

# Les Cahiers

d u P I a n

**Tendances et inégalités face à la mort au Maroc**

---

**Les dépenses catastrophiques de santé et leur impact sur l'appauvrissement des ménages : le cas du Maroc**

---

**Indice multidimensionnel d'égalité de genre : outil empirique pour le suivi de la parité au Maroc**

---

**Quel découpage optimal pour la minimisation des inégalités interrégionales du développement humain au Maroc : une proposition par la théorie des graphes**

---



Ilot 31-3, secteur 16, Hay Riad  
Tél.: 0537 57 69 04  
Fax: 0537 57 69 02  
BP 178, Quartier administratif, Rabat

#### Président-fondateur

Ahmed Lahlimi Alami  
Haut-Commissaire au Plan

#### Directeurs de la publication

Ahmed Lahlimi Alami  
Hicham El Habti

#### Directeurs du comité scientifique

Ayache Khellaf  
Saïd Hanchane

#### Responsables de la communication et de la rédaction

Hasnae Fdhil  
Meriem Liouaddine

#### Comité scientifique

Mohammed Bicharef  
Mohamed Bouzehzah  
Jérôme Chenal  
Pierre-Noël Giraud  
Xavier Joutard  
Alberto Lopez  
Khalid Soudi  
Eric Verdier

#### Dépôt légal

2004/0139  
ISSN: 1114-8411

#### Publication

Haut-Commissariat au Plan  
cahiersduplan@hcp.ma  
www.hcp.ma

#### Pré-presse

Babel com  
Tél.: 0537 77 92 74  
babel.come@gmail.com  
24, av. de France  
Agdal, Rabat

#### Impression

Imprimerie Bidaoui  
Tél./fax : 05 37 70 32 41  
ctppress.ib@gmail.com  
31, av. du Maghreb Arabe  
Océan, Rabat

## Sommaire

### 2 | **Éditorial**

*Hicham El Habti*

### 3 | **Présentation du numéro**

*Saïd Hanchane et Ayache Khellaf*

### 8 | **Tendances et inégalités face à la mort au Maroc**

*Mohammed Fassi Fihri, Haut-Commissariat au Plan*

### 21 | **Les dépenses catastrophiques de santé et leur impact sur l'appauvrissement des ménages : le cas du Maroc**

*Abdeljaouad Ezzrari, Haut-Commissariat au Plan*

### 43 | **Indice multidimensionnel d'égalité de genre** Outil empirique pour le suivi de la parité au Maroc

*Khalid Soudi et Abderrahman Yassine ,  
Haut-Commissariat au Plan*

### 54 | **Quel découpage optimal pour la minimisation des inégalités interrégionales du développement humain au Maroc**

Une proposition par la théorie des graphes  
*Sanaa Cheddadi, Abdelouahab Idelhadj  
et Wail Benaabdelaali*

### 71 | **Résumés en arabe des articles**

Les Cahiers du Plan publient les articles dans la langue où leurs auteurs les ont rédigés. Le contenu de ces articles n'engage que leurs auteurs.

## En guise d'éditorial



Le Haut-Commissariat au Plan (HCP), cette noble institution de notre pays qui pilote le Système Statistique National et réalise des études et des recherches originales dans les domaines de la prospective et de la prévision ainsi que des travaux d'évaluation en matière de développement économique et humain, constitue pour l'Université Mohammed VI Polytechnique (UM6P) un partenaire décisif et incontournable.

En effet, depuis sa création, l'UM6P opte pour un modèle d'enseignement supérieur dédié au développement du Maroc et de l'Afrique. Tiré par la recherche et notamment la recherche appliquée à partir de problématiques et enjeux caractérisant aussi bien la société marocaine que l'intégralité des secteurs d'activité, ce modèle conduit tout naturellement à mettre au centre de ses préoccupations une coopération étroite avec des institutions nationales de premier plan, tel le HCP.

La coopération entre nos deux institutions se situe, par conséquent, dans une perspective dialectique pour forger peu à peu une stratégie crédible où peuvent s'épanouir aussi bien les ingénieurs et les chercheurs de l'Administration publique que les universitaires, au service du Bien Commun. Celui-ci n'est autre qu'un système de production de données sans cesse renouvelé et adapté, selon les nouveaux enjeux que la recherche soulève à partir des contextes sociaux spécifiques au Maroc ou ceux qui leur sont similaires. De cette vision partagée entre le HCP et l'UM6P est née l'idée d'une association fructueuse pour contribuer à ancrer encore plus les Cahiers du Plan dans le paysage aussi bien académique qu'institutionnel et en faire ainsi un levier privilégié pour l'éclairage du débat public.

Dans la mesure où la mobilisation des données relève de protocoles méthodologiques quasi transversaux aux unités de recherche de l'UM6P, celles-ci ne peuvent que bénéficier des externalités de cette coopération pour contribuer, avec les équipes du HCP, à mieux valoriser la richesse des données produites.

A l'ère de la digitalisation de la data, dont le développement, voire l'opérationnalisation, sont d'ores et déjà en marche aussi bien au HCP qu'à l'UM6P, le partage de nos expériences croisées ne peut que s'épanouir davantage.

C'est à travers ces différents contextes que nous espérons faire des Cahiers du Plan un outil privilégié pour la diffusion d'un savoir respectant les normes académiques internationales, tout en étant placé sous l'auspice d'un dispositif plus large de recherche-action, au moment même où des chantiers stratégiques de réformes structurelles, nécessitant suivis et évaluations régulières, sont lancés par le Royaume.

**Hicham El Habti**

*Directeur de publication*

*Président de l'Université Mohammed VI Polytechnique*

## Présentation du numéro



Ce numéro 54 des *Cahiers du Plan* propose quatre papiers qui portent sur des enjeux cruciaux et variés du développement.

Dans le premier article, « **Tendances et inégalités face au décès au Maroc** », Mohamed Fassi Fihri s'intéresse à une forme d'inégalité très rarement explorée dans les travaux de recherche au Maroc.

Fassi Fihri note, à juste titre, que si des progrès palpables en matière de santé et de réduction de la mortalité sont d'ores et déjà bien ancrés, il n'en demeure pas moins qu'ils cachent des inégalités sociales et territoriales assez significatives et qui méritent par conséquent d'être soigneusement et rigoureusement étudiées. Ce pari amène notre auteur à replacer l'objet de son évaluation au cœur de l'Agenda 2030 avec ses 17 objectifs de développement durable.

Se situer dans cette perspective exige la mobilisation de sources de données diversifiées et fiables dont l'auteur fait état de la pertinence aussi bien dans le temps que dans l'espace. Cependant, faute de données sur l'état civil, Fassi Fihri nous propose de mobiliser les quatre dernières enquêtes démographiques et de santé pour construire des indicateurs de risque de mortalité à tous les âges.

S'il est plus facile de calculer les quotients de mortalité infantile et info-juvénile, la mortalité aux âges adultes est mesurée indirectement par les espérances de vie à la naissance qui sont établies à partir de la mortalité des enfants. Cet indicateur représente en quelque sorte la durée moyenne de vie d'une génération fictive soumise aux conditions de mortalité de l'année. Par ailleurs, ce même indicateur a l'avantage de faire partie des composantes de l'indice de développement humain, dans la mesure où son évolution reflète aussi bien les dimensions quantitatives que qualitatives des politiques publiques de santé.

Ce travail empirique d'une complexité extrême permet ensuite à l'auteur de décomposer et d'expliquer finement les niveaux de mortalité selon les différentes formes des inégalités sociales.

En laissant au lecteur le soin de découvrir la pertinence de la méthodologie ainsi que l'originalité des résultats de son application à partir des données produites par le HCP, on peut d'ores et déjà souligner que les inégalités face au décès connaissent un trend baissier. Cependant subsistent des inégalités entre zones urbaines et zones rurales ainsi qu'entre quintiles de niveau de bien-être, alors même que l'effet du niveau d'instruction n'apparaît guère significatif.

Plus particulièrement, si l'espérance de vie à la naissance, et donc la mortalité aux âges adultes, ne cesse de s'améliorer, les progrès réalisés ne concernent pas tous les citoyens. Les ruraux sont beaucoup moins impactés par ces progrès. Cela témoigne des déficits en matière de développement humain en milieu rural et notamment des difficultés d'accès aux centres de soins de proximité autour desquels notre pays doit continuer à réaliser des investissements significatifs pour améliorer la qualité sanitaire des citoyens ruraux. Bien évidemment, cela nécessite également le renforcement des mesures préventives et curatives, notamment aux niveaux des soins de santé primaire. Par ailleurs, la Covid-19 n'a pu que renforcer ces inégalités, comme le note l'auteur, à partir de l'enquête réalisée par le HCP en juin 2020 autour des effets de cette pandémie.

Si l'article écrit par Fassi Fihri parvient à identifier les enjeux de la qualité de la santé des Marocains de façon indirecte par l'inégalité face au décès, le deuxième article de ce numéro traite la question de façon ouverte et plus directe en s'intéressant aux dépenses catastrophes pouvant non seulement expliquer les contraintes d'accès aux soins mais comportant également le risque d'appauvrir encore plus les ménages les plus vulnérables.

En effet, dans « **Les dépenses catastrophiques de santé et leur impact sur l'appauvrissement des ménages** », Abdeljaouad Ezzrari aborde la question de la qualité de la santé des ménages marocains selon un autre angle,

pouvant être complémentaire au précédent article, quant aux processus et aux contraintes d'amélioration des niveaux de vie passant par l'autofinancement des soins.

En replaçant son approche dans le cadre de la méthodologie internationalement reconnue, celle de l'OMS, Ezzrari propose de mesurer les dépenses catastrophiques pour perfectionner des indicateurs censés évaluer les inégalités en termes d'accès aux soins et d'appauvrissement des ménages.

En partant du fait que les Marocains ne consacrent que 6 % de leur budget aux soins en 2013-2014, notre auteur met en avant l'idée que les ménages sont contraints de s'endetter, voire de vendre leurs biens, pour pouvoir accéder à des soins convenables. De fait, l'absence d'un système généralisé de couverture médicale efficace donne lieu à des dépenses catastrophiques de santé pouvant contribuer à dégrader le bien-être des ménages.

L'usage de l'Enquête nationale sur la consommation et les dépenses des ménages réalisée par le HCP en 2013-2014 permet de mettre à l'épreuve la méthode développée par l'OMS et calculer ainsi la part des ménages exposés aux dépenses catastrophiques, le pourcentage de ceux qui s'appauvrissent à cause de ces dernières ainsi que leurs déterminants.

C'est ainsi l'une des rares fois où une étude aussi systémique explore de façon directe les liens entre conditions de financement des soins par les ménages et les différents risques de leur appauvrissement.

Le lecteur se rendra compte de la complexité extrême de la démarche qui, sans l'esprit pédagogique et rigoureux de l'auteur, ne peut être entièrement assimilée et mobilisée pour l'éclairage des choix de politiques publiques, au moment même où est lancé le chantier ambitieux de la généralisation de la couverture médicale et sociale.

Ainsi, l'article avance progressivement. Dans un premier temps, il examine comment les ménages font appel aux services de santé en fonction de leurs caractéristiques socio-économiques et spatiales. Dans un deuxième temps, il traite des paiements directs des ménages pour les soins de santé en examinant leur distribution par rapport aux dépenses totales, afin d'identifier leur capacité contributive. La structure de ces dépenses est également ventilée par service de santé et par type de

prestataire. Ce n'est que lors d'une troisième section que Ezzrari se lance dans un exercice rigoureux et complexe d'estimation des dépenses catastrophiques des ménages en lien avec le risque de leur appauvrissement, tout en identifiant les classes de ces dépenses et les facteurs qui leur sont sous-jacents.

Les résultats et les conclusions de ce travail, que le lecteur découvrira dans tous ses détails, sont d'une pertinence remarquable pour révéler toute l'originalité et l'urgence du Projet Royal pour la généralisation et l'extension de l'assurance maladie et la protection sociale à toutes les couches de la société marocaine.

Plus particulièrement, Ezzrari montre que 2,04 % des ménages marocains consacraient en 2013-2014 plus de 40 % de leur faculté contributive au paiement direct des soins de santé. Cette part est plus importante pour les 20 % des ménages les plus pauvres, dont 2,38 % font face à des dépenses catastrophiques en soins de santé, et elle est plus forte chez les ruraux.

Ces dépenses réduisent donc l'impact des politiques publiques que le Maroc a fortement engagées pour limiter les risques de pauvreté.

L'appauvrissement est d'autant plus fort lorsque l'on retranche les paiements directs en soins de santé de l'ensemble des dépenses totales des ménages. À l'échelle nationale, la pauvreté passerait de 6,9 % à 8,1 %, soit un écart de 1,2 % représentant le taux d'appauvrissement dû aux paiements directs des soins de santé.

De façon encore plus nette, les évaluations économétriques montrent que les 20 % des ménages les plus pauvres résidant en milieu rural, dont le chef est une femme n'ayant pas reçu d'éducation scolaire et n'exerçant pas une activité génératrice de revenus, ayant au moins une personne âgée de 65 ans et plus, ne disposant pas de couverture médicale et ayant effectué des dépenses de santé à titre externe sont les plus exposés aux dépenses catastrophiques.

La pandémie de Covid-19 a certainement modifié la structure de la consommation des ménages marocains. Les données récentes du HCP montrent, par ailleurs, que, outre une baisse des revenus des ménages à cause de la perte d'emploi dans les secteurs fortement impactés par la pandémie, il y a une forte demande pour les soins de

santé au Maroc (médicaments, consultations, radiologie, etc.). Cette forte demande n'a pu que contribuer à l'aggravation de la faculté contributive des ménages aux paiements directs des soins de santé, notamment chez les ménages pauvres et vulnérables et chez ceux n'ayant pas de couverture médicale (AMO).

Dans les deux autres articles de ce numéro, les auteurs proposent des outils pertinents censés aider au pilotage du protocole du Nouveau Modèle de Développement et à l'évaluation de sa mise en œuvre.

**Dans l'article « Indice multidimensionnel d'égalité de genre : outil empirique pour le suivi de la parité au Maroc », Khalid Soudi et Adderrahmane Yassine** s'intéressent au développement d'un nouvel Indice multidimensionnel d'égalité de genre (IMEG) pour évaluer les déficits en matière de parité selon les différentes composantes du développement humain, et ce, à travers l'agrégation de 13 dimensions.

L'approche de nos deux auteurs s'inscrit pleinement dans les tentatives consistant à mieux identifier les leviers d'une cohésion sociale harmonieuse par une croissance et un développement plus inclusifs.

Pour aller dans cette perspective et garantir un plus grand réalisme et une plus grande effectivité aussi bien au niveau de l'approche méthodologique choisie qu'au niveau des leçons que l'on peut tirer de son application aux données, les auteurs procèdent à un examen minutieux et qualitatif des documents institutionnels portant sur les mécanismes de la promotion de l'égalité homme/femme. Ces documents et rapports émanent d'organismes internationaux dont le Maroc adopte les recommandations et les lignes directrices pour promouvoir le rôle de la femme dans la société : la Charte des femmes de la Commission européenne (2010), la Stratégie pour l'égalité entre les femmes et les hommes 2010-2015 de la Commission européenne, le nouveau Pacte européen pour l'égalité entre les hommes et les femmes couvrant la période 2011-2020, la Convention sur l'élimination de toutes les formes de discrimination à l'égard des femmes ou le Programme d'action de Beijing.

Bien évidemment, les auteurs se réfèrent également à la littérature académique dont ils tirent ainsi les

référentiels théoriques pour justifier les domaines et sous-domaines mobilisés pour la mesure de l'IMEG.

A partir de ce travail préliminaire, profond et incontournable, Soudi et Yassine en développent un autre non moins important. Il s'agit pour eux d'identifier rigoureusement comment le système statistique national, notamment celui du HCP, peut renseigner de façon exhaustive et convaincante l'ensemble des domaines issus de leur analyse documentaire et institutionnelle.

Dans un certain sens, on peut considérer que l'IMEG, tel que conçu par les auteurs, se situe dans la même approche que celle des différents indices de développement humain que prône le PNUD.

Le premier bilan tiré de l'évaluation des auteurs est que le Maroc est à mi-parcours sur la voie de l'égalité, juste au-dessus de la moyenne : l'agrégation des scores unidimensionnels montre que l'IMEG est passé de 58 % en 2004 à 63 % en 2014.

Soudi et Yassine vont beaucoup plus loin lorsqu'ils décomposent l'IMEG en quatre dimensions et les classent selon l'importance de leur impact sur l'égalité de genre : la participation et la représentativité des femmes dans la vie publique, l'emploi, l'éducation, les conditions de vie et enfin la santé dont les progrès contribuent le plus à l'amélioration de l'égalité entre les deux sexes.

A la lecture des résultats, et le lecteur s'en rendra certainement compte, l'IMEG s'avère un indicateur pertinent pour mesurer les progrès en matière de développement humain selon une approche genre. Plus particulièrement, sa nature composite permet d'identifier et de fixer les domaines d'action prioritaires comme le proposent de façon remarquable nos deux auteurs. Dans cette perspective, l'IMEG doit faire partie désormais des indicateurs-clés que le décideur public serait en mesure de mobiliser pour le suivi et l'évaluation des politiques publiques de développement et de la promotion du rôle de la femme.

Le deuxième outil pertinent proposé dans ce numéro est dû à la contribution proposée par **Sanaa Cheddadi, Abdelouhab Idelhadj et Wail Benabdelaali**. Dans « **Quel découpage optimal pour la minimisation des inégalités interrégionales du développement humain au Maroc : une proposition par la théorie des graphes** »,

les trois auteurs proposent un cadre conceptuel innovant permettant de statuer sur le découpage territorial optimal afin de développer des politiques publiques crédibles pour la réduction des inégalités.

En effet, l'hypothèse centrale des auteurs par du constat pertinent de Thomas Piketty (2013) dans son fameux ouvrage *Le Capital au XXI<sup>e</sup> siècle*, où il note que si les inégalités de revenu entre les pays ont plutôt connu une baisse importante durant les quarante dernières années, les inégalités internes (au sein des pays) se sont quant à elles accrues.

En effet, s'agissant des inégalités régionales au Maroc, le suivi de la dynamique qu'ont connue les régions depuis l'adoption du nouveau découpage territorial (12 régions) révèle que les disparités entre les régions persistent, malgré les progrès réalisés notamment en matière de lutte contre la pauvreté absolue et l'accès aux équipements sociaux et à la scolarisation de base. En effet, les régions qui ont profité le plus du développement sont celles qui disposent, depuis les années 90, d'un capital humain qualifié et qui se caractérisent par un taux d'urbanisation plus élevé (HCP, 2018).

Toute la question pour les auteurs étant de savoir si le découpage territorial actuel est pertinent pour des politiques publiques adéquates de lutte contre les inégalités.

Notant que l'analyse des inégalités régionales souligne l'importance de la prise en compte de la dimension spatiale dans la mise en œuvre des politiques publiques d'une manière générale et plus particulièrement lors de la conception d'un nouveau modèle de développement basé sur la régionalisation avancée, les auteurs proposent de revoir le découpage territorial actuel selon une approche novatrice, la théorie des graphes, qui s'inscrit pleinement dans les développements récents des théories et approches empiriques des modèles de la justice sociale.

En faisant une revue exhaustive et critique de la littérature, les auteurs concluent qu'en raison de l'intégration du critère d'« homogénéité », qui se traduit le plus souvent par l'utilisation du *clustering*, les régions ainsi composées sont généralement déséquilibrées en matière de développement économique, social et culturel.

Selon nos trois auteurs, le processus de régionalisation a été le plus souvent couronné par des découpages régionaux qui laissent subsister d'énormes inégalités entre les régions. A titre d'exemple, le découpage en seize régions présentait un écart de développement humain entre l'ancienne région du Grand Casablanca et celle de Taza-Al Hoceima-Taounate qui a été évalué à 40 années par Benabdelaali *et al.* (2013).

Cela étant et contrairement à la majorité des travaux qui ont traité de la régionalisation sur la base du « critère d'homogénéité », les auteurs proposent de recourir au critère d'« équité territoriale ». En effet, le processus de la régionalisation doit améliorer le bien-être régional et réduire les inégalités entre les différentes collectivités (Abdellali *et al.*, 2019). Ainsi, le modèle de régionalisation proposé dans cet article est essentiellement conçu sur le principe d'une réorganisation territoriale qui favorise l'équité entre les régions en matière de développement humain. Basé sur la théorie des graphes et traitant plus ouvertement la problématique des inégalités multidimensionnelles interrégionales, la méthodologie des auteurs consiste à identifier, parmi toutes les combinaisons possibles de regroupement des provinces, le découpage régional qui peut les réduire de façon plausible.

Ainsi, parmi une multitude de possibilités de découpage régional du Maroc (plus de 300 millions), les auteurs cherchent, *in fine*, celui qui va composer les régions les plus équilibrées en matière de développement. A partir des 75 provinces marocaines, cela revient à chercher le découpage régional qui réduira l'inégalité multidimensionnelle interrégionale du développement humain.

C'est en mobilisant leur propre théorème, développé à l'occasion de la conception de ce travail de recherche et à partir duquel ils tirent un « test de connexité », que les auteurs statuent sur le découpage territorial optimal et spécifique aux réalités marocaines.

Ainsi, après avoir généré 333 millions de découpages régionaux (chaque découpage est représenté par un vecteur-ligne de 75 éléments représentant l'affectation de chaque province à l'une des 12 régions), les auteurs mobilisent les indices dimensionnels du développement humain (santé, éducation, emploi, services sociaux, logement et cadre de vie) pour calculer les indices

d'inégalité multidimensionnelle interrégionale. Par la suite, ils ont pu repérer le découpage optimal en termes de réduction des inégalités multidimensionnelles interrégionales. De plus, ils arrivent à positionner le découpage actuel par rapport à la distribution de l'ensemble des découpages régionaux de 12 régions. Ce dernier présente un niveau d'inégalité multidimensionnel inférieur au 5<sup>e</sup> centile de la distribution des découpages régionaux.

Somme toute, la contribution de Cheddadi, Idelhadj et Benabdelaali est remarquable tout en étant novatrice et originale. Elle peut ainsi éclairer le débat public autour de la question de la régionalisation avancée en proposant de façon rigoureuse et fondée empiriquement un découpage harmonieux et équilibré des territoires marocains. En étant optimal, ce dernier ne peut que réduire au maximum les inégalités multidimensionnelles

interrégionales. Ainsi, au sein d'une même région on peut se retrouver avec des provinces à niveau de développement humain faible rattachées à la marge de provinces plus développées, ce qui nécessite de mettre en place un mécanisme assurant une complémentarité entre les provinces de chaque région accompagnée d'un appui fort en termes de solidarité, essentiellement intra-région, permettant aussi de partager les retombées de la croissance de la région de façon plus équilibrée entre ses provinces.

Avec les nouvelles données du futur recensement de la population de 2024, cet outil méritera d'être réactualisé pour un meilleur éclairage au bénéfice du décideur public.

**Saïd Hanchane et Ayache Khellaf**  
*Directeurs du comité scientifique*

## Tendances et inégalités face à la mort au Maroc



*Au Maroc, les récents indicateurs relatifs à la mortalité montrent que les progrès réalisés ne profitent pas à tout le monde et que des évolutions inégales entre milieux, régions et catégories sociales subsistent. Dans cette étude nous avons tenté d'examiner les inégalités face au décès et leur évolution à travers des analyses des écarts à partir des données des enquêtes de santé (EDS) depuis 1992.*

*Les analyses ont montré que le niveau de la mortalité des enfants a connu une diminution notable avec, néanmoins, une persistance des inégalités entre les milieux urbain et rural et entre quintiles de niveau de vie et de bien-être. Le niveau d'instruction de la mère n'apparaît plus comme facteur discriminant sur le plan de la mortalité. A noter aussi que ces inégalités sont sur un trend baissier.*

**Concernant la mortalité aux âges adultes, mesurée par l'espérance de vie à la naissance, l'étude a montré que l'espérance de vie à la naissance de la population ne cesse d'augmenter et que les progrès réalisés n'impactent pas de la même manière tous les citoyens. Ainsi les citadins ont une durée de vie moyenne plus élevée que les ruraux, chose qui peut s'expliquer, entres autres, par le niveau de la pauvreté et le difficile accès aux soins. L'étude révèle également des inégalités sociales face à la mort, puisqu'à la naissance l'espérance de vie chez les plus aisés est largement supérieure à celles des plus pauvres, avec une différence de plus de quatre ans.**

Mohammed FASSI FIHRI\*

### Introduction

Au Maroc, les récents indicateurs relatifs à la santé et en particulier ceux de la mortalité montrent que des progrès indéniables ont été enregistrés. Cependant, les progrès réalisés ne profitent pas à tout le monde et des évolutions inégales entre milieux, régions et catégories sociales subsistent. Cette question des inégalités est plus que jamais à l'ordre du jour, tant dans les programmes d'action gouvernementale que dans les agendas des institutions internationales. En effet, la Commission des déterminants sociaux de la santé de l'OMS recommande que la réduction des inégalités sociales de santé doit être un objectif totalement intégré dans le développement des actions d'éducation et de promotion de la santé. Cet

esprit d'équité est inscrit au cœur de l'Agenda 2030 et de ses 17 objectifs de développement durable (ODD), en particulier l'ODD 3 qui place l'équité au centre de ses préoccupations en matière de santé. Ainsi, en s'y engageant, les pays ne devraient laisser personne de côté.

Le suivi des tendances de la mortalité ainsi que l'examen des inégalités face au décès nécessitent des systèmes d'information sanitaires de qualité, procurant des estimations fiables et désagrégées. Les sources de données sur la mortalité sont toutefois très diverses, et aucune n'est sans présenter quelques limites. Tout d'abord les enquêtes rétrospectives, notamment les enquêtes démographiques et de santé (EDS) qui sont considérées comme la source la plus souvent utilisée pour l'estimation de la mortalité des enfants de 0 à 5 ans. Leur grand intérêt est de permettre des approches

(\*) Statisticien démographe, Directeur du CERED-HCP.

comparatives dans le temps et dans l'espace, car les questionnaires sont standardisés et la méthodologie de collecte quasiment identique. L'information est recueillie auprès des femmes en âge de procréer à partir de questions sur leurs histoires génésiques et sur la survie des enfants pour l'estimation de la mortalité à moins de cinq ans. De multiples études ont été menées sur les inégalités à partir des EDS, notamment entre sexes, milieux d'habitat, niveaux d'instruction ou équipement des ménages (Lankoande, 2016).

L'autre source sur la mortalité peut provenir des recensements ou des estimations de mortalité et d'espérance de vie qui en découlent à partir des questions sur les décès par âge survenus au cours des douze derniers mois dans le ménage, ou à partir de questions sur la survie des enfants et parfois sur la survie des adultes. Par ailleurs, les statistiques d'état civil, lorsqu'elles existent, permettent de fournir des statistiques de décès par âge, sexe et cause. Combinées à un recensement, ces statistiques permettent également de suivre en continu non seulement l'évolution par âge de la mortalité générale mais aussi celle des causes de décès. Malheureusement, au Maroc les statistiques d'état civil font défaut.

Dans cette étude, pour examiner les inégalités, nous avons recours aux quatre dernières enquêtes EDS. Les indicateurs sont le plus souvent les risques (quotients) de mortalité de la naissance à un âge donné (mortalité néonatale de 0 à 1 mois, infantile de 0 à 1 an, infanto-juvénile de 0 à 5 ans). Pour la mortalité générale, comme on ne dispose d'aucune information sur les décès par âge et sexe aux âges adultes, nous retenons les espérances de vie à la naissance qui sont calculées à partir de la mortalité des enfants.

## Mortalité des enfants

Le niveau de mortalité des enfants est considéré parmi les meilleurs indicateurs du niveau de développement d'une population. Il est, en effet, l'une des composantes de l'indice du développement humain (IDH) élaboré par les Nations Unies. Compte tenu de ses niveaux élevés dans les années 1990 et 2000 et de son poids dans l'espérance de vie, on lui a accordé beaucoup d'attention dans les programmes d'action. On rappelle que la baisse de la

mortalité infanto-juvénile était l'un des objectifs-phares des Objectifs du millénaire pour le développement (OMD 4), comme elle l'est aujourd'hui dans les objectifs du développement durable pour 2015-2030 (ODD3).

Au Maroc, la mortalité dans les cinq premières années de vie a fortement reculé, le risque de mortalité avant 5 ans a été divisé par plus de trois en près de trois décennies. Certes, les progrès ont été importants, mais ils n'ont pas conduit à une diminution notable des inégalités, d'où l'intérêt d'étudier ces inégalités.

Les disparités concernant les chances de survie et la santé des enfants issus de différentes origines ne sont pas le fruit du hasard. Elles suivent systématiquement les contours des inégalités sociales liées non seulement au niveau de vie mais aussi à l'éducation des mères et au clivage régional et urbain-rural, entre autres facteurs.

En raison des différences de niveau, des causes de décès et des facteurs de risque entre 0 et 5 ans, nous distinguons la mortalité néonatale (28 premiers jours de vie révolu), la mortalité post-néonatale (entre le premier mois et le douzième mois révolu) ; la mortalité infantile (à moins d'un an) et la mortalité infanto-juvénile (de la naissance à 5 ans).

## Évolution de la mortalité des enfants entre 1992 et 2018 : une nette réduction

Globalement, depuis le début des années quatre-vingt-dix, l'état de santé des Marocains ne cesse de s'améliorer. Il se caractérise actuellement, d'une part, par une réduction des niveaux de fécondité et de mortalité qui annonce la fin de la transition démographique et, d'autre part, par l'émergence d'une nouvelle structure de la charge de morbidité caractéristique d'une transition épidémiologique où les maladies non transmissibles prédominent.

En termes de mortalité des enfants, il est vrai que des progrès indéniables ont été enregistrés. En effet, le taux de mortalité néonatale a connu une baisse notable, de 31,4‰ en 1992 à 13,6‰ en 2018, soit une baisse de 56,7%. L'importance de la mortalité néonatale apparaît à travers le poids des décès néonataux dans la mortalité des moins d'un an, puisque ce taux représente les trois quarts des décès de moins d'un an. D'où l'intérêt particulier qui lui est accordé dans les stratégies de réduction de la mortalité.

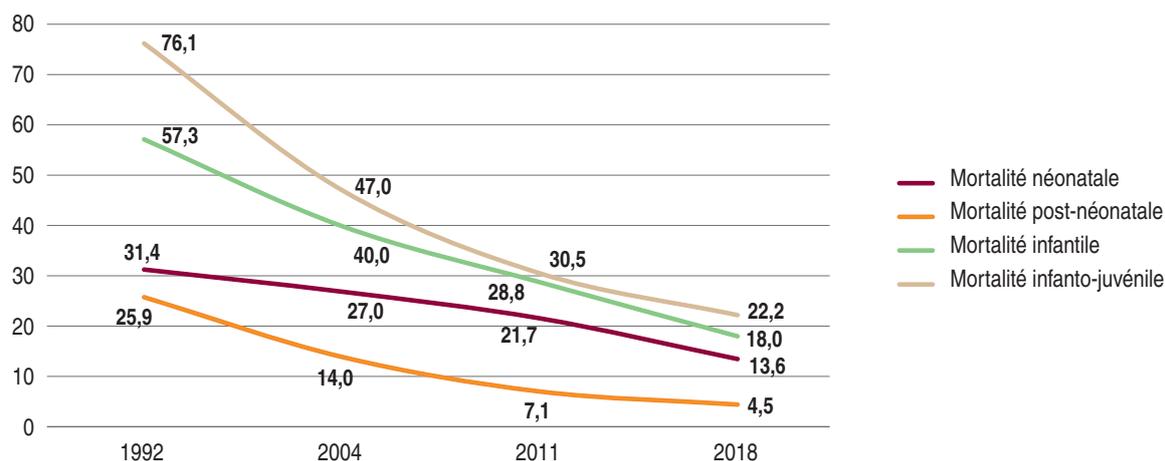
Le taux de mortalité post-néonatale s'est aussi considérablement réduit, puisqu'il est passé de 25,9‰ en 1992 à 4,5‰ en 2018, soit une baisse de 82,6%. Notons que son poids dans la mortalité infantile reste assez stable puisqu'il constitue encore le quart des décès des enfants de moins d'un an.

Le taux de mortalité infantile a pour sa part enregistré une diminution de 69%, passant de 57,3 à 18,0 décès pour 1 000 naissances vivantes entre 1992 et 2018. Il en est de même pour le taux de mortalité infanto-juvénile

qui a connu également une baisse importante de 70,8%, passant de 76,1‰ à 22,2‰ sur la même période.

Cette tendance à la baisse est le fruit de la conjugaison de plusieurs programmes, notamment, le Programme national d'immunisation, le Programme national de lutte contre les maladies diarrhéiques (promotion de la thérapie de réhydratation orale), le Programme de lutte contre les carences en micronutriments (supplémentations et fortification des aliments à large consommation), la promotion de l'alimentation du nourrisson, particulièrement, l'allaitement maternel.

Figure 1 : Evolution de la mortalité néonatale, post-néonatale, infantile et infanto-juvénile au Maroc entre 1992 et 2018



Source : Ministère de la Santé, ENPSII-1992, ENPSF 2004, ENPSF 2011 et ENPSF 2018.

Toutefois, si au cours des vingt-six dernières années les indicateurs de la mortalité des enfants au Maroc se sont généralement améliorés grâce, en grande partie, aux programmes de santé et à une amélioration relative des infrastructures sanitaires, il n'en reste pas moins que le secteur de la santé au Maroc souffre de plusieurs défaillances, principalement en raison du manque de moyens humains et matériels (1), du peu de cohérence entre programmes et entre secteurs ainsi que sur le plan de la gouvernance (2).

(1) Le financement de la santé ne représente que 1,4% du PIB et 5,6% du budget de l'État.

