en une priorité nationale et en un chantier structurant. La réforme proposée à travers plusieurs textes de loi s'articule autour de quatre axes avec des échéances précises : 1- La protection des dangers de la maladie à travers la généralisation de l'Assurance maladie obligatoire (AMO) à la fin 2022 ; 2- La protection des dangers relatifs à l'enfance qui devrait permettre aux ménages qui n'ont pas cette protection de bénéficier d'indemnités forfaitaires sous forme d'allocations familiales. Ce programme devrait aider à lutter contre la déperdition scolaire ; 3- La protection des dangers en relation avec la vieillesse chercherait à élargir la base des adhérents aux régimes de retraite et 4- La protection des risques liés à la perte d'emploi avec la refonte et la généralisation de l'indemnité pour perte d'emploi à l'horizon 2025. Au printemps 2021, le Roi du Maroc a présidé la cérémonie de lancement de la généralisation de la protection sociale. Une Loi-cadre a été préparée par le gouvernement pour la mise en œuvre de cette dernière. Cette Loi modifie un ensemble de textes réglementaires en vigueur jusqu'à présent.⁷

Un chantier parallèle initié en 2018 a été accéléré. Il consiste en l'adoption et la mise en place d'un registre social unique (RSU) qui permettrait un meilleur ciblage des catégories de la population éligibles aux aides.

Tous ces éléments témoignent de l'importance de la protection sociale dans l'agenda des autorités marocaines. Dans cet article, nous présentons des scénarios qui simulent l'impact de certaines de ces réformes sur l'IPM et voir ainsi, les gains que pourraient faire le Maroc en terme de réduction de pauvreté multidimensionnelle. Dans la section suivante, nous présentons la méthodologie développée pour conduire ces simulations.

7. Pour plus de détails, voir <https://www.finances.gov.ma/Fr/Pages/detail-actualite.aspx?fiche=5427>.

4 Impact de programmes de protection sociale sur l'IPM : méthodologie et données

L'objectif est d'approcher les variations des mesures de pauvreté multidimensionnelle découlant de la mise en place d'un programme de protection sociale et que les approches proposées sont de nature microsimulée. Dans cette section, nous développons deux méthodes d'analyse d'impact *ex ante* qui peuvent se compléter pour mesurer l'impact de programmes de protection sociale sur l'IPM.

4.1 Problématique méthodologique

Les programmes de protection sociale visent à améliorer certains indicateurs retenus dans les dimensions de l'IPM comme nous l'avons présenté dans la section relative aux croisements (section 3.2). Cependant, pour avoir l'effet escompté, plusieurs difficultés existent. Premièrement, la question du ciblage se pose. En effet, bien identifier qui doit ou ne doit pas bénéficier de la mesure est un premier problème auquel est confronté le décideur. Ensuite, même lorsque le ciblage est parfait pour l'un des indicateurs de l'IPM, il n'est pas garanti que l'IPM lui-même changera. Ceci se manifeste naturellement lorsque l'on cherche à simuler l'impact des réformes de protection sociale sur la pauvreté multidimensionnelle approchée par l'IPM comme celles que nous simulons dans cet article.

Par définition, un programme de protection sociale devrait changer la modalité d'un individu i pour l'indicateur j ciblé par le programme en passant de l'état privé 1 à l'état non privé 0. Formellement, selon les notations introduites précédemment g_{ij}^0 passe de 1 à 0. Le problème associé au ciblage en terme d'impact sur la pauvreté multidimensionnelle est que certains individus i privés selon l'indicateur j et qui bénéficient du programme ne sont pas nécessairement pauvres en terme multidimensionnel. Pour ces individus, $c_i < k$ et donc ils ne sont comptabilisés ni dans le calcul de l'incidence (H) ni dans celui de l'intensité (A). Ainsi, le fait que ces individus bénéficient du programme, n'aura au final aucun effet sur l'indice de la pauvreté multidimensionnelle (M).

Une autre situation possible est que certains individus bénéficiaires du programme de protection sociale sont privés sur l'indicateur j et également pauvres au sens multidimensionnel. Il se pourrait dans ce cas que g_{ij}^0 passe de 1 à 0 après la mise en place de la mesure et que c_i baisse ce qui réduirait l'intensité (A) sans nécessairement faire diminuer l'incidence (H). En effet, il est possible que ces individus restent pauvres au sens multidimensionnel i.e. $c_i \geq k$ puisque la somme des poids des autres privations reste élevée même après avoir bénéficié du programme qui cible l'indicateur j . Dans ce cas, la mesure de la pauvreté multidimensionnelle M changerait sous l'effet de la variation de l'intensité A seulement. Ces deux situations doivent donc être prises en considération pour approcher et évaluer l'impact de programmes de protection sociale sur la pauvreté multidimensionnelle.

Dans cet article, nous traitons de façon systématique ces problèmes en proposant deux approches différentes mais qui peuvent également être combinées. Par ailleurs, en plus d'évaluer les effets ponctuels des programmes de protection sociale sur les grandeurs d'intérêt captés suite à une simulation s et que nous noterons A^s , H^s et M^s , nous construisons des intervalles de confiance avec un niveau de 95% qui nous permettent de vérifier si l'écart obtenu entre la mesure initiale et la mesure simulée est statistiquement significatif. Ces intervalles de confiance permettent également de faire des comparaisons de ces mesures, dans l'espace pour des strates d'intérêt.

4.2 Ciblage par tirage aléatoire

La première méthode consiste à sélectionner de façon aléatoire des ménages (et donc des individus) parmi ceux qui étaient initialement privés sur un ou plusieurs des indicateurs d'intérêt et qui, grâce à la mesure de protection sociale, ne sont plus en situation de privation pour ce ou ces indicateurs. Dans la pratique, Hoddinott (1999) montre en effet que le ciblage n'est pas une étape simple à mettre en œuvre et que dans certains cas, une intervention aléatoire parmi les ménages privés sur l'indicateur ciblé est moins coûteuse, notamment administrativement, et plus efficace qu'une mesure nécessitant un ciblage complexe. Cette idée est également reprise par Coady et al. (2004) raison pour laquelle nous avons dans un premier temps appliqué cette approche *a priori* plus simple.

Ainsi, dans cette approche, nous tirons un nombre de ménages (sans remplacement) parmi ceux étant privés pour un indicateur (ou pour plusieurs, dépendamment du scénario s) avant la mise en place de la mesure (i.e. à la situation de référence).⁸ Ce tirage peut de plus, se faire selon une stratification choisie préalablement par le décideur. Par exemple, une mesure de protection sociale pourrait cibler les individus selon leur milieu de résidence (rural, urbain) ou au niveau régional. Dans notre cas, nous faisons un tirage en tenant compte de la proportion des ménages initialement privés dans un ou plusieurs indicateurs, selon le milieu de résidence.

Une fois ce tirage aléatoire effectué, nous construisons la nouvelle matrice de privations $g^{0s} = [g_{ij}^{0s}]$ avec les nouveaux vecteurs obtenus à partir des individus initialement privés (tel que $g_{ij}^0 = 1$) et qui grâce au tirage de leur ménage sont devenus non privés sous l'indicateur j et donc $g_{ij}^{0s} = 0$. Dès lors, il est possible de déduire la nouvelle valeur du score de privations subies par l'individu i , c_i^s à partir de l'équation 1. En utilisant le même seuil k , nous pouvons ensuite recalculer l'incidence (H^s), l'intensité (A^s) et l'indice de pauvreté multidimensionnel (M^s) à partir de ce nouveau vecteur de privations c^s .

Par construction, ces résultats ne donnent qu'une estimation ponctuelle des trois mesures liées à l'échantillon aléatoire retenu. Pour permettre des comparaisons plus robustes par rapport à la situation de référence, nous avons recours à des simulations de Monte Carlo.

8. Le tirage aléatoire doit être effectué au niveau des ménages de telle sorte que lorsqu'un ménage change de statut de 1 à 0 sur un indicateur j , tous les individus à l'intérieur de ce ménage changent de statut. Pour cela, nous avons utilisé la commande *randomtag* de Stata.

Cette technique présente le grand intérêt de permettre de faire des tests (aléatoires) quelque soit la vraie distribution de base de l'échantillon (Dufour and Khalaf (2001) ; Efron (1981)). Dans la pratique, pour chacune des r répliques sous le scénario s , nous calculons les mesures A^s , H^s et M^s , puis nous déduisons la valeur moyenne de chacune de ces mesures qui représente l'estimation de la valeur ponctuelle. Nous pouvons ensuite calculer les variations en pourcentage par rapport à la situation de référence de chacune des trois mesures. La méthode de Monte Carlo permet aussi de construire des intervalles de confiance pour chaque mesure et ainsi, de juger de la significativité statistique du changement observé pour A , H et M . Nous appliquons cette approche dans tous les scénarios considérés.

4.3 Ciblage par identification objective

Nous proposons une deuxième méthode apparemment plus objective que l'approche aléatoire précédente, en nous appuyant sur des concepts statistiques et économétriques introduits par Gourieroux et al. (1987). Dans cette approche, l'identification des ménages qui changent de statut (de privé à non privé) suite à la mise en place d'une mesure de protection sociale, se fait parmi ceux ayant la probabilité la plus élevée d'en bénéficier (et donc la probabilité la moins élevée d'être privé). L'estimation de la probabilité à la base de l'identification se fait à partir d'un modèle à choix discrets (probit dans notre cas) prenant en considération les résidus généralisés tels qu'introduits par Gourieroux et al. (1987) et repris par plusieurs auteurs dont entre autres, Hsiao et al. (2007) et Wooldridge (2014). Cette approche qui nous semble intéressante à appliquer, est rarement utilisée⁹ et à notre connaissance, jamais dans notre contexte.

Nous considérons la probabilité que le ménage i ¹⁰ soit privé sur l'indicateur j de l'IPM telle que $p_{ij} = P(y_{ij} = 1) = \Phi(x'_{ij}\beta_j)$ avec x_{ij} un vecteur de K caractéristiques du i , β_j un vecteur de K paramètres et $\Phi(\cdot)$ la fonction de répartition de la Loi normale centrée réduite. Ce modèle probit est généralement associé à un modèle linéaire à variables latentes, y_{ij}^* :

$$y_{ij}^* = x'_{ij}\beta_j + e_{ij} \quad (2)$$

avec e_{ij} le terme d'erreur qui suit une Loi normale centrée réduite. Après estimation du modèle probit, les probabilités estimées $\hat{p}_{ij} = \hat{P}(y_{ij} = 1) = \Phi(x'_{ij}\hat{\beta}_j)$ sont déduites pour chaque ménage i qu'il soit privé ou pas, selon l'indicateur j . Les résidus généralisés relatifs à ce modèle sont alors déduits tel que :

$$\tilde{e}_{ij}(\hat{\beta}_j) = \frac{\phi(x'_{ij}\hat{\beta}_j)}{\Phi(x'_{ij}\hat{\beta}_j)[1 - \Phi(x'_{ij}\hat{\beta}_j)]} [y_{ij} - \Phi(x'_{ij}\hat{\beta}_j)]. \quad (3)$$

9. Voir par exemple Robichaud et al. (2014) et Tiberti and Tiberti (2015).

10. Dans cette sous-section, afin de ne pas alourdir les notations, nous utilisons l'indice i pour faire référence au ménage de l'individu i .

où $\phi(\cdot)$ est la fonction de densité de la Loi normale centrée réduite. Les probabilités ajustées qui seraient la base du classement des ménages sont données par $\tilde{p}_{ij} = \tilde{P}(y_{ij} = 1) = \Phi(x'_{ij}\hat{\beta}_j + \tilde{e}_{ij}(\hat{\beta}_j))$. Intuitivement, les résidus $\tilde{e}_{ij}$ peuvent être interprétés comme des estimations des erreurs aléatoires e_{ij} de l'équation 2.

Dans la pratique, sur l'axe qui représente le vecteur $\tilde{p}_j$ des valeurs $\tilde{p}_{ij}$, nous identifions les centiles et/ou les effectifs déterminant la part des ménages privés à la situation de base et ceux qui le restent après la mise en place de la mesure de protection sociale tel que définie par les décideurs.

Théoriquement, cette méthode devrait conduire à un meilleur ciblage et donc à une réduction des mesures de pauvreté multidimensionnelle supérieure à celle obtenue avec une approche aléatoire. Cependant, pour obtenir ce résultat, il est supposé que le vecteur x_{ij} des K caractéristiques du ménage i utilisé pour prédire la probabilité d'être privée pour l'indicateur j est pertinent. Autrement dit, ceci suppose que le modèle probit estimé présente une bonne qualité d'ajustement et de prédiction. Dans le cas inverse, il n'est pas certain que cette méthode améliore les résultats obtenus avec un ciblage aléatoire et pourrait même mener à un ciblage moins efficace.

Par ailleurs, nous considérons que conformément à la définition de l'IPM, tous les individus d'un ménage privé sur un indicateur j le sont aussi. Sur cette base, les mesures de pauvreté multidimensionnelle sont calculées au niveau des individus tant pour les situations de référence que pour les répliques de chaque scénario. Ensuite, pour pouvoir construire les intervalles de confiance simulés aux mesures A , H et M , toute l'approche proposée est faite en bootstrap (r répliques). Chaque réplique produit une base de référence différente de la situation de base obtenue à partir des données de l'enquête puisque la taille retenue est différente. Elle produit aussi pour chaque simulation s , un nouveau vecteur de privations de l'indicateur j qui remplace celui de base pour générer de nouvelles mesures A^s , H^s et M^s pour chaque réplique r . Comme dans le cas Monte Carlo, des moyennes entre les r répliques des valeurs de A^s , H^s et M^s sont calculées et comparées avec la moyenne des r répliques de la référence obtenue aussi par bootstrap. Des intervalles de confiance bootstrap sont finalement calculés pour la situation de référence et les trois simulations.

Par ailleurs, afin d'approfondir la comparaison, nous la complétons en procédant à une analyse distributionnelle basée sur les variables (vecteurs) des scores de privations après simulation, c^s et celui de base c . Chacun de ces vecteurs est déduit dans le processus bootstrap en prenant les moyennes sur les r répliques considérées pour chaque individu i . La distribution du vecteur de base change d'une simulation à l'autre pour les individus *multidimensionnellement* pauvres à la situation de référence. Pour mener cette analyse distributionnelle, nous considérons une approche basée sur les fonctions de densité, les fonctions de répartition (dominance stochastique de premier ordre) et les courbes d'incidence sur les quatre vecteurs de privations. Cette analyse donne des informations sur

l'amélioration en terme de privations quelque soit le seuil k qui pourrait être retenu.¹¹

5 Données, scénarios et résultats

5.1 Données et mesure de l'IPM marocain en 2018

Dans cet article, nous utilisons l'*Enquête Nationale sur la Population et la Santé Familiale* (ENPSF) de 2018. Elle a été réalisée par le Ministère de la Santé du Maroc avec l'assistance technique de plusieurs partenaires (UNICEF ; OMS ; FNUAP ; la Ligue Arabe et l'ANAM). La réalisation de cette enquête a coïncidé avec l'achèvement de la mise en œuvre de la *Stratégie sectorielle de la santé 2012-2016* et avant l'avènement de la crise sanitaire mondiale liée au COVID 19. L'un des objectifs de cette Stratégie a été l'appréciation de l'évolution de l'atteinte des *Objectifs du millénaire pour le développement* et plus récemment pour les *Objectifs du développement durable* au Maroc (MS, 2019).

Parmi les différents questionnaires de l'enquête, celui sur les ménages concerne tous les membres du ménage et leurs caractéristiques (sexe, âge, situation matrimoniale, niveau d'instruction, occupation, couverture médicale, prévalence des maladies chroniques, mesures anthropométriques pour les enfants de moins de cinq ans). Il renseigne aussi sur le type de logement, l'accès à l'eau, à l'électricité et à l'assainissement, les éléments du confort, etc. Le questionnaire portant sur les femmes couvre entre autres les questions relatives à l'historique des naissances et des décès des enfants au cours des cinq dernières années ayant précédé la date de l'enquête. *De facto*, plusieurs indicateurs démographiques, sanitaires et socio-économiques, en particulier ceux liés à la mesure de l'IPM, peuvent être calculés à partir de cette enquête.