(2) CESE, « Les soins de santé de base, vers un accès équitable et généralisé », saisine 4/2013. [http://www.cese.ma/Documents/PDF/Avis%20du%20Conseil-Saisine%204\\_2013-VF.pdf](http://www.cese.ma/Documents/PDF/Avis%20du%20Conseil-Saisine%204_2013-VF.pdf)

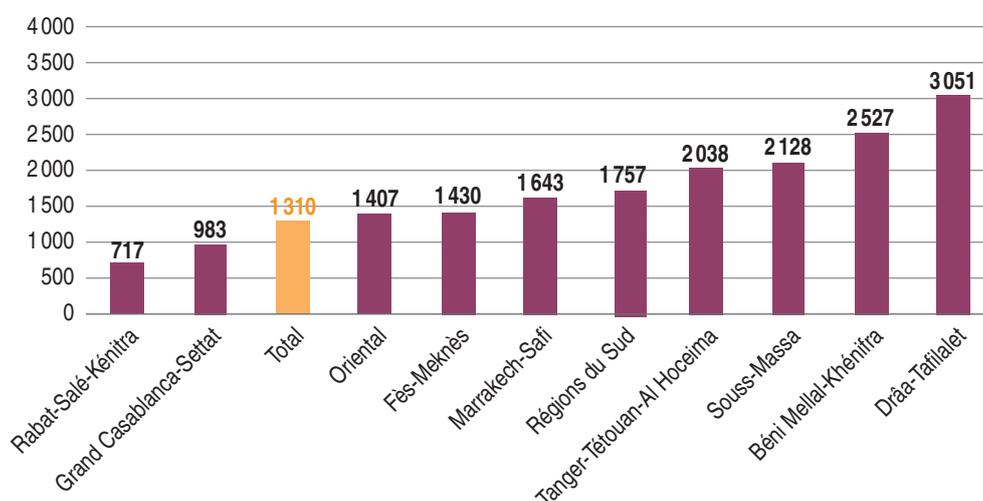
En effet, l'offre en matière de ressources humaines reste limitée et inégale entre régions et milieux de résidence. L'accès aux soins de santé l'est également selon les catégories socioéconomiques de la population avec moins d'accès pour les catégories de la population les plus vulnérables, bien que les pouvoirs publics aient instauré une couverture médicale, le RAMED. « (...) La contrainte la plus importante entravant actuellement l'extension de l'offre de soins au profit de la majorité des bénéficiaires du RAMED reste la pénurie en ressources humaines et la rareté de certaines spécialités médicales, en plus des problèmes de financement. »

Selon les données du ministère de la Santé et les projections démographiques de la population, on compte près de 1 310 habitants par médecin en 2019, ce qui

dénote de ressources insuffisantes si on les compare avec d'autres pays arabes comme la Tunisie (769 habitants par médecin), l'Algérie (581), voire la Jordanie (431). Malgré les améliorations en matière de santé de la population obtenues ces dernières années, comme en

témoignent les indicateurs étudiés, force est de constater qu'en raison des iniquités, ces avancées ne profitent pas à toutes les catégories de la population, en particulier les enfants, et que d'importants défis demeurent encore, eu égard aux inégalités entre catégories de population, milieux de résidence et régions.

Figure 2 : Nombre d'habitants par médecin selon les régions en 2019



Source : HCP, Annuaire statistique 2020.

### Progrès en matière de réduction des inégalités de mortalité des enfants : analyse des écarts

Les inégalités en santé sont des différences systématiques observées entre différents groupes de population. Elles ont des coûts sociaux et économiques importants tant pour l'individu que pour la société. Ainsi, les inégalités sociales en termes de revenu, d'éducation, d'accès aux services de santé, de résidence ou d'environnement entraînent des différences de comportement des mères et des familles et des disparités des risques de mortalité des enfants selon le groupe social (Gwatkin, 2000).

Différents schémas explicatifs de la santé des enfants ont été proposés pour les pays en développement dans les années 80 et 90 ; l'un des plus anciens et des plus utilisés est celui de Mosley et Chen (1984). La plupart distinguent trois niveaux de déterminants ou d'actions : le niveau des politiques sociales et sanitaires ; celui

des caractéristiques individuelles (biologiques, comportementales et sociales des mères et des enfants), des ménages (ressources, promiscuité...) ou des communautés (environnement, offre de services...) ; et le niveau le plus proche de la maladie éventuelle de l'enfant (exposition aux agents infectieux, fragilité et capacité de résistance). Le poids de ces différents déterminants varie dans le temps et dans l'espace.

On examine dans cette partie deux types d'inégalités. D'abord celles à caractère géographique, entre milieux ou régions de résidence, et celles entre catégories socio-économiques, stratifiées ici selon leur niveau de « bien-être » et le niveau d'éducation des mères, soit les facteurs discriminants les plus étudiés dans la littérature.

Les inégalités au niveau spatial sont saisies globalement à travers l'examen de l'écart séparant les valeurs enregistrées pour un indicateur donné de la mortalité des enfants dans les deux milieux de résidence. Concernant

les inégalités régionales, elles sont observées, d'une part, par rapport à la moyenne nationale et, d'autre part, dans les valeurs régionales extrêmes. Pour l'examen des inégalités du niveau de « bien-être », on utilisera les écarts entre le quintile des plus pauvres et celui des plus riches ; quant au niveau d'instruction, on utilisera l'écart entre les femmes sans diplôme et les femmes avec un diplôme secondaire et plus.

### Inégalités géographiques

*Inégalités selon le milieu de résidence : Quel que soit l'indicateur, des inégalités importantes subsistent entre zones rurales et urbaines mais avec une tendance baissière*

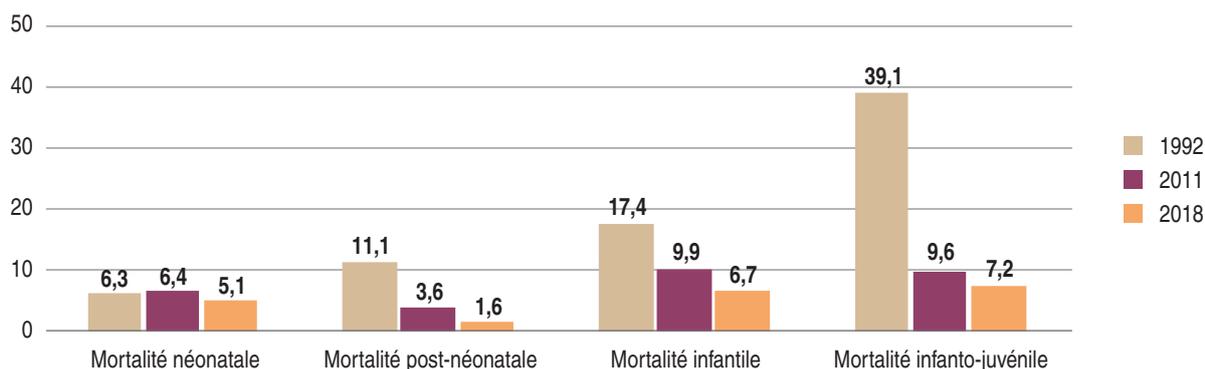
Il ressort des nombreuses études menées sur les différences de survie des enfants selon le milieu d'habitat que la mortalité en milieu rural a toujours été sensiblement supérieure à celle en milieu urbain dans les pays à faible et moyen revenu (Günther et Harttgen, 2012). En outre, l'étude menée par Sastry (1997) sur la période 1975-1990 montrait que les différentiels

de mortalité des enfants par zone de résidence se maintenaient après le contrôle de l'instruction et de diverses caractéristiques des ménages, même s'ils s'atténaient souvent.

Si au Maroc la mise en œuvre des programmes et politiques de santé publique a permis une amélioration globale de la santé, des inégalités importantes subsistent entre zones rurales et zones urbaines et se traduisent en termes d'inégalité de mortalité des enfants.

En 2018, l'écart entre le taux de mortalité néonatal enregistré en milieu urbain et celui en milieu rural est de 5,1 points, avec une légère amélioration par rapport à 1992, année où cet écart était de 6,3 points. En revanche, on note une nette amélioration concernant les mortalités infantile et infanto-juvénile pour lesquelles l'écart entre les deux milieux était respectivement de 17,4 et 39,1 points en 1992 et de 6,7 et 7,2 points respectivement en 2018. Le même constat peut être fait pour la mortalité post-néonatale pour laquelle l'écart entre les deux milieux est passé de 11,1 à 1,6 points entre les deux dates.

Figure 3 : Écarts entre le milieu urbain et le milieu rural pour les taux de mortalité néonatale, post-néonatale, infantile et infanto-juvénile : 1992, 2011 et 2018



Source : Ministère de la Santé, ENPS II-1992, ENPSF 2011 et ENPSF 2018.

Si les inégalités entre milieu urbain et milieu rural ont dans l'ensemble diminué ces dernières années, force est de constater que le rythme récent de la diminution de certaines composantes de la mortalité des enfants de moins de 5 ans a été sensiblement plus élevé en milieu rural qu'en milieu urbain. En effet, entre 2004 et 2018,

la baisse de la mortalité post-néonatale a été de 76 % en milieu rural contre 59 % en milieu urbain ; de même pour les mortalités infantile et infanto-juvénile pour lesquelles la baisse de la mortalité en milieu rural était respectivement de 61 % et 62 % contre 55 % et 51 % en milieu urbain.

Récemment, certaines études se penchent sur la situation et l'avenir du milieu urbain, en particulier des grandes villes et métropoles, en matière de santé (Brockerhoff et Brennan, 1998). Ainsi, une urbanisation incontrôlée, avec une croissance de l'habitat spontané et de la pauvreté, l'insuffisance des services de santé et environnementaux (contrôle de l'eau, gestion des déchets, pollutions...), conduirait à d'énormes inégalités intra-urbaines, à une détérioration des conditions de santé des citoyens, pouvant même aboutir à une augmentation de la mortalité en zone urbaine.

L'étude de Günther et Harttgen (2012), menée sur un ensemble de pays africains, aboutit à une surmortalité moyenne de 65 % des enfants vivant en bidonvilles par rapport à ceux qui vivent en habitat formel, concluant aussi que les inégalités de mortalité sont plus grandes à l'intérieur même des villes qu'entre les zones rurales et les bidonvilles. Toutefois, il faut noter que le monde rural n'est nulle part un ensemble homogène et qu'il présente, lui aussi, une diversité de situations.

### *Inégalités entre régions de résidence*

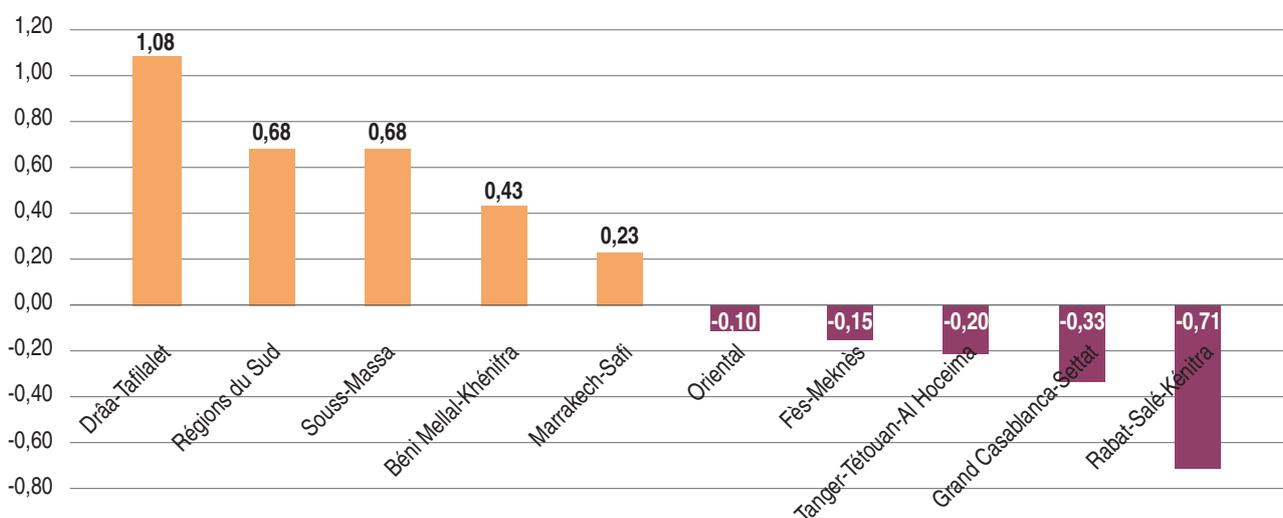
Notons d'abord que les variables traduisant la mortalité des enfants issues de l'enquête ENPSF de 2018 ne peuvent pas être déclinées par région en raison de la faible fréquence du phénomène, d'une part, et pour des

raisons liées à la taille de l'échantillon, d'autre part. C'est notamment le cas des variables mortalité infantile, mortalité néonatale et mortalité maternelle.

Pour capter les inégalités de la mortalité des enfants entre les régions, nous allons utiliser la répartition par région de la proportion des enfants décédés avant le premier anniversaire (en %) issue du RGPH de 2014. Bien que cette répartition ne soit pas récente, elle permet néanmoins d'avoir un aperçu sur les disparités entre les régions quant aux différents niveaux de mortalité des enfants de moins d'un an. Ainsi, la proportion des décès infantiles au Maroc en 2014 au niveau national s'élève à 3,58 %, elle varie entre un minimum de 2,87 % dans la région Rabat-Salé-Kénitra à un maximum de 4,66 % dans la région Drâa-Tafilalet, soit un écart de 1,8 point.

La répartition des écarts par rapport à la moyenne nationale de la proportion des décès infantiles montre d'importantes disparités. Pour les régions qui sont en dessous de la moyenne nationale et qui présentent une meilleure survie des enfants, les écarts sont négatifs et varient de -0,7 point dans la région Rabat-Salé-Kénitra à -0,1 point dans la région de l'Oriental, passant par un écart de -0,3 point dans la région Casablanca-Settat. En revanche, les cinq régions qui dépassent la moyenne nationale avec des écarts positifs sont principalement la région Drâa-Tafilalet avec 1,08 point d'écart et Marrakech-Safi avec 0,23 point.

Figure 4 : Écart par rapport à la moyenne nationale par région des proportions des décès infantiles en 2014



Source : RGPH 2014 et calcul de l'auteur.

### Inégalités selon le niveau de vie de la mère : un facteur désormais incontournable

Outre les disparités géographiques, le recours aux soins de santé est corrélé à une pluralité de facteurs à la fois socio-économiques (niveau de vie/revenu, statut socio-économique...) et éducatifs (analphabétisme, niveau d'instruction...) et d'ordre culturel (genre, culture patriarcale...).

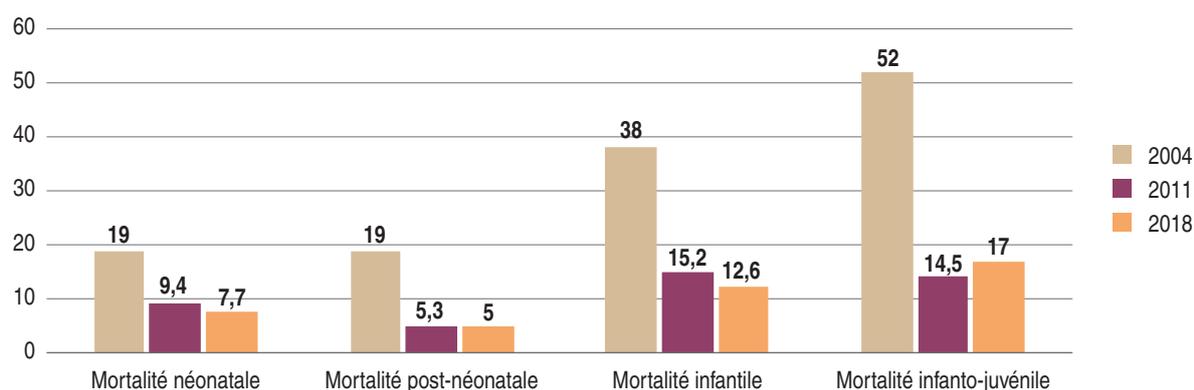
Dans ce sens, la recherche s'est peu à peu tournée dans les années 1990 et 2000 vers le statut économique des ménages, leur niveau de vie et l'impact de la pauvreté en tant que déterminants potentiels de la santé des enfants. Pour ce faire, les questionnaires des enquêtes EDS/MICS ont inclu de nouvelles questions permettant de mesurer le bien-être économique d'un ménage, un proxy du niveau de vie. De nouveaux indicateurs ont été développés en l'absence de données sur le revenu ou les dépenses des ménages. Cela permet désormais de mesurer les niveaux et l'évolution des inégalités selon ce que nous appellerons simplement le niveau de vie des ménages. Celui-ci est appréhendé dans le cadre des résultats des enquêtes population et santé sous la classification de quintiles de bien-être.

Il ressort d'un certain nombre d'études que le niveau de vie du ménage où naît et grandit l'enfant a un impact sur sa survie. Ainsi, les enfants qui naissent dans les familles pauvres ont plus de risques de décéder avant cinq ans que ceux qui naissent dans les familles aisées.

Entre 2004 et 2018, les écarts de mortalité des enfants entre les ménages les plus pauvres et les ménages les plus riches (3) se sont considérablement améliorés, passant de 38 points en 2004 à 12,6 en 2018 concernant la mortalité infantile et de 52 points en 2004 à 17 points en 2018 concernant la mortalité infanto-juvénile.

En outre, la précarité socio-économique, qui est associée à la malnutrition et souvent au manque d'hygiène, a aussi un grand impact en termes de mortalité néonatale et post-néonatale. L'ENPSF-2018 révèle que l'écart entre les taux de mortalité néonatale des mères issues, d'une part, des ménages les plus pauvres et, d'autre part, des ménages les plus riches est de 7,7 points. Quant à celui relatif au taux post-néonatal, il s'élève à 5 points. Néanmoins, il faut noter que ces écarts sont réduits comparés aux données de 2004 où ils affichaient pour les deux taux un écart de 19 points chacun.

Figure 5 : Écarts entre quintile de bien-être pour les taux de mortalité néonatale, post-néonatale, infantile et infanto-juvénile : 2004, 2011 et 2018



Source : Ministère de la Santé, ENPSII-1992, ENPSF 2004, ENPSF 2011 et ENPSF 2018.

Si globalement on note une certaine convergence entre les niveaux de mortalité selon le niveau de vie, on remarque par ailleurs que ce sont surtout les groupes les plus pauvres qui ont connu les reculs annuels de la

(3) Il s'agit de l'écart entre le premier et le cinquième quintile de niveau de vie.

mortalité les plus rapides entre 2004 et 2018. En effet, la baisse de la mortalité post-néonatale a été de 72 % pour le quintile le plus pauvre contre 66 % pour le quintile le plus riche. De même pour la mortalité infantile et infanto-juvénile pour lesquelles la baisse de la mortalité pour le quintile le plus pauvre était respectivement de 62 % et 66 % contre une baisse de 55 % et 58 % pour le quintile le plus riche.

La combinaison de la démographie (les ménages plus pauvres ont plus d'enfants) et de l'inégalité des chances de survie (les enfants des ménages pauvres connaissent des taux de mortalité plus élevés) signifie que les enfants les plus pauvres représentent la plus grosse part des décès d'enfant. Mais cela signifie aussi que des réductions équivalentes en points de pourcentage des taux de mortalité de l'enfant permettent de sauver plus de vies parmi les enfants pauvres. L'analyse des données d'une enquête couvrant 51 pays à forte mortalité a révélé qu'en ramenant le taux de mortalité néonatale des 20 % les plus pauvres à celui des 20 % les plus riches, on aurait pu éviter quelque 600 000 décès en 2012. Ainsi, la baisse de la mortalité des enfants moins de 5 ans passe essentiellement par la baisse de la mortalité chez les ménages les plus pauvres, et les programmes de santé devront cibler un certain nombre de facteurs qui affectent les enfants les plus pauvres et les plus défavorisés.

### Inégalités selon le niveau d'instruction des mères

Le niveau d'instruction n'apparaît plus comme un facteur significativement discriminant sur le plan de la mortalité des enfants

La richesse des ménages est l'un des facteurs influant sur les chances de survie de l'enfant, mais l'instruction de la mère joue également un rôle important. Experts de la santé publique et démographes reconnaissent depuis longtemps le rôle positif de l'instruction des mères sur la santé et la mortalité des enfants. Dans une étude menée sur 175 pays, Gakidou *et al.* (2010) vont jusqu'à attribuer 50 % du recul de la mortalité des enfants de moins de cinq ans entre 1970 et 2010 aux progrès de l'instruction des femmes en âge de procréer. Plus les mères sont lettrées, plus la mortalité de leurs enfants est faible. Les risques s'étendent généralement de 1 à 4 entre les mères qui ont atteint un niveau d'instruction post-secondaire et celles qui sont illettrées. Avoir été

scolarisé, ne serait-ce qu'au niveau du primaire, conduit déjà presque partout à une meilleure survie des enfants.

Par ailleurs, le poids de l'instruction demeure important après contrôle d'autres variables dans des analyses multi-variées. Ainsi, Fuchs *et al.* (2010) avaient déjà montré que l'instruction des mères comptait plus que le niveau de richesse du ménage dans la réduction de la mortalité des enfants dans les pays en développement.

L'instruction des mères est en relation étroite avec le statut de la femme, son pouvoir de décision dans le ménage, son ouverture sur l'extérieur, sa capacité de discussion et de négociation avec les services de santé, ses connaissances... (Caldwell, 1979). Mais son rôle est également lié aux conditions de vie et aux moyens financiers de son ménage. Aussi, grâce à l'instruction, les mères sont davantage susceptibles de retarder et d'espacer les naissances, de s'assurer l'accès aux soins de santé maternelle et de l'enfant et de faire soigner ces derniers quand ils tombent malades.

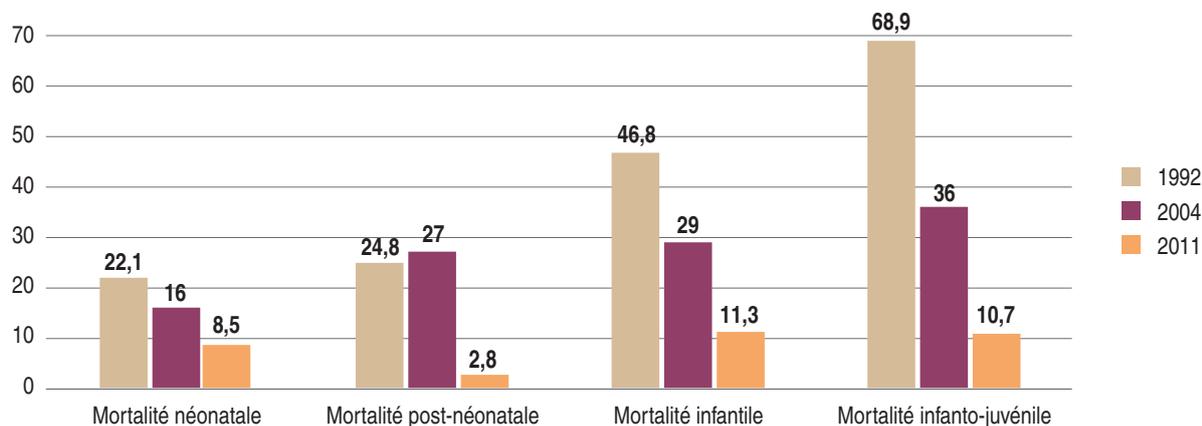
Il faut noter que la comparaison avec l'enquête ENPSF de 2018 n'est pas possible puisque les catégories retenues pour le niveau d'instruction des femmes sont au nombre de deux (avec ou sans certificat (4)) au lieu de trois dans les enquêtes précédentes.

Ainsi, les données disponibles indiquent qu'en 1992 l'écart entre les taux de mortalité néonatale chez les mères sans instruction et celles avec un niveau « secondaire et plus » était de 22,1 points. Pour ce qui est de la mortalité post-néonatale, il était de 28,9 points. En 2011, ces écarts ont été fortement réduits, ne dépassant plus 8,5 points pour le taux mortalité néonatale et 2,8 points concernant la mortalité post-néonatale.

S'agissant de la mortalité infantile, on relève que l'écart des taux de mortalité infantile entre les femmes sans instruction et celles avec un niveau secondaire et plus s'est réduit entre 1992 et 2011, passant de 46,8 points à 11,3 points, soit une baisse de 3,8 fois. Pour la mortalité infanto-juvénile, cet écart est passé de 68,9 points en 1992 à 10,7 points en 2011, soit une réduction de 6,4 fois. Autrement dit, le niveau d'instruction tend à ne plus être un facteur significativement discriminant sur le plan de la mortalité des enfants.

(4) Le regroupement des niveaux scolaires est dû à une surestimation de la mortalité des enfants dont les mères sont de niveau secondaire et plus.

Figure 6 : Écarts entre les niveaux d'instruction des mères pour les taux de mortalité néonatale, post-néonatal, infantile et infanto-juvénile : 1992, 2004 et 2011



Source : Ministère de la Santé, ENPSII-1992, ENPSF 2004 et ENPSF 2011.

Par ailleurs, d'autres formes d'inégalité peuvent être relevées entre les femmes. Ainsi, la pratique du mariage de mineurs et la gestion de la santé reproductive des femmes influe également sur les schémas de mortalité des enfants. Même si ce type de mariage ne cesse de régresser, pas moins de 40 000 filles mineures ont été mariées en 2018 au Maroc. Ces filles constituent un groupe hautement vulnérable : elles sont privées de leur enfance, elles ont des possibilités d'instruction limitées et commencent souvent à procréer trop jeunes. Ces filles mariées à un âge précoce sont moins susceptibles de bénéficier des soins médicaux appropriés pendant leur grossesse que les femmes adultes. Le manque de soins et l'insuffisante maturité physique de ces filles les exposent, elles et leurs bébés, à des risques. Les complications durant la grossesse et l'accouchement sont la deuxième cause de décès chez les filles âgées de 15 à 19 ans (5). Aussi, les nourrissons nés de mères de moins de 20 ans ont 1,5 fois plus de risques de mourir au cours des 28 premiers jours de leur vie que ceux nés de mères âgées de 20 à 40 ans.

(5) Rapport de l'OMS, « Adolescents : risques sanitaires et solutions », 18 janvier 2021.

## B. Espérance de vie à la naissance au Maroc

Dans le but d'examiner les inégalités face à la mort pour les adultes, et comme on ne dispose d'aucune information sur les décès par âge et sexe aux âges adultes, nous retenons les espérances de vie à la naissance. L'espérance de vie à la naissance représente la durée de vie moyenne ou bien l'âge moyen au décès d'une génération fictive soumise aux conditions de mortalité de l'année. Elle caractérise la mortalité indépendamment de la structure par âge.

Rappelons que l'espérance de vie à la naissance est considérée comme un indicateur privilégié pour mesurer l'état de santé dans un pays donné et, partant, pour apprécier la politique de santé publique. Son niveau reflète le degré des efforts consentis en matière d'infrastructures de santé, d'accès et de qualité des soins préventifs et curatifs, d'assainissement, d'hygiène et de nutrition, etc. Il reflète également le comportement des individus vis-à-vis des maladies et du recours aux soins préventifs et curatifs, un comportement particulièrement lié aux niveaux économique et social de la population. C'est pour cette raison que l'espérance de vie à la naissance est utilisée pour le calcul de l'indice du développement humain d'un État ou d'une région du monde.

### Méthodologie de calcul des espérances de vie

Nous ne disposons pas d'une table de mortalité récente ou de statistiques de l'état civil permettant de nous donner l'espérance de vie à la naissance. Néanmoins, on dispose des estimations de la mortalité des enfants de moins d'un an et de celle des moins de cinq ans. Avec des estimations de ce genre, les tables-types de mortalité peuvent être utiles pour compléter la table de mortalité en formulant des hypothèses plausibles sur la valeur des taux aux âges auxquels la mortalité n'a pas pu être mesurée directement. Aussi a-t-on procédé au calcul de l'espérance de vie à la naissance à partir des tables de mortalité correspondant aux quotients de mortalité infantile. Ces calculs sont effectués à partir des quotients de mortalité infantile donnés par les enquêtes EDS en utilisant le logiciel MORTPACK. Il s'agit d'un progiciel développé par la Division de la population des Nations Unies pour l'analyse démographique et particulièrement la mortalité.

Au Maroc, l'espérance de vie à la naissance a connu un gain significatif à partir des années soixante-dix. Estimée à près de 47 ans au début des années soixante, elle a franchi aujourd'hui le cap des 75 ans (6), enregistrant un gain de l'ordre de 29 ans. L'amélioration des chances de survie aux jeunes âges a été le principal facteur de gain en espérance de vie à la naissance.

Contrainte par la disponibilité des données, cette espérance de vie sera calculée seulement par sexe, milieu de résidence et quintile de niveau de vie.

L'espérance de vie a fortement progressé, mais les inégalités demeurent

Il ressort que le nombre moyen d'années qu'espère vivre un nouveau-né au Maroc dans les conditions de mortalité de 2018 est d'environ 76,9 ans, soit un gain de 2,7 ans par rapport à l'année 2004. Globalement, les conditions de vie s'améliorent, et l'accès aux soins ne cesse de progresser, soit autant de facteurs qui contribuent à l'allongement de la vie.

A l'instar de ce qui est observé partout dans le monde, les femmes vivent plus longtemps que les hommes, avec respectivement 78,1 ans et 75,4 ans. L'écart entre les espérances de vie féminine et masculine à la naissance se resserre. En effet, selon l'enquête ENPSF de 2003-2004, cet écart a été estimé à 3,6 ans (74,6 ans pour les femmes contre 70,9 ans pour les hommes). En 2018, il a atteint 2,7 ans (78,1 ans pour les femmes et 75,4 ans pour les hommes), du fait que les gains obtenus par les femmes sont moins rapides que ceux des hommes. On

note aussi que les modes de vie féminins sont de plus en plus semblables à ceux des hommes, qu'il s'agisse du temps de travail ou de l'activité professionnelle.

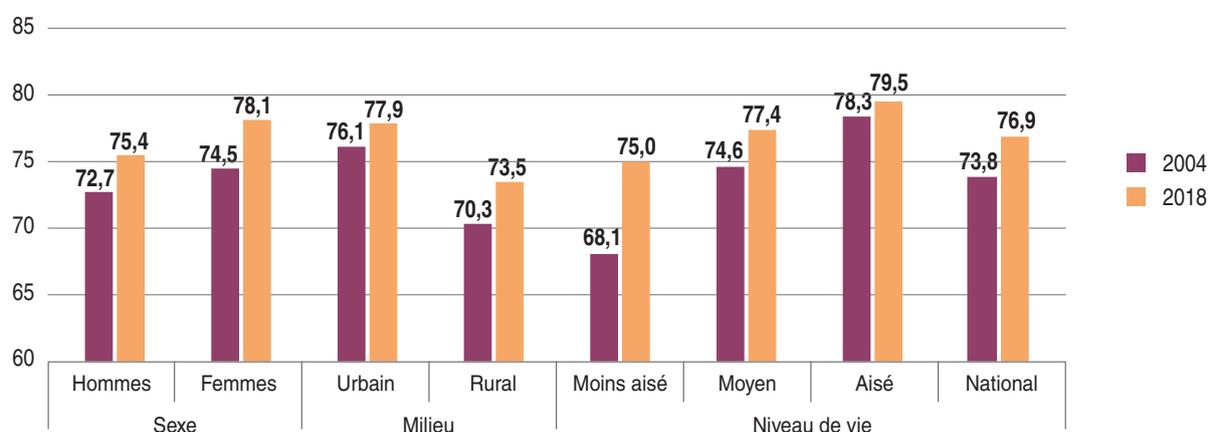
Selon le milieu de résidence, on constate que l'espérance de vie est plus élevée en milieu urbain (77,9 ans) qu'en milieu rural (73,5 ans). En 2004, ces espérances de vie affichaient 76,1 ans en milieu urbain et 70,3 ans en milieu rural. Ainsi, l'augmentation a été plus importante en milieu rural qu'en milieu urbain : 3,2 ans contre 1,8 an. Force est de constater que l'écart entre les deux milieux reste important (4,4 ans), même s'il ne cesse de se réduire (il était de 5,8 ans en 2004). Cette inégalité peut s'expliquer par plusieurs facteurs, notamment le niveau de la pauvreté ou le difficile accès aux soins.

On relève également des inégalités sociales face à la mort. Malgré les progrès de la médecine et l'amélioration des conditions de vie, les pauvres meurent plus tôt que les personnes aisées. À la naissance, l'espérance de vie chez des plus aisés est de 79,5 ans, contre 75 ans pour les pauvres, soit une différence de 4,5 ans. Généralement, les individus appartenant à la classe la plus aisée sont de plus en plus attentifs à leur santé et à leur corps en particulier (hygiène, alimentation, etc.).

On note également que le gain en années de vie est plus important chez les moins aisés, soit 6,9 ans contre 1,2 an pour les plus aisés car ces derniers sont déjà à des niveaux élevés d'espérance de vie. En 2004, ces espérances de vie étaient de 68,1 ans pour les moins aisés et de 78,3 ans pour les plus aisés. Il est aussi important de noter que l'écart entre les deux quintiles reste important 4,5 ans d'année de vie (cet écart était de 10,2 ans en 2004).

(6) HCP, 2017, Les projections de la population et des ménages entre 2014 et 2050.

Figure 7 : Évolution de l'espérance de vie à la naissance selon différentes variables sociodémographiques entre 2004 et 2018



Source : ENPSF 2003-2004, ENPSF 2018 et calcul de l'auteur.

## Conclusion

Les analyses effectuées ont montré que la mortalité des enfants, mesurée par les quotients de mortalité à différents âges, a connu une diminution notable durant les trois dernières décennies. Néanmoins, cette baisse n'a pas bénéficié à tout le monde. Si le niveau d'instruction n'apparaît plus comme un facteur significativement discriminant sur le plan de la mortalité, on constate la persistance des inégalités entre les milieux urbain et rural et entre quintiles de niveau de vie bien-être. Toutefois ces inégalités sont sur un trend baissier.