Tableau 1: Pauvreté multidimensionnelle au Maroc - Situation en 2018

	Incidence de la pauvreté (H)	Intensité (A)	Indice de pauvreté multidimensionnelle (M)
Maroc 2018	0,1930	0,4267	0,0824

Source : Auteurs à partir des données de l'ENPSF - 2018

L'enquête a atteint avec succès 15 022 ménages dont 8 788 en milieu urbain et 6 234 en milieu rural. Le nombre total d'individus enquêtés a été de 67 795 personnes.¹² En termes de pauvreté multidimensionnelle calculée avec l'IPM révisé de l'ESCWA présenté précédemment et adapté au cas du Maroc (voir en Annexe le tableau 4), l'incidence de la pauvreté multidimensionnelle (H) est inférieure à 20% (19,30%). L'intensité est quant à elle, de 42,67%. Finalement, l'indice de pauvreté mutidimensionnelle, M au

11. Il faut remarquer que ces analyses sont similaires à celles généralement faites au niveau de la pauvreté monétaire. Toutefois dans notre cas, par définition, les pauvres se trouvent à la queue droite de la distribution de c .

12. Les enregistrements valides dans le fichier que nous avons utilisés concernent 67 412 individus.

Maroc en 2018 est égal à 8,24%. Lorsque nous regardons les parts des individus privés selon les dimensions (Tableau 2), nous constatons que les privations les plus élevées sont associées aux dimensions relatives au niveau d'éducation des plus de 18 ans (56,02%) ainsi qu'aux moyens de mobilité (61,57%). Les indicateurs pour lesquels les privations sont les plus faibles au Maroc en 2018 sont les grossesses chez l'enfant (0,97%), les moyens de communication (0,82%) et la mortalité infantile (1,06%).¹³

Tableau 2: Fréquence des individus privés (en pourcentage) - 2018

Dimensions	Indicateurs	Taux en pourcentage
Santé et nutrition	Mortalité infantile	1,06
	Grossesse chez l'enfant	0,97
	Nutrition des enfants	7,94
Education	Fréquentation scolaire	14,62
	Écart de scolarisation en fonction de l'âge	-
	Niveau d'études des 18 ans et +	56,02
Logement	Surpeuplement	20,19
	Type de logement	18,60
Accès aux services	Eau potable améliorée	29,22
	Amélioration de l'assainissement	33,91
	Electricité	2,66
Actifs	Moyens de communication	0,82
	Moyens de mobilité	61,57
	Moyens de subsistance	5,83

Source : Auteurs à partir des données de l'ENPSF - 2018

5.2 Scénarios de simulation

Étant donnée la nouvelle stratégie de protection sociale, actuellement en train de se mettre en place au Maroc et discutée dans la section précédente, les dimensions de l'IPM qui devraient être impactées sont la santé et l'éducation à travers les deux premiers axes de la Stratégie. Plus précisément, les trois indicateurs suivants sont considérés dans nos scénarios : la mortalité infantile, la malnutrition des enfants âgés de moins de 5 ans et la scolarisation des enfants âgés entre 6 et 17 ans. Dans cet article, afin d'illustrer l'utilisation de la méthodologie développée, nous simulons trois scénarios.¹⁴ A ce niveau, il est important de préciser que les scénarios proposés sont supposés être le résultat de différents programmes ou actions contenus dans la réforme de la protection sociale. Il ne s'agit donc pas dans cet article, de proposer les mesures qui permettrait d'atteindre les objectifs simulés.

Dans le premier scénario, nous supposons, toutes choses étant égales par ailleurs, que le

13. Comme nous l'avons expliqué précédemment, les seuils de privation retenus par l'ESCWA sont plus contraignants pour certains indicateurs que ceux utilisés par OPHI ou par le Haut-Commissariat au Plan (HCP) pour calculer l'IPM. C'est le cas par exemple du surpeuplement dans les logements, de l'accès à l'eau potable améliorée et à l'assainissement.

14. Cette méthodologie peut s'appliquer à de nombreuses politiques impactant les différents indicateurs couverts par l'IPM.

Maroc va parvenir à travers différents programmes, à réduire de 50% le taux de privation relatif à la mortalité infantile de son niveau de 2018 (passant de 1,06% à 0,53%) et le taux de privation en matière de malnutrition de son niveau de 2018 (passant de 7,94% à 3,97%).

Soulignons que le sens que nous donnons au changement de statut en terme de privation sur un indicateur donné, fait référence à une amélioration qui serait observée dans une enquête future et non à un changement pour l'individu concerné par cette privation en 2018. Par exemple, un changement sur l'indicateur lié à la mortalité infantile ne signifie pas que le ménage privé n'observe plus l'évènement (perte d'un enfant en bas âge) mais fait plutôt référence à un taux de privation plus faible sur cet indicateur que nous pourrions observer dans une enquête future, pour d'autres ménages suite à la mise en place du système de protection sociale.

Pour le premier indicateur considéré, étant donné la faiblesse du niveau de privation, nous considérons uniquement l'approche avec tirage aléatoire des ménages bénéficiaires en tenant compte de la répartition de ces ménages selon le milieu de résidence (urbain et rural). En effet, la modélisation d'une variable à choix discrets (ici être privé) produirait des résultats peu fiables au niveau des probabilités prédites lorsque les échantillons sont fortement déséquilibrés ("*unbalanced*").¹⁵ Pour l'indicateur portant sur la malnutrition, nous proposons deux approches : 1- comme pour l'indicateur relatif à la mortalité infantile, nous considérons un tirage aléatoire des ménages bénéficiaires ; 2- nous procédons à une estimation de la probabilité d'être privé pour cet indicateur en utilisant un modèle probit tel que décrit dans la section 4.3. Dans ce dernier cas, les ménages ayant la probabilité plus faible d'être privés seront supposés être les bénéficiaires de la réforme du système.

Dans le deuxième scénario, nous supposons, toutes choses étant égales par ailleurs, que le taux de privation en terme de scolarisation des enfants âgés entre 6 et 17 ans passe de son niveau en 2018 égal à 14,62% à 7,31% dans le futur. Dans ce scénario et pour cet indicateur, nous procédons de la même manière que précédemment en appliquant les deux approches à savoir un ciblage aléatoire des bénéficiaires parmi les ménages pauvres sur cet indicateur en 2018 puis en appliquant un ciblage par identification objective sur la base d'un modèle probit.

Enfin, dans le troisième scénario, nous combinons les deux précédents en considérant les améliorations en terme de privation présentées ci-dessus pour les indicateurs de santé et d'éducation considérés. Les approches de ciblage sont similaires à celles mentionnées précédemment.

15. Voir par exemple Maddala and Lahiri (1992), Cramer (1999), Greene (2000) et Salas-Eljatib et al. (2018).

5.3 Interprétation des résultats

Nous commençons par rapporter les trois mesures H , A et M et leur intervalle de confiance simulé pour la situation de référence et pour les trois scénarios. Nous comparons également les résultats obtenus avec l'approche de ciblage par tirage aléatoire et avec ciblage objectif. Comme nous l'avons souligné dans la Section 4, afin d'avoir une bonne qualité de l'ajustement du modèle probit pour un meilleur ciblage avec l'approche objective, nous avons procédé à une estimation avec sélection de type *backward-stepwise*. Les variables retenues au départ dans les modèles sont le milieu de résidence, le genre et l'âge (et son carré) du chef de ménage, son niveau d'éducation et son état matrimonial ainsi que la taille du ménage et son carré. Finalement, nous considérons la variable continue relative au score de richesse du ménage disponible dans la base de données et calculé à partir d'informations sur la possession par les ménages de biens de consommation durables, l'accès aux services de base et d'autres caractéristiques introduites dans une analyse factorielle (Smits and Steendijk, 2015).¹⁶ Nous présentons finalement, les résultats de l'analyse distributionnelle.

5.3.1 Résultats de l'analyse ponctuelle

Sous l'approche avec tirage aléatoire pour tous les indicateurs considérés dans les scénarios et pour construire les intervalles de confiance des différentes mesures de pauvreté multidimensionnelles d'intérêt, nous avons adopté une approche Monte Carlo avec 1 000 répliques. La première partie du tableau 3 présente les résultats relatifs au ciblage par tirage aléatoire pour tous les indicateurs. La référence de comparaison est celle obtenue à partir des données de base de l'enquête. L'estimation ponctuelle des mesures et leurs intervalles de confiance sont donc construits par la méthode de Monte Carlo.

La deuxième partie du tableau 3 rapporte la situation de référence pour l'approche objective différente de celle utilisée dans l'approche par tirage aléatoire. En effet, comme cela a été expliqué précédemment, cette référence est obtenue par la méthode du bootstrap avec 1 000 répliques et avec une taille d'échantillon fixée à 13 500 ménages (en imposant un tirage aléatoire sans remise). L'estimation ponctuelle et les intervalles de confiance associés sont obtenus à partir des mêmes répliques en bootstrap pour tous les scénarios. Nous rapportons finalement les variations en pourcentage par rapport à la situation de référence bootstrap.