Concernant la mortalité aux âges adultes, mesurée par l'espérance de vie à la naissance, l'étude a montré que celle-ci ne cesse d'augmenter mais que les progrès réalisés ne profitent pas à tout le monde, des évolutions inégales entre milieux et catégories sociales subsistant. Ainsi les citadins ont une durée de vie moyenne plus élevée que les ruraux. Cette inégalité peut s'expliquer par plusieurs facteurs comme le niveau de la pauvreté ou bien le difficile accès aux soins. Cette étude révèle également des inégalités sociales face à la mort : à la naissance, l'espérance de vie chez des plus aisés est largement supérieure à celle des plus pauvres, avec une différence de plus de quatre ans.

Ces progrès important en matière de réduction de la mortalité sont le fruit de l'amélioration des conditions

de vie de la population mais aussi des efforts déployés à tous les niveaux du système de santé pour améliorer l'accès aux soins et renforcer les mesures préventives et curatives, notamment au niveau des soins de santé primaire. Or, ces résultats peuvent être optimisés avec la réduction des inégalités, que ce soit entre catégories socio-économiques de la population, entre milieux de résidence ou entre régions.

Par ailleurs, tous ces efforts consentis pour la réduction de la mortalité et les inégalités peuvent être fortement impactés par la pandémie de Covid-19. Ainsi, l'UNICEF et l'Organisation mondiale de la santé ont prévu qu'en 2020, avec la perturbation des services de santé et de nutrition de base, près de 51 000 enfants supplémentaires de moins de cinq ans pourraient mourir dans la région du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord, soit une augmentation de près de 40 %. Selon les deux organisations, « les restrictions de mouvement et les obstacles économiques empêchent davantage l'accès des populations aux soins de santé ». Les enfants et les mères risquent donc de ne pas bénéficier d'interventions préventives, notamment la vaccination, le traitement des infections néonatales et des maladies infantiles, les soins pendant la grossesse et l'accouchement et les services visant à prévenir une augmentation de la malnutrition.

Dans le même sens, l'enquête réalisée par le HCP en juin 2020 révèle que sur l'ensemble des enfants de moins

de 5 ans ayant nécessité, en période de confinement, un service de vaccination, 12 % n'en ont pas bénéficié (11 % en milieu urbain et 13 % en milieu rural). Selon le niveau de vie, 17 % des plus défavorisés n'en ont

pas bénéficié contre 13 % des plus aisés. La crainte d'être contaminé par le virus est dans la moitié des cas à l'origine du renoncement à la vaccination de ces enfants.

## Annexe

### Définition

- Quotient de mortalité néonatale : mesure la probabilité de décéder avant d'atteindre l'âge d'un mois révolu ;
- Quotient de mortalité post-néonatale : mesure la probabilité de décéder entre le premier mois et le douzième mois révolu ;
- Quotient de mortalité infantile : mesure la probabilité de décéder entre la naissance et le premier anniversaire ;
- Quotient de mortalité infanto-juvénile : mesure la probabilité de décéder entre la naissance et le cinquième anniversaire.

Tableau 1

### Indicateur de santé par milieu de résidence

Indicateur	Milieu de résidence	1992	2004	2011	2018
Mortalité néonatale	Urbain	29,9	24,0	18,3	11,2
	Rural	36,2	33,0	24,7	16,3
	Ensemble	31,4	27	21,7	13,6
Mortalité post-néonatale	Urbain	22,0	9,0	5,2	3,7
	Rural	33,1	22,0	8,8	5,3
	Ensemble	25,9	14,0	7,1	4,5
Mortalité infantile	Urbain	51,9	33,0	23,6	14,9
	Rural	69,3	55,0	33,5	21,6
	Ensemble	57,3	40,0	28,8	18,0
Mortalité infanto-juvénile	Urbain	58,7	38	25,4	18,8
	Rural	97,8	69	35,0	26,0
	Ensemble	76,1	47,0	30,5	22,2

Tableau 2

### Indicateur de santé par quintile de bien-être du ménage

Indicateur	Catégorie	2004	2011	2018
Mortalité néonatale	Quintile le plus pauvre	38,0	24,9	16,9
	Quintile le plus riche	19,0	15,5	9,2
Mortalité post-néonatale	Quintile le plus pauvre	24	9	6,7
	Quintile le plus riche	5	3,7	1,7
Mortalité infantile	Quintile le plus pauvre	62	33,9	23,5
	Quintile le plus riche	24	18,7	10,9
Mortalité infanto-juvénile	Quintile le plus pauvre	78	35,6	27,9
	Quintile le plus riche	26	21,1	10,9

Tableau 3

### Indicateur de santé selon le niveau d'instruction de la mère

Indicateur	Catégorie	1992	2004	2011	2018
Mortalité néonatale	Aucun	35,9	33	24	13,6
	Fondamental	31,7	21	—	13,6
	Secondaire et plus	13,8	17	15,5	
Mortalité post-néonatale	Aucun	31,8	33	7,8	4,6
	Fondamental	21,4	11	—	4,1
	Secondaire et plus	7,0	6	5	
Mortalité infantile	Aucun	67,7	52	31,8	18,2
	Fondamental	53,2	33	—	17,6
	Secondaire et plus	20,9	23	20,5	
Mortalité infanto-juvénile	Aucun	91,3	63	33,3	22,2
	Fondamental	60,2	42	—	22,2
	Secondaire et plus	22,4	27	22,6	

## Références bibliographiques

- Brockerhoff M., Brennan E. (1998), « The poverty of cities in developing regions », *Population and Development Review*, 24(1), p. 75-114.
- Caldwell J. (1979), « Education as a factor of mortality decline: An examination of Nigerian data », *Population Studies*, 33(3), p. 395-413.
- Coale A. J. and P. Demeny (1967), « Regional Model Life Tables and Stable Populations », Princeton, NJ : Princeton University Press.
- Conseil économique, social et environnemental (2013), « Les soins de santé de base, vers un accès équitable et généralisé », saisine 4/2013. [http://www.cese.ma/Documents/PDF/Avis%20du%20Conseil-Saisine%204\\_2013-VF.pdf](http://www.cese.ma/Documents/PDF/Avis%20du%20Conseil-Saisine%204_2013-VF.pdf).
- Fuchs R., Pamuk E., Lutz W. (2010), « Education or wealth: Which matters more for reducing child mortality in developing countries », *Vienna Yearbook of Population Research*, 8(1), p. 175-199.
- Gakidou E., Cowling K., Lozano R., Murray C. (2010), « Increased educational attainment and its effects on child mortality in 175 countries between 1970 and 2009: A systematic analysis », *The Lancet*, 376(9745), p. 959-974.
- Günther I., Harttgen K. (2012), « Deadly cities? Spatial inequalities in mortality in Sub-Saharan Africa », *Population and Development Review*, 38(3), p. 469-486.
- Gwatkin D.R. (2000), « Health inequalities and the health of the poor: What do we know? What can we do? », *Bulletin of the World Health Organization*, 78(1), p. 3-18.
- HCP (2017), « Les projections de la population et des ménages entre 2014 et 2050 ».
- HCP (2017), Fichiers des données du Recensement général de la population et de l'habitat format SPSS sur site : [www.hcp.ma](http://www.hcp.ma)
- HCP (2020), « Enquête sur l'impact du coronavirus sur la situation économique, sociale et psychologique des ménages : note de synthèse des principaux résultats » sur le site : [www.hcp.ma](http://www.hcp.ma)
- Lankoande B. (2016), « Monitoring adult mortality by type of residence in the absence of death registration: A perspective from Burkina Faso », *International Journal of Population Studies*.
- Mosley W., Chen L. (1984), « An analytical framework for the study of child survival in developing countries », *Population and Development Review*, 10 (suppl.), p. 25-45.
- Ministère de la Santé publique, « Enquête nationale sur la population et la santé ENPS II-1992 ».
- Ministère de la Santé publique, « Enquête nationale sur la population et la santé familiale (EPSF), 2003-2004 ».
- Ministère de la Santé publique, « Enquête nationale sur la population et la santé familiale (ENPSF), 2011 ».
- Ministère de la Santé publique, « Enquête nationale sur la population et la santé familiale (ENPSF), 2018 ».
- Sastry N. (1997), « What explains rural-urban differentials in child mortality in Brazil? », *Social Science and Medicine*, 44(7), p. 989-1002.
- United Nations (2019), « World Population Prospects 2019 ». <https://population.un.org/wpp/>
- United Nations (1982), « Model Life Tables for Developing Countries », United Nations publication, Sales No. E.81.XIII.7.

# Les dépenses catastrophiques de santé et leur impact sur l'appauvrissement des ménages : le cas du Maroc



Abdeljaouad EZZRARI\*

***L'utilisation des services de soins de santé peut avoir un impact significativement positif sur l'amélioration de la santé de la population. En 2013-2014, les Marocains ne consacraient que 6 % de leur budget aux soins de santé, et l'accès aux services sanitaires se faisait au détriment d'autres biens ou services indispensables pour les ménages, menant ainsi à leur appauvrissement. L'approche utilisée par l'OMS pour la mesure des dépenses catastrophiques permet d'approcher les indicateurs d'inégalité en matière d'accès aux soins de santé et d'appauvrissement des ménages. Les résultats montrent qu'en l'absence d'une couverture médicale formelle, la faculté contributive des ménages aux paiements directs des soins de santé s'accroît et contribue à l'appauvrissement de la population.***

## Introduction

En 2013-2014, les Marocains ne consacraient que 6 % de leur budget aux soins de santé, proportion qui diffère selon le milieu de résidence ou même selon la région. En effet, l'accès aux services de soins de santé se fait au détriment d'autres biens et services indispensables pour les ménages, les poussant à s'endetter ou même à vendre leurs biens pour se soigner en l'absence d'un système de sécurité sociale généralisé. Une telle situation engendre des dépenses catastrophiques de santé conduisant à l'appauvrissement des ménages.

La méthode développée par l'OMS sur la mesure des dépenses catastrophiques va nous permettre d'approcher les différents indicateurs d'inégalité quant à l'accès aux soins et à l'appauvrissement des ménages au Maroc à travers l'utilisation des données de l'Enquête nationale sur la consommation et les dépenses des ménages de 2013-2014. La nature des données collectées permet

de calculer le pourcentage des ménages exposés aux dépenses dites catastrophiques, le pourcentage de ceux qui s'appauvrissent à cause de dépenses élevées ainsi que les déterminants de ces dépenses.

Cet article sera articulé autour de trois sections. La première traitera de l'utilisation des services de santé en fonction des caractéristiques spatiales et socio-économiques. La deuxième section sera consacrée aux paiements directs des ménages pour les soins de santé. Il s'agit d'examiner, dans un premier temps, leur distribution en termes absolus et en pourcentage des dépenses totales des ménages et de leur capacité contributive et, dans un deuxième temps, leur structure par service utilisé (hospitalisation, examens radiologiques, etc.) et par type de prestataire (hôpital public, cabinet privé, clinique privée, clinique mutualiste, etc.). La troisième section sera consacrée à l'estimation des dépenses catastrophiques et de l'appauvrissement des ménages, selon la méthode préconisée par l'OMS, en vue de dégager la structure de ces dépenses catastrophiques selon les classes de dépenses et les principaux facteurs conduisant les ménages à avoir des dépenses catastrophiques.

Economiste-PhD à l'Observatoire des Conditions de Vie de la Population – Haut-Commissariat au Plan. a.ezzrari@hcp.ma tel : +212 6 60 10 22 59

## Section 1 : L'utilisation des services de santé selon les caractéristiques spatiales et socio-économiques

L'objectif de cette section est d'examiner les caractéristiques des ménages en fonction de leur accès aux soins de santé et leur utilisation des différents services de santé. Il s'agit d'évaluer l'impact des différentes caractéristiques démographiques, géographiques et socio-économiques sur les consultations médico-sanitaires, le personnel consulté et le lieu de consultation. Pour ce faire, nous utilisons les données de l'Enquête nationale sur la consommation et les dépenses des ménages 2013-2014.

### Consultation médico-sanitaire

Les résultats du tableau A1 en annexe montrent qu'en 2013-2014, le taux des consultations médicales est de 84,9 % contre 82,9 % en 2000-2001. Cette proportion diffère d'un milieu de résidence à un autre et cache des disparités selon les différentes classes de niveau de vie. En effet, le taux de consultation médico-sanitaire est plus important en milieu urbain qu'en milieu rural avec un taux de 88,1 % et 78,8 % respectivement. Cette différence entre les deux milieux s'explique essentiellement par la faible dotation du milieu rural en infrastructure sanitaire de base (dispensaires, hôpitaux, etc.) en comparaison avec le milieu urbain.

Selon les classes de dépenses, nous remarquons que plus le niveau de vie des ménages augmente plus le taux de consultation médico-sanitaire augmente. C'est ainsi que celui-ci passe de 68,8 % chez les personnes du quintile le plus défavorisé (1<sup>er</sup> quintile) à 91,5 % chez les personnes les plus aisées (5<sup>e</sup> quintile). Ces taux sont respectivement de 79,1 % et 93,2 % en milieu urbain et de 59,3 % et 86,8 % en milieu rural.

Du point de vue démographique, l'analyse du taux de consultation médicale révèle que, d'une part, il y a un léger écart de genre en faveur des femmes en termes d'accès aux soins et que, d'autre part, la différence est peu significative selon le groupe d'âge, quel que soit le milieu de résidence. En effet, les femmes sont plus enclines que les hommes à recourir aux soins médicaux en cas de maladie ou de blessure, soit respectivement

un taux de consultation médicale de 85,7 % et 83,9 % (tableau A1).

Quant à la taille du ménage, l'accès aux soins de santé ne semble pas être influencé par elle, dans la mesure où il y a de petites différences en termes d'accès aux soins selon que le ménage est de taille réduite ou de taille élevée, quel que soit le milieu de résidence. À titre d'exemple, la proportion des personnes malades qui accèdent aux soins de santé est de 85,3 % chez celles qui vivent dans des ménages de moins de 5 personnes et de 84,8 % chez celles vivant dans des ménages de 5 à 8 personnes (tableau A1).

La ventilation de l'accès aux soins selon la couverture médico-sanitaire montre que, quel que soit le milieu de résidence, les personnes affiliées à un système de couverture médicale recourent plus aux soins de santé que les personnes non couvertes par un système d'assurance maladie. En effet, le taux de consultation médico-sanitaire atteint 90 % chez les personnes couvertes et 81 % chez les personnes non couvertes (tableau A1).

Selon les caractéristiques liées à l'activité des individus, le taux de consultation médicale est plus élevé chez les retraités et les femmes au foyer, soit respectivement 93,1 % et 88,5 %, et en dessous de la moyenne nationale dans les autres catégories, notamment chez les actifs occupés dont le taux s'élève à 81,2 %. Selon le statut dans la profession, ce sont les employeurs qui accèdent le plus aux soins de santé avec un taux d'accès de 91,7 % contre 82,5 % pour les salariés (tableau A1).

### Type de personnel consulté

La structure des consultations médicales effectuées par les malades selon le type de personnel consulté montre que la majorité d'entre elles (90,7 %) ont été faites auprès de médecins (44,7 % auprès de généralistes et 46 % auprès de spécialistes). Le pharmacien reste le deuxième recours avec un pourcentage de 4,8 %. Dans les deux milieux de résidence on observe la même structure du personnel consulté qu'au niveau national, avec une petite différence quant au recours aux médecins spécialistes. En effet, si les citoyens recourent plus aux spécialistes, avec un taux de consultation de 49,4 % contre 41,9 % pour les généralistes, les ruraux consultent davantage les généralistes que les spécialistes, respectivement 50,8 % et 38,4 % (tableau A2).

## Lieu de consultation

L'analyse des consultations selon le lieu montre qu'un peu plus de la moitié (52 %) ont été effectuées dans des cabinets privés, suivis par les hôpitaux publics (21,1 %) et les dispensaires ou centres de santé (18,5 %). Les pharmacies arrivent en 4<sup>e</sup> position (4,9 %). Par milieu de résidence, on observe la même structure du lieu de consultation qu'à l'échelle nationale, avec un avantage relatif des citadins pour les cabinets privés, soit 53,8 % contre 48,1 % pour les ruraux, et un avantage relatif des ruraux pour les dispensaires ou les centres de santé, soit 22,1 % contre 16,8 % pour les citadins (tableau A3).

Selon les quintiles du niveau de vie, le recours aux cabinets privés croît au fur et à mesure que le niveau de vie s'améliore. En effet, 31,8 % des consultations effectuées par les personnes appartenant à la classe pauvre (1<sup>er</sup> quintile) se sont faites dans des cabinets privés, contre 67,9 % pour les personnes de la classe aisée (5<sup>e</sup> quintile). A l'opposé, les dispensaires, les hôpitaux publics et les centres de santé restent les lieux de consultation privilégiés de la population pauvre : 60,1 % des consultations effectuées par celle-ci se sont faites dans les dispensaires ou centres de santé (33,6 %) et dans les hôpitaux publics (26,5 %) (tableau A4).

## Section 2 : Dépenses de consommation et paiements directs des ménages en soins de santé

Il s'agit dans cette section d'examiner le niveau et les caractéristiques des dépenses de consommation des ménages, d'analyser la distribution et la structure de leurs paiements directs en soins de santé, puis d'étudier la ventilation de ces paiements directs selon les différents types de prestataires.

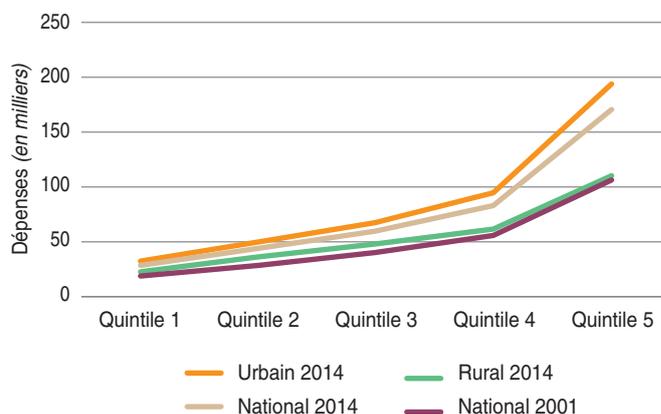
### Niveau et caractéristiques des dépenses de consommation des ménages

Les dépenses totales des ménages marocains s'élèvent à 76317 dirhams par an, soit près de 6400 dirhams par ménage et par mois. Ces dépenses s'établissaient à 49333 dirhams en 2000-2001, enregistrant ainsi une hausse de 55 % entre ces deux périodes. Les ménages

citadins dépensent 1,6 fois plus que les ménages ruraux, soit respectivement 87 277 dirhams et 55 554 dirhams.

Les inégalités en termes de dépenses demeurent plus prononcées selon les classes sociales, même si elles sont moins accentuées en milieu rural. En effet, la dépense annuelle moyenne des 20 % des ménages les plus aisés (quintile 5) représente 6,2 fois celle des 20 % les plus pauvres (quintile 1) à l'échelle nationale ; 6,2 en milieu urbain et 4,8 en milieu rural.

Figure 1 : Ventilation des dépenses annuelles moyennes (en dirhams) par ménage selon le milieu de résidence et le quintile de dépenses



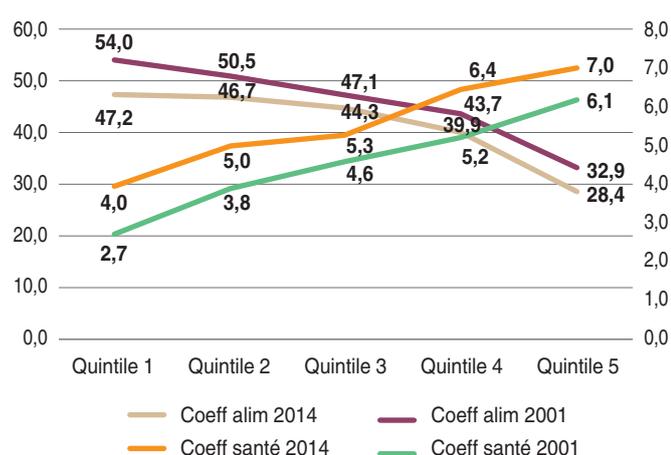
Source : HCP, ENCDM 2013-2014.

Les comportements de consommation sont généralement analysés à travers la structure de la consommation en classant les dépenses selon les besoins auxquels ils répondent. Les dépenses de consommation collectées par les enquêtes sur la consommation et les dépenses des ménages et par les enquêtes sur les niveaux de vie des ménages sont regroupées en 9 postes : l'alimentation ; l'habillement ; l'habitation et les dépenses d'énergie ; les équipements ménagers ; l'hygiène et les soins médicaux ; le transport et les communications ; l'enseignement, la culture et les loisirs ; les autres dépenses en biens et services et les paiements fiscaux et remboursements de prêts.

En relation avec les objectifs de notre étude, nous focaliserons notre attention dans ce qui suit sur les dépenses de subsistance (alimentaire) et les dépenses en soins de santé. En effet, les dépenses de subsistance continuent toujours d'accaparer la part la plus importante

du budget total des ménages. Ces dépenses s'élèvent à 28 071 dirhams par an en 2013-2014 (tableau A5) contre 22 278 dirhams en 2000-2001, soit respectivement un coefficient budgétaire de l'alimentaire de 36,8 % et 41,1 %. Selon le milieu de résidence, la part de l'alimentaire dans le budget total des ménages diffère : elle est plus importante chez les ménages ruraux (47,3 %) que chez les ménages citadins (33,2 %), attestant d'un faible niveau de vie des ruraux comparativement aux citadins, selon la loi d'Engel (1). La faible part du coefficient budgétaire de l'alimentaire des ménages ayant un niveau de vie élevé comparativement à ceux dont le niveau de vie est faible est confirmée par la ventilation de la part de l'alimentaire dans les dépenses totales des ménages selon les classes de dépenses. C'est ainsi qu'en 2013-2014 et à l'échelle nationale, les 20 % des ménages les plus défavorisés consacrent 47,2 % de leurs dépenses annuelles à l'alimentaire, alors que les 20 % des ménages les plus aisés en consacrent 28,4 %. Ces pourcentages s'élèvent respectivement à 42,6 % et 25,7 % en milieu urbain et à 51,3 % et 41,0 % en milieu rural. Par rapport à 2000-2001, les coefficients budgétaires de l'alimentaire ont connu une baisse importante dans toutes les classes de dépenses (graphique 2).

Figure 2 : Coefficient budgétaire de l'alimentaire et coefficient budgétaire des dépenses en soins de santé



Source : HCP, ENCDM 2000-2001 et ENCDM 2013-2014.

(1) D'après cette loi, la part des revenus allouée aux dépenses alimentaires (coefficient d'Engel) est d'autant plus faible que le revenu est élevé.

S'agissant des soins de santé, les ménages marocains y consacraient en 2000-2001, en moyenne, 2 539 dirhams de leurs dépenses. En 2013-2014, ces dépenses passent à 4 690 dirhams en moyenne et représentent 6,1 % des dépenses totales annuelles. Ces dépenses s'élèvent à 5 540 dirhams en milieu urbain et 3 079 dirhams en milieu rural, soit respectivement 6,3 % et 5,5 % du total des dépenses.

Contrairement au coefficient budgétaire de l'alimentaire, la part des dépenses de santé dans les dépenses totales augmente au fur et à mesure que le niveau de vie s'améliore. En effet, cette part passe de 4 % chez les ménages les plus pauvres (1<sup>er</sup> quintile) à 7 % chez les ménages les plus riches (5<sup>e</sup> quintile) à l'échelle nationale, respectivement 4,4 % et 6,9 % en milieu urbain et 3,3 % et 6,8 % en milieu rural.

La part des dépenses de santé dans les dépenses totales des ménages a enregistré une hausse à l'échelle nationale et au niveau de toutes les catégories sociales. Cette part est passée de 5,1 % en 2001 à 6,1 % en 2014 au niveau national, de 2,7 % à 4 % pour la population la plus défavorisée (1<sup>er</sup> quintile) et de 6,1 % à 7 % pour la population la plus aisée (5<sup>e</sup> quintile).

## Les paiements directs en soins de santé

Les paiements directs en soins de santé ne sont pas directement observés par l'enquête, ils ont été estimés à partir de plusieurs variables liées à la couverture médicale (CNOPS, CNSS, etc.), la prestation et le lieu de la prestation (2). C'est ainsi qu'en 2013-2014, les paiements directs en soins de santé s'élèvent à 3 449 dirhams contre 2 170 dirhams en 2000-2001, soit près de 4,5 % des dépenses totales annuelles et 73,5 % des dépenses totales de santé. Ces pourcentages étaient respectivement de 4 % et 84,5 % en 2001.

La diminution de la part des paiements directs dans les dépenses de santé entre 2001 et 2014 est imputable essentiellement à l'augmentation du taux de couverture

(2) Ces variables permettent de calculer le montant du remboursement effectué par les organismes d'assurance médicale à leurs adhérents et par conséquent d'estimer les paiements directs en soins de santé (se référer à l'auteur pour plus d'informations sur les tarifs de remboursement en vigueur selon l'organisme d'assurance-maladie et la prestation).

durant cette période. En effet, la population couverte par un système d'assurance maladie est passée de 13,5 % en 2001 à 36,2 % en 2014, soit presque le triple. Ce taux de couverture médico-sanitaire est passé de 21,3 % à 44,5 % en milieu urbain et de 3,8 % à 23,7 % en milieu rural durant cette période.

Tableau 1

**Évolution du taux de couverture médico-sanitaire selon le milieu de résidence**

Milieu de résidence	2001	2007	2014
Urbain	21,3	25,0	44,5
Rural	3,8	3,9	23,7
National	13,5	15,8	36,2

Source : HCP, ENCDM 2000-2001, ENNVM 2006-2007 et ENCDM 2013-2014.

**Distribution des paiements directs des ménages**

Les paiements directs des ménages diffèrent selon le milieu de résidence et selon la classe de dépenses. C'est ainsi que les ménages citadins paient 29 % de plus que les ruraux pour les dépenses directes de santé, soit

3 752 dirhams et 2 875 dirhams par an respectivement. Cet écart entre citadins et ruraux s'est réduit entre 2001 et 2014 : en 2001, les citadins payaient pratiquement le double en soins de santé, soit 2 652 dirhams, contre 1 399 dirhams pour les ruraux, contre un rapport de 1,3 en 2014.

Selon la classe des dépenses, les ménages les plus aisés (5<sup>e</sup> quintile), à l'échelle nationale, paient en moyenne 8 255 dirhams par an en dépenses directes de santé, soit 9 fois plus (905 dirhams) que les ménages les plus défavorisés (1<sup>er</sup> quintile).

La comparaison entre les paiements directs tels qu'ils sont estimés et les dépenses de santé révèle que le taux de remboursement augmente au fur et à mesure que le niveau de vie s'améliore. En effet, les 20 % les plus défavorisés ne bénéficient du remboursement de leurs frais engagés dans la santé qu'à hauteur de 3,6 %, contre 41,6 % chez les 20 % les plus aisés. Cela peut être expliqué par le fait que les ménages les plus aisés sont affiliés à des systèmes de couverture médicale (CNOPS, CNSS, assurance privée, etc.), alors que les ménages les plus défavorisés, caractérisés par la précarité de leurs emplois, sont dans la plupart des cas non couverts ou couverts par le RAMED qui les prend totalement en charge en cas de maladie.

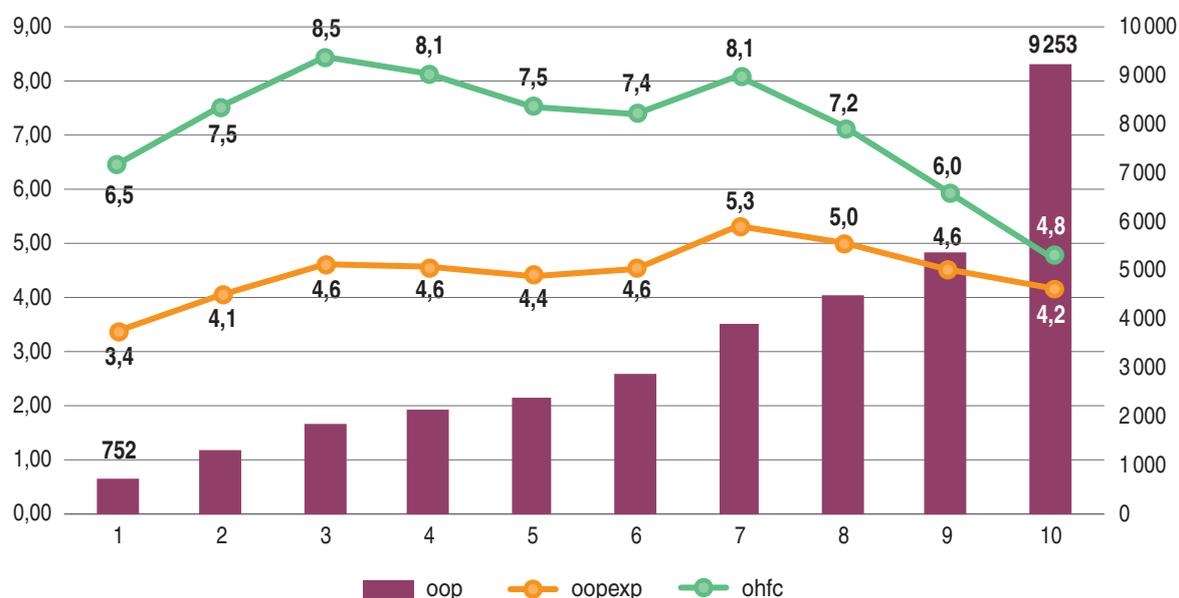
Tableau 2

**Les paiements directs des soins de santé en valeur (en dirhams) et en pourcentage des dépenses totales des ménages et de leur capacité contributive, selon le milieu de résidence**

Milieu de résidence	Paiements directs en santé	Part des paiements directs dans le total des dépenses (en %)	Part des paiements directs par rapport à la capacité contributive (en %)
<b>2000/2001</b>			
Urbain	2 652	4,4	6,6
Rural	1 399	3,5	6,3
Ensemble	2 170	4,0	6,5
<b>2013-2014</b>			
Urbain	3 753	4,3	5,7
Rural	2 875	5,2	8,6
Ensemble	3 449	4,5	6,3

Source : Calculs effectués par l'auteur à partir des données de l'ENCDM 2000-2001 et 2013-2014, HCP.

Figure 3 : Les paiements directs de santé en dirhams et en % des dépenses totales des ménages et en fonction de leur faculté contributive à payer par décile de dépense



Source : HCP, ENCDM 2013-2014.

Rapportés aux dépenses totales des ménages, les paiements directs des soins de santé des ménages représentent en moyenne 4,5 % de leur budget. Cette part diffère selon le milieu de résidence et selon le niveau de vie. Elle représente 4,3 % en milieu urbain et 5,2 % en milieu rural. Selon la classe de dépenses, la part des paiements directs des ménages dans le total de leurs dépenses révèle une relation en U inversé, dans la mesure où cette part augmente jusqu'au 7<sup>e</sup> décile puis diminue ensuite. C'est ainsi que la part la plus importante des paiements directs de santé des ménages dans le total des dépenses est observée chez les ménages du 7<sup>e</sup> décile (5,3 %), et la part la plus faible chez les ménages défavorisés (1<sup>er</sup> décile), soit 3,4 %.

Selon la couverture médico-sanitaire, la part des paiements directs en soins de santé dans les dépenses totales des ménages est variable : elle est plus importante chez les ménages qui n'ont aucun membre ou peu de membres couverts par un système d'assurance maladie que chez ceux dont beaucoup de membres sont couverts. Cette part représente 3,5 % pour les personnes couvertes contre 5,1 % pour les personnes non couvertes par un système d'assurance-maladie.

Relativement à la faculté contributive (3) des ménages, la part des paiements directs de santé augmente dans toutes les classes sociales et s'alourdit davantage dans les classes modestes et intermédiaires.

Par rapport à leur faculté contributive, les ménages marocains consacrent en moyenne 6,35 % des paiements directs de santé. Cette part diffère selon le milieu de résidence et selon le niveau de vie. Elle s'élève à 5,74 % en milieu urbain contre 8,62 % en milieu rural. En comparaison avec les données de 2001, où ces pourcentages étaient respectivement 6,58 % et 6,32 %, on pourrait conclure que les paiements directs de santé deviennent un fardeau plus lourd pour les ménages ruraux que pour les ménages citadins. Autrement dit, ce sont les ménages citadins qui ont davantage tiré profit de l'élargissement de la couverture médicale aux économiquement défavorisés que les ménages ruraux (4).

(3) Voir la définition de la faculté contributive dans l'encadré 1 ci-dessous.

(4) Outre le faible taux de couverture des ruraux, leur éloignement des infrastructures sanitaires de base, générant des frais de transport

### Encadré 1 : La faculté contributive des ménages

La faculté contributive des ménages est définie comme le revenu permanent des ménages hors revenu de subsistance. Elle est égale au total des dépenses des ménages en biens et services ( $DS_h$ ) diminué du minimum entre le seuil de pauvreté ( $se$ ) et le total des dépenses de la nourriture du ménage ( $food$ ).

Faculté contributive = dépense totale du ménage ( $DS_h$ ) – inf [seuil de pauvreté ( $se$ ), total des dépenses de la nourriture du ménage ( $food$ )]

Faculté contributive =  $ctp_h = DS_h - \inf (se^h, food_h)$

Le rapport entre les paiements directs de santé du ménage et sa faculté contributive représente sa contribution au financement du système de santé (CFS). Le financement de la santé est parfaitement équitable si ce rapport est identique pour tous les ménages, indépendamment de leurs revenus (dépenses totales), de leur état de santé ou de l'utilisation du système de santé.

$$CFS_h = \frac{\text{Total des paiements de la santé du ménage}}{\text{Faculté contributive}} = \frac{oop_h}{DS_h \inf (se_h, food_h)}$$

Selon le niveau de vie, le rapport entre les paiements directs de santé et la faculté contributive des ménages passe de 6,5 % chez les ménages les plus pauvres (1<sup>er</sup> décile) à 4,8 % chez les ménages les plus aisés (10<sup>e</sup> décile), en passant par un taux maximum de 8,5 % chez les ménages du 3<sup>e</sup> décile. Il ressort de ces différents pourcentages que le financement de la santé au Maroc en 2014, au même titre qu'en 2001 (5) et en 2007, n'est pas parfaitement équitable, dans la mesure où le rapport mesurant la contribution au financement du système de santé diffère largement d'un ménage à l'autre.