Le premier constat est que les intervalles de confiance de la situation de référence obtenue avec l'approche objective de l'incidence H , de l'intensité A et de la mesure M couvrent les valeurs calculées à partir de l'échantillon de l'enquête.

Sans surprise, étant données les politiques de protection sociales considérées, les trois simulations ont un effet positif sur les mesures A , H et M et ce quelque soit l'approche

16. Voir en annexe le Tableau 5 pour les statistiques descriptives des variables utilisées.

Tableau 3: Pauvreté multidimensionnelle au Maroc - Situation en 2018 et résultats de simulations

			H			A			M		
			Inf	Valeur	Sup	Inf	Valeur	Sup	Inf	Valeur	Sup
Ciblage par tirage aléatoire	Référence - Enquête		-	0,1930	-	-	0,4267	-	-	0,0824	-
	Simulation 1	Valeur ponctuelle	0,1843	0,1859	0,1874	0,4221	0,4231	0,4241	0,0781	0,0786	0,0792
		Variation %	-	-3,71 %	-	-	-0,86 %	-	-	-4,53 %	-
	Simulation 2	Valeur ponctuelle	0,1626	0,1649	0,1671	0,4068	0,4089	0,4110	0,0666	0,0674	0,0682
		Variation %	-	-14,57 %	-	-	-4,19 %	-	-	-18,14 %	-
	Simulation 3	Valeur ponctuelle	0,1545	0,1572	0,1599	0,4027	0,4050	0,4072	0,0627	0,0637	0,0646
		Variation %	-	-18,56 %	-	-	-5,10 %	-	-	-22,72 %	-
Ciblage par identification objective	Référence - bootstrap		0,1325	0,1993	0,2660	0,4253	0,4268	0,4283	0,0565	0,0850	0,1135
	Simulation 1	Valeur ponctuelle	0,1300	0,1956	0,2611	0,4241	0,4257	0,4272	0,0553	0,0832	0,1112
		Variation %	-	-1,86 %	-	-	-0,27 %	-	-	-2,12 %	-
	Simulation 2	Valeur ponctuelle	0,1261	0,1896	0,2530	0,4243	0,4259	0,4275	0,0537	0,0807	0,1078
		Variation %	-	-4,85 %	-	-	-0,22 %	-	-	-5,06 %	-
	Simulation 3	Valeur ponctuelle	0,1237	0,1860	0,2482	0,4231	0,4247	0,4263	0,0525	0,0790	0,1054
		Variation %	-	-6,68 %	-	-	-0,50 %	-	-	-7,14 %	-

Source : Auteurs à partir des données de l'ENPSF - 2018

choisie. De plus, les variations obtenues sous le ciblage aléatoire sont toutes statistiquement significatives puisque les intervalles de confiance obtenus après simulation ne couvrent pas les valeurs de référence. Dans le cas du ciblage par identification objective, en examinant les intervalles de confiance de référence bootstrap et ceux obtenus après simulation, il ressort que les variations sont statistiquement non significatives pour H et M . Cette variation l'est pour l'intensité, A dans le cas de la simulation 3 seulement. Ce phénomène se produit puisque même lorsqu'un ménage n'est plus privé sur un ou plusieurs indicateurs, il peut rester pauvre (H est moins impacté alors que A est réduit). De plus, la variation dans M n'est qu'une résultante des variations de A et H obtenue par différenciation (Cf. Section 2.2).

A priori et logiquement, une politique de protection sociale devrait être plus efficace lorsque celle-ci cible de façon objective les bénéficiaires de la réforme. Or, les variations relatives obtenues dans notre cas sont toujours plus grandes en valeurs absolues sous le ciblage aléatoire que sous l'identification objective. Ce résultat qui corrobore les conclusions de Hoddinott (1999), peut s'expliquer par le fait que les modèles probit estimés l'ont été dans un contexte d'échantillons déséquilibrés pour lesquels les mesures de la qualité d'ajustement même bonnes, ne sont pas fiables.¹⁷ Cette situation pourrait être fréquemment observée pour les indicateurs retenus pour calculer l'IPM. Par exemple, dans le cas du Maroc en 2018, six taux de privation sur 13 sont inférieurs à 10% (Ta-

17. Par exemple, pour le modèle relatif à la privation selon l'indicateur de malnutrition, le taux de bonnes classifications à la situation de référence est de 93,68% mais le taux de sensibilité est faible (0,75%). Pour modèle relatif à la privation selon l'indicateur de scolarisation, le taux de bonnes classifications à la situation de référence est de 89,46% et avec un taux de sensibilité de 5,52%.

bleau 2). Ainsi, en matière de ciblage, l'utilisation de l'approche objective ne semble pas dominer clairement l'approche par ciblage aléatoire dans notre analyse.¹⁸ Ce résultat pourrait aussi s'observer à cause de l'homogénéité des ménages privés sur chaque indicateur ciblé par la réforme.

Il est clair que les variations enregistrées sous la simulation 3 ne sont que le cumul des deux autres variations (simulations 1 et 2). Ceci s'explique par la construction de l'IPM puisque sous chacune des simulations, l'état de privation de certains ménages et individus passe de 1 à 0 pour des indicateurs précis, toutes choses étant égales par ailleurs, pour les indicateurs non ciblés. Autrement dit, dans cet article aucune corrélation entre les indicateurs n'est prise en considération. Si cette hypothèse est relâchée en considérant d'autres approches, nous pourrions obtenir des résultats différents du fait de l'amplification potentielle de la réduction des privations.

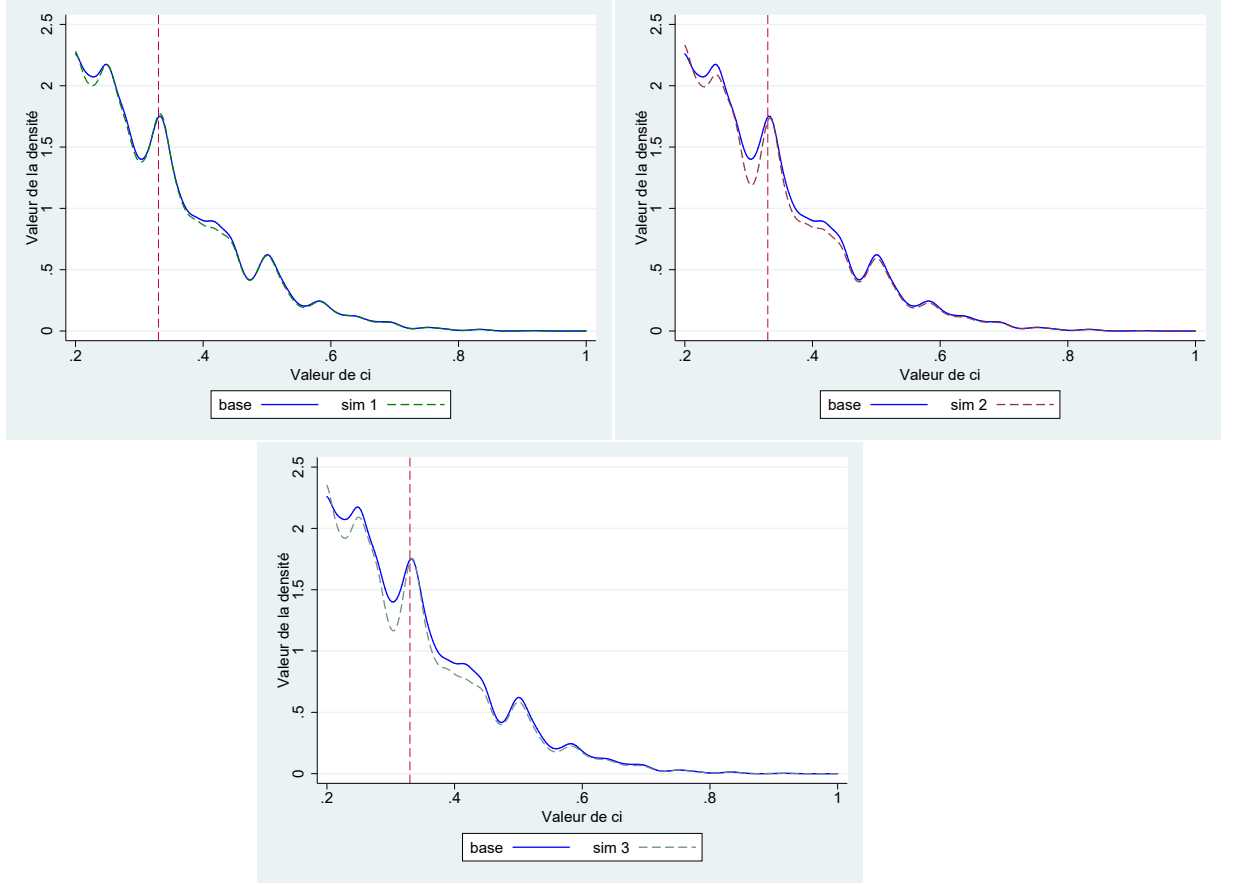
5.3.2 Résultats en dominance stochastique

L'analyse ponctuelle et par intervalle conduite précédemment dépend du seuil k retenu. Pour la compléter et dépasser l'arbitraire associé à la fixation de ce seuil, nous présentons les résultats de l'analyse distributionnelle en comparant la distribution des scores c_i pour la situation de référence avec celles obtenues pour les trois simulations.

L'examen des fonctions de densité prises deux à deux montre que comme attendu, dans chaque cas, la courbe simulée se trouve à la gauche, parfois faiblement, de celle de la référence pour tous les individus pour lesquels c_i^s diminue qu'ils soient pauvres multidimensionnellement ou pas (Figure 1). En effet, il est clair que $c_i^s \leq c_i$ pour tout individu i . Nous constatons également, que le déplacement à gauche est plus marqué sous la simulation 2 relative à l'amélioration de l'indicateur de privation en terme de scolarisation. La comparaison dans le cas de la simulation 3 met bien en exergue l'effet du cumul des deux réformes de la politique sociale (santé et éducation) (Voir Figure 4 en annexe).¹⁹ L'analyse en dominance stochastique de premier ordre basée sur les comparaisons des courbes des fonctions de répartition des distributions des scores c_i fait ressortir leur forme en escalier qui s'explique par la définition même de c_i et des cumuls des poids des personnes privées. Cette analyse montre par ailleurs, des résultats similaires à ceux déduits précédemment. Les courbes représentant les cas simulés se trouvent systématiquement à la gauche de celle de référence, d'où la dominance stochastique de premier ordre. De plus, l'écart entre les courbes est plus grand lorsque la réforme touche l'indicateur de scolarisation (simulation 2) et encore plus, lorsque les deux indicateurs sont impactés (simulation 3) (Figures 2). Nous constatons également que l'écart entre les courbes s'amenuise au fur et à mesure que c_i augmente. Ceci s'explique par le ciblage

18. Rappelons que dans les simulations 1 et 3, nous avons retenu un ciblage aléatoire même dans l'approche de ciblage par identification objective pour l'indicateur relatif à la mortalité.

19. Dans la Figure 5 en annexe, nous présentons les deux distributions sur tout le domaine de c_i (0 à 1).

FIGURE 1: Courbes de densité des c_i^* 

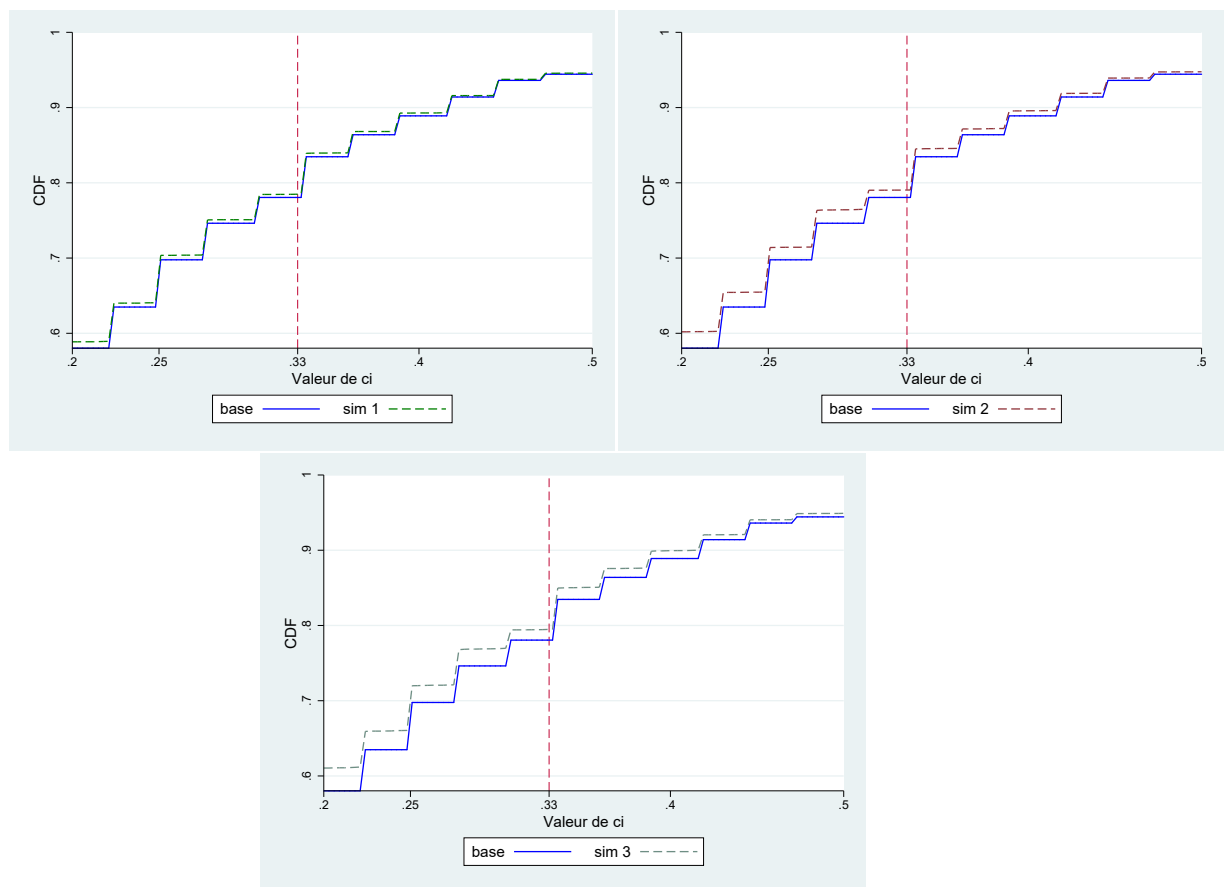
Source : Auteurs à partir des données de l'ENPSF - 2018

*Le focus est mis sur les $c_i > 0,2$ pour plus de clarté.

basé sur l'identification objective et retenu pour les deux indicateurs de privation et qui favorise les individus ayant la probabilité la plus élevée de ne pas être privés sur chaque indicateur.²⁰ Le dernier concept utilisé pour approcher les effets simulés de la réforme de protection sociale sont les courbes d'incidence (CI). Elles ont été introduites par Ravallion and Chen (2003) notamment pour analyser la dynamique de la pauvreté monétaire en relation avec la croissance économique et l'évolution des inégalités. Dans notre cas, ces courbes rendent compte de l'incidence de la réforme de la protection sociale sur la distribution du vecteur des scores c , en comparant la situation de référence avec un cas simulé. A la différence de Ravallion and Chen (2003), étant donné la définition de la pauvreté multidimensionnelle basée sur le vecteur des scores de privation c et le seuil k , la lecture se trouve inversée. En effet, les pauvres se trouvent à droite de ce seuil. Ainsi, la courbe d'incidence dans notre cas, est la représentation de la relation faisant le lien entre chaque percentile de la population et le taux de croissance de c_i correspondant,