### Structure des paiements directs des ménages et leur distribution par type de prestataire

Les paiements directs de santé des ménages s'élèvent à près de 25 milliards de dirhams en 2013-2014, soit 2,5 fois de plus qu'en 2001 (10,5 milliards de dirhams). Ces paiements directs ne prennent pas en considération les cotisations des adhérents aux différentes caisses de couverture médicale (CNSS, CNOPS, assurances privées, RAMED, etc.).

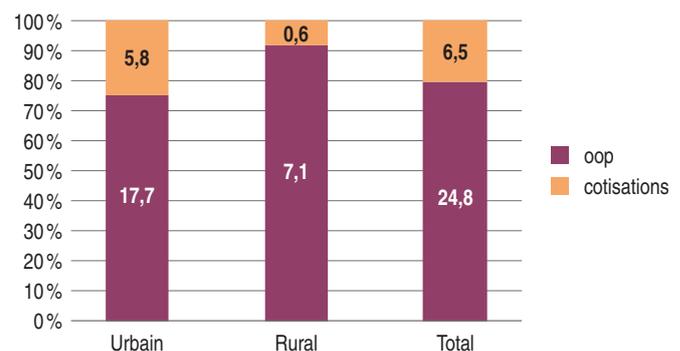
La prise en considération de ces cotisations aurait augmenté les paiements directs des ménages en soins de

supplémentaires, contribuerait également à l'aggravation du rapport entre paiements directs et faculté contributive des ménages.

(5) « Étude relative aux dépenses individuelles catastrophiques et leur impact sur l'appauvrissement des ménages : le cas du Maroc », A. Ezzrari, et A. Alami Fellousse, OMS, 2007.

santé de 23,6 % passant ainsi de 24,8 à 31,3 milliards de dirhams, soit 6,5 milliards de dirhams de cotisation des ménages aux différents systèmes de couverture médicale, dont la majorité provient des ménages citadins (90,2 %).

Figure 4 : Ventilation des paiements directs en soins de santé et des cotisations des ménages aux caisses de couverture médicale (en milliards de dirhams) selon le milieu de résidence



Source : HCP, ENCDM 2013-2014.

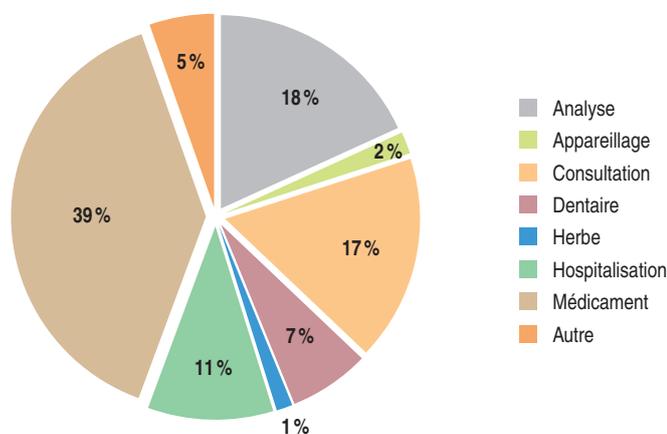
### Paiements directs des ménages en soins de santé et type de prestation

La ventilation des paiements directs des ménages en soins de santé selon le type de prestation révèle que l'achat des médicaments (39 %) occupe la première place de l'ensemble des prestations, suivi par les examens radiologiques et les consultations, respectivement

18 % et 17 %. En quatrième position viennent les frais d'hospitalisation avec un montant moyen par ménage d'environ 360 dirhams, soit 11 % du total des paiements directs en soins de santé. La part des paiements réservée aux soins dentaires arrive en 5<sup>e</sup> position, 7 % du total des paiements directs. Les autres prestations, dont la médecine traditionnelle et le recours aux plantes, restent insignifiantes et ne représentent ensemble que 8 % du total des paiements directs des ménages en soins de santé.

Il est à signaler que la part des médicaments dans le total des paiements directs ne cesse de diminuer au fil du temps. Elle se situait à 53 % en 2001 avant de passer à 43 % en 2007 et à 39 % en 2014. Ce recul est imputable essentiellement à la politique de la baisse des prix des médicaments adoptée par le gouvernement durant les dernières années (développement du médicament générique).

Figure 5 : Structure des paiements directs des ménages en soins de santé



Source : HCP – ENCDM 2013-2014.

L'importance des médicaments dans les paiements directs des ménages est vérifiée quels que soient le milieu de résidence ou la classe des dépenses. En effet, 39,2 % des paiements directs de santé en milieu urbain sont réservés à l'achat des médicaments, contre 34,8 % aux consultations et aux examens radiologiques, 10,6 % à l'hospitalisation, 7,9 % aux soins dentaires et 7,5 % aux autres prestations. Ces pourcentages s'élèvent respectivement à 38,7 %, 36,5 %, 10,1 %, 3,8 % et 10,9 % en milieu rural.

Selon la classe des dépenses, la part du budget réservée aux médicaments dans le budget total des ménages ne cesse de diminuer au profit des paiements directs consacrés aux consultations, aux analyses radiologiques et à l'hospitalisation. Ainsi, la part des paiements directs de santé réservée à l'acquisition des médicaments passe de 52,1 % chez les 10 % des ménages (1<sup>er</sup> décile) les plus défavorisés à 36,3 % chez le 10<sup>e</sup> décile et à 42,4 % chez le 5<sup>e</sup> décile. Ces pourcentages s'élèvent respectivement à 32,2 %, 47,4 % et 42,6 % pour les consultations et les examens radiologiques (voir le tableau A6).

Il est donc clair qu'en absence de ressources financières suffisantes pour se faire soigner, les personnes relevant des ménages pauvres se contentent, dans la majorité des cas, d'acquiescer, en cas de maladie ou de blessure, des médicaments généralement sans ordonnance, contrairement aux personnes relevant des ménages les plus aisés qui bénéficient de toutes les prestations offertes, depuis les consultations et les analyses radiologiques jusqu'à l'achat des médicaments en passant par l'hospitalisation le cas échéant.

En l'absence d'une couverture médico-sanitaire généralisée et du fait de la cherté des soins et des biens médicaux, l'accès aux services de soins de santé reste sélectif. Ce sont les plus aisés qui bénéficient généralement de toutes les prestations offertes en cas de maladie ou de blessure.

### Paiements directs des ménages en soins de santé par type de prestataire

La ventilation des paiements directs de santé par type de prestataire permet de conclure que les paiements directs des ménages se font en majorité dans le secteur privé.

Si l'on prend en considération toutes les prestations, 76,1 % du total des paiements directs sont effectués dans le secteur privé (clinique, cabinet, pharmacie et fournisseurs de biens médicaux), 5,5 % dans le secteur public, 9,4 % dans les laboratoires (analyses et examens radiologiques) et 9,0 % chez les « agents de la médecine traditionnelle et plantes » et « autres ».

Selon le type de prestation, le secteur privé domine (100 %) dans l'achat des médicaments et des biens médicaux (appareillages), dans les consultations et analyses médicales (86 %) et dans les hospitalisations (73 %).

Tableau 3

La structure des paiements directs selon les prestations

Prestation	Prestataire	Dépenses totale directe	%	Dépense moyenne par individu
<b>Analyse</b>		4 502 569 252	18,2	134,1
	Hôpital public	438 264 821	9,7	13,1
	Clinique mutualiste	2 126 971	0,0	0,1
	Clinique privée	1 579 792 064	35,1	47,0
	Laboratoire d'analyses	2 336 419 112	51,9	69,6
	Autres	145 966 285	3,2	4,3
<b>Appareillage</b>		453 784 300	1,8	13,5
<b>Consultation</b>		4 256 848 996	17,2	126,8
	A domicile	20 074 931	0,5	0,6
	Centre de santé	42 327 406	1,0	1,3
	Hôpital public	276 349 032	6,5	8,2
	Médecin privé	3 896 845 613	91,5	116,0
	Autres	21 252 014	0,5	0,6
<b>Dentaire</b>		1 664 641 756	6,7	49,6
	Public	4 416 778	0,3	0,1
	Mutualiste	4 443 917	0,3	0,1
	Privé	1 372 332 369	82,4	40,9
	Autres	283 448 692	17,0	8,4
<b>Plantes médicinales</b>		332 325 456	1,3	9,9
<b>Hospitalisation</b>		2 583 119 596	10,4	76,9
	Hôpital public	614 730 025	23,8	18,3
	Clinique mutualiste	6 512 224	0,3	0,2
	Clinique privée	1 874 825 440	72,6	55,8
	Autres	87 051 907	3,4	2,6
<b>Médicaments</b>		9 677 690 096	39,0	288,2
<b>Autres</b>		1 330 752 280	5,4	39,6
<b>Total</b>		<b>24 801 731 732</b>	<b>100,0</b>	<b>738,6</b>

## Incidence et intensité des paiements catastrophiques

Le tableau ci-dessous mesure l'incidence et l'intensité des dépenses catastrophiques pour les soins de santé au Maroc. La part des paiements directs de santé dans les dépenses totales des ménages ou dans les dépenses

non alimentaires des ménages dépassant un certain seuil engendre des dépenses dites catastrophiques de santé. Ainsi, lorsque nous portons le seuil de 5 % à 25 % du total des dépenses, l'incidence des dépenses catastrophiques de santé passe de 28,3 % à 2,2 %, tandis que l'intensité des dépenses catastrophiques passe de 2,1 % à seulement 0,2 %.

Tableau 4

### Incidence et intensité des paiements catastrophiques, 2013-2014

Mesure des paiements catastrophiques	Seuil en pourcentage des dépenses totales, z				
	5 %	10 %	15 %	25 %	40 %
<b>Paiements directs (oop) de santé en pourcentage du total des dépenses</b>					
Incidence de la pauvreté (H)	28,30 %	13,30 %	7,10 %	2,20 %	—
Écart-type	0,45 %	0,33 %	0,23 %	0,17 %	—
Intensité (O)	2,10 %	1,20 %	0,70 %	0,20 %	—
Écart-type	0,04 %	0,03 %	0,03 %	0,02 %	—
Écart de paiement catastrophique (MPO)	7,50 %	8,70 %	9,20 %	11,50 %	—
<b>Paiements directs (oop) de santé en pourcentage du total des dépenses non alimentaires</b>					
Incidence de la pauvreté (H)	38,36 %	23,07 %	14,80 %	6,65 %	2,04 %
Écart-type	0,51 %	0,44 %	0,35 %	0,23 %	0,13 %
Intensité (O)	4,27 %	2,77 %	1,84 %	0,83 %	0,25 %
Écart-type	0,09 %	0,07 %	0,06 %	0,04 %	0,02 %
Écart de paiement catastrophique (MPO)	11,10 %	12,00 %	12,50 %	12,50 %	12,50 %

Source : Calcul effectué par l'auteur sur la base des données de l'ENCMD 2013-2014, HCP.

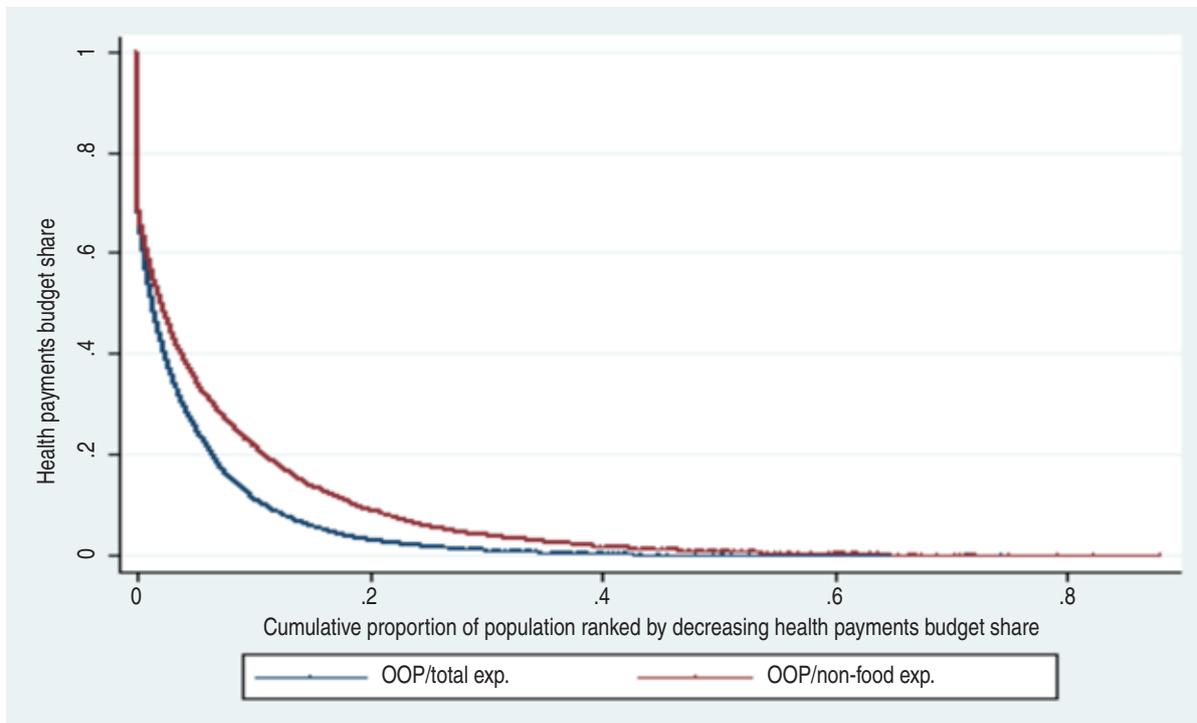
Il s'agit de préciser que les mesures de l'incidence et de l'intensité des paiements catastrophiques de santé sont analogues à celles des indices élémentaires de la pauvreté développées par Foster-Greer-Thorbecke (FGT). C'est ainsi que l'incidence des paiements catastrophiques de santé représente la fraction de la population dont les paiements directs de santé en pourcentage des dépenses totales des ménages sont inférieurs à un certain seuil, tandis que l'intensité des paiements directs mesure l'écart relatif moyen entre le seuil et les paiements catastrophiques des ménages. Si l'on focalise notre attention sur les ménages subissant des dépenses catastrophiques, cet écart est appelé « Écart de paiement catastrophique (MPO) ». C'est ainsi que l'écart de paiement catastrophique (MPO) passe de 7,5 % pour un seuil de 5 % à 11,5 % pour un seuil de 25 %.

Si l'on considère le seuil de 40 % du total des dépenses non alimentaires préconisé par l'OMS (6), l'incidence des paiements catastrophiques passe à 2,04 % après avoir affiché 38,36 % au seuil de 5 %, alors que l'intensité de ces paiements représente 0,25 % pour l'ensemble des ménages et 12,5 % chez les ménages pauvres ou ceux qui ont des dépenses catastrophiques.

L'intensité des paiements catastrophiques des soins de santé selon les seuils choisis est illustrée par le graphique ci-dessous. Il en ressort que la courbe de l'intensité des paiements directs en ne tenant compte que des dépenses non alimentaires domine celle des paiements directs

(6) OMS, *Distribution of health payments and catastrophic expenditure Methodology*.

Figure 6 : Courbe cumulative décroissante des dépenses catastrophiques selon les différentes parts des dépenses de santé dans le total des dépenses ou dans le total des dépenses de subsistance



en tenant compte du total des dépenses. Autrement dit, l'intensité des dépenses catastrophiques est toujours plus élevée quand on raisonne en termes de dépenses non alimentaires.

### Les mesures de la sensibilité de la distribution des dépenses catastrophiques

Dans le tableau ci-dessous nous présentons les indices de concentration et le taux de pauvreté suite au changement de pondération (7). Il en ressort que la répartition des paiements catastrophiques diffère selon que les paiements de santé sont exprimés en pourcentage des dépenses totales ou en pourcentage des dépenses non alimentaires.

Dans le premier cas, les paiements catastrophiques augmentent avec le total des dépenses. En effet,

(7) "Analyzing Health Equity Using Household Survey Data, A Guide to Techniques and Their Implementation", Worldbank.

tous les indices de concentration sont positifs, quel que soit le seuil d'exposition au risque des dépenses catastrophiques (8). Cela veut dire que les indices des dépenses catastrophiques nouvellement pondérés (incidence et intensité) sont plus faibles que les indices non pondérés indiqués dans le tableau 5 ci-dessus. Mais lorsque les paiements de santé sont évalués par rapport aux dépenses non alimentaires ou à la faculté contributive, les indices de concentration sont négatifs, quel que soit le seuil d'exposition au risque des dépenses catastrophiques, ce qui indique que les ménages dont les dépenses non alimentaires sont faibles sont plus susceptibles de subir des dépenses catastrophiques. En conséquence, les indices pondérés sont plus élevés que les indices non pondérés mentionnés dans le tableau 5. La différence entre les dépenses totales et les dépenses non alimentaires est due essentiellement à l'inélasticité de revenu des dépenses alimentaires.

(8) A l'exception des seuils 10 % et 15 %.

Tableau 5

Sensibilité de la distribution des dépenses catastrophiques de santé

	Seuil en pourcentage des dépenses totales, z				
	5 %	10 %	15 %	25 %	40 %
<b>Paiements directs (oop) de santé en pourcentage du total des dépenses</b>					
Concentration index, CE	0,006	-0,013	-0,005	0,032	0,093
Rank-weighted headcount, HW	28,121	13,482	7,183	2,109	1,242
Concentration index, CO	0,020	0,044	0,085	0,201	0,273
Rank-weighted overshoot, OW	2,083	1,101	0,605	0,200	0,119
<b>Paiements directs (oop) de santé en pourcentage du total des dépenses non alimentaires</b>					
Concentration index, CE	-0,016	-0,079	-0,098	-0,099	-0,083
Rank-weighted headcount, HW	38,970	24,885	16,248	7,309	4,708
Concentration index, CO	-0,067	-0,078	-0,073	-0,035	-0,006
Rank-weighted overshoot, OW	4,558	2,986	1,979	0,860	0,561

Source : HCP, ENNVM, 2013-2014, calculs de l'auteur.

### Section 3 : Les dépenses catastrophiques de santé et leur impact sur l'appauvrissement des ménages

La présente section a pour but d'étudier et d'analyser la distribution des dépenses catastrophiques de santé, la distribution de l'appauvrissement des ménages ainsi que les déterminants des dépenses catastrophiques des ménages marocains.

Comme nous l'avons mentionné dans la section ci-dessus, le rapport entre les paiements directs des ménages et leur faculté contributive représente leur contribution au financement du système de santé (CFS). C'est à partir de cette contribution que nous estimons les dépenses catastrophiques et l'appauvrissement des ménages.

#### Distribution des dépenses catastrophiques

L'application de cette approche au Maroc a permis de dégager que 2,04 % des ménages marocains consacraient en 2013-2014, plus de 40 % de leur faculté contributive

aux paiements directs de santé. Cette part s'élevait à 1,88 % en 2000-2001 (9) et à 1,86 % en 2006-2007.

#### Encadré 2 : Les dépenses catastrophiques de santé

Selon l'approche préconisée par l'OMS (Ke Xu *et al.*, 2005), les dépenses catastrophiques de santé se produisent quand les paiements directs de santé des ménages égalent ou dépassent 40 % de leur faculté contributive (dépenses totales des ménages diminuées du seuil de pauvreté ou des dépenses pour la nourriture).

La variable représentant la dépense catastrophique est une variable dichotomique prenant la valeur 1 si le ménage dépense en paiements directs de santé au moins 40 % de sa faculté contributive, 0 sinon.

$$\begin{cases} cata_h = 1 \text{ if } \frac{oop_h}{ctp_h} \geq 0,4 \\ cata_h = 0 \text{ if } \frac{oop_h}{ctp_h} < 0,4 \end{cases}$$

(9) A. Ezzrari et A. El Alami El Fellousse, « Étude relative aux dépenses individuelles catastrophiques et leur impact sur l'appauvrissement des ménages », OMS, décembre 2007.

Cette part diffère selon le milieu de résidence et selon le niveau de vie des ménages. En effet, en milieu rural, cette part s'élève à 2,71 % contre uniquement 1,68 % en milieu urbain.

Tableau 6

**Structure des ménages selon le niveau des paiements directs de santé et le milieu de résidence**

	Urbain	Rural	Ensemble
<b>CFS &lt; 10 %</b>	79,41	72,23	76,93
<b>10 % &lt; CFS &lt; 20 %</b>	12,21	14,99	13,17
<b>20 % &lt; CFS &lt; 40 %</b>	6,70	10,07	7,86
<b>CFS &gt; 40 %</b>	1,68	2,71	2,04
<b>Total</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>

Source : Traitements faits par l'auteur à partir des données de l'ENCDM 2013-2014, HCP.

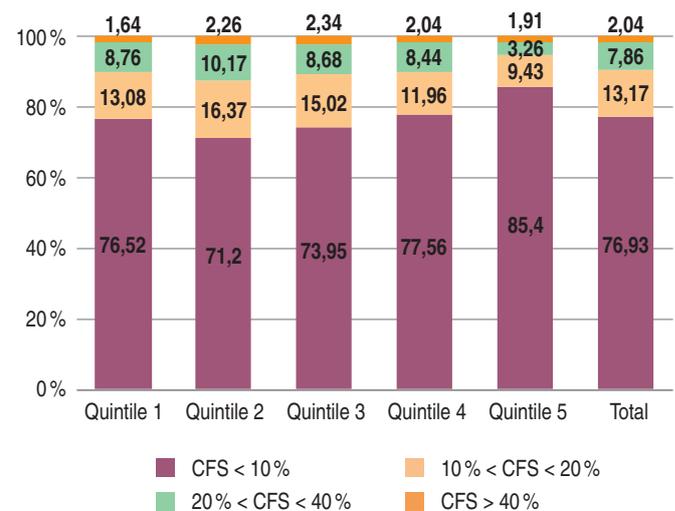
Selon les classes de dépenses, ce sont les ménages appartenant aux 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> quintiles qui sont les plus touchés par les dépenses catastrophiques, soit respectivement 2,26 % et 2,34 % des ménages dont les dépenses directes en soins de santé absorbent plus de 40 % de leur faculté contributive. Pour les ménages les plus aisés (5<sup>e</sup> quintile), ils sont 1,91 % à avoir consacré en 2013-2014 plus de 40 % de leur faculté contributive aux dépenses directes en soins de santé.

La part des ménages marocains dont le rapport des paiements directs en santé et la faculté contributive se situe entre 20 % et 40 % (ménages vulnérables) est de 7,86 %. Ce pourcentage est de 6,70 % en milieu urbain et 10,07 % en milieu rural. Selon les quintiles de dépenses, la part des ménages vulnérables aux dépenses catastrophiques est de 10,17 % dans la classe modeste (2<sup>e</sup> quintile), 8,76 % dans la classe pauvre (1<sup>er</sup> quintile) et 3,26 % dans la classe la plus aisée (5<sup>e</sup> quintile).

Nous constatons que les ménages appartenant au 1<sup>er</sup> quintile ne sont pas beaucoup affectés par les dépenses catastrophiques. Cela peut être expliqué par le fait que les individus appartenant à cette classe recourent pour se faire soigner aux services publics où les prestations sont gratuites (dispensaire, centre de

santé) ou encore peuvent en bénéficier gratuitement lorsqu'ils disposent du RAMED (10) (hôpital public).

Figure 7 : Répartition des ménages selon les différents niveaux des paiements directs de santé et les quintiles des dépenses



Source : Calculs faits par l'auteur sur la base des données de l'ENCDM, 2013-2014, HCP.

**Distribution de l'appauvrissement des ménages**

Les paiements directs des soins de santé contraignent les ménages à engager des dépenses catastrophiques qui peuvent parfois les pousser jusqu'à la pauvreté. Quel est donc l'impact des paiements directs des ménages sur leur appauvrissement ?

Nous avons considéré deux indices de pauvreté :

- le premier prend comme indicateur du niveau de vie toutes les dépenses des ménages ;
- le second prend comme indicateur du niveau de vie les dépenses totales des ménages réduites des paiements directs de santé.

(10) Régime de l'assurance maladie pour les économiquement défavorisés, généralisé auprès de la population pauvre et vulnérable au Maroc en 2012.

### Encadré 3 : L'appauvrissement des ménages

L'approche utilisée ici pour dégager les indicateurs de pauvreté est une approche par ménage qui tient compte de la réalisation des économies d'échelle au sein des ménages (cette approche diffère de celle qu'adopte le Maroc pour l'estimation de la pauvreté qui prend la dépense par personne comme indicateur de niveau de vie). En effet, l'indicateur de niveau de vie est la dépense par unité de consommation. Dans notre cas, l'unité de consommation est non plus la taille des ménages mais la taille à la puissance d'un paramètre<sup>θ</sup>.

$$eqtaille_h = taille_h^\theta \text{ avec } \theta = 0,56$$

Pauvreté initiale (indicateur du niveau de vie = dépenses totales des ménages (exp<sub>h</sub>))

$$\begin{cases} \text{pauvreté\_initiale} = 1 \text{ si } \text{exp}_h < se_h \\ \text{pauvreté\_initiale} = 0 \text{ si } \text{exp}_h \geq se_h \end{cases}$$

Pauvreté corrigée (indicateur du niveau de vie = dépenses totales des ménages réduites des paiements directs (exp<sub>h</sub>-oop<sub>h</sub>))

$$\begin{cases} \text{pauvreté\_corrigée} = 1 \text{ si } \text{exp}_h - oop_h < se_h \\ \text{pauvreté\_corrigée} = 0 \text{ si } \text{exp}_h - oop_h \geq se_h \end{cases}$$

avec exp<sub>h</sub>, oop<sub>h</sub> et se<sub>h</sub> : respectivement les dépenses totales des ménages, les paiements directs et les seuils de pauvreté des ménages.

Selon ces deux types de pauvreté, on dégage l'appauvrissement des ménages qui représente le pourcentage des ménages qui deviennent pauvres si on réduit de leurs dépenses totales les paiements directs de la santé.

$$\begin{cases} \text{appauvrissement} = 1 \text{ si } \text{exp}_h \geq se_h \text{ et } \text{exp}_h - oop_h < se_h \\ \text{appauvrissement} = 0 \text{ si } \text{exp}_h \geq se_h \text{ et } \text{exp}_h - oop_h \geq se_h \end{cases}$$

Selon l'approche préconisée par l'OMS (11), le taux de pauvreté (proportion des ménages pauvres) au Maroc atteint 6,9 %. Ce taux cache des disparités selon le milieu de résidence. En effet, 14,3 % des ménages ruraux vivent en dessous du seuil de pauvreté contre seulement 2,9 % des ménages urbains.

Si l'on retranche des dépenses totales des ménages les paiements directs de santé, la pauvreté est plus accentuée : à l'échelle nationale elle passe de 6,9 % à 8,1 %, soit un écart de 1,2 % représentant le taux d'appauvrissement dû aux paiements directs de santé.

L'aggravation de la pauvreté due aux paiements directs de santé contribuerait également à l'augmentation du coût de réduction de la pauvreté (gap) qui passerait de 401 à 488 dirhams par ménage, soit un coût global additionnel de 624 millions de dirhams.

(11) La pauvreté est mesurée selon l'approche relative dont le seuil représente 50 % de la médiane des dépenses alimentaires par unité de consommation.

Selon la classe des dépenses, les paiements directs de santé affectent toutes les classes sociales, à l'exception des classes aisées (4<sup>e</sup> et 5<sup>e</sup> quintiles) en raison principalement de leur grande capacité financière pour faire face aux frais des soins de santé. En effet, l'appauvrissement se manifeste beaucoup plus chez les 20 % des ménages les plus pauvres où le taux de pauvreté passe de 34,2 % à 39,8 %, enregistrant ainsi un écart de 5,6 points de pourcentage.

Par milieu de résidence, l'incidence de la pauvreté passerait respectivement de 2,9 % à 3,7 % en milieu urbain et de 14,3 % à 16,3 % en milieu rural, soit des taux d'appauvrissement des ménages respectifs dus aux paiements directs de santé de 0,8 % et de 2,1 %.

Par ailleurs, si en milieu rural seuls les trois premiers quintiles ont connu un appauvrissement en raison des paiements directs de santé, en milieu urbain seuls les ménages du 5<sup>e</sup> quintile ont été épargnés par l'appauvrissement suite à ces paiements.

Tableau 7  
Mesures de la pauvreté en 2013-2014

	Dépenses de consommation (1)	Dépenses de consommation nettes des paiements directs de santé (2)	Différence	
			Absolue (3) = (2) - (1)	Relative [(3)/(1)]*100
<b>Incidence de la pauvreté (H)</b>	6,85 %	8,05 %	1,20 %	17,5 %
<b>Écart-type</b>	0,32 %	0,35 %	0,09 %	—
<b>Gap de pauvreté (MAD)</b>	401,4	488,1	86,7	21,6 %
<b>Écart-type</b>	27,1	30,6	6,1	—
<b>Gap de pauvreté normalisé</b>	1,33 %	1,62 %	0,29 %	21,8 %
<b>Écart-type</b>	0,08 %	0,10 %	0,02 %	—
<b>Moyenne du gap de pauvreté normalisé</b>	19,4 %	20,1 %	0,7 %	3,6 %

Source : Calculs faits par l'auteur sur la base des données de l'ENCDM, 2013-2014, HCP.

Il n'en demeure pas moins que l'impact des paiements directs des ménages sur l'appauvrissement est plus important pour les 20 % des ménages urbains les plus pauvres et les 2 premiers quintiles des ménages ruraux pour lesquels l'incidence de la pauvreté se traduirait

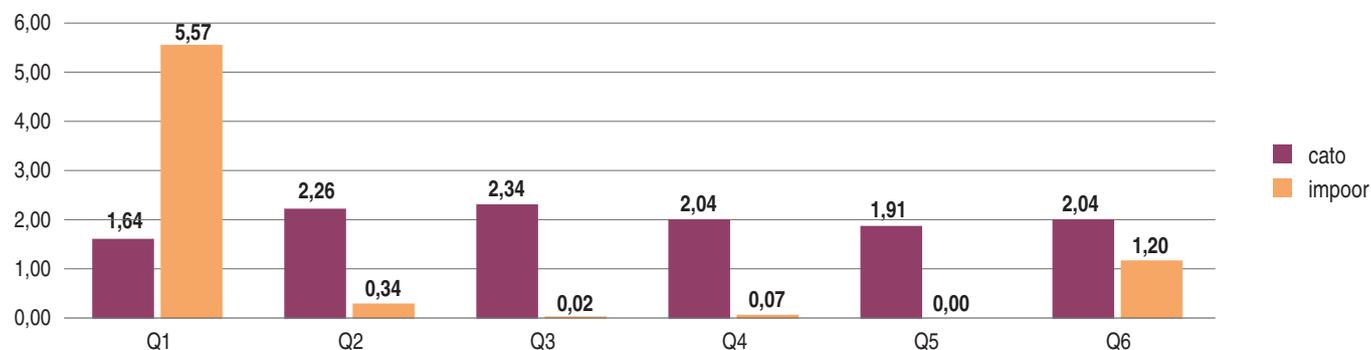
respectivement par une augmentation de 3,4 %, 6,7 % et 3,1 %. Autrement dit, la prise en compte des dépenses dites catastrophiques dans le calcul de la pauvreté fait basculer ces ménages dans les classes pauvres.

Tableau 8  
Les taux de pauvreté et d'appauvrissement en% selon le milieu de résidence et la classe des dépenses

Classe des dépenses	Pauvreté initiale (gross_h)			Pauvreté corrigée (net_h)			Appauvrissement (impoor)		
	Urbain	Rural	Ens.	Urbain	Rural	Ens.	Urbain	Rural	Ens.
<b>Quintile 1</b>	14,7	71,3	34,2	18,1	78,1	39,8	3,4	6,7	5,6
<b>Quintile 2</b>	0,0	0,0	0,0	0,09	3,1	0,33	0,09	3,1	0,33
<b>Quintile 3</b>	0,0	0,0	0,0	0,11	0,6	0,02	0,11	0,6	0,02
<b>Quintile 4</b>	0,0	0,0	0,0	0,02	0,0	0,07	0,02	0,0	0,07
<b>Quintile 5</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<b>Total</b>	<b>2,9</b>	<b>14,3</b>	<b>6,9</b>	<b>3,7</b>	<b>16,3</b>	<b>8,1</b>	<b>0,8</b>	<b>2,1</b>	<b>1,2</b>

Source : Calculs faits par l'auteur sur la base des données de l'ENCDM, 2013-2014, HCP.

Figure 8 : Dépenses catastrophiques et appauvrissement par quintile des dépenses (en %)



### Les déterminants des dépenses catastrophiques

Les dépenses catastrophiques des ménages peuvent être le résultat de plusieurs facteurs combinés relatifs aux ménages et à l’environnement dans lequel ils vivent. Ces facteurs portent sur l’ensemble des aspects d’ordre démographique, éducatif et économique. Et afin de mieux synthétiser les déterminants des dépenses catastrophiques, il est question dans ce qui suit d’estimer l’effet isolé – toutes choses égales par ailleurs – des variables susceptibles d’expliquer la présence des dépenses catastrophiques dans les ménages.

Le choix des variables à tester dépend de leur pertinence et de leur disponibilité. Ainsi, nous avons testé l’effet du milieu de résidence, l’occupation du chef de ménage, son sexe, son niveau scolaire, l’existence au sein du ménage de personnes âgées de 65 ans et plus ou de moins de 5 ans, le niveau de vie des ménages, etc. (voir tableau A7).

La nature de la variable expliquée (dichotomique) exige l’utilisation de modèles plus appropriés du type Logit (voir encadré ci-après). Les résultats ainsi obtenus répondent à nos attentes dans la mesure où la quasi-totalité des variables jouent dans le sens attendu et souvent avec un coefficient de signification très élevé.

Tableau 9

### Résultats de l’estimation des dépenses catastrophiques par le modèle logistique

Variables	Odds Ratio	dy/dx	Coefficient	Z-statistique	P >  z
Urban	0,590	-0,010	-0,527	-3,830	0,000
Work_hh	0,747	-0,005	-0,292	-1,830	0,068
Child_h	0,432	-0,016	-0,838	-5,260	0,000
Senior_h	1,405	0,006	0,340	2,370	0,018
Male_hh	0,775	-0,005	-0,255	-1,550	0,121
Educ_hh	0,603	-0,009	-0,505	-1,950	0,051
Quintile 2	0,884	-0,003	-0,123	-0,640	0,523
Quintile 3	0,486	-0,015	-0,721	-3,450	0,001
Quintile 4	0,650	-0,010	-0,431	-2,150	0,031
Quintile 5	0,285	-0,022	-1,255	-5,050	0,000
Couverture_hh	0,667	-0,007	-0,405	-2,770	0,006
Use_outpatient	11,139	0,045	2,410	8,460	0,000
Use_inpatient	9,054	0,041	2,203	14,590	0,000
Constante	—	—	-4,788	-15,630	0,000
Nombre d’observation = 15970 LR chi2(13) = 525,14			Prob > chi2 = 0.0000 Pseudo R2 = 0,1854		

Source : Données de l’ENCDM, 2013-2014, HCP.

NB : dy/dx étant l’effet marginal de la variable indépendante sur la variable dépendante, en d’autres termes de combien varie la variable dépendante si on passe de 0 à 1 dans la variable indépendante.

Selon le milieu de résidence, la situation se présente ainsi : les ménages ruraux sont les plus exposés au risque des dépenses catastrophiques de santé que les ménages citadins. Résultat qui confirme notre analyse selon laquelle 2,7 % des ménages ruraux consacrent plus de 40 % de leur faculté contributive aux paiements directs de santé contre uniquement 1,7 % des ménages citadins.

Par ailleurs, les ménages ayant au moins une personne âgée de 65 ans et plus sont aussi fortement exposés au risque des dépenses catastrophiques. Les personnes de cette tranche d'âge sont souvent exposées à des maladies chroniques qui coûtent très cher, contrairement aux ménages qui comptent au moins un enfant de moins de 5 ans parmi leurs membres. Ces résultats rejoignent les résultats déjà obtenus dans d'autres pays comme l'Argentine (12).

Il en est de même pour le niveau scolaire élevé du chef de ménage et l'exercice d'une activité génératrice de revenus. Ce sont généralement des éléments protecteurs contre les dépenses catastrophiques dues aux paiements directs de santé.

Le sexe du chef du ménage influence également la probabilité qu'un ménage ait des dépenses catastrophiques de santé, mais de façon non significative. En effet, les ménages dont le chef est de sexe masculin ont plus de chances de se prémunir contre le risque des dépenses catastrophiques (le odd ratio de la variable sexe du chef de ménage est 0,775 mais il est non significatif). Les études sur la pauvreté au Maroc (13) ont montré que les ménages dirigés par des femmes sont plus exposés au risque de pauvreté que les ménages dirigés par des hommes et sont, par conséquent, également plus exposés au risque des dépenses catastrophiques.

Les résultats de l'estimation montrent également que le niveau de vie des ménages reste un facteur déterminant des dépenses catastrophiques de santé. C'est ainsi que plus le niveau de vie s'améliore plus on a de chances de se protéger contre le risque des dépenses catastrophiques. Par rapport aux ménages appartenant à la classe des dépenses de référence (1<sup>er</sup> quintile), tous les odds ratio des autres quintiles des dépenses sont inférieurs

à l'unité. Ces odds ratio montrent également que les ménages du 5<sup>e</sup> quintile sont les plus protégés contre le risque des dépenses catastrophiques (leur odd ratio égal à 0,285 est le plus faible par rapport aux odds ratio des autres quintiles). Les dépenses de consommation élevées des ménages du 5<sup>e</sup> quintile sont synonymes de richesse, et, par conséquent, leurs paiements directs de santé ne nuisent pas à leur faculté contributive. D'un autre côté, seule la variable « quintile 2 » est non significative parmi les variables mesurant les niveaux de vie, ce qui atteste que les ménages appartenant à cette classe courent également un plus fort risque d'avoir des dépenses catastrophiques de santé au même titre que les ménages de la classe la plus défavorisée (1<sup>er</sup> quintile).

La couverture du chef de ménage par un système d'assurance-maladie est un facteur protecteur contre le risque des dépenses catastrophiques de santé. En effet, les ménages dont le chef a cette couverture ont 33 % de chances de ne pas courir le risque des dépenses catastrophiques en santé par rapport aux ménages dont le chef n'a aucune couverture sociale (soit un odd-ratio de 0,67). A noter que le risque devient nul si le chef de ménage est couvert par une assurance de prévoyance sociale (CNOPS). En d'autres termes, très peu de ménages dont le chef est couvert par un système d'assurance-maladie publique (CNOPS) courent le risque de dépenses catastrophiques de santé (14).

Signalons enfin que l'existence d'au moins un membre du ménage ayant effectué des dépenses de consultation, d'analyses radiologiques (dépenses de santé externes) et, dans une moindre mesure, d'hospitalisation augmente la probabilité que le ménage ait des dépenses catastrophiques. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que, si les frais d'hospitalisation coûtent très cher, les ménages bénéficient soit de la prise en charge par leur organisme de couverture médicale (en cas d'adhésion à un des régimes de couverture médicale) soit du certificat d'indigence au niveau des hôpitaux publics (15). Les consultations, les analyses et l'achat des médicaments quant à eux sont soumis à l'avance sur frais.

(12) « Health Financing in Argentina : An Empirical Study of Health Care Expenditure and Utilization », Eleonora Cavagnero, Guy Carrin, Ke Xu and Ana Mylena Aguilar-Rivera, in Working Paper Series : Innovations in Health Financing.

(13) « Analyse du profil et de la dynamique de la pauvreté : un fondement de l'atténuation des dénuements », HCP, 2001.

(14) L'introduction de la variable couverture du chef de ménage par le RAMED montre que les ramedistes courent plus le risque d'avoir des dépenses catastrophiques de santé que les non-ramedistes, ce qui interroge sur le rôle du Ramed dans la prise en charge des malades pauvres et vulnérables.

(15) Depuis janvier 2012, le certificat d'indigence est remplacé par le RAMED.

#### Encadré 4 : Déterminants des dépenses catastrophiques

L'estimation des déterminants des dépenses catastrophiques se fait en recourant à des méthodes d'analyse plus appropriées, en l'occurrence l'utilisation d'un modèle économétrique. L'effet de chaque variable sur la probabilité qu'un ménage ait des dépenses catastrophiques peut être estimé à l'aide d'un modèle logistique. Le choix de ce modèle est dû notamment à la caractéristique de la variable dépendante (dépenses catastrophiques : *cato*) qui prend deux valeurs : ménage ayant des dépenses catastrophiques (valeur 1) et ménage n'ayant pas de dépenses catastrophiques (valeur 0).

Basée sur la fonction de distribution logistique, la probabilité qu'un ménage ait des dépenses catastrophiques de santé est :

$$P = E(cato/X) = Pr(cato = 1/X) = F(X'\beta) = \frac{e^{X'\beta}}{1 + e^{X'\beta}}$$

Où  $X$  est le vecteur des variables indépendantes et  $\beta$  le vecteur des coefficients.

Pour saisir la portée analytique de ce modèle, on utilise la notion de chance relative (Odds Ratio (OR)) qui n'est autre que le rapport entre la chance associée à une modalité  $i$  ( $O_i$ ) et celle à une modalité de référence ( $O_r$ ). La chance relative permet d'examiner l'impact d'une modalité sur la probabilité d'occurrence de l'événement dépendant et ce, en comparant les individus ayant cette modalité avec ceux ayant la modalité de référence.

Les Odds Ratios peuvent être écrits comme suit :

$$OR = \left( \frac{P}{1-P} \right) = \left( \frac{Pr(cato = 1/X)}{Pr(cato = 0/X)} \right) = e^{X'\beta}$$

Les ORi supérieurs à 1 sont associés à des modalités qui maximisent la probabilité qu'un ménage ait des dépenses catastrophiques de santé, relativement à la modalité de référence ou relativement à une modalité de la même variable qui a un OR plus faible. Corrélativement, les OR inférieurs à 1 sont associés à des modalités qui diminuent la probabilité qu'un ménage ait des dépenses catastrophiques de santé, par rapport à la modalité de référence ou par rapport à une modalité de la même variable qui a un OR plus élevé. Plus l'écart entre OR et l'unité est grand, plus fort est l'effet de la modalité.

Après la transformation logit on obtient :

$$\ln \left( \frac{P}{1-P} \right) = \ln \left( \frac{Pr(cato = 1/X)}{Pr(cato = 0/X)} \right) = X'\beta$$

Considérons que la probabilité d'avoir des dépenses catastrophiques de santé est représentée par l'équation suivante :

$$cato * i = \beta'xi + \varepsilon_i$$

$cato*i$  : la probabilité qu'un ménage ait des dépenses catastrophiques est une variable latente non directement observable,  $\varepsilon_i$  est l'aléa que nous supposons suivre une loi logistique.

L'estimation du modèle a été faite sur un échantillon de 15 970 ménages (urbains et ruraux). Le traitement des données a été réalisé par le logiciel STATA.

La régression logistique a été appliquée à tous les ménages afin d'explorer les déterminants des dépenses catastrophiques. La variable dépendante étant binaire et égale à 1 quand les paiements directs des ménages sont supérieurs ou égaux à 40 % de leur faculté contributive. L'unité d'analyse de la régression étant le ménage.

## Conclusion

Cet article avait pour objectif de quantifier les variables nécessaires au calcul des dépenses catastrophiques et l'appauvrissement des ménages et aussi d'identifier les facteurs susceptibles d'influencer l'existence ou non de

dépenses catastrophiques au sein du ménage. L'étude des dépenses catastrophiques révèle que 2,04 % des ménages marocains consacraient en 2013-2014 plus de 40 % de leur faculté contributive au paiement direct des soins de santé. Cette part est plus importante pour les 20 % des ménages les plus pauvres, dont 2,38 % font

face à des dépenses catastrophiques en soins de santé, et est plus forte chez les ruraux.

Les paiements directs des soins de santé poussent dans la plupart des cas les ménages à engager des dépenses catastrophiques qui, à leur tour, peuvent les pousser dans la pauvreté. Nous avons constaté que cet appauvrissement s'aggrave lorsque l'on retranche les paiements directs en soins de santé de l'ensemble des dépenses totales des ménages. À l'échelle nationale, la pauvreté passerait de 6,9 % à 8,1 %, soit un écart de 1,2 % représentant le taux d'appauvrissement dû aux paiements directs des soins de santé.

La présence des dépenses catastrophiques au sein d'un ménage est la résultante de plusieurs facteurs combinés relatifs au ménage, son environnement et ses caractéristiques. Finalement, l'étude des déterminants des dépenses catastrophiques des ménages marocains à l'aide d'une régression logistique binaire met en exergue l'importance de ces facteurs explicatifs tels que l'occupation du chef du ménage, son sexe, la couverture médicale, etc.

L'analyse des résultats montre que les 20 % des ménages les plus pauvres résidant en milieu rural, dont le chef est une femme n'ayant pas reçu d'éducation scolaire et n'exerçant pas une activité génératrice de revenus, ayant au moins une personne âgée de 65 ans et plus, ne disposant pas de couverture médicale et ayant effectué des dépenses de santé à titre externe sont les plus exposés aux dépenses catastrophiques.

La pandémie de Covid-19 aura certainement modifié la structure de consommation des ménages marocains. Les données récentes montrent que, outre une baisse des revenus des ménages conséquence de la perte d'emploi dans les secteurs fortement impactés par la pandémie, il y a une forte demande sur les soins de santé au Maroc (médicaments, consultations, radiologie, etc.), ce qui contribue à l'aggravation de la faculté contributive (16) des ménages aux paiements directs des soins de santé, notamment chez les ménages pauvres et vulnérables et chez ceux n'ayant pas de couverture médicale (AMO).

(16) Cette aggravation est le résultat de l'augmentation par personne du montant des dépenses consacrées aux dépenses directes en santé et d'un taux de croissance des dépenses directes en santé supérieur à la croissance de la consommation des ménages.

Conscient du fardeau que peuvent représenter les dépenses de santé dans les dépenses totales des ménages et de l'inégal accès aux soins de santé, le Projet Royal d'extension de l'assurance maladie et de la protection sociale a été lancé en avril 2021. Ce projet vise à corriger les anomalies et à mettre en place un système de santé performant, répondant au mieux aux besoins du citoyen marocain.

## Références bibliographiques

- Haut-Commissariat au Plan (2001), « Analyse du profil et de la dynamique de la pauvreté : un fondement de l'atténuation des dénuements », in [https://www.hcp.ma/downloads/Niveau-de-vie-et-pauvrete\\_t11884.html](https://www.hcp.ma/downloads/Niveau-de-vie-et-pauvrete_t11884.html).
- OMS, Discussion Paper, Number 2, 2005: Ke Xe, « Distribution of health payments and catastrophic expenditures, Methodology ».
- OMS, Ezzrari A. et El Alami El Fellousse L.A. (2007), Ke Xe, « Étude relative aux dépenses individuelles catastrophiques et leur impact sur l'appauvrissement des ménages : le cas du Maroc, 2001 ».
- Wagstaff A., & van Doorslaer E. (2003), « Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993-1998 », *Health Economics*, 12(11), 921-34.
- Working Paper Series : Innovations in Health Financing (2006), Eleonora Cavagnero, Guy Carrin, Ke Xu and Ana Mylena Aguilar-Rivera « Health Financing in Argentina : An Empirical Study of Health Care Expenditure and Utilization ».
- World Bank (2008), « Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and Their Implementation ».
- Yardim and al. (2010), « Catastrophic health expenditure and impoverishment in Turkey », *Health policy*.

## Annexes

Tableau A1

### Taux de consultation médico-sanitaire selon le milieu de résidence et les caractéristiques sociodémographiques et économiques de la population

Caractéristique	Urbain	Rural	Total
<b>Niveau de vie</b>			
Quintile 1	79,1	59,3	68,8
Quintile 2	84,4	74,1	81,0
Quintile 3	88,3	80,5	84,9
Quintile 4	89,8	81,6	88,5
Quintile 5	93,2	86,8	91,5
<b>Sexe de l'individu</b>			
Masculin	87,5	76,8	83,9
Féminin	88,5	80,1	85,7
<b>Groupe d'âge de l'individu</b>			
Moins de 15 ans	88,1	75,7	84,2
Entre 15 et 24 ans	88,0	82,2	86,0
Entre 25 et 34 ans	86,4	81,8	84,8
Entre 35 et 44 ans	86,6	79,2	84,0
Entre 45 et 59 ans	88,5	78,3	85,2
60 ans et plus	89,9	78,5	85,8
<b>Taille du ménage</b>			
Moins de 5 personnes	88,2	77,1	85,3
De 5 à 8 personnes	87,9	79,3	84,8
Plus de 9 personnes	89,3	80,5	83,7
<b>Type d'activité de l'individu</b>			
Actif occupé	84,7	76,9	81,2
Chômeur	85,9	78,0	84,3
Femme au foyer	89,8	85,4	88,5
Retraité	93,8	86,3	93,1
Autre inactif	88,2	75,0	84,0
<b>Situation dans la profession de l'individu</b>			
Chômeur/inactif	89,5	80,7	87,0
Salarié	85,1	73,9	82,5
Indépendant	83,0	77,3	80,0
Employeur	97,3	81,0	91,7
Autres actifs	76,5	77,3	77,3
<b>État de la couverture médicale de l'individu</b>			
Couvert	91,2	83,8	89,6
Non couvert	84,4	76,5	81,0
<b>Total</b>	<b>88,1</b>	<b>78,8</b>	<b>84,9</b>

Source : HCP, ENCDM, 2013-2014.

Tableau A2

### Ventilation du personnel consulté selon le milieu de résidence

Personnel consulté	Urbain	Rural	Total
Médecin généraliste	41,9	50,8	44,7
Médecin spécialiste	49,4	38,4	46,0
Médecin dentiste	2,7	1,6	2,4
Pharmacien	4,9	4,7	4,8
Autres	1,1	4,4	2,1
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

Source : HCP, ENCDM, 2013-2014.

Tableau A3

### Ventilation du lieu de consultation selon le milieu de résidence

Lieu de consultation	Urbain	Rural	Total
Domicile	0,2	0,1	0,2
Dispensaire ou centre de santé	16,8	22,1	18,5
Hôpital public	20,5	22,4	21,1
Cabinet privé	53,8	48,1	52,0
Clinique privée	2,3	1,3	2,0
Clinique mutualiste	0,8	0,1	0,6
Pharmacie	4,9	4,7	4,9
Autres	0,8	1,1	0,9
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

Source : HCP, ENCDM, 2013-2014.

Tableau A4

### Ventilation du lieu de consultation selon la classe des dépenses

Lieu de consultation	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Total
Domicile	0,2	0,1	0,1	0,1	0,3	0,2
Dispensaire ou centre de santé	33,6	27,5	23,2	16,5	8,0	18,5
Hôpital public	26,5	26,1	24,4	22,2	14,2	21,1
Cabinet privé	31,8	37,7	45,6	53,6	67,9	52,0
Clinique privée	0,7	0,7	1,1	2,1	3,5	2,0
Clinique mutualiste	0,2	0,9	0,4	0,4	0,9	0,6
Pharmacie	5,3	6,4	4,3	4,6	4,4	4,9
Autres	1,7	0,7	1,0	0,6	0,8	0,9
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

Source : HCP, ENCDM, 2013-2014.

Tableau A5

**Les dépenses totales des ménages, les dépenses alimentaires, les dépenses de santé et les paiements directs selon le quintile de dépenses et le milieu de résidence**

Classe des dépenses	Dépenses totales	Dépenses alimentaires	Dépenses de santé	Dépenses directes
<i>Milieu urbain</i>				
Quintile 1	31 606	13 460	1 403	1 309
Quintile 2	49 445	20 657	2 498	2 168
Quintile 3	66 934	26 551	4 004	3 245
Quintile 4	93 858	34 369	6 362	4 526
Quintile 5	194 592	50 068	13 438	7 517
<b>Total</b>	<b>87 277</b>	<b>29 019</b>	<b>5 540</b>	<b>3 753</b>
<i>Milieu rural</i>				
Quintile 1	22 682	11 634	754	733
Quintile 2	36 153	18 801	1 625	1 583
Quintile 3	47 142	24 826	2 465	2 362
Quintile 4	62 152	31 188	3 147	2 937
Quintile 5	109 656	44 935	7 405	6 760
<b>Total</b>	<b>55 554</b>	<b>26 275</b>	<b>3 079</b>	<b>2 875</b>
<i>National</i>				
Quintile 1	27 438	12 956	1 087	1 045
Quintile 2	43 702	20 397	2 167	2 011
Quintile 3	58 874	26 101	3 104	2 650
Quintile 4	81 882	32 661	5 247	4 222
Quintile 5	169 722	48 248	11 848	7 320
<b>Total</b>	<b>76 317</b>	<b>28 071</b>	<b>4 690</b>	<b>3 449</b>

Source : HCP, ENCDM, 2013-2014.

Tableau A6

**Les paiements directs des ménages en soins de santé selon les différentes prestations et le quintile des dépenses pour l'ensemble du Maroc**

Classe des dépenses	Structure des paiements directs (oop) par prestation					
	Total (oop) en dirhams	Ambulatoires oop_outpatient en %	Hospitalisation oop_inpatient en %	Médicaments oop_drugs en %	Traditionnel oop_trad en %	Autres oop_other en %
<i>National</i>						
Décile 1	752	3,9	34,9	52,1	0,3	8,8
Décile 2	1 339	4,7	42,4	45,1	0,7	7,1
Décile 3	1 866	6,9	41,5	44,2	0,7	6,7
Décile 4	2 156	6,5	42,1	44,2	0,5	6,7
Décile 5	2 408	6,5	43,6	42,4	0,7	6,9
Décile 6	2 892	5,6	43,0	44,7	0,4	6,3
Décile 7	3 935	10,0	45,7	37,8	0,5	6,1
Décile 8	4 508	7,5	49,0	35,4	0,6	7,5
Décile 9	5 387	12,6	44,7	35,9	0,5	6,3
Décile 10	9 253	16,3	42,5	36,3	0,2	4,7
<b>Total</b>	<b>3 449</b>	<b>10,4</b>	<b>43,9</b>	<b>39,0</b>	<b>0,4</b>	<b>6,2</b>

Source : HCP, ENCDM 2013-2014.

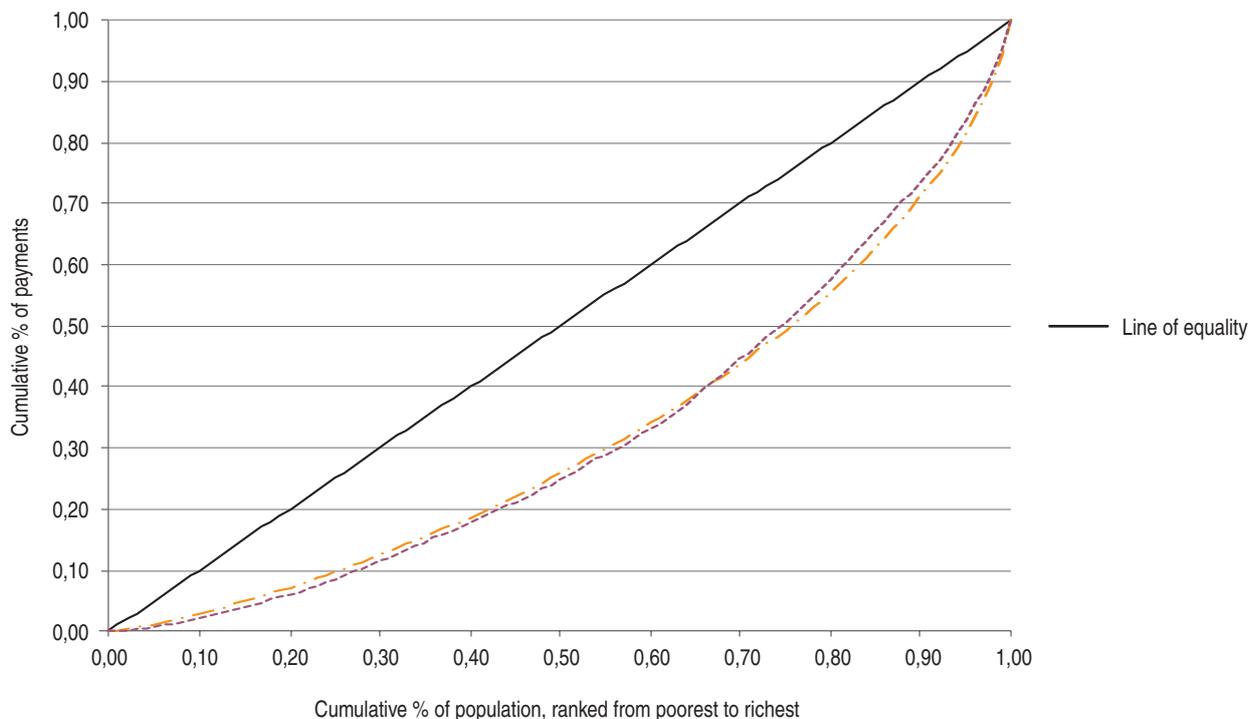
Tableau A7

**Variables utilisées dans le modèle des dépenses catastrophiques de santé**

Variable	Dictionnaire de la variable	Note	Moyenne
<b>Variable dépendante</b>			
Cato	Le ménage faisant face aux dépenses catastrophiques	1. oui, 0. non	0,0217
<b>Variables indépendantes</b>			
Urban	Le ménage enquêté est urbain	1. oui, 0. non	0,650
Work_hh	Le chef de ménage est actif occupé	1. oui, 0. non	0,725
Child_h	Le ménage a au moins un enfant de moins de 5 ans	1. oui, 0. non	0,330
Senior_h	Le ménage a au moins une personne âge de 65 ans et plus	1. oui, 0. non	0,266
Male_hh	Sexe du chef de ménage	1. oui, 0. non	0,818
Educ_hh	Le chef de ménage a le niveau secondaire ou supérieur	1. oui, 0. non	0,155
Dépenses	Ce sont des variables muettes des quintiles des dépenses (1 <sup>er</sup> quintile étant la référence)	1. oui, 0. non	—
Couverture_hh	Le chef de ménage est couvert par une assurance privée	1. oui, 0. non	0,450
Use_outpatient	Au moins une personne dans le ménage a fait des consultations, des analyses, etc.	1. oui, 0. non	0,611
Use_inpatient	Au moins une personne dans le ménage a été hospitalisée dans le ménage	1. oui, 0. non	0,088

**NB :** Les moyennes des variables proviennent des données de l'échantillon.

**Courbes de concentration des dépenses de consommation et des paiements directs en soins de santé**



# Indice multidimensionnel d'égalité de genre

## Outil empirique pour le suivi de la parité au Maroc



*Cet article présente la conception et l'opérationnalisation d'un indice composite à même de renseigner sur les déficits de la parité femmes-hommes dans les domaines de l'emploi, de la santé, de l'éducation, des conditions de vie et de la participation à la vie publique. C'est une mesure synthétique de l'égalité de genre, facile à interpréter et à communiquer, pour suivre et évaluer les efforts de parité dans ces différents domaines en termes aussi bien de progrès réalisés que de déficits à combler. Le mode calculatoire de l'Indice multidimensionnel d'égalité de genre (IMEG) est fondé sur l'agrégation des scores de 13 indicateurs unidimensionnels qui évaluent la parité entre les deux*

*sexes par dimension et sous-dimension. En somme, avec une progression de 58 % en 2004 à 63 % en 2014, l'IMEG témoigne que, sur le plan de la quête vers l'égalité de genre, le Maroc a encore un peu plus du tiers du chemin à parcourir pour parvenir à un développement égalitaire.*

Khalid SOUDI\*, Abderrahman YASSINE\*\*

L'égalité de genre est un objectif politique à l'échelle internationale, reconnu tant pour ses valeurs intrinsèques que pour ses valeurs d'équité sociale. Les privations auxquelles sont confrontées les femmes et les filles sont une source majeure d'inégalité de genre. Souvent, les femmes et les filles sont discriminées dans les domaines de la santé, de l'éducation et du marché du travail, avec des répercussions négatives sur leur prospérité sociale et leur bien-être.

A cet égard, il est reconnu que l'égalité de genre est un levier fondamental pour le développement des pays, le raffermissement de la croissance, l'effectivité de l'inclusion sociale de la femme et, partant, la consolidation de la cohésion sociale. C'est en cela que mesurer les progrès de l'égalité des sexes fait partie intégrante de l'élaboration des politiques publiques. A

cet effet, le suivi de l'état des lieux des inégalités de genre à travers un indice synthétique approprié pourrait présenter une contribution remarquable aux débats annoncés et une sensibilisation accrue à la nécessité de promouvoir l'égalité de genre dans les domaines lacunaires en matière d'égalité femmes-hommes.

L'indice multidimensionnel de l'égalité de genre (IMEG) est destiné à synthétiser la mesure, dans la limite des données disponibles, des déficits sociaux et économiques en termes de parité femmes-hommes au Maroc dans six domaines sur une période de dix ans. Considéré comme une tentative empirique, mieux adaptée à la réalité du contexte marocain, l'IMEG offre aussi une interprétation facile des progrès réalisés dans le processus d'égalité de genre, tout en indiquant les gaps d'équité entre les deux sexes.

(\*) Haut-Commissariat au Plan (HCP).

(\*\*) Laboratoire GEAS3D (INSEA, HCP), auteur correspondant : a.yassine@hcp.ma ; ayassine@insea.ac.ma

## Cadre conceptuel et méthodologique

### Identification des composantes de l'IMEG

L'élaboration d'un cadre conceptuel pour décrire l'égalité de genre est un exercice difficile en raison de la complexité du concept (perspectives, hétérogénéité de la population) et de la nécessité de dégager les principaux nœuds de l'égalité de genre.

Le choix des domaines de l'Indice a été guidé par l'examen approfondi des principaux documents sur les politiques d'égalité de genre au niveau international, tels que la Charte des femmes de la Commission européenne (2010), la Stratégie pour l'égalité entre les femmes et les hommes 2010-2015 de la Commission européenne, le nouveau Pacte européen pour l'égalité entre les hommes et les femmes couvrant la période 2011-2020, la Convention sur l'élimination de toutes les formes de discrimination à l'égard des femmes ou le Programme d'action de Beijing ; ainsi que par référence à certains

cadres théoriques relatifs à l'égalité de genre et à la littérature concernant les domaines et sous-domaines identifiés pour la mesure de l'IMEG.

Le cadre conceptuel de l'indice a été conçu en considérant différentes approches théoriques de l'égalité des sexes et les priorités politiques du Maroc. Il décrit l'égalité de genre dans plusieurs sphères sociales et économiques, résumées dans une structure hiérarchique des domaines et sous-domaines et identifiées par des indicateurs élémentaires et composites conçus pour capter le degré d'égalité de genre au niveau national, en conformité avec les conventions internationales.

De par sa conception, l'IMEG est construit selon la même approche (1) que l'Indice de développement de genre et l'Indice d'inégalités de genre (PNUD, 1995). Il met en exergue les différences dans la répartition des réalisations entre les femmes et les hommes, entre 2004 et 2014, dans six domaines : la santé, l'emploi, l'éducation des enfants, l'éducation des adultes, les conditions de vie et la vie publique.

Tableau 1

### Domaines, sous-domaines et sources de données utilisées pour la construction de l'IMEG

Domaine	Sous domaine	Source de données
La santé	<ul style="list-style-type: none"> <li>L'espérance de vie à la naissance</li> <li>L'accès des enfants à la vaccination</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>RGPH (2004, 2014)</li> <li>EPSF 2003-2004</li> <li>ENPSF 2011</li> </ul>
L'emploi	<ul style="list-style-type: none"> <li>Le taux d'emploi</li> <li>Le taux d'activité avec niveau d'éducation supérieur</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>ENE (2004, 2014)</li> </ul>
L'éducation des enfants	<ul style="list-style-type: none"> <li>Le préscolaire</li> <li>La scolarisation dans le primaire</li> <li>La scolarisation dans le secondaire collégial</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Ministère de l'Éducation nationale (2004, 2014)</li> </ul>
L'éducation des adultes	<ul style="list-style-type: none"> <li>L'alphabetisation</li> <li>La scolarisation dans le secondaire qualifiant</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>RGPH (2004, 2014)</li> <li>Ministère de l'Éducation nationale</li> </ul>
La vie publique	<ul style="list-style-type: none"> <li>La participation politique</li> <li>La représentation politique</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Rapport « Évaluation des mécanismes de promotion de la représentation politique des femmes au Maroc, Friedrich Ebert Stiftung (2017) »</li> </ul>
Les conditions de vie	<ul style="list-style-type: none"> <li>La pauvreté multidimensionnelle des personnes âgées de 18 à 59 ans</li> <li>La pauvreté multidimensionnelle des personnes âgées de 60 ans et plus</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>RGPH (2004, 2014)</li> </ul>

(1) L'IDG utilise la même méthodologie que l'IDH, il correspond à un IDH ajusté aux inégalités de genre. Pour calculer l'IDG, il faut calculer l'IDH séparément pour les femmes et pour les hommes en ayant recours à la méthodologie utilisée pour le calcul de l'IDH. Il faut utiliser les mêmes fourchettes de variation que pour l'IDH afin de transformer les indicateurs en une échelle de zéro à un.

La seule exception concerne l'espérance de vie à la naissance pour laquelle les fourchettes de variation sont ajustées selon un avantage biologique moyen pour les femmes de cinq ans par rapport aux hommes. L'IIG est calculé à partir de la même méthodologie que l'Indice du développement humain ajusté aux inégalités (IDHI).

## Pourquoi ces domaines ?

En termes d'emploi, les femmes sont beaucoup moins susceptibles de participer au marché du travail (HCP, 2014a) mais plus susceptibles de travailler à temps partiel ou dans l'économie informelle (HCP, 2014b). Par ailleurs, la parité en matière d'emploi est marquée par un grand gap dans la mesure où 25 % de la population active sont des femmes, et près du tiers des femmes actives occupées sont des aides familiales (HCP, 2017). De surcroît, les secteurs d'activité investis par les femmes et les hommes sont bipolarisés, les femmes étant sur-représentées dans des secteurs tels que l'éducation et la santé, et les hommes dans les sciences, la technique et la technologie (HCP, 2018).

Le domaine des conditions de vie traduit l'accès aux ressources financières et le bénéfice tiré du partage des fruits de la croissance sur la base de la distribution sociale des différentes sources de revenu et des transferts sociaux. Les femmes ont tendance à avoir des ressources financières inférieures à celles des hommes, ce qui impacte leurs marges de manœuvre économique et leur autonomie financière vis-à-vis des hommes. Dans ces conditions, les femmes sont plus sujettes à la pauvreté multidimensionnelle et à la vulnérabilité économique.

Malgré des progressions certaines dans l'accès à l'éducation au Maroc, il existe encore des inégalités de genre dans l'accès et la poursuite des études, le plus souvent au détriment des filles. De même, la prévalence de l'analphabétisme est plus accentuée chez les femmes que chez les hommes. En somme, nombreux sont les obstacles qui empêchent les femmes et les filles d'exercer pleinement leur droit à accéder à l'éducation, à mener leurs études à leur terme et à récolter les bénéfices de l'éducation. Ces obstacles sont généralement liés à la pauvreté, l'isolement géographique, les inégalités des chances et les attitudes traditionnelles relatives au statut et au rôle des femmes dans la société.