20. La Figure 6 en annexe, résume ce résultat en comparant les quatre courbes simultanément.

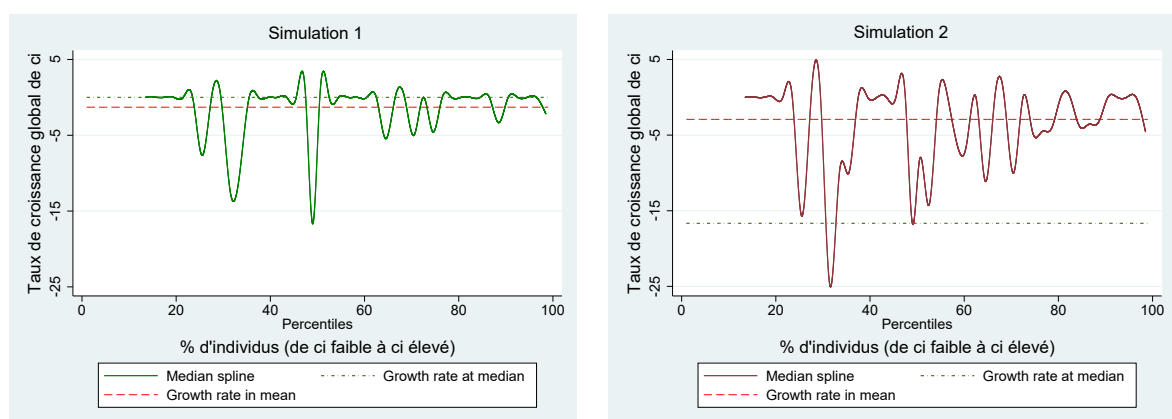
FIGURE 2: Courbes de dominance stochastique - Ordre 1*



Source : Auteurs à partir des données de l'ENPSF - 2018
 *Le focus est mis sur les $0,2 < c_i < 0,5$ pour plus de clarté.

entre la situation de référence et le scénario simulé. Les taux de croissance observés sont

FIGURE 3: Courbes d'incidence de la réforme - Sim 1 et 2



Source : Auteurs à partir des données de l'ENPSF - 2018

naturellement tous négatifs (Figure 3).²¹ L'examen des courbes d'incidence montre que ce sont les individus les moins pauvres qui bénéficieraient le plus des réformes simulées en terme de taux de croissance des c_i . En effet, pour deux individus i et i' , tous deux privés dans un indicateur j puis ciblés par la politique de protection sociale et tel que $c_i < c_{i'}$, le taux de variation en pourcentage de c_i sera supérieur au taux de variation de $c_{i'}$.²² Ceci explique l'allure des courbes d'incidence associées où les taux s'affaiblissent en valeur absolue au fur et à mesure que les c_i augmentent pour les mêmes raisons pour lesquelles les écarts diminuent entre les fonctions de répartition (Voir Figures 3).²³ Enfin, les taux de croissance enregistrés sont logiquement plus élevés en valeur absolue pour la simulation 3 comparativement aux simulations 1 et 2.

6 Conclusion

L'analyse d'impact des politiques publiques de lutte contre la pauvreté considèrent souvent une mesure de pauvreté monétaire. Les méthodes utilisées, notamment microsimulées, sont devenues relativement standard. Dans cet article, nous approchons l'impact de la réforme du système de protection sociale au Maroc sur la pauvreté multidimensionnelle mesurée par l'IPM introduit par OPHI. Pour ce faire, nous développons deux approches exclusives qui se distinguent par le mécanisme de ciblage des individus bénéficiaires des réformes conduites mais qui peuvent aussi être utilisées de façon complémentaire. La première base l'identification des bénéficiaires sur une sélection aléatoire parmi les ménages (et donc les individus membres de ces ménages) privés sur chacun des indicateurs considérés. La seconde méthode *a priori* plus objective, s'appuie sur un modèle probabiliste (probit) pour identifier les ménages dont le statut passe de privé à non privé sur un indicateur donné. Les probabilités prédites par ce modèle sont liées aux caractéristiques des ménages et sont ajustées par des résidus, conformément à ce qui est proposé par la théorie dans ce contexte. Ces deux méthodes peuvent être utilisées quelque soit le nombre d'indicateurs impactés par les réformes à entreprendre.

Dans la partie empirique, nous identifions les croisements entre les contenus des systèmes de protection sociale, les dimensions et les indicateurs utilisés dans la construction de l'IPM. En nous appuyant sur les recommandations ayant émané des *Assises nationales de la protection sociale* au Maroc et qui sont actuellement en cours de déploiement, nous avons retenu trois indicateurs cibles ; deux relatifs à la santé et un lié à l'éducation.

En complément à l'analyse ponctuelle usuelle, nous construisons des intervalles de confiance

21. Deux courbes d'incidence relatives à la simulation 3 sont données en annexe, l'une obtenue avec lissage non paramétrique (commande *gicurve* de STATA) et l'autre construite à partir des données observées (Voir Figures 7).

22. Voir la Proposition 1 en annexe.

23. Les c_i des individus non privés sur toutes les dimensions ou encore ceux non privés sur les indicateurs concernés par la réforme ne changent pas ce qui explique les taux de croissance nuls. Il se peut aussi que les c_i de certains individus privés sur l'un ou l'autre des indicateurs visés par la politique restent constants si ces individus n'ont pas bénéficié de la réforme.

simulés (Monte Carlo et bootstrap) pour les mesures de pauvreté multidimensionnelle puis nous procédons à une analyse distributionnelle (fonctions de densité et de répartition et courbes d'incidence) pour dépasser le caractère arbitraire de la fixation du seuil associé à ces mesures et faire des comparaisons robustes.

Dans notre application, nous utilisons les données de l'*Enquête Nationale sur la Population et la Santé Familiale* (ENPSF) de 2018 pour mesurer et approcher l'impact de réformes de la protection sociale sur la pauvreté multidimensionnelle au Maroc. Nous démontrons que les deux approches proposées sont pertinentes dans ce contexte. L'examen des résultats fait ressortir que le ciblage par identification objective ne domine pas nécessairement le ciblage aléatoire pour les simulations que nous avons conduites. Toutefois, ce constat ne peut pas être généralisé étant donné que ce résultat peut s'expliquer par le fait que le probit ayant produit les probabilités de ciblage a été estimé sur un échantillon fortement déséquilibré ou encore par l'homogénéité des ménages privés. En effet, les taux de privation dans les indicateurs considérés sont faibles à la base. Il faut aussi rappeler que dans l'approche de ciblage par identification objective, seuls les ménages privés sur l'indicateur considérés peuvent voir leur statut sur cet indicateur passer de 1 à 0 qu'ils soient ou non pauvres au sens multidimensionnel. Il est également possible que la méthode par identification aléatoire ne donne pas des résultats différents de ceux obtenus par identification objective dans le cas où les personnes ciblées ont des profils similaires en terme de pauvreté.

De plus, dans les deux cas et tel qu'attendu, les variations obtenues par cumul de programmes sont plus grandes en valeurs absolues que celles obtenues sur chacune des réformes prises individuellement. Un autre constat intéressant découle de l'examen des résultats relatifs à H , A et M . En effet, avec la mise en place des réformes de protection sociale, les privations selon les indicateurs ciblés peuvent baisser pour certains ménages (A est impacté) mais laisser l'incidence de la pauvreté multidimensionnelle (H) inchangée. L'analyse distributionnelle confirme ces résultats. Ajoutons que toute cette approche peut être conduite selon le milieu de résidence, par région ou pour tout autre groupe d'intérêt.

Soulignons enfin que tous les résultats obtenus grâce aux deux méthodes développées dans cet article sont basés sur l'hypothèse d'indépendance des effets sur les indicateurs (sous le principe de "*toutes choses étant égales par ailleurs*"). Cette hypothèse peut ne pas être toujours plausible puisque des corrélations entre les indicateurs pourraient exister. Dans ce cas, nos approches devraient être ajustées pour intégrer ces dernières afin de raffiner l'évaluation de l'impact de la réforme de la protection sociale qui serait *a priori* plus important.

Références

- Alkire, S. and Foster, J. (2007). Counting and multidimensional poverty.
- Alkire, S. and Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of public economics*, 95(7-8) :476–487.
- Alkire, S. and Santos, M. E. (2014). Measuring acute poverty in the developing world : Robustness and scope of the multidimensional poverty index. *World Development*, 59 :251–274.
- Bakhshinyan, E., Molinas, L., and Alderman, H. (2019). Assessing poverty alleviation through social protection : School meals and family benefits in a middle-income country. *Global Food Security*, 23 :205–211.
- Boccanfuso, D., Cousineau, J.-M., and Fonseca, R. (2018). Le Revenu Minimum Garanti : Une Utopie ? Une Inspiration pour le Québec, rapport final du comité d’experts sur le revenu minimum garanti, Québec, vol. 3 : Les simulations effectuées, 161 pages, Québec, Juin. https://www.mtess.gouv.qc.ca/grands-dossiers/revenu_min_garanti.asp.
- Borga, L. et al. (2020). Social protection and multidimensional poverty : Lessons from ethiopia, india and peru. Technical report.
- Chemillier-Gendreau, D. (2018). Social security programs throughout the world : Africa. Technical report, Dans le cadre des Premières Assises Nationales de la protection sociale.
- Coady, D., Grosh, M., and Hoddinott, J. (2004). *Targeting of transfers in developing countries : Review of lessons and experience*. The World Bank.
- Cramer, J. S. (1999). Predictive performance of the binary logit model in unbalanced samples. *Journal of the Royal Statistical Society : Series D (The Statistician)*, 48(1) :85–94.
- Dufour, J.-M. and Khalaf, L. (2001). Monte carlo test methods in econometrics. *Companion to Theoretical Econometrics’, Blackwell Companions to Contemporary Economics*, Basil Blackwell, Oxford, UK, pages 494–519.
- Efron, B. (1981). Nonparametric estimates of standard error : the jackknife, the bootstrap and other methods. *Biometrika*, 68(3) :589–599.
- ESCWA (2017). Arab multidimensional poverty report. Technical report, ESCWA.
- Fiszbein, A., Kanbur, R., and Yemtsov, R. (2014). Social protection and poverty reduction : global patterns and some targets. *World Development*, 61 :167–177.