Le domaine de la santé est marqué par des disparités entre les femmes et les hommes en termes de comportement sanitaire et d'accès aux structures de santé. Il existe des différences, à la fois liées au sexe et au genre. Les travaux du HCP ont montré que les femmes vivent plus longtemps, mais ont un nombre d'années de vie en bonne santé inférieur à celui des hommes (HCP, 2011).

En termes de participation à la vie publique, les femmes sont nettement sous-représentées dans la prise de décision, ce qui traduit ainsi un déficit de représentativité dans toutes les sphères politiques et de participation au processus de prise de décision. Aussi est-il important de mentionner que les femmes sont faiblement impliquées dans le leadership social et économique, y compris dans les postes-clés des comités scientifiques, comme les recteurs d'université, ou dans le monde judiciaire. Enfin, les femmes marocaines sont sous-représentées dans les établissements économiques, notamment dans les conseils d'administration des principales sociétés cotées en bourse.

Par référence à ces domaines, l'IMEG est un cadre pour l'évaluation de l'impact des politiques socio-économiques et du processus de la discrimination positive sur la promotion de l'égalité femmes-hommes.

## Cadre de mesure

L'IMEG est une mesure synthétique de l'égalité de genre. Il renseigne sur le gap des écarts à combler entre les femmes et les hommes dans les domaines de la santé, de l'éducation, de l'emploi, des conditions de vie et de la vie publique. Le mode calculatoire de cet indice s'aligne sur l'approche de la mesure des indices de développement humain (IDH, IDHI, IDG, IIG, etc.) tels qu'ils ont été révisés en 2010 par le PNUD, suite aux travaux d'Anand et Sen (1997), Chatterjee (2005), Foster *et al.* (2005), Gaertner et Xu (2006) et Kovacevic (2010).

Il est à rappeler que ces travaux ont abouti à la reformulation de ces indices par la moyenne géométrique au lieu de la moyenne arithmétique afin de mieux approcher la réalité complexe du développement humain. Dans le même sens, Klugman *et al.* (2011) justifient l'option de normalisation des indices dimensionnels par le souci de disposer d'un indice composite défini sur un intervalle [0,1] ou [0 %, 100 %], ce qui permet facilement les comparaisons entre pays, régions et groupes de population.

Le cadre de la mesure de l'indice multidimensionnel (2) de l'égalité de genre consiste à développer une métrique pour calculer les écarts entre les sexes par domaine,

pour calculer les scores finaux par domaine et à les agréger par la moyenne géométrique.

Ainsi, l'IMEG attribue à chacun des domaines considérés des scores entre 0 (en cas d'inégalité totale) et 100 (en cas de pleine égalité). Chaque domaine est subdivisé en deux ou trois sous-domaines qui couvrent les questions-clés au sein des domaines thématiques respectifs. Par référence au cadre conceptuel, tout en considérant la disponibilité des données requises, 13 indicateurs ont été choisis pour suivre l'évolution de l'égalité des sexes.

Les différentes étapes calculatoires de l'IMEG sont résumées comme suit :

1. sélection et traitement des indicateurs : l'IMEG est composé de 13 indicateurs couvrant les différents domaines et sous-domaines retenus ;
2. agrégation des sous-domaines en domaines, en utilisant des moyennes géométriques des scores des sous-domaines qui oscillent entre 0 (inégalité totale) et 100 (pleine égalité) ;
3. regroupement des scores des domaines dans l'indice global d'égalité de genre ; l'IMEG prend une valeur sur une échelle de 0 à 100, où une valeur de 100 signifie l'égalité complète entre les sexes, et 0 l'inégalité totale entre les sexes.

Pour prendre en compte le cumul des écarts de genre au détriment des femmes, l'ampleur des inégalités qu'elles subissent est évaluée par les ratios de parité femmes-hommes dans les sous-domaines considérés. Le mode

$$IMEG = S_{santé}^{1/6} * S_{éducation\ des\ adultes}^{1/6} * S_{éducation\ des\ enfants}^{1/6} * S_{emploi}^{1/6} * S_{cond\ de\ vie}^{1/6} * S_{vie\ publique}^{1/6}$$

(2) Depuis 1990, la mesure des indicateurs composites connaît un développement continu. Cerioli et Zani (1990) ont été les premiers à proposer une approche statistique basée sur la théorie des ensembles flous pour mesurer la privation dans son aspect multidimensionnel. Cette approche consiste à construire un indice comprenant les différentes dimensions du bien-être. Ensuite, Dagnon *et al.* (1993), Cheli et Lemmi (1995), Betti et Verma (1999) ont développé cette approche en y introduisant des outils analytiques pour mesurer les contributions des attributs et décomposer l'indice multidimensionnel de privation par sous-populations et caractéristiques démographiques et sociodémographiques des individus.

(3) Par exemple, la moyenne arithmétique de deux résultats de 10 et 90 est 50. La valeur de la moyenne géométrique des mêmes résultats est 30, ce qui signifie qu'une compensation totale entre les résultats n'est pas possible entre les différents domaines.

calculatoire des indices de parité se présente comme suit :

$$R_{ij} = 100 \frac{F^j}{H^j} \quad i \in (1, 6), j \in (1, 2, 3)$$

avec  $R_{ij} = 100$  si  $F^j \geq H^j$

où  $F^j$  et  $H^j$  représentent la réalisation des femmes et des hommes dans le sous-domaine  $j$  du domaine  $i$ .

En dépit de la clarté de ces indices et de leurs synthèses par sous-domaine, ils ne renseignent pas sur les déficits à résorber lorsque et les femmes et les hommes subissent des privations ; à titre indicatif, des taux de réalisation de 30 % pour les femmes et les hommes donnent un indice qui équivaut à 100 %, au moment où les 70 % restants n'arrivent pas à satisfaire leurs besoins. De même, les ratios sont tronqués à 100 lorsque les progrès sont en faveur des femmes.

Le score de l'IMEG dans chaque domaine  $i$  est la moyenne géométrique des scores élémentaires des sous-domaines. Cette moyenne a le mérite de minimiser les compensations potentielles entre les valeurs faibles et élevées (3).

$$S_i = \sqrt[n]{\prod_{j=1}^n R_{ij}}, \quad \text{où } n \text{ est le nombre de sous-domaines.}$$

L'IMEG est ainsi la moyenne géométrique des scores relatifs à chaque domaine  $i$  :

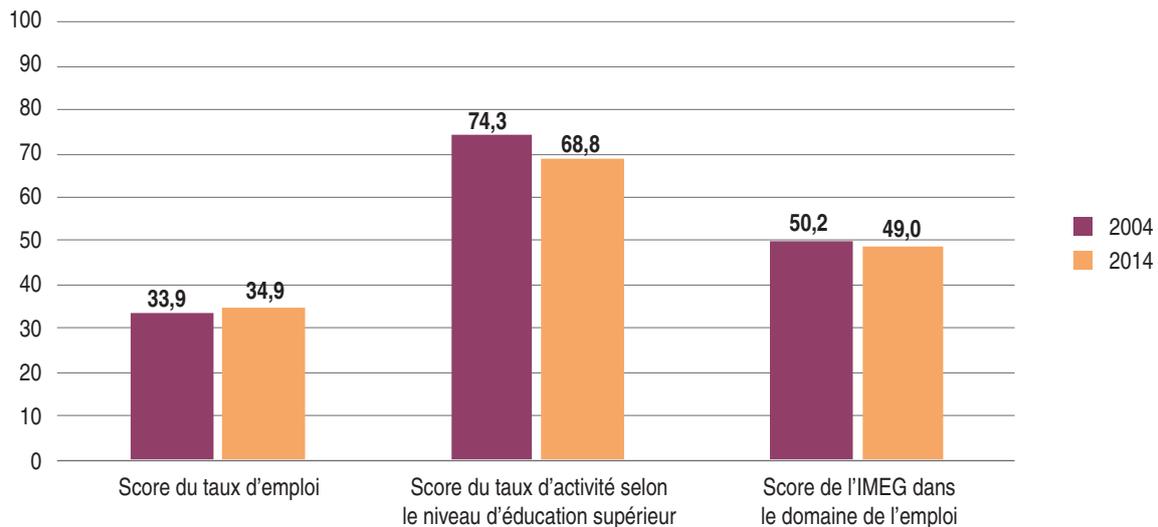
## Résultats et discussions

Au plan de l'insertion professionnelle, l'écart des taux d'emploi des hommes et des femmes a tendance de se réduire, notamment depuis dix ans. Le score est de 33,9 % en 2004, avec un taux d'emploi de 76,7 % pour les hommes et de 26 % pour les femmes, contre 34,9 % en 2014, avec respectivement un taux d'emploi de 72,4 % et 25,3 %. Entre 2004 et 2014, le score de parité des personnes actives de niveau scolaire supérieur a connu une diminution significative passant de 74,3 % à 68,8 %, marquant un creusement de l'inégalité entre

les femmes et les hommes qualifiés sur le marché du travail. A cet effet, l'IMEG dans le domaine de l'emploi

reste moyen et affiche un recul (50,2 % en 2004 et 49,0 % en 2014).

### Scores de l'IMEG dans le domaine de l'emploi et les sous-domaines (sur 100)

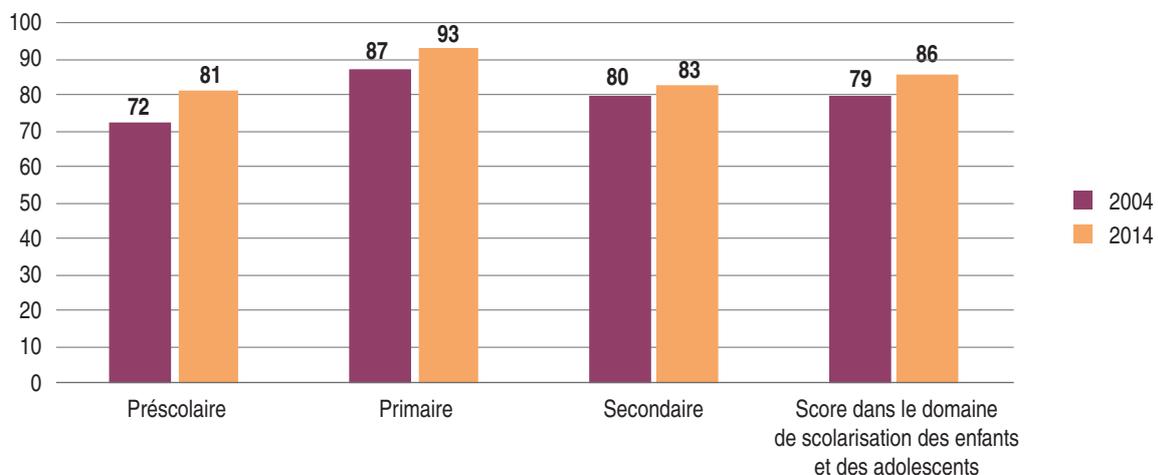


Source : HCP, Enquêtes nationales sur l'emploi (ENE) de 2004 et de 2014.

Au plan de capital humain, il est question d'examiner les différences entre les femmes et les hommes en matière d'éducation et de formation pour mettre en

exergue l'effort quant à l'égalité d'accès aux niveaux préscolaire, primaire et secondaire (collège et secondaire qualifiant).

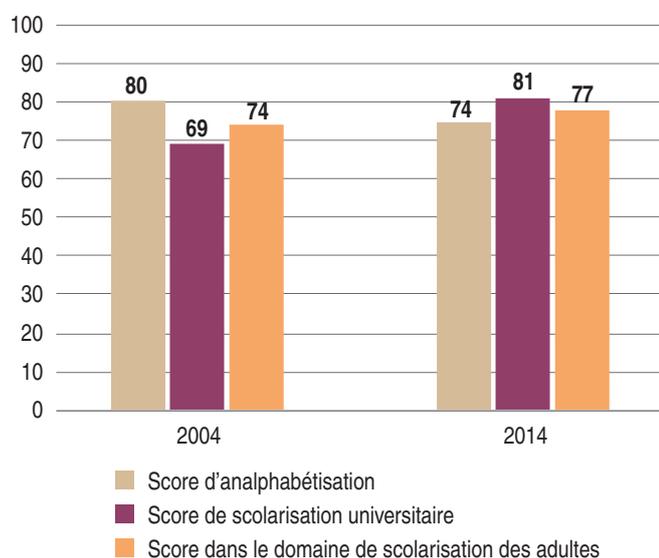
### Score et sous-scores dans le domaine de l'éducation des enfants et des adolescents (sur 100)



Source : Ministère de l'Éducation nationale, calculs des auteurs.

Le score de parité dans ce domaine indique une progression de 7 points de pourcentage sur dix années, passant de 79 % en 2004 à 86 % en 2014. Cette évolution reflète les efforts publics déployés pour généraliser la scolarisation primaire avec une parité égale. Alors que l'indice de parité entre les sexes dans l'enseignement primaire et secondaire était respectivement de 87 % et 80 % en 2004, ces taux ont évolué à 93 % et 83 % en 2014.

### Score et sous-scores dans le domaine de l'éducation des adultes (sur 100)



Source : HCP, RGPH (2004, 2014).

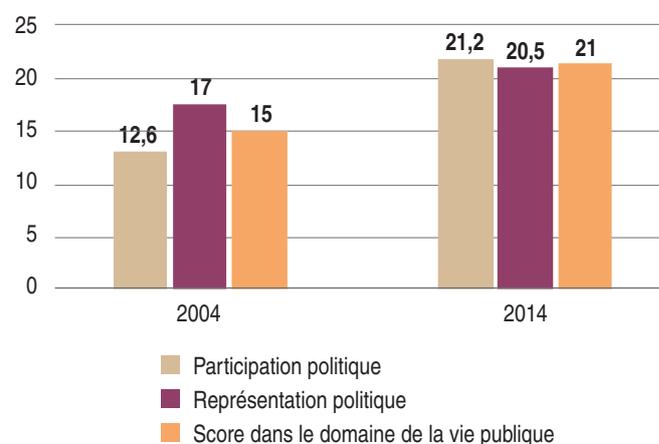
Le score de parité montre que, sur une période de dix ans, l'égalité de genre dans le domaine de l'éducation des adultes n'a progressé que de 3 points de pourcentage, passant de 74 % en 2004 à 77 % en 2014. L'étroitesse de cette progression est essentiellement due à la prépondérance de l'analphabétisme dans les générations des années cinquante et soixante et bien avant. Il est à préciser, à cet effet, que le taux d'analphabétisme est passé de 38 % en 2004 à 32 % en 2014. De même, la part des femmes ayant suivi un enseignement supérieur (5,5 % en 2014) reste inférieure à celle des hommes (6,7 % en 2014).

Par ailleurs, la vie publique reflète le pouvoir de prise de décision dans la société. Les femmes restent largement

sous-représentées dans les postes décisionnels de haut niveau, à savoir les postes parlementaires et les postes dans les conseils communaux.

Le score de la parité dans ce domaine reflète cette réalité. Il est de 21 % en 2014 contre 15 % en 2004, indiquant clairement que la participation et la représentation politiques des femmes restent faibles. Au niveau de la participation politique des femmes, sur un total de 31 503 chaises communales ou régionales, 6 673 femmes ont été élues, soit 21,2 % des députés en 2014 contre 12,6 % en 2004. Sur un total de 395 chaises parlementaires, 20,5 % des élus en 2016 sont des femmes, contre 17 % en 2011.

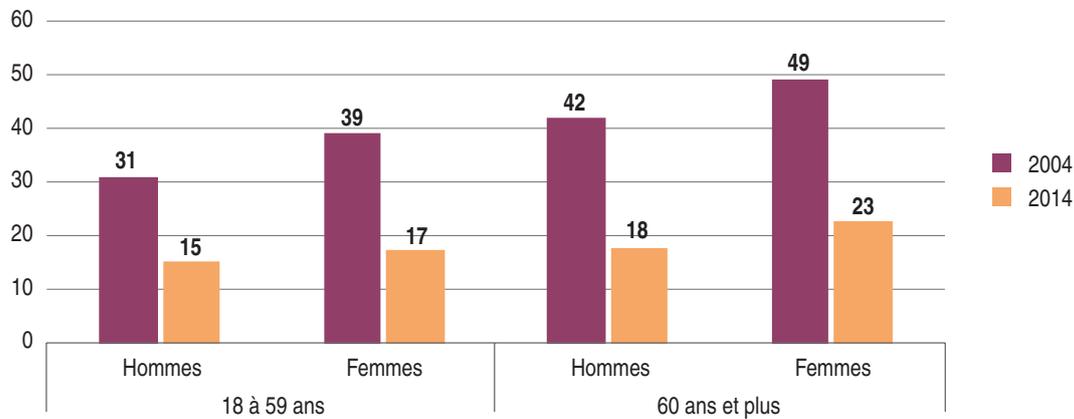
### Score et sous-scores dans le domaine de la vie publique (sur 100)



Source : Rapport « Évaluation des mécanismes de promotion de la représentation politique des femmes au Maroc, Friedrich Ebert Stiftung (2017) ».

En termes de conditions de vie, le taux de pauvreté multidimensionnelle chez les femmes âgées de 18 à 59 ans est passé de 39 % en 2004 à 17,3 % en 2014, contre respectivement 31,1 % et 15,3 % chez les hommes. Pour les personnes âgées de 60 ans et plus, 49 % des femmes sont en situation de pauvreté en 2004 contre 42 % des hommes. Ce taux a marqué une tendance baissière pour atteindre 22,9 % chez les femmes et 17,6 % chez les hommes en 2014.

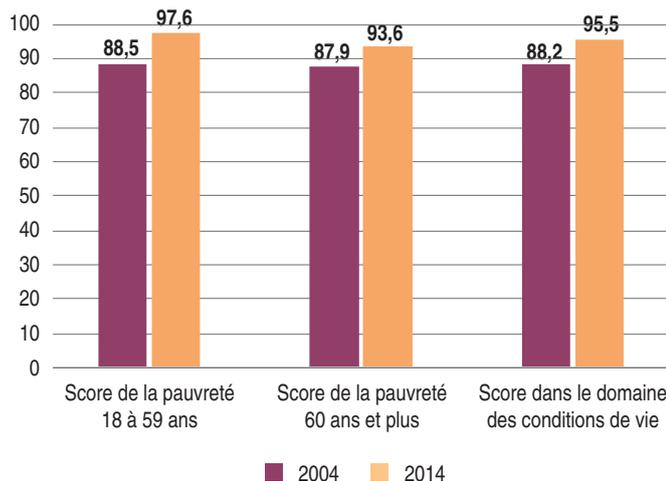
### Incidence de la pauvreté selon le sexe et la classe d'âge (en %)



Source : HCP, RGPH (2004, 2014), calcul des auteurs.

Le score d'égalité de genre en termes de conditions de vie, calculé par le ratio entre les femmes et les hommes qui ne sont pas en état de pauvreté, dévoile une tendance claire à la parité. En effet, le score est passé de 88,5 % en 2004 à 95,5 % en 2014, soit une progression de 7 points de pourcentage sur une période de dix ans.

### Score de l'IMEG dans le domaine de la pauvreté (sur 100)



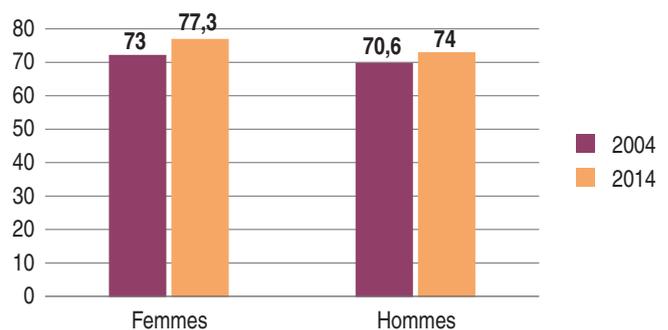
Source : HCP, RGPH de 2004 et de 2014.

Dans le domaine de la santé, le score d'égalité de genre est égal à 100. Cette réalisation découle des avancées enregistrées chez les femmes dans deux sous-domaines

de la santé : l'espérance de vie à la naissance et la vaccination.

Cependant, il existe une différence significative quant à l'état de santé entre les femmes et les hommes, traduite notamment par l'espérance de vie qui atteint 74 ans pour les hommes et 77,3 ans pour les femmes en 2014. Sur cette période, les hommes comme les femmes ont gagné quatre ans d'espérance de vie en moyenne.

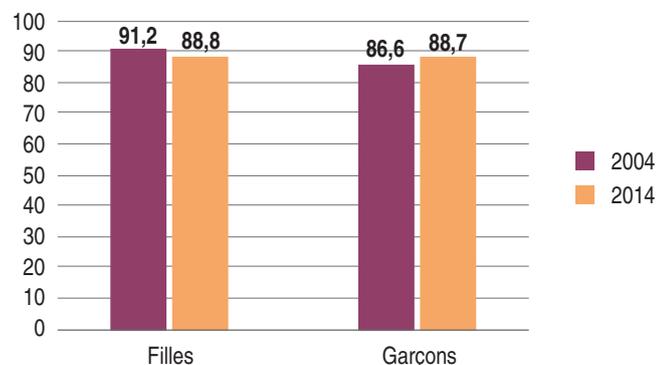
### Espérance de vie à la naissance en années



Source : HCP, Projections démographiques 2018.

De même, les disparités garçons-filles sont mineures, voire inexistantes, dans l'accès à la vaccination. En 2004, 91,2 % des filles et 86,8 % des garçons avaient accès aux services de vaccination, mais respectivement 88,8 % et 88,6 % en 2014.

### Accès à la vaccination (en %)

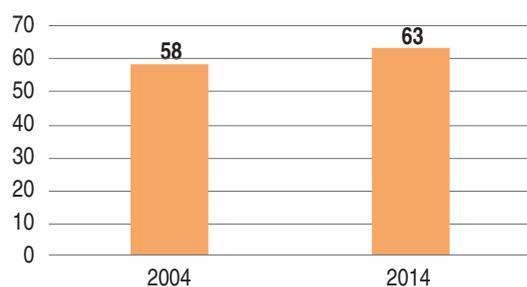


Source : EPSF 2003-2004, ENPSF 2011.

## L'IMEG : un bilan synthétique de l'égalité de genre entre 2004 et 2014

Au total, l'agrégation des scores unidimensionnels montre que l'IMEG est passé de 58 % en 2004 à 63 % en 2014. Ce niveau de parité, juste au-dessus de la moyenne, montre que le Maroc est à mi-parcours sur la voie de l'égalité.

### Résultats de l'Indice multidimensionnel d'inégalité de genre (en %)



Source : Calculs des auteurs.

La décomposition de cet indice par domaine (4) montre que « la participation et la représentativité des femmes

(4) A parité homme-femme dans tous les domaines, la contribution des scores unidimensionnels à l'IMEG serait de 16,66 %. A défaut de quoi, toute contribution inférieure à 16,66 % montre que le domaine

dans la vie publique » contribue le plus au maintien des inégalités entre les sexes au Maroc, son apport à l'égalité de genre reste très faible, 3,7 % en 2004 et 4,9 % en 2014.

En deuxième lieu vient le domaine de l'emploi qui tend à accentuer les inégalités hommes-femmes sur le marché de travail, avec un recul de sa contribution à l'égalité de 12,4 % en 2004 à 11,4 % en 2014.

L'éducation des adultes vient au troisième rang des domaines contribuant peu à la marche vers l'égalité entre les sexes, avec une contribution de 18,20 % en 2004 et 16,66 % en 2014 (juste au-dessus de la moyenne).

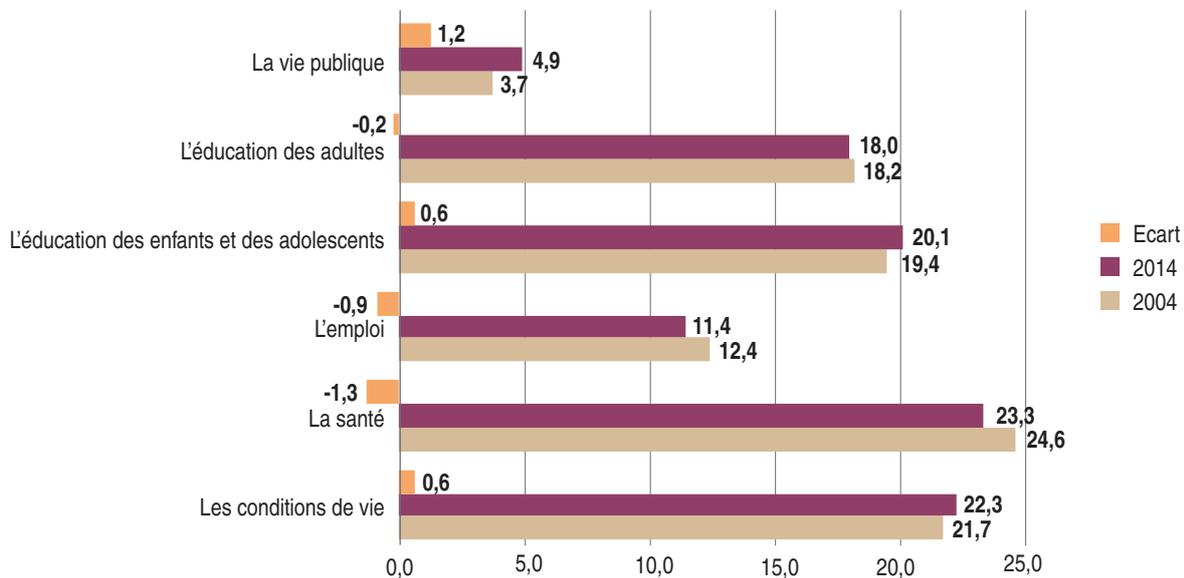
L'éducation des enfants et des adolescents explique près de 20 % de l'état de la parité (19,4 % en 2004 et 20,1 % en 2014). Avec cette contribution, ce domaine s'avère un levier important pour renforcer et consolider les acquis en termes d'égalité homme-femme.

Ensuite vient le domaine des conditions de vie, avec une contribution de 21,7 % en 2004 et de 22,3 % en 2014. A cet effet, la lutte contre la précarité sociale, notamment celle des femmes, pourrait renforcer non seulement les chances de s'extraire de la pauvreté mais également la parité dans sa globalité entre les sexes.

Finalement, le domaine de la santé est celui qui contribue le plus à l'égalité homme-femme au Maroc. Sa contribution à l'IMEG est de 24,6 % en 2004 et 23,3 % en 2014. Il est à noter que la baisse de cette contribution entre 2004 et 2014 est due à l'amélioration de la contribution des autres domaines et non pas à une détérioration de la parité en termes d'accès à la vaccination et d'espérance de vie à la naissance.

concerné pénalise l'égalité. En revanche, tout domaine avec une contribution supérieure à cette moyenne favorise la marche vers l'égalité de genre.

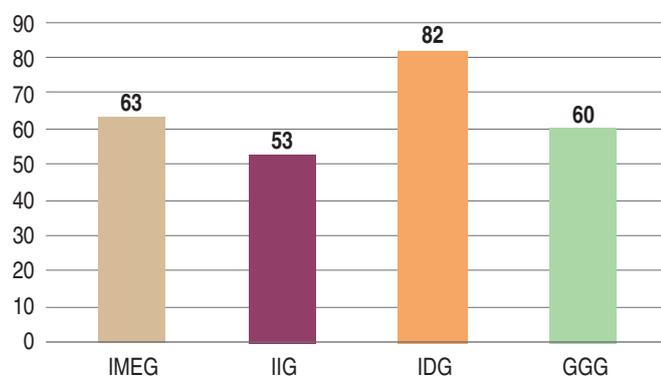
### Contribution des domaines à l'IMEG (en %)



Source : Calculs des auteurs.

En se référant à d'autres indices multidimensionnels sur l'égalité de genre, la parité homme-femme est loin d'être atteinte. En 2014, le Maroc se classe, selon le Global Gender Gap (5) (GGG) du Forum économique mondial, au 133<sup>e</sup> rang parmi 145 pays, avec un score de 60 %. Il occupe le 92<sup>e</sup> rang parmi 189 pays par référence à l'indice d'inégalité de genre (6) (IIG) et le 132<sup>e</sup> rang selon l'indice de développement de genre (7) (IDG).

### Indices (8) IMEG, IIG, IDG et GGG au Maroc en 2014



Source : RDH 2014.

(5) Global Gender Gap est composé de 14 indicateurs : participation au marché du travail, égalité salariale, revenus, femmes dans le

En guise de conclusion, l'IMEG est un indice composite ayant le mérite, à l'instar des autres indicateurs similaires, d'approcher la mesure de l'égalité de genre dans les domaines les plus sensibles à cette question. Les résultats montrent que le Maroc est à mi-parcours de la réalisation de l'objectif d'égalité de genre, bien qu'il existe encore d'importantes disparités homme-femme dans les différents domaines. Les déficits en termes d'égalité sont principalement inhérents au manque d'égalité dans le domaine de la prise de décision politique (la vie publique). En revanche, les progrès

corps législatif et dans les hauts postes de responsabilité (secteurs public et privé), travailleurs techniques et professionnels, taux d'alphabétisation, taux d'éducation dans le primaire, le secondaire et le supérieur, ratio de sexe à la naissance, durée de vie en bonne santé, femmes au parlement, dans le gouvernement et nombre d'années à la tête de l'État [http://www3.weforum.org/docs/GGGR14/GGGR\\_Appendices\\_2014.pdf](http://www3.weforum.org/docs/GGGR14/GGGR_Appendices_2014.pdf)

(6) L'Indice d'inégalité de genre mesure le déficit du progrès dans trois dimensions du développement humain : santé reproductive, autonomisation et marché du travail.

(7) L'Indice de développement de genre reflète les disparités entre les hommes et les femmes en matière de développement humain dans trois dimensions : santé, éducation et niveau de vie.

(8) Plus les indices GGG, IIG et IDG s'approchent de 1 (100 %), plus l'égalité homme-femme tend à être réalisée.

d'égalité émanent des réalisations paritaires dans la santé, les conditions de vie et l'éducation des jeunes.

Grâce aux enseignements qu'il offre, l'IMEG s'avère être un outil d'éclairage sur les progrès et les déficits en termes d'égalité de genre compatible avec l'évaluation de l'efficacité des politiques d'égalité de genre. Le suivi de cet indice est en mesure de fournir une évaluation précieuse des progrès accomplis dans la réalisation de l'objectif d'égalité de genre.

Dans cette perspective, l'IMEG doit être analysé en conjonction avec des indicateurs plus larges pour introduire de nouvelles perspectives en relation avec les conditions institutionnelles, la doxa culturelle et le dispositif juridique destiné à la promotion de la femme, notamment les mesures de la discrimination positive.

## Références bibliographiques

- Sudhir A. et Sen A. (1997), « Concepts of Human Development and Poverty? A Multidimensional Perspective », United Nations Development Programme, Poverty and human development: Human development papers, 1-20.
- Chatterjee S.K. (2005), « Measurement of Human Development: an alternative approach », *Journal of Human Development*, 6 (1): 31-44.
- Betti G., Verma V. (1999), « Measuring the degree of poverty in a dynamic and comparative context: a multi-dimensional approach using fuzzy set theory », *Proceedings, ICCS-VI*, vol. 11, Lahore, Pakistan, August 27-31, p. 289-301.
- Ceroli A., Zani S. (1990), « A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty », in *Dagum*.
- Cheli B., Lemmi A. (1995), « A Totally Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty », *Economic Notes*, 24, 115-134.
- Commission européenne (2010), « Communication de la Commission : un engagement accru en faveur de l'égalité entre les femmes et les hommes : une charte des femmes, Déclaration de la Commission européenne à l'occasion de la journée internationale de la femme 2010 », (COM(2010) 78 final), Bruxelles, 5 mars 2010. Disponible à l'adresse : [http://ec.europa.eu/commission\\_2010-2014/president/news/documents/pdf/20100305\\_1\\_fr.pdf](http://ec.europa.eu/commission_2010-2014/president/news/documents/pdf/20100305_1_fr.pdf)
- Commission européenne (2011a), « Conclusions du Conseil sur le pacte européen pour l'égalité entre les hommes et les femmes couvrant la période 2011-2020, 3073<sup>e</sup> session du Conseil Emploi, politique sociale, santé et consommateurs », Bruxelles, 7 mars 2011. Disponible à l'adresse : [http://www.consilium.europa.eu/uedocs/cms\\_data/docs/pressdata/fr/lisa/119631.pdf](http://www.consilium.europa.eu/uedocs/cms_data/docs/pressdata/fr/lisa/119631.pdf)
- Commission européenne (2011b), « Conseil européen, Conclusions du Conseil des 23 et 24 juin 2011 », (EUCO 23/1/11), Bruxelles, 2011. Disponible à l'adresse : [http://www.consilium.europa.eu/uedocs/cms\\_data/docs/pressdata/fr/ec/123095.pdf](http://www.consilium.europa.eu/uedocs/cms_data/docs/pressdata/fr/ec/123095.pdf)
- Conseil de l'Europe (2006), « Combating violence against women : Stocktaking study on the measures and actions taken in Council of Europe member States », Direction générale des droits de l'Homme, Strasbourg. Disponible à l'adresse : [http://www.coe.int/t/dghl/standardsetting/equality/03themes/violence-against-women/CDEG\(2006\)3\\_en.pdf](http://www.coe.int/t/dghl/standardsetting/equality/03themes/violence-against-women/CDEG(2006)3_en.pdf)
- Dagum C. (1993), « The Social Welfare Bases of Gini and Other Income Inequality Measures », *Statistica*, 53, 3-28.
- Foster J.E., F. Lopez Calva L. et Szekely M. (2005), « Measuring the Distribution of Human Development: methodology and an application to Mexico », *Journal of Human Development*, 6 (1): 5-25.
- Gaertner W. et Yongsheng X. (2006), « Capability Sets as the Basis of a New Measure of Human Development », *Journal of Human Development*, 7 (3): 311-21.
- HCP (2011), « Genre et développement : aspects socio-démographiques et culturels de la différenciation sexuelle ».
- HCP (2014a), « Activité, emploi et chômage », rapport détaillé.
- HCP (2014b), « Enquête nationale sur l'emploi informel », Rapport de synthèse, 2014. Disponible à l'adresse : [https://www.hcp.ma/downloads/Enquete-nationale-sur-le-secteur-informel\\_t11887.html](https://www.hcp.ma/downloads/Enquete-nationale-sur-le-secteur-informel_t11887.html)
- HCP (2018), « L'adéquation entre formation et emploi au Maroc », 2018.

- HCP (2020), « Examen national volontaire de la mise en œuvre des objectifs de développement durable », Disponible à l'adresse : [https://www.hcp.ma/downloads/Objectifs-de-Developpement-Durable\\_t21501.html](https://www.hcp.ma/downloads/Objectifs-de-Developpement-Durable_t21501.html)
- Klugman J., Rodriguez F. et Choi H.J. (2011), « The HDI 2010: New Controversies, Old Critiques », *Human Development Research Paper 1*, PNUD-BRDH, New York. [http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2011/papers/HDRP\\_2011\\_01.pdf](http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2011/papers/HDRP_2011_01.pdf)
- Kovacevic M. (2010), « Review of HDI critiques and potential improvements », *Human development research paper*, 33.
- Nations Unies (1995), « Déclaration et Programme d'action de Beijing », Quatrième conférence mondiale sur les femmes, Nations Unies, Beijing, 4-15 septembre 1995. Disponible à l'adresse : <http://www.un.org/womenwatch/daw/beijing/pdf/BDPfA%20F.pdf>
- PNUD (1995), « Human Development Report », New York, Oxford University Press. Disponible à l'adresse : [http://hdr.undp.org/sites/default/files/reports/256/hdr\\_1995\\_en\\_complete\\_nostats.pdf](http://hdr.undp.org/sites/default/files/reports/256/hdr_1995_en_complete_nostats.pdf)
- PNUD (2016), « Rapport de développement humain : note technique ».
- Union européenne (2010), « Charte des droits fondamentaux de l'Union européenne » (OJC 364, 18 décembre 2000, p. 1) (2000/C 364/01). Disponible à l'adresse : [http://www.europarl.europa.eu/charter/pdf/text\\_fr.pdf](http://www.europarl.europa.eu/charter/pdf/text_fr.pdf)

# Quel découpage optimal pour la minimisation des inégalités interrégionales du développement humain au Maroc

## Une proposition par la théorie des graphes



*Cet article propose un nouveau cadre méthodologique basé sur la théorie des graphes servant à déterminer le découpage optimal en matière de réduction des inégalités interrégionales. Ainsi, parmi une multitude de possibilités de découpage régional, nous recherchons celui qui est le plus équilibré en matière de développement humain, celui qui, étant donné les 75 provinces marocaines, atténue l'inégalité interrégionale du*

*développement humain. Après avoir trouvé ce découpage optimal, cet article situe le découpage actuel (douze régions) par rapport à un ensemble de 333 millions possibilités de découpage régional. Les résultats montrent que ce découpage présente un niveau d'inégalité multidimensionnel inférieur au 5<sup>e</sup> centile de la distribution des inégalités interrégionales des différents découpages régionaux.*

Sanaa CHEDDADI\*, Abdelouahab IDELHADJ\*\* et Wail BENAABDELAALI\*

### Introduction

La réduction des inégalités constitue depuis longtemps une préoccupation mondiale, qui reste d'autant plus d'actualité puisqu'elle est inscrite officiellement dans le nouvel agenda international. Ainsi le programme de développement durable 2015-2030 a-t-il souligné, dans le dixième objectif (ODD 10), l'importance de réduire les inégalités au sein et entre les pays. En effet, comme l'a évoqué l'économiste Thomas Piketty (2013) dans son fameux ouvrage *Le Capital au XXI<sup>e</sup> siècle*, si les inégalités de revenu entre les pays ont plutôt connu une baisse importante durant les quarante dernières années, les inégalités internes (au sein des pays) se sont quant à

elles accrues. La communauté internationale s'accorde à reconnaître que le développement économique *stricto sensu* n'est pas suffisant à lui seul pour réduire les inégalités, encore faut-il qu'il soit inclusif, bénéfique pour tous, pour le développement du bien-être humain au sens le plus large du terme « développement ».

Le constat établi par les travaux de Thomas Piketty semble être vérifié pour le cas du Maroc. Ainsi, les inégalités de revenu au Maroc ont stagné depuis plus d'une trentaine d'années (Dlia et Ihnach, 2018). En effet, si l'indice de Gini a enregistré une valeur de l'ordre de 0,397 en 1985, il avoisine aujourd'hui la même valeur (0,395 en 2014). Même si l'indice de Gini a connu une diminution entre 2007 et 2014, force est de constater que cette tendance à la baisse des inégalités est statistiquement très peu significative car elle se situe au niveau du troisième chiffre après la virgule.

(\*) Instance nationale d'évaluation, CSEFRS, Maroc.

(\*\*) Université Abdelmalek Essaadi, Faculté des sciences (Tétouan).

L'évolution de cet indice confirme plutôt une stagnation de la proportion des classes sociales intermédiaires.

S'agissant des inégalités régionales, le suivi de la dynamique qu'ont connue les régions depuis l'adoption du nouveau découpage territorial (12 régions) révèle que, malgré les progrès réalisés notamment en matière de lutte contre la pauvreté absolue et l'accès aux équipements sociaux et à la scolarisation de base, les disparités entre les régions persistent. En effet, les régions qui ont profité le plus du développement sont celles qui disposent, depuis les années 90, d'un capital humain qualifié et qui se caractérisent par un taux d'urbanisation plus élevé (HCP, 2018). D'autres régions, par contre, ont accusé un retard de développement dû essentiellement à la vulnérabilité de l'infrastructure économique et sociale et au manque d'investissement dans le capital humain.

Cela étant, l'analyse des inégalités régionales souligne l'importance de la prise en compte de la dimension spatiale dans la mise en œuvre des politiques publiques d'une manière générale et plus particulièrement lors de la conception d'un nouveau modèle de développement basé sur la régionalisation avancée. Durant l'accomplissement de sa mission et pour donner suite aux consultations menées avec les acteurs politiques, élus, syndicalistes, professionnels et fédérations d'associations, la Commission consultative de la régionalisation au Maroc a reçu une centaine de propositions de découpage régional. Les avis de ces différents acteurs peuvent mener à des découpages régionaux non argumentés par des considérations scientifiques.

## Revue de la littérature

L'exercice de la régionalisation a été largement accompagné par l'utilisation du critère « d'homogénéité », que ce soit dans l'approche économique qui mobilise « la théorie de la région économique » ou dans l'approche des géographes qui introduit les facteurs de naturalité, de polarisation et de cohérence dans l'aménagement du territoire.

Le critère « d'homogénéité » revient fréquemment dans la littérature. En effet, il existe trois méthodes pour concevoir un découpage régional. La première méthode

aborde les régions en deux étapes. On peut citer, dans ce sens, les travaux de Openshaw (1973) et de Fischer (1980). La première étape commence par utiliser un algorithme conventionnel de classification (*clustering*) sans prendre en considération le critère de connexité. Dans cette étape, l'accent est essentiellement mis sur la création de clusters homogènes par rapport à un ensemble de variables (attributs). La deuxième étape définit les régions comme des sous-ensembles de zones spatialement contiguës assignées au même cluster.

La deuxième méthode consiste à construire des régions homogènes qui intègrent de manière indirecte la connexité des provinces/communes qui vont constituer ces régions. En effet, les coordonnées (x,y) des centres de gravité de ces provinces sont également intégrés dans l'algorithme de classification comme deux autres variables supplémentaires à l'ensemble des attributs (Murray et Shyy, 2000). L'idée est de forcer implicitement les provinces proches géographiquement à être affectées au même cluster. De ce fait, les régions composées à l'aide de cette méthode auront tendance à être contiguës si le poids attribué aux deux variables reflétant les coordonnées géographiques est élevé. En revanche, selon certains auteurs, cette surpondération des variables de la localisation géographique par rapport aux autres attributs pourrait affecter négativement l'homogénéité interne des clusters. D'autres auteurs, comme Martin *et al.* (2001), soulignent que la composition de ces régions pourrait également être sensible à l'approche utilisée pour définir les centres de gravité des provinces.

Il y a lieu de noter que ces deux premières méthodes n'intègrent pas explicitement une démarche pour assurer le critère de contiguïté. En effet, dans les deux cas de figure, ce critère est vérifié *a posteriori* en raison de la simplicité de leurs formulations.

La troisième méthode d'élaboration d'un découpage régional intègre de manière explicite le critère de contiguïté dans l'algorithme de régionalisation. Ainsi, nous retrouvons plusieurs algorithmes basés sur la théorie des graphes qui maximisent l'homogénéité au sein des régions composées tout en vérifiant parallèlement le critère de contiguïté (Maravalle *et al.*, 1997 ; Hansen *et al.*, 2003 ; Assunção *et al.*, 2006).

En raison de l'intégration du critère « d'homogénéité », qui se traduit le plus souvent par l'utilisation du

*clustering*, les régions ainsi composées sont généralement déséquilibrées en matière de développement économique, social et culturel.

Le processus de régionalisation a le plus souvent été couronné par des découpages régionaux qui laissent subsister d'énormes inégalités entre les régions. A titre d'exemple, le découpage en seize régions présentait un écart de développement humain entre l'ancienne région du Grand Casablanca et celle de Taza-Al Hoceima-Taounate qui a été évalué à 40 années par Benaabdelaali *et al.* (2013).

Contrairement à la majorité des travaux qui ont traité de la régionalisation sur la base du « critère d'homogénéité », nous nous focalisons ici sur le critère d'« équité territoriale ». En effet, le processus de la régionalisation doit améliorer le bien-être régional et réduire les inégalités entre les différentes collectivités (Abdellali *et al.*, 2019). Ainsi, le modèle de régionalisation que nous proposons dans ce travail est essentiellement conçu sur le principe d'une réorganisation territoriale qui favorise l'équité entre les régions en matière de développement humain. Plus précisément, le présent article s'intéresse à la problématique des inégalités multidimensionnelles interrégionales. Il propose un nouveau cadre méthodologique basé sur la théorie des graphes afin d'identifier, parmi toutes les combinaisons possibles de regroupement des provinces, le découpage régional qui réduit les inégalités multidimensionnelles interrégionales.

Cet article introduit également un nouveau théorème sur la connexité d'un sous-graphe induit en se basant sur une nouvelle notion que nous appelons « matrice d'adjacence complète d'un sous-graphe induit ». Ainsi, parmi une multitude de possibilités de découpage régional du Maroc (plus de 300 millions), nous cherchons celui qui va composer les régions les plus équilibrées en matière de développement. Ce qui revient à chercher, avec les 75 provinces marocaines, le découpage régional qui réduira l'inégalité multidimensionnelle interrégionale du développement humain.

## La théorie des graphes : le cadre méthodologique

L'utilisation de la théorie des graphes remonte au dix-huitième siècle avec la solution proposée par le mathématicien suisse Leonhard Euler, très connu par « l'identité d'Euler » (1), à la fameuse énigme de la ville de Königsberg (2). Traversée par la rivière Prégolya, elle a été construite sur deux îles reliées par sept ponts. Plusieurs mathématiciens se sont appuyés, par la suite, sur la théorie des graphes pour apporter des solutions nouvelles aux jeux logiques : August F. Möbius (1840), William Hamilton (1857), Arthur Cayley (1878), François Edouard Lucas (1891).

Dans cette section, nous allons présenter des définitions et des notions de la théorie des graphes que nous allons mobiliser dans le cadre méthodologique de ce travail. Soulignons à cet égard que tout graphe présenté ci-dessous est un graphe simple (ne contient pas de boucles (3) ou d'arêtes multiples) non orienté et non pondéré (nous ne traitons pas le cas des graphes orientés ou des graphes munis d'une valuation, c'est-à-dire de poids de sommets ou/et d'arêtes). Par ailleurs, nous avons aussi tenu à présenter des exemples illustratifs qui se rapportent à la problématique traitée et au contexte du Maroc.

(1) L'identité d'Euler est la plus belle relation mathématique qui relie mystérieusement, en une seule équation, les trois constantes « e », «  $\pi$  » et « i » en utilisant trois opérations arithmétiques (l'addition, la multiplication et l'exponentiation)  $\{e^{i\pi} + 1 = 0\}$ .

(2) La ville de Königsberg, appelée Kaliningrad depuis 1946 et située en Russie, est célèbre pour ses ponts mais aussi grâce à quelques hommes qui y sont nés comme le philosophe Emmanuel Kant (1724-1804), le physicien Gustav Kirchhoff (1824-1887) et le mathématicien David Hilbert (1862-1943).

(3) Une boucle est une arête ayant pour extrémités le même sommet.

• Concepts de base de la théorie des graphes

**Définition 1 : Définition mathématique d'un graphe.**

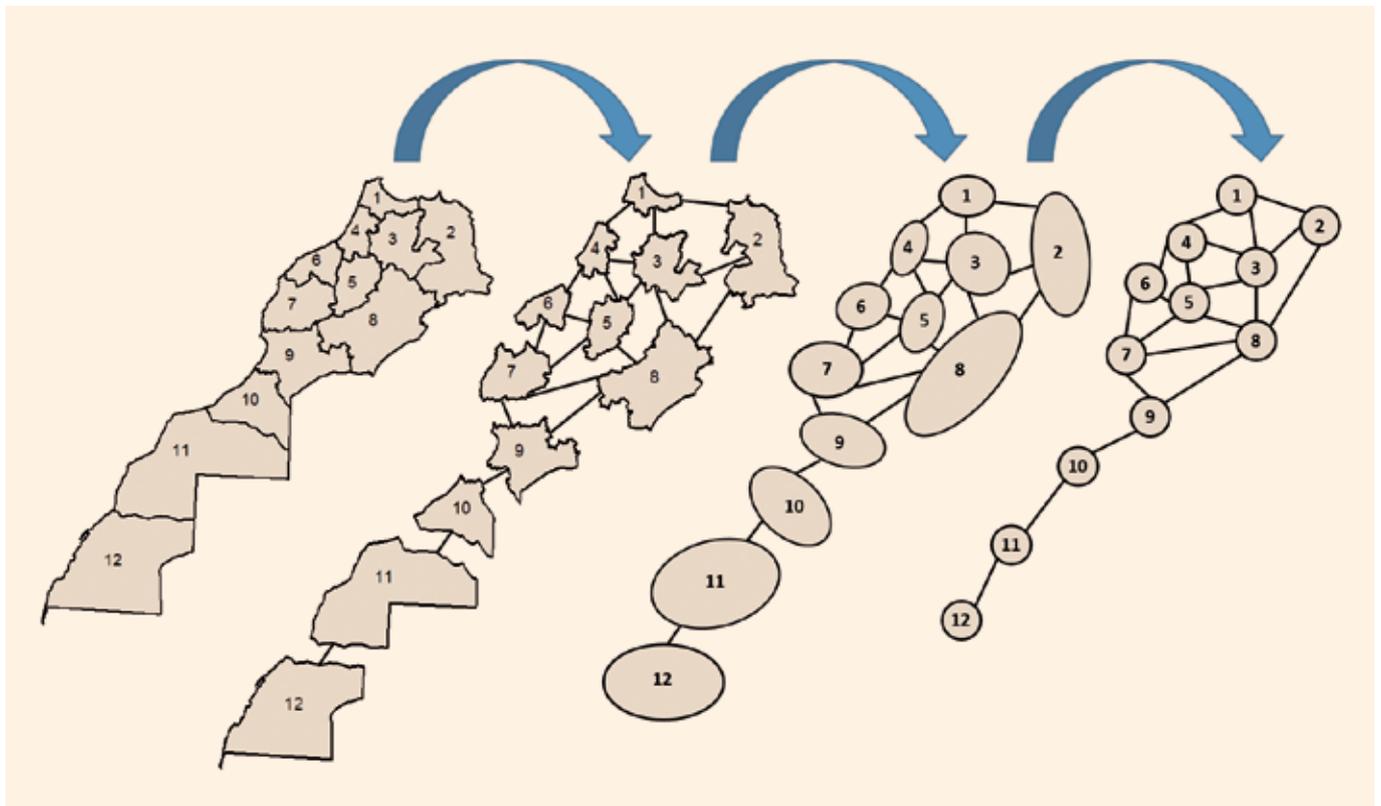
On définit  $G$  un graphe comme un couple  $(S, A)$  formé de deux ensembles disjoints (sommets et arêtes) avec :  $S = \{S_1, S_2, \dots, S_N\}$  et  $A = \{a_1, a_2, \dots, a_P\}$  où  $N \geq 1$  et  $P \geq 0$  tels que  $\forall j \in \llbracket 1, P \rrbracket a_j$  est une paire d'éléments de  $S$  définissant une relation binaire symétrique de  $S$  dans  $S$ . L'ensemble  $S$  est appelé ensemble de **sommets** de  $G$ , et l'ensemble  $A$  ensemble d'**arêtes** de  $G$ .

- Le nombre de sommets du graphe  $G$  est appelé l'ordre d'un graphe ( $N$ ).
- Le degré d'un sommet  $S_i$ , noté  $deg(S_i)$  est le nombre d'arêtes ayant le sommet  $S_i$  pour extrémité.
- Un sommet est dit isolé si son degré est nul. Autrement dit, c'est un sommet qui n'est relié à aucun autre.

D'un point de vue pratique, un graphe est une représentation d'une situation concrète (objets et dépendances entre objets) par des points (aussi appelés sommets ou nœuds) et des lignes (aussi appelées arêtes, arcs ou liens) reliant ces points et qui sert à mieux comprendre cette situation. Ainsi le graphe est vu comme une schématisation simplifiée qui ne reflète pas la forme réelle, mais plutôt les dépendances ou les interactions des objets représentés par  $S$ .

Selon cette configuration, et d'un point de vue mathématique, un graphe  $G$  est un schéma graphique d'une relation binaire  $R$  – présence d'une arête – de  $S$  à  $S$ , et  $A$  renvoie à l'ensemble des couples définis dans  $S^2$  pour lesquels la relation  $R$  est vérifiée. Cette représentation peut être celle de la composition chimique d'une molécule, d'une carte géographique ou de tout autre schématisation.

Figure 1: Exemple de modélisation de la contiguïté des régions marocaines à l'aide de la théorie des graphes



Source : Les auteurs.

La figure 1 présente un exemple de simplification de la contiguïté des régions marocaines à l'aide la théorie des graphes. Il s'agit d'une modélisation de la relation R définie telle que la région  $i$  est en relation avec la région  $j$  si les régions  $i$  et  $j$  sont contiguës. Le graphe R est ainsi un graphe représentant la contiguïté entre les douze régions marocaines.

**Lemme 1 : Lemme des poignées de main.** Soit  $G = (S, A)$  un graphe d'ordre  $N$  tel que  $S = \{S_1, S_2, \dots, S_N\}$  et  $A = \{a_1, a_2, \dots, a_p\}$  où  $N \geq 1, P \geq 0$  et  $deg(S_i)$  le degré du sommet  $S_i$ , alors :

$$\sum_{i=1}^N deg(S_i) = 2P$$

On dit que la somme des degrés des sommets d'un graphe est égale à deux fois le nombre d'arêtes puisque chaque arête ajoute deux à la somme des degrés, un pour chacune de ses extrémités.

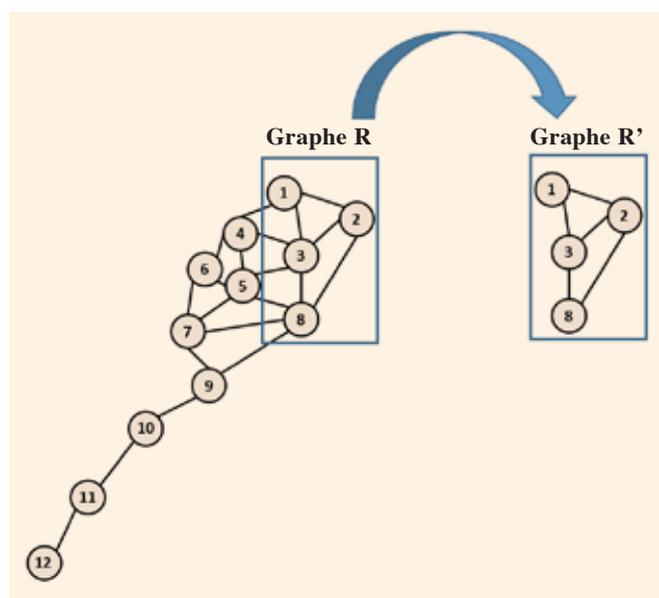
**Définition 2 : Chaîne entre deux sommets.** Soit  $G = (S, A)$  un graphe d'ordre  $N$  tel que  $S = \{S_1, S_2, \dots, S_N\}$  et  $A = \{a_1, a_2, \dots, a_p\}$  où  $N \geq 1$  et  $P \geq 0$ . On dit que  $C_{ij}$  est une chaîne reliant  $S_i$  à  $S_j$  s'il existe un sous-ensemble de  $S$  qui constitue une suite finie ordonnée de sommets consécutifs reliés par un sous-ensemble de  $A$  d'arêtes ayant pour extrémité initiale le sommet  $S_i$  et pour extrémité finale le sommet  $S_j$ .

Étant donné que plusieurs autres définitions découlent de la notion de chaîne, on définit brièvement les principaux concepts liés à la notion de « chaîne ». Il s'agit précisément de définir les concepts de : chaîne simple, chaîne fermée, chaîne élémentaire, longueur d'une chaîne, chaîne eulérienne, chaîne hamiltonienne, cycle, cycle eulérien, cycle hamiltonien :

- une chaîne est dite simple si elle n'utilise pas plus d'une fois une même arête ;
- une chaîne est fermée si l'origine et l'extrémité sont confondues ;
- une chaîne est élémentaire si elle n'utilise pas plus d'une fois un même sommet ;
- la longueur d'une chaîne est le nombre d'arêtes qui la composent ;
- une chaîne eulérienne est une chaîne simple passant par toutes les arêtes d'un graphe ;

- une chaîne hamiltonienne est une chaîne simple passant par tous les sommets d'un graphe une et une seule fois ;
- un cycle est une chaîne fermée simple, c'est-à-dire une chaîne qui revient à son point de départ ;
- un cycle eulérien est cycle simple passant par toutes les arêtes d'un graphe une et une seule fois ;
- un cycle hamiltonien est cycle simple passant par tous les sommets d'un graphe une et une seule fois.

Figure 2 : Exemple d'un sous-graphe induit



Source : Les auteurs.

**Définition 3 : Sous-graphe induit.** Soit  $G = (S, A)$  un graphe d'ordre  $N$  tel que  $S = \{S_1, S_2, \dots, S_N\}$  et  $A = \{a_1, a_2, \dots, a_p\}$  où  $N \geq 1$  et  $P \geq 0$ . On dit que  $G'$  est un sous-graphe induit de  $G$  ayant pour sommets un sous-ensemble  $S'$  des sommets de  $G$  et pour arêtes uniquement celles de  $G$  joignant les sommets de  $S'$ :  $G' = (S', A')$  avec  $S' \subset S$  et  $A' = \{a_j \in A, \exists (S_u, S_v) \in S' \text{ tel que } a_j = (S_u, S_v)\}$ .

La figure 2 illustre l'exemple d'un sous-graphe induit du graphe R qui représente la contiguïté entre les régions (chaque région est symbolisée par un sommet tandis que la relation de dépendance renvoie au critère de contiguïté telle qu'il existe une arête entre deux sommets si les deux régions qui les représentent sont contiguës.

La définition d'une chaîne nous permettra de définir un concept que nous allons abondamment utiliser par la suite, il s'agit du graphe connexe.

**Définition 4 : Graphe connexe.** Soit  $G = (S, A)$  un graphe d'ordre  $N$  tel que  $S = \{S_1, S_2, \dots, S_N\}$  et  $A = \{a_1, a_2, \dots, a_P\}$  où  $N \geq 1$  et  $P \geq 0$ . On dit que  $G$  est connexe si  $\forall i, j \in \llbracket 1, N \rrbracket$  avec  $S_i \neq S_j$ , il existe une chaîne reliant  $S_i$  à  $S_j$ .

Autrement dit,  $G$  est connexe si chaque paire de sommets est reliée par une chaîne.

### • Représentation matricielle d'un graphe

Par ailleurs, à tout graphe  $G = (S, A)$  d'ordre  $N$  on peut aussi associer de manière naturelle plusieurs types de matrice (matrice d'incidence, matrice d'adjacence...). Ces représentations, bien qu'assez lourdes du point de vue informatique, peuvent avoir un grand intérêt dans la résolution de certaines problématiques. Étant donné que nous allons développer de nouveaux concepts liés à la matrice d'adjacence, nous présentons uniquement la définition de celle-ci (les définitions des autres types de matrice comme la matrice d'incidence peuvent être consultées dans l'un des ouvrages traitant de la théorie des graphes).

**Définition 5 : Matrice d'adjacence d'un graphe.** On définit la matrice d'adjacence  $M(G)$  du graphe  $G$  d'ordre  $N$  par la matrice carrée  $N \times N$  telle que :  $M(G) = [m_{ij}]_{(i,j) \in \llbracket 1, N \rrbracket}$  où  $m_{ij}$  est le nombre d'arêtes ayant  $S_i$  et  $S_j$  comme extrémités.

Puisque nous traitons ici le cas d'un graphe simple (ne contenant ni boucles ni arêtes multiples), le terme  $m_{ij}$  de  $M(G)$  peut être soit nul ( $m_{ij} = 0$ ) soit égal à un ( $m_{ij} = 1$ ). La notion de matrice est importante comme concept théorique car elle permet d'utiliser la puissance de l'algèbre linéaire pour l'étude de la structure des graphes. De plus, comme nous le verrons, beaucoup de propriétés intéressantes et utiles en pratique peuvent être abordées facilement de manière algébrique. Ainsi on peut tester immédiatement l'existence d'une arête entre deux sommets  $S_i$  et  $S_j$  à travers la représentation d'un graphe par sa matrice d'adjacence puisqu'il suffit de tester directement si  $m_{ij} = 1$ . De même pour calculer

le degré du sommet  $S_i$ , on peut directement sommer la  $i^e$  ligne de cette même matrice et retrancher un.

Étant donné que nous allons utiliser spécifiquement des graphes afin de modéliser la contiguïté entre unités géographiques (régions, provinces), les matrices d'adjacence de ces derniers sont dans ce cas dites booléennes (comportant uniquement des zéros et des uns) et symétriques. Soulignons de plus que, même s'il n'existe pas de boucles réelles dans les sommets de ce type de graphe, la matrice d'adjacence est forcément à diagonale unitaire ( $\forall i \in \llbracket 1, N \rrbracket m_{ii} = 1$ ). En effet, pour la simplification de certaines conditions et la vérification de quelques propriétés matricielles, notamment pour le test de connexité à travers la matrice d'adjacence, tout graphe modélisant la contiguïté entre unités géographiques est supposé être représenté par la matrice d'adjacence à diagonale unitaire.

## Proposition d'un nouveau test de connexité d'un sous-graphe induit

Après avoir présenté quelques éléments de la théorie algébrique des graphes, nous nous concentrons dans cette section à proposer un nouveau test de connexité relatif au sous-graphe induit. Nous définissons, dans un premier temps, de nouveaux concepts liés à la notion de sous-graphe induit puis, dans un second temps, nous proposons un nouveau théorème qui explicite le test de connexité d'un sous-graphe  $G'$  induit de  $G$ .

### Proposition de nouveaux concepts relatifs au sous-graphe induit

#### • Vecteur caractéristique d'un sous-graphe induit

**Définition 6 : Vecteur caractéristique d'un sous-graphe induit.** Soit  $G$  un graphe d'ordre  $N$  composé de l'ensemble des sommets  $S = \{S_1, S_2, \dots, S_N\}$  et  $G'$  un sous-graphe induit de  $G$ . On dit que  $E_{(G' \leftarrow G)}$  est le vecteur caractéristique du sous-graphe  $G'$  induit de  $G$  si :

$$E_{G' \leftarrow G} = \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_N \end{pmatrix}$$

avec  $\forall i \in \llbracket 1, N \rrbracket e_i = \begin{cases} 1 & \text{si le sommet } S_i \text{ appartient à } G' \\ 0 & \text{si le sommet } S_i \text{ n'appartient pas à } G' \end{cases}$

• **Matrice d'adjacence complète d'un sous-graphe induit**

Comme nous l'avons déjà vu précédemment, à tout graphe on peut associer de manière naturelle une matrice d'adjacence qui le représente sous la forme matricielle. De ce fait, il est donc tout à fait légitime d'associer aussi à tout sous-graphe induit d'un graphe initial sa propre matrice d'adjacence. Néanmoins, si l'on veut travailler avec une multitude de sous-graphes induits deux problèmes se posent : d'une part, le dimensionnement des matrices d'adjacence ordinaires va naturellement changer d'un sous-graphe induit à un autre selon le nombre de sommets (ordre du sous-graphe induit) de chacun de ces sous-graphes ; d'autre part, l'indexation des sommets de chacun des sous-graphes va aussi changer avec le changement du dimensionnement de la matrice d'adjacence. Afin de pallier ces deux problèmes, nous avons proposé de définir un nouveau type de matrice d'adjacence du sous-graphe induit dont la dimension ne dépend pas de son ordre mais plutôt de celui du graphe initial et du vecteur caractéristique de ce sous-graphe induit. La matrice d'adjacence complète est définie comme suit :

**Définition 7 : Matrice d'adjacence complète d'un sous-graphe induit.** Soit  $G$  un graphe d'ordre  $N$  et  $M(G) = [m_{ij}]_{i,j \in \llbracket 1, N \rrbracket}$  sa matrice d'adjacence : on définit  $M(G' \leftarrow G) = [m'_{ij}]_{i,j \in \llbracket 1, N \rrbracket}$  la matrice d'adjacence complète du sous-graphe  $G'$  induit de  $G$  par la matrice carrée  $N \times N$  résultante du produit d'Hadamard (4) entre la matrice  $M(G)$  et la matrice carrée  $N \times N$  calculée à partir du produit matriciel ordinaire du vecteur caractéristique du sous-graphe induit  $G'$  avec son transposé :  

$$M(G' \leftarrow G) = M(G) \bullet (E_{G' \leftarrow G} E'_{G' \leftarrow G}).$$

**Test de connexité d'un sous-graphe induit**

• **Un nouveau théorème relatif à la connexité d'un sous-graphe**

Nous proposons ci-dessous un nouveau théorème qui mobilise l'un des nouveaux concepts que nous

(4) Le produit d'Hadamard de deux matrices  $A = [a_{ij}]_{i \in \llbracket 1, m \rrbracket, j \in \llbracket 1, n \rrbracket}$  et  $B = [b_{ij}]_{i \in \llbracket 1, m \rrbracket, j \in \llbracket 1, n \rrbracket}$  de type  $(m, n)$ , noté  $A \bullet B$ , est une matrice, de même type,  $C = A \bullet B = [c_{ij}]_{i \in \llbracket 1, m \rrbracket, j \in \llbracket 1, n \rrbracket}$  telle que  $c_{ij} = a_{ij} \times b_{ij}$ .

avons définis précédemment : le concept de la matrice d'adjacence complète d'un sous-graphe induit. Ce concept va nous être d'une grande utilité pour tester la validité du premier degré d'un découpage régional à partir des provinces marocaines actuelles.

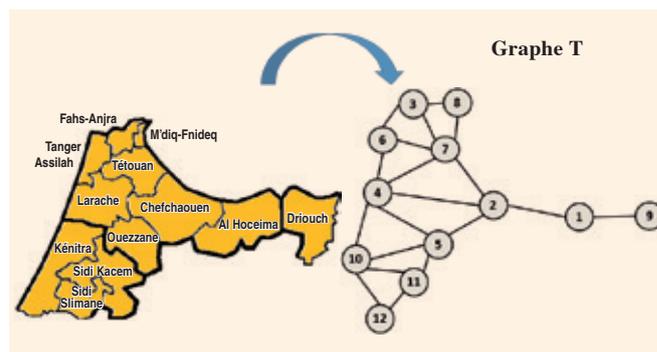
**Théorème 1 : Test de connexité d'un sous-graphe induit.** Si  $G$  est un graphe non orienté d'ordre  $N$  et  $M(G) = [m_{ij}]_{i,j \in \llbracket 1, N \rrbracket}$  sa matrice d'adjacence et  $G'$  un sous-graphe induit de  $G$  d'ordre  $(p < N)$ , alors :

$G'$  est connexe si et seulement si la puissance  $(p^e - 1)$  de sa matrice d'adjacence complète  $M(G' \leftarrow G)^{p-1}$  présente  $p^2$  éléments non nuls.

• **Exemple d'application du théorème relatif à la connexité d'un sous-graphe induit**

Soit  $T$  un graphe, tel qu'illustré dans la figure 3, représentant la contiguïté entre douze provinces marocaines. L'indexation des provinces est effectuée en respectant l'ordre suivant : Al Hoceima, Chefchaouen, Fahs-Anjra, Larache, Ouezzane, Tanger-Assilah, Tétouan, M'Diq-Fnideq, Driouch, Kénitra, Sidi Kacem et Sidi Slimane.

Figure 3 : Graphe  $T$  représentant la contiguïté entre douze provinces marocaines (5)



Source : Les auteurs.

Le tableau 5 présente la liste de deux groupements de provinces. L'idée est d'illustrer l'application du théorème 1 pour tester la connexité de chaque groupement en utilisant comme référence le graphe  $T$ .

(5) Voir le programme Stata du test de connexité dans l'annexe 1.