- Foster, J., Greer, J., and Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica : journal of the econometric society*, pages 761–766.
- Gourieroux, C., Monfort, A., Renault, E., and Trognon, A. (1987). Generalised residuals. *Journal of econometrics*, 34(1-2) :5–32.
- Greene, W. H. (2000). Econometric analysis 4th edition. *International edition, New Jersey : Prentice Hall*, pages 201–215.
- Hoddinott, J. (1999). Targeting : Principles and practice. *Technical Guide*, 9 :70–75.
- Holzmann, R. and Jørgensen, S. (2001). Social risk management : A new conceptual framework for social protection, and beyond. *International Tax and Public Finance*, 8(4) :529–556.
- Hsiao, C., Pesaran, M. H., and Pick, A. (2007). Diagnostic tests of cross section independence for nonlinear panel data models.
- ISSA (2019). Social security programs throughout the world : Africa. Technical report.
- Machado, A. C., Bilo, C., Veras Soares, F., and Osorio, R. G. (2018). Overview of non-contributory social protection programmes in the middle east and north africa (mena) region through a child and equity lens. Technical report, Research Report.
- Maddala, G. S. and Lahiri, K. (1992). *Introduction to econometrics*, volume 2. Macmillan New York.
- MAGG (2018). Les premières assises nationales de la protection sociale sous le thème "ensemble pour un système de protection sociale intégré et pérenne". Technical report, UNICEF, Union Européenne.
- MS (2019). Enquête nationale sur la population et la santé familiale. Technical report, Ministère de la santé du Maroc.
- OIT (2017). World social protection report 2017-19 : Universal social protection to achieve the sustainable development goals. Technical report, International Labour Organization.
- Ravallion, M. and Chen, S. (2003). Measuring pro-poor growth. *Economics letters*, 78(1) :93–99.
- Robichaud, V., Maisonnave, H., and Tiberti, L. (2014). Impact of increased public education spending on growth and poverty in uganda : An integrated micro-macro approach.
- Salas-Eljatib, C., Fuentes-Ramirez, A., Gregoire, T. G., Altamirano, A., and Yaitul, V. (2018). A study on the effects of unbalanced data when fitting logistic regression models in ecology. *Ecological Indicators*, 85 :502–508.

- Satumba, T., Bayat, A., and Mohamed, S. (2017). The impact of social grants on poverty reduction in south africa. *Journal of Economics*, 8(1) :33–49.
- Seth, S., Tutor, M. V., et al. (2019). *Evaluation of Anti-poverty Programs' Impact on Joint Disadvantages : Insights from the Philippine Experience*. Oxford Poverty & Human Development Initiative.
- Smits, J. and Steendijk, R. (2015). The international wealth index (iwi). *Social Indicators Research*, 122(1) :65–85.
- Tiberti, L. and Tiberti, M. (2015). Rural policies, price change and poverty in tanzania : An agricultural household model-based assessment. *Journal of African Economies*, 24(2) :193–229.
- Wooldridge, J. M. (2014). Quasi-maximum likelihood estimation and testing for non-linear models with endogenous explanatory variables. *Journal of Econometrics*, 182(1) :226–234.
- Zhang, Y., Thelen, N., and Rao, A. (2010). Social protection in fiscal stimulus packages : Some evidence. *UNDP, New York. For more information, please contact : The United Nations Children's Fund (UNICEF)*, 3.

Annexes

Tableau 4: Cadre de l'IPM arabe révisé - Original et Maroc

Household is considered multidimensionally poor if its total deprivation score >20%					
Pillar and weight assigned	Dimension	Indicator and weight within Dimension	Deprived if	Original Weight	Morocco 2018
Social or capability well-being (weight=50%)	Health and Nutrition (weight =50/2 = 25%)	Child mortality (weight=1/3)	Any child in the household died before the age of 5 during the past 10 years.	25/3	25/3
		Child nutrition (weight=1/3)	Any child (0-59 months) is stunted (height for age < -2) or any child is underweight (weight for age < -2).	25/3	25/3
		Early pregnancy (weight=1/3)	Any women aged 15-24 in the household gave birth before the age of 18.	25/3	25/3
	Education (weight =25%)	School attendance (weight=1/3)	Any child in the household aged 6-17 is not attending school and has not completed secondary education.	25/3	2*25/3 = 50%/3
		Age schooling gap (weight=1/3)	Any child aged 8-17 is enrolled at two grades or more below the appropriate grade for their age.	25/3	0
		Educational attainment -18+ (weight=1/3)	All household members aged 18+ have not completed secondary education.	25/3	25/3
Living standards or material well-being (weight=50%)	Housing (weight = 50/3 = 16.67%)	Overcrowding (weight=1/2)	The household has three persons or more, aged 5+ years, per sleeping room.	16.67/2 = 25/3	25/3
		Type of dwelling (weight=1/2)	The housing situation fits at least one of the following conditions : (i) home is a place other than a stand-alone house or apartment; (ii) it has a non-permanent floor; or (iii) it has a non-permanent roof*	16.67/2 = 25/3	25/3
	Access to services (weight =16.67%)	Improved drinking water (weight=1/3)	The household does not have any of the following sources : piped water into a dwelling, piped water into a yard, or bottled water.	16.67/3 = 50/9	50/9
		Improved sanitation (weight=1/3)	The household does not have access to improved sanitation or it is improved but shared with other households**.	16.67/3 = 50/9	50/9
	Assets (weight =16.67%)	Electricity (weight=1/3)	The household does not have access to electricity.	16.67/3 = 50/9	50/9
		Communication assets (weight=1/3)	The household has no phone (mobile or land-line), television or computer.	16.67/3 = 50/9	50/9
		Mobility assets (weight=1/3)	The household has no car/truck, motorbike or bicycle.	16.67/3 = 50/9	50/9
		Livelihood assets (weight=1/3)	The household has no fridge, washer, any type of heaters, or any type of air conditioning/cooler.	16.67/3 = 50/9	50/9

Source : Adaptation de (ESCWA, 2017) par les auteurs.

* Non-permanent floor includes earth, sand, dung or rudimentary (wood planks/bamboo/reeds/grass/canes). Non-permanent roof includes the roof being unavailable or made of thatch, palm leaf, sod, rustic mat, palm, bamboo, wood plank or cardboard.

** Improved sanitation facilities in line with the WHO and UNICEF JMP guidelines includes flush/pour flush to piped sewer system, septic tanks or pit latrines; and ventilated improved pit latrines, composting toilets or pit latrines with slabs.

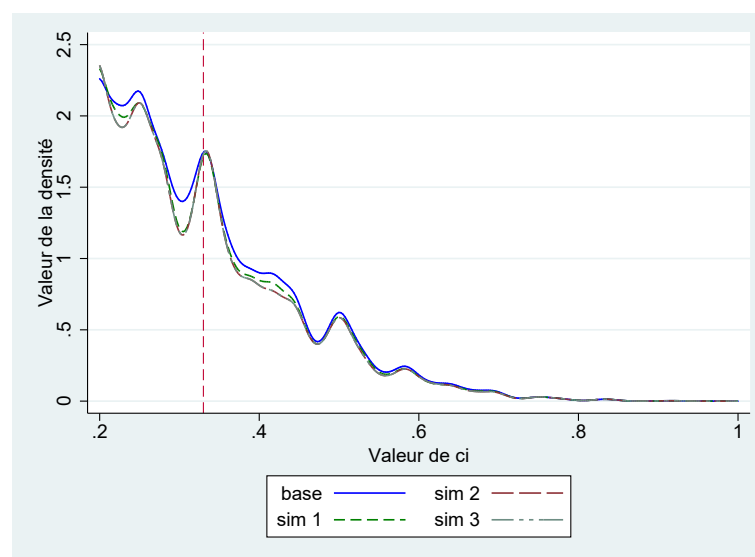
Note : Dans notre cas, étant donné les modalités de la variable relative au type de toilettes de l'enquête exploitée, nous avons considéré qu'un ménage est non privé sur l'indicateur *Amélioration de l'assainissement*, lorsque celui-ci dispose d'une toilette avec siphon reliée ou non aux égouts ou une toilette sans siphon reliée aux égouts et que ces toilettes ne sont pas partagées avec d'autres ménages.

Tableau 5: Statistiques descriptives des variables utilisées dans l'approche objective - Modèle Probit

Variable		Obs	Moyenne	Std. Dev.	Min	Max	Fréquence %	
Age - cm		67 412	52,55	13,69	16	98		
Taille Ménage			5,60	2,60	1	25		
Score de richesse			33 898,10	19 570,93	4,14	67 792,09		
Milieu	Urbain Rural							61,27 38,73
Genre - cm	Homme Femme							89,11 10,89
Niveau d'éducation - cm	Aucun Primaire Collège Secondaire Supérieur							46,16 25,59 11,41 9,23 7,61
Etat matrimonial	Célibataire Marié Veuf Divorcé Séparé							2,46 87,99 7,47 1,64 0,43

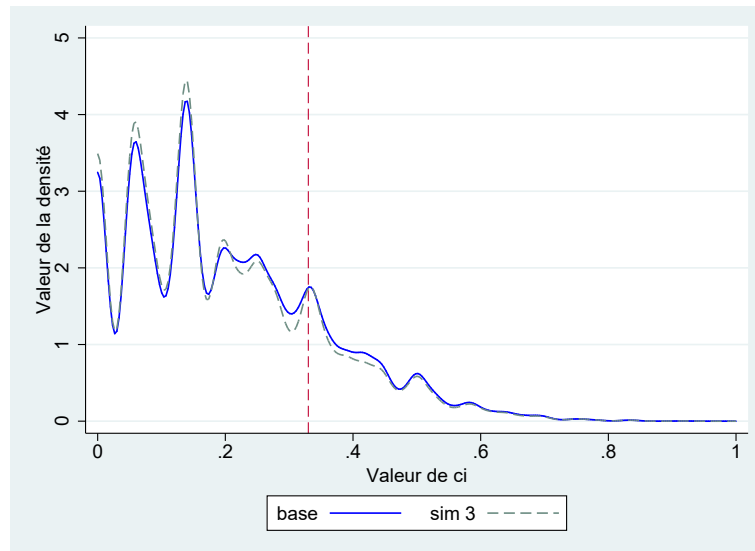
Source : Auteurs à partir de l'ENPSF - 2018.

FIGURE 4: Courbes de densité - 4 courbes



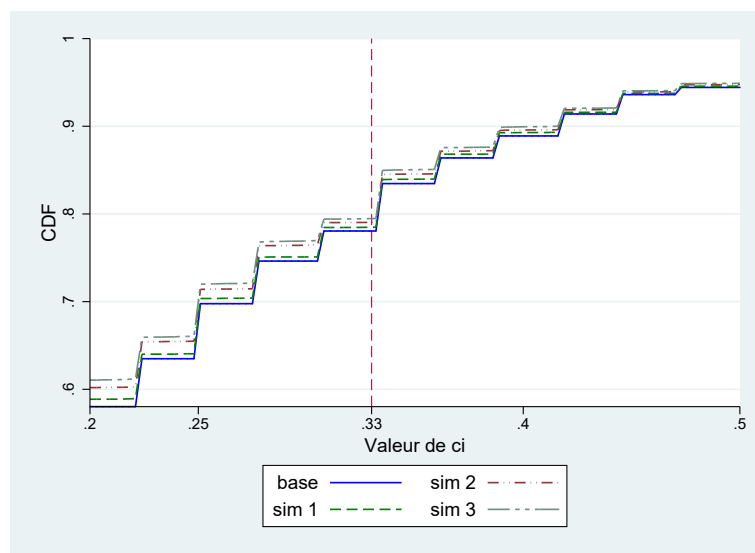
Source : Auteurs à partir des données de l'ENPSF - 2018

FIGURE 5: Courbes de densité - Intervalle complet



Source : Auteurs à partir des données de l'ENPSF - 2018

FIGURE 6: Courbes de dominance stochastique - Ordre 1 - Global



Source : Auteurs à partir des données de l'ENPSF - 2018

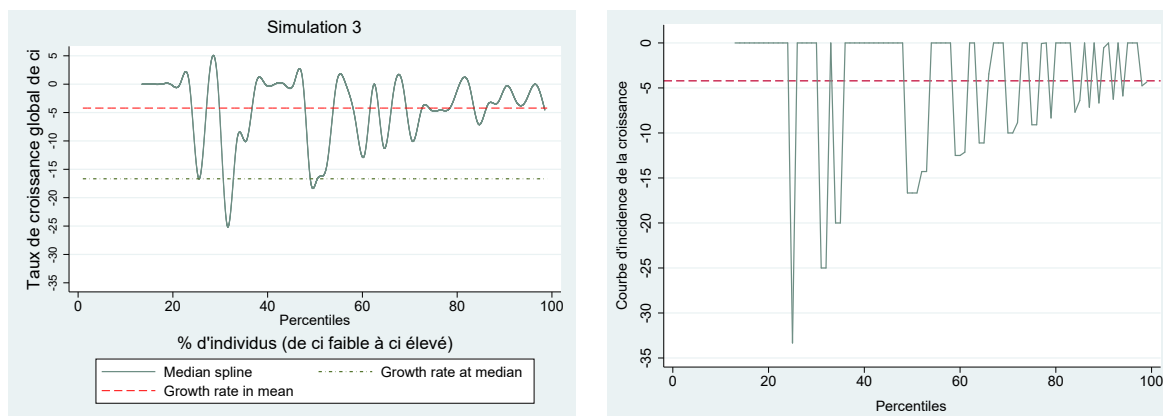
Tableau 6: Taux de croissance de c_i en % par percentile (entre la référence et les simulations)

	SIM1	SIM2	SIM3
Taux de croissance de la moyenne	-1.29	-2.92	-4.21
Taux de croissance à la médiane	0.00	-16.67	-16.67
Moyenne des taux de croissance	-1.19	-3.11	-3.74

Percentiles	Taux de croissance		
	SIM1	SIM2	SIM3
10	0.00	0.00	0.00
15	0.00	0.00	0.00
20	0.00	0.00	0.00
25	-0.61	-1.26	-1.33
30	-0.51	-1.05	-1.11
40	-1.51	-3.03	-3.08
50	-1.54	-3.09	-3.13
60	-1.28	-3.47	-3.78
70	-1.40	-3.43	-3.92
80	-1.34	-3.46	-4.00
85	-1.26	-3.35	-3.93
90	-1.26	-3.32	-3.87
95	-1.20	-3.14	-3.80

Source : Auteurs à partir de l'ENPSF - 2018.

FIGURE 7: Courbes d'incidence de la réforme - Sim 3



Source : Auteurs à partir des données de l'ENPSF - 2018

Proposition 1. *Soient c_i^0 et $c_{i'}^0$, les scores des individus i et i' à la situation de référence. Supposons que i et i' sont tous les deux privés sur l'indicateur j . Si $c_i^0 < c_{i'}^0$ et si i et i' sont tous les deux ciblés par la réforme de protection sociale relative à j alors toutes choses égales par ailleurs, $\hat{c}_i > \hat{c}_{i'}$ où $\hat{c}$ représente le taux de variation de c entre la situation de référence et après la réforme.*

Démonstration. Sachant que $c_i^0 = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, n$ (Equation 1) et que $g_{ij}^0 = g_{i'j}^0 = 1$ à la situation de référence et $g_{ij}^1 = g_{i'j}^1 = 0$ après la réforme affectant l'indicateur j , alors $\hat{c}_i = -\frac{w_j}{c_i^0}$ et $\hat{c}_{i'} = -\frac{w_j}{c_{i'}^0}$ et donc $\hat{c}_i > \hat{c}_{i'}$. $\square$