Tableau 1

Liste des groupes de provinces

Groupement	Détails
Groupement A	Al Hoceima, Fahs-Anjra, Larache, Ouezzane, Tanger-Assilah
Groupement B	Chefchaouen, Larache, Ouezzane, Tanger-Assilah, Kénitra, Sidi Kacem

Source : Les auteurs.

La figure 4 présente la matrice de contiguïté du graphe T notée  $M(T) = [m_{ij}]_{i,j \in \llbracket 1, 12 \rrbracket}$ . Celle-ci est construite en respectant l'ordre d'indexation des provinces précédemment cité. Il y a lieu de souligner que cette matrice représente, dans cet exemple d'application, la matrice du graphe de référence (graphe T). A partir de cette matrice sont calculées les matrices d'adjacence complète des sous-graphes induits représentant les groupements de provinces A et B.

Figure 4 : Matrice de contiguïté du graphe T

	Al Hoceima	Chefchaouen	Fahs-Anjra	Larache	Ouezzane	Tanger-Assila	Tétouan	M'Diq-Fnideq	Driouch	Kénitra	Sidi Kacem	Sidi Slimane
Al Hoceima	1	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
Chefchaouen	1	1	0	1	1	0	1	0	0	0	0	0
Fahs-Anjra	0	0	1	0	0	1	1	1	0	0	0	0
Larache	0	1	0	1	1	1	1	0	0	1	0	0
Ouezzane	0	1	0	1	1	0	0	0	0	1	1	0
Tanger-Assila	0	0	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0
Tétouan	0	1	1	1	0	1	1	1	0	0	0	0
M'Diq-Fnideq	0	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0
Driouch	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
Kénitra	0	0	0	1	1	0	0	0	0	1	1	1
Sidi Kacem	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	1	1
Sidi Slimane	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1

Source : Les auteurs.

Le tableau 6 ci-dessous résume le résultat du test de connexité en appliquant le théorème 1 développé précédemment. La puissance  $(p^e - 1)$  de la matrice d'adjacence complète du groupement B présente  $p^2$  éléments non nuls. De ce fait, B est connexe tandis que A n'est pas connexe.

Tableau 2

Test de connexité appliqué aux groupements A et B

Groupement	L'ordre $p$ du sous-graphe induit correspondant	Nombre d'éléments non nuls de la puissance $(p^e - 1)$ de la matrice d'adjacence complète du sous-graphe induit
Groupement A	5	17
Groupement B	6	36

Source : Les auteurs.

Proposition d'un nouveau cadre méthodologique pour la régionalisation

Nous proposons dans ce qui suit un nouveau cadre méthodologique pour la régionalisation axée principalement sur la composition de régions équilibrées en termes de développement humain qui permettrait la constitution d'un découpage régional qui réduise les inégalités multidimensionnelles interrégionales moyennant une modélisation mathématique qui se base sur des contraintes objectives.

Afin de trouver un découpage optimal en termes de réduction des inégalités interrégionales, il y a lieu d'explicitier d'abord de façon mathématique la définition de l'ensemble des découpages régionaux.

L'ensemble des découpages régionaux : une définition mathématique

• Les fonctions d'affectation régionale

**Définition 8 : Famille des fonctions d'affectation.**

On définit  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a,b]}$  on des N provinces caractérisant la  $m^e$  partition régionale, en provinces contiguës (6), constituant un ensemble de n régions ( $j$  est le numéro de la région,  $j \in \llbracket 1, n \rrbracket$ ) non vides et deux à deux disjointes et dont l'union couvre l'ensemble des N provinces marocaines

(6) Toutes les provinces de chaque composante de la partition doivent être contiguës. Ainsi, nous excluons automatiquement les partitions qui présentent au moins une composante contenant une ou des province(s) isolée(s).

( $N = 75$ ) où  $a$  et  $b$  sont respectivement le nombre minimum et maximum de provinces dans chacune des  $n$  régions. Ainsi «  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  » est la famille des fonctions (paramétrées par «  $m$  ») de  $\llbracket 1, N \rrbracket$  dans  $\llbracket 1, n \rrbracket$   $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]} : \llbracket 1, N \rrbracket \rightarrow \llbracket 1, n \rrbracket$  qui associe à chaque  $i \in \llbracket 1, N \rrbracket$  ( $i$  étant une province) une affectation à une région  $j$  ( $j \in \llbracket 1, n \rrbracket$ ) telle que :  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}(i) = j$  où  $n$  est le nombre total des régions ( $n \ll N$ ).

Afin d'éviter le double comptage des fonctions  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  donnant lieu à la même partition, l'indexation de la famille de cette fonction par le paramètre  $m$  ne tient pas compte de l'ordre dans les régions du moment qu'il s'agit, à une permutation près des numéros de régions, de la même affectation donnant lieu à la même partition. Ainsi, on note  $M_{N \rightarrow n}^{[a, b]}$  le nombre d'affectations possibles sans compter les doublons. De plus, l'indexation de la famille des fonctions  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  par le paramètre  $m$  suit un ordre partiel. Ainsi, étant donné  $n, N, a, b$ , l'ordre est défini tel que :

- plus la fonction  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  engendre une partition comportant des régions de petite taille (très proche de  $a$ ), plus  $m$  est petit ;
- et vice-versa, plus la fonction  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  génère une partition comportant des régions de grande taille (très proche de  $b$ ) plus  $m$  est grand.

### • Le nombre de partitions possibles d'un territoire de $N$ provinces en $k$ régions

**Définition 9 : Nombre de Stirling de seconde espèce.** Le nombre de Stirling de seconde espèce (noté :  $\{S_N(k)\}$ ) est défini comme étant le nombre de partitions d'un ensemble à  $N$  éléments en  $k$  groupes.

**Relation de récurrence du nombre de Stirling de seconde espèce.** Soit  $\{S_N(k)\}$  le nombre de Stirling de seconde espèce, alors :

$$\{S_N(k) = S_{N-1}(k-1) + k \cdot S_{N-1}(k)\}$$

Pour avoir une idée de ce que peut être l'ordre de grandeur de  $S_N(k)$ , nous proposons de calculer, à titre d'exemple, le nombre de partitions de 75 éléments en

12 groupes  $\{S_{75}(12)\}$ . Ainsi  $S_{75}(12) = 1,78$  quadrilliards (où un quadrilliard vaut  $10^{27}$ ).

Soulignons que  $M_{N \rightarrow n}^{[a, b]}$  est assez grand lorsque  $n$  dépasse 5. En effet, si  $S_N(n)$  représente le nombre de partitions d'un ensemble de  $N$  éléments en  $n$  groupes,  $M_{N \rightarrow n}^{[a, b]}$  représente similairement la même chose : le nombre de partitions d'un ensemble de  $N$  provinces en  $n$  régions, néanmoins et à la différence de  $S_N(n)$  deux conditions s'ajoutent :

- les provinces de chaque région doivent être contiguës ;
- le nombre de provinces dans chacune des  $n$  régions doit appartenir à l'intervalle  $\llbracket a, b \rrbracket$ .

### • L'ensemble des découpages régionaux

**Définition 10 : Découpage régional.** On note «  $D^{\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}}$  » le  $m^{\text{e}}$  découpage régional, composés de provinces contiguës, ayant au total  $n$  régions (le nombre de régions est supposé être largement inférieur au nombre de provinces :  $n \ll N$ ) et caractérisé par la fonction d'affectation  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  qui associe à chaque province  $i$  une affectation à une région  $j$  où  $a$  et  $b$  sont respectivement le nombre minimum et le nombre maximum de provinces dans chacune des  $n$  régions.

### Définition 11 : Ensemble des découpages régionaux.

On note  $L_{N \rightarrow n}^{[a, b]}$  l'ensemble de tous les découpages régionaux, composés de provinces contiguës, possédant  $n$  régions composées à partir de  $N$  provinces et ayant  $a$  et  $b$  comme étant respectivement le nombre minimum et le nombre maximum de provinces dans chacune des  $n$  régions :

$$L_{N \rightarrow n}^{[a, b]} = \bigcup_{m=1}^{M_{N \rightarrow n}^{[a, b]}} D^{\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}}$$

Où  $M_{N \rightarrow n}^{[a, b]}$  (précédemment défini dans la remarque 1.4.1) est aussi le cardinal de l'ensemble  $L_{N \rightarrow n}^{[a, b]}$  :  $\{M_{N \rightarrow n}^{[a, b]} = \text{card}(L_{N \rightarrow n}^{[a, b]})\}$  qui est égal au nombre de partitions des  $N$  provinces ( $N = 75$ ) en  $n$  composantes de provinces contiguës. Où  $a$  et  $b$  sont respectivement le nombre minimum et le nombre maximum de provinces dans chacune des  $n$  régions.

## Mesure des variables d'intérêt sur les découpages régionaux

**Définition 12 : Variables d'intérêt.** On note  $X_i^k$  l'observation de la variable d'intérêt  $X^k$  pour l'entité d'observation  $i$  ayant le poids  $w_i^{X^k}$ . Cette entité d'observation est considérée ici comme étant la province  $i$  ( $N = 75$ ) tel que :  $i \in \llbracket 1, N \rrbracket$ ,  $\left( \sum_{i=1}^N w_i^{X^k} = 1 \right)$ .

Notons également  $\mu_{X^k}$  la moyenne de la variable  $X^k$  telle que :

$$\mu_{X^k} = \sum_{i=1}^N w_i^{X^k} \times X_i^k$$

**Définition 13 : Moyenne d'une variable selon une fonction d'affectation.** On définit  $\tilde{X}_j^{k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}}$  la moyenne de la variable  $X^k$  selon la fonction d'affectation  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  comme étant l'ensemble des  $n$  observations :  $\tilde{X}_j^{k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}}$  ( $j \in \llbracket 1, n \rrbracket$ ) tel que  $\tilde{X}_j^{k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}}$  est la moyenne des observations de la variable  $X^k$  pour les provinces  $i$  affectées à la région  $j$  à travers le découpage régional  $D \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  :

$$\tilde{X}_j^{k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}} = \frac{\sum_{\substack{i=1 \\ \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}(i)=j}}^N w_i^{X^k} \times X_i^k}{\sum_{\substack{i=1 \\ \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}(i)=j}}^N w_i^{X^k}}$$

**Définition 14 : Poids d'une région par rapport à une variable.** On note  $\tilde{w}_j^{X^k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}}$  le poids de la région  $j$  dans le découpage régional «  $D \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  » défini par rapport à la variable d'intérêt  $X^k$  :

$$\tilde{w}_j^{X^k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}} = \sum_{\substack{i=1 \\ \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}(i)=j}}^N w_i^{X^k}$$

**Lemme 2 : La moyenne des moyennes.** Soit  $\tilde{X}_j^{k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}}$  la moyenne de la variable  $X^k$  dans la région  $j$  selon la fonction d'affectation  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  et  $\tilde{w}_j^{X^k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}}$  le poids de la région  $j$  dans le découpage régional «  $D \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  », alors :

$$\sum_{j=1}^n \tilde{w}_j^{X^k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}} \times \tilde{X}_j^{k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}} = \mu_{X^k}$$

Cette relation peut être démontrée facilement puisque la moyenne pondérée des « moyennes régionales » est égale à la moyenne pondérée des « moyennes provinciales » et est égale à la moyenne nationale.

## Distribution de l'inégalité interrégionale

### • L'inégalité interrégionale

**Définition 15 : Indicateur d'inégalité.** On note  $I$  l'indicateur d'inégalité défini comme une application continue qui associe à toute variable  $T$  un nombre réel  $I(T)$  représentant le degré d'inégalité dans la distribution de la variable  $T$ . Cet indicateur peut être : l'indice de Gini, l'entropie généralisée, l'indice d'Atkinson, de Theil ou tout autre indicateur.

A titre d'exemple  $I(X^k)$  représente la mesure d'inégalité  $I$  calculée à partir des  $N$  observations de  $X_i^k$ .

**Définition 16 : Inégalité interrégionale.** On note  $I \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}(X^k)$  la mesure d'inégalité  $I$  du découpage régional «  $D \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  » par rapport à la variable d'intérêt  $X^k$ . Celle-ci est calculée à partir des  $n$  observations de  $\tilde{X}_j^{k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}}$  ( $j \in \llbracket 1, n \rrbracket$ ) en tenant compte des poids  $\tilde{w}_j^{X^k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}}$  de chaque région. Ainsi  $I \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}(X^k) = I(\tilde{X}_j^{k, \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}})$ .

Précisons que la valeur de  $I \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}(X^k)$  est calculée au niveau régional (sur la base des  $n$  observations), tandis que celle de  $I(X^k)$  est évaluée au niveau provincial (sur la base des  $N$  observations).

**Lemme 3 : Diminution de l'inégalité après agrégation d'éléments.** Soit  $I$  une mesure de l'inégalité satisfaisant la propriété de décomposabilité,  $X^k$  une variable d'intérêt et  $\varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$  une fonction d'affectation, alors :  $I \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}(X^k) \leq I(X^k)$

On dit que l'inégalité interrégionale reste toujours inférieure à l'inégalité interprovinciale  $\{I \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}(X^k) \leq I(X^k)\}$ , et ce, quelle que soit la mesure de l'inégalité  $I$  retenue, quelle que soit la variable d'intérêt ( $X^k$ ) choisie et quel que soit le découpage régional ( $D \varphi_{N \rightarrow n}^{m, [a, b]}$ ) adopté. De plus, si la mesure de l'inégalité est additivement décomposable, l'inégalité intrarégionale

peut se déduire directement par le calcul de la différence entre l'inégalité interprovinciale et l'inégalité interrégionale.

• **Tendance centrale de la distribution de l'inégalité interrégionale**

**Définition 17 : La distribution de l'inégalité interrégionale.** On note  $H_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k)$  l'ensemble des valeurs de  $I^{\varphi_{N \rightarrow n}^{m,[a,b]}}(X^k)$  tel que  $D^{\varphi_{N \rightarrow n}^{m,[a,b]}} \in L_{N \rightarrow n}^{[a,b]}$  ( $L_{N \rightarrow n}^{[a,b]}$  étant l'ensemble de tous les découpages régionaux possédant  $n$  régions ayant  $a$  et  $b$  respectivement le nombre minimum et le nombre maximum de provinces dans chacune des  $n$  régions).

Le cardinal de l'ensemble  $H_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k)$  est égal au cardinal de l'ensemble  $L_{N \rightarrow n}^{[a,b]}$ . Ainsi  $(L_{N \rightarrow n}^{[a,b]}) = \text{card}(L_{N \rightarrow n}^{[a,b]}) = M_{N \rightarrow n}^{[a,b]}$

Si nous supposons que  $n = 12$ , le nombre de découpages régionaux que l'on peut générer est au minimum 11 sur 74, c'est-à-dire plus de 4,18 billions ! D'où la complexité du problème. Ainsi s'avère-t-il nécessaire d'ajouter d'autres contraintes et conditions, qui vont certes complexifier davantage la méthode de génération des découpages, mais qui présentent néanmoins l'avantage de réduire le nombre des possibilités à un nombre qui soit relativement gérable (7). Nous présentons dans ce qui suit les nouvelles contraintes.

**Définition 18 : Indicateurs de distribution de « l'inégalité interrégionale ».** On note respectivement  $\pi_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k)$  et  $\sigma_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k)$  la moyenne et l'écart-type des valeurs de l'ensemble  $H_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k)$  tel que :

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k) = \frac{1}{M_{N \rightarrow n}^{[a,b]}} \sum_{m=1}^{M_{N \rightarrow n}^{[a,b]}} I^{\varphi_{N \rightarrow n}^m}(X^k) \\ \sigma_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k) = \sqrt{\frac{1}{M_{N \rightarrow n}^{[a,b]}} \sum_{m=1}^{M_{N \rightarrow n}^{[a,b]}} (I^{\varphi_{N \rightarrow n}^m}(X^k) - \pi_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k))^2} \end{array} \right.$$

(7) C'est-à-dire gérable avec un serveur performant, soit relativement inférieur à 500 millions de possibilités.

**Lemme 4 : Tendance centrale de la distribution de « l'inégalité interrégionale ».** Étant donné que  $M_{N \rightarrow n}^{[a,b]}$  est très grand (remarque 4), on peut assimiler la distribution des valeurs de l'ensemble  $H_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k)$  à une loi normale de moyenne  $\pi_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k)$  et d'écart-type  $\sigma_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k)$  :  $H_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k) \sim N(\pi_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k); \sigma_{N \rightarrow n}^{[a,b]}(I, X^k))$ .

**Application au cas du Maroc**

• **Composition de 333 millions de découpages régionaux de douze régions**

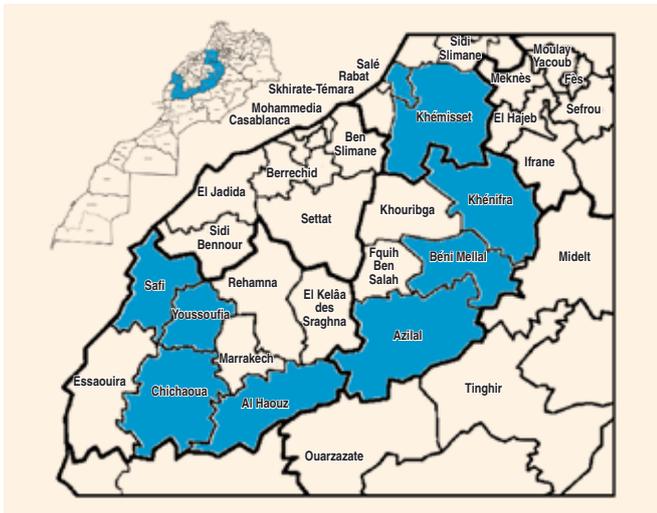
Nous avons précédemment défini l'ensemble des découpages régionaux noté  $L_{N \rightarrow n}^{[a,b]}$  (voir définition 11). Afin de trouver le découpage régional qui minimise l'inégalité multidimensionnelle interrégionale dans  $L_{75 \rightarrow 12}^{[a,b]}$  parmi les découpages de 12 régions possibles, il faut générer 11 parmi 74, c'est-à-dire plus de 4,18 billions ! D'où la difficulté du problème. En conséquence, il faut ajouter d'autres conditions, qui vont inévitablement compliquer encore la procédure de génération des découpages, néanmoins celles-ci permettront de diminuer le nombre des compositions possibles à un ordre de grandeur relativement réalisable. Nous proposons l'ensemble des conditions suivantes :

- les trois régions du Sud sont maintenues telles qu'elles sont ;
- le nombre maximum de provinces que peut comporter une région est neuf ;
- le nombre minimum de provinces pour composer une région (à l'exception des trois régions du Sud) est cinq.

Les trois premières conditions impliquent que nous travaillions dès à présent sur l'ensemble  $L_{65 \rightarrow 9}^{[5,9]}$ .

Pour les régions non côtières et afin d'éviter la composition de régions sous forme serpentine comme illustré dans la figure 5, nous avons proposé de cerner davantage les possibilités d'appartenance des provinces en ajoutant deux autres conditions qui concernent les neuf régions (hormis celles du Sud) :

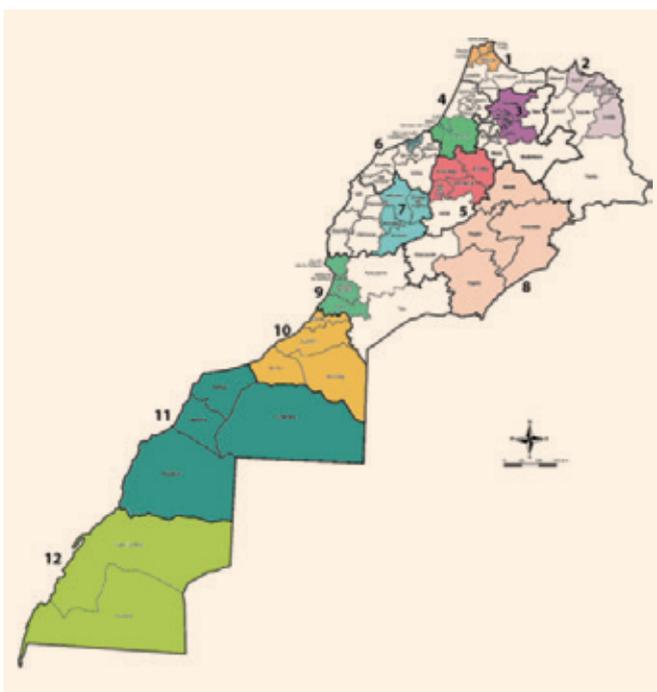
Figure 5 : Exemple de composition d'une région à neuf provinces de forme serpentine



Source : Les auteurs.

- Quatre provinces de chaque région sont fixées comme le montre la figure 6. De plus, une indexation des 12 régions est effectuée.

Figure 6 : Les quatre provinces fixes des neuf régions



Source : Les auteurs.

Étant donné que nous cherchons à identifier le découpage qui réduise l'inégalité multidimensionnelle interrégionale, le choix des quatre provinces fixes de chaque région a été réalisé pour garder un relatif équilibre. C'est-à-dire que nous n'avons pas agrégé dès le départ des provinces à niveau élevé de développement. Par exemple, le fait d'agréger Rabat à Meknès ou Rabat à Casablanca va immédiatement augmenter l'inégalité interrégionale.

- Chaque région peut être composée de douze provinces, à l'exception de la région 5, située au centre des 69 provinces, qui peut être composée de quinze provinces.

Le tableau 7 présente les possibilités d'affectation de chaque province marocaine aux régions. La combinaison de ces possibilités donne un ensemble de 372 milliards de possibilités au lieu des 4,18 billions. Si on ajoute le fait que ces combinaisons doivent vérifier le critère de connexité des régions et de composition d'une partition, le nombre de possibilités devient 333 millions de découpages régionaux. Il y a lieu de préciser que la démarche que nous avons suivie pour générer ces découpages s'est faite en plusieurs étapes, que nous allons expliciter dans ce qui suit :

Tableau 3

Les possibilités d'affectation des provinces marocaines aux régions

Province	Numéro de la région	Province	Numéro de la région
Al Hoceima	1, 2	Meknès	3, 4, 5
Chefchaouen	1, 2	Boulemane	2, 3, 5, 8
Fahs-Anjra	1	El Hajeb	3, 4, 5
Larache	1, 4	Fès	3
Ouazzane	1, 3, 4	Ifrane	3, 5
Tanger-Assilah	1	Sefrou	3
Tétouan	1	Taounate	3
M'Diq-Fnideq	1	Taza	2, 3
Berkane	2	Moulay Yacoub	3
Deriouch	1, 2	Kénitra	1, 4
Figuig	2, 8	Khémisset	4
Guercif	2, 3, 8	Rabat	4
Jerada	2	Salé	4
Nador	2	Sidi Kacem	1, 3, 4

Province	Numéro de la région	Province	Numéro de la région
Oujda-Angad	2	Sidi Slimane	1, 4
Taourirt	2, 8	Skhirat-Témara	4
Azilal	5, 7, 8	Errachidia	8
Beni Mellal	5	Midelt	8
Fkih Ben Saleh	5	Ouarzazate	5, 7, 8, 9
Khénifra	5	Tinghir	8
Khouribga	5	Zagora	8
Benslimane	4, 5, 6	Agadir-Ida Ou Tanane	9
Berrechid	5, 6	Chtouka Aït Baha	9
Casablanca	6	Inezgane-Aït Melloul	9
El Jadida	5, 6	Taroudant	7, 8, 9
Mediouna	6	Tata	8, 9
Mohammedia	6	Tiznit	9
Nouaceur	6	Assa-Zag	10
Settat	5, 6	Guelmim	10
Sidi Bennour	5, 6, 7	Sidi Ifni	10
Al Haouz	7	Tan-Tan	10
Chichaoua	7	Boujdour	11
El Kelaa des Sraghna	7	Es-Semara	11
Essaouira	6, 7, 9	Laâyoune	11
Marrakech	7	Tarfaya	11
Rhamna	7	Aousserd	12
Safi	6, 7, 9	Oued Ed-Dahab	12
Yousseoufia	6, 7, 9		

Source : Les auteurs.

### – Étape 1 : Dénumérer les éventuelles possibilités de chaque région

Nous avons souligné que chaque région peut être composée de douze provinces, à l'exception de la région 5 qui peut comprendre quinze provinces, comme le montre le tableau 7. Ainsi la région 1 peut être constituée des douze provinces de la figure 7 dont quatre sont fixes (Fahs-Anjra, Tanger-Assilah, Tétouan et M'Diq-Fnideq).

Figure 7 : Les 12 provinces pouvant éventuellement constituer la région 1



Source : Les auteurs.

Le nombre de possibilités pour composer la région 1 se calcule ainsi :

$$N^{R_1} = \sum_{p=5}^9 C_{12-4}^{p-4} = \frac{8!}{7! \cdot 1!} + \frac{8!}{6! \cdot 2!} + \frac{8!}{5! \cdot 3!} + \frac{8!}{4! \cdot 4!} + \frac{8!}{3! \cdot 5!} = 218$$

### – Étape 2 : Générer les vecteurs caractéristiques représentant les possibilités de chaque région

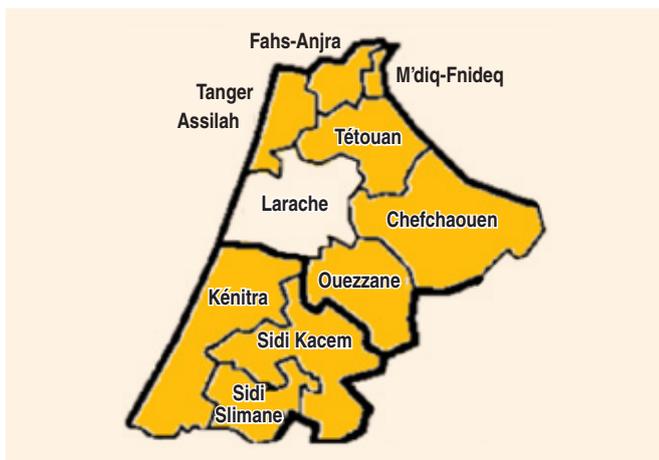
Soit  $V$  le graphe qui représente la contiguïté entre les 75 provinces marocaines suivant leur ordre administratif (Al Hoceima n° 1 jusqu'à Oued Ed-Dahab n° 75). Lorsque nous avons déterminé le nombre de possibilités pour chaque région, nous générons pour chaque possibilité  $i$ , d'une région donnée  $j$ , le vecteur caractéristique du sous-graphe induit  $E_{G_{ij} \leftarrow V}$  correspondant (voir définition 6). L'ordre de chaque sous-graphe induit  $G_{ij}$  représentant la possibilité n°  $i$  de la région  $j$  est bien évidemment compris entre 5 et 9. A titre d'exemple, pour la région 1 nous avons généré 218 vecteurs caractéristiques  $E_{G_{i1} \leftarrow V}$  des sous-graphes induits  $G_{i1}$ .

### – Étape 3 : Tests de connexité

Nous utilisons le nouveau théorème relatif à la connexité d'un sous-graphe que nous avons développé précédemment dans la sous-section 5.2. Ce test est appliqué aux vecteurs caractéristiques  $E_{G_{i1} \leftarrow V}$  des sous-graphes induits  $G_{i1}$  mais aussi aux vecteurs

caractéristiques  $E_{V \setminus G_{i1} \leftarrow V}$  des complémentaires des sous-graphes induits ( $V \setminus G_{i1}$ ). En effet, il est tout à fait envisageable d'avoir des possibilités de régions qui soient connexes, néanmoins elles posent un problème puisqu'elles isolent une ou deux provinces (à titre d'exemple voir la figure 8). Pour contourner ce problème, nous appliquons également le test de connexité au complémentaire du graphe induit. Ainsi, par exemple pour la région 1, parmi les 218 possibilités nous avons finalement gardé 44 possibilités valides (c'est-à-dire où les provinces sont connexes et leurs complémentaires le sont aussi).

Figure 8 : Exemple d'une possibilité de la région 1 composée de neuf provinces connexes dont la complémentaire est non connexe



Source : Les auteurs.

– *Étape 4 : Combinaison des possibilités valides entre les deux premières régions 1 et 2, et les tests à réaliser*

Par la suite, nous avons rassemblé les possibilités valides de chacune des neuf régions. Nous avons commencé par faire le couplage entre les régions 1 et 2. Celles-ci comportent respectivement 44 et 84 possibilités valides. Le couplage entre elles nous donne 3 696 possibilités des régions 1 et 2 réunies, caractérisées comme suit :

Soit  $E_{G_{i1} \leftarrow V}$  le vecteur caractéristique de la  $i^e$  possibilité valide de la région 1 et  $E_{G_{k2} \leftarrow V}$  le vecteur caractéristique de la  $k^e$  possibilité valide de la région 2. Pour chaque couple  $(i, k)$  nous calculons dans un premier temps

un vecteur  $E_{G_{ik12}}$  vérifiant la formule suivante :  $E_{G_{ik12}} = 1 \times E_{G_{i1} \leftarrow V} + 2 \times E_{G_{k2} \leftarrow V}$ . Par la suite, nous générons à partir de  $E_{G_{ik12}}$  le vecteur caractéristique du couple  $(i, k)$  noté  $E_{G_{ik12} \leftarrow V}$ . Ce dernier est obtenu en remplaçant les termes de  $E_{G_{ik12}}$  par 1 si ce dernier est non nul. A partir des vecteurs  $E_{G_{ik12}}$  et  $E_{G_{ik12} \leftarrow V}$  nous effectuons quatre types de test :

- un test de connexité de l'ensemble des deux régions (avec  $E_{G_{ik12} \leftarrow V}$ ) ;
- un test de connexité du complémentaire des deux régions (avec  $E_{V \setminus G_{ik12} \leftarrow V}$ ) ;
- un test de redondance d'affectation (avec  $E_{G_{ik12}}$ ) : présence de terme égal à trois ;
- un test de non-affectation des provinces qui n'ont d'appartenance qu'aux régions 1 ou 2 (avec  $E_{G_{ik12}}$ ) : présence de terme nul.

En effet, les régions 1 et 2 doivent être contiguës et non isolées (connexité du complémentaire de l'ensemble). De plus, une province ne peut pas être affectée en même temps à la région 1 et à la région 2 (test de redondance d'affectation), et enfin les provinces d'Al Hoceima, de Chefchaouen et de Driouch qui n'ont que la possibilité d'être affectées à la région 1 ou à la région 2 (voir tableau 7) ne doivent pas être sans appartenance. Ainsi, parmi les 3 693 possibilités communes entre les régions 1 et 2, seulement 1 931 ont été validées après ces quatre tests.

– *Étape 5 : Application d'une procédure itérative : à chaque fois nous ajoutons une région et nous effectuons les quatre tests précédemment définis*

– *Étape 6 : Validation de 333 022 336 découpages régionaux.*

Afin de valider les découpages obtenus, un dernier test est effectué pour s'assurer qu'au final aucune province n'est restée sans affectation et que l'ensemble des provinces de chaque combinaison forme bien une partition et un découpage régional tels que définis dans le nouveau cadre méthodologique pour la régionalisation. Au final, nous nous sommes retrouvés avec 333 022 336 découpages régionaux qui ont été consolidés en un seul fichier SAS. Précisons que la constitution de ces 333 millions de découpages a nécessité à elle seule presque une année complète de travail.

• **Découpage optimal en termes de réduction des inégalités multidimensionnelles interrégionales**

Après avoir généré les 333 millions découpages régionaux (chaque découpage est représenté par un vecteur-ligne de 75 éléments représentant l'affectation de chaque province à l'une des 12 régions), nous mobilisons les indices dimensionnels de l'ONDH. Ils sont calculés au niveau provincial (sur les six volets du développement humain : santé, éducation, emploi, services sociaux, logement et cadre de vie). Ces indices dimensionnels nous ont servi à calculer des indices d'inégalité multidimensionnelle interrégionale. L'objectif est double :

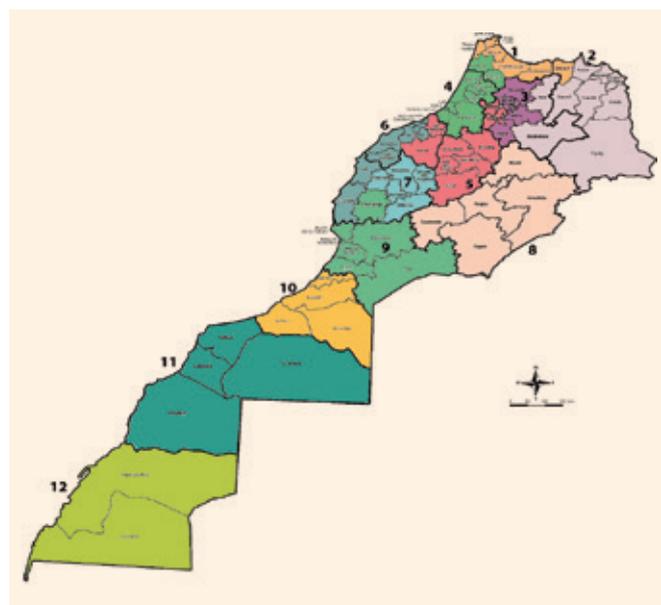
- (i) repérer le découpage optimal en termes de réduction des inégalités multidimensionnelles interrégionales ;
- (ii) positionner le découpage actuel (celui des 12 régions) par rapport à la distribution de l'ensemble des découpages régionaux.

Il y a lieu de souligner que même avec l'utilisation d'un serveur SAS dédié à cet exercice, le calcul des 333 millions de découpages régionaux a nécessité énormément de temps. Néanmoins, nous avons pu finalement répondre aux deux objectifs précédemment cités. Ainsi le découpage de 12 régions qui réduit les inégalités multidimensionnelles interrégionales de développement humain est présenté dans la figure 9. Ce dernier présente l'avantage de présenter les régions les plus équilibrées en termes de développement humain multidimensionnel.

Le second objectif est aussi très important. Nous ne nous contentons pas de présenter le découpage optimal qui réduit les inégalités multidimensionnelles interrégionales de développement humain, nous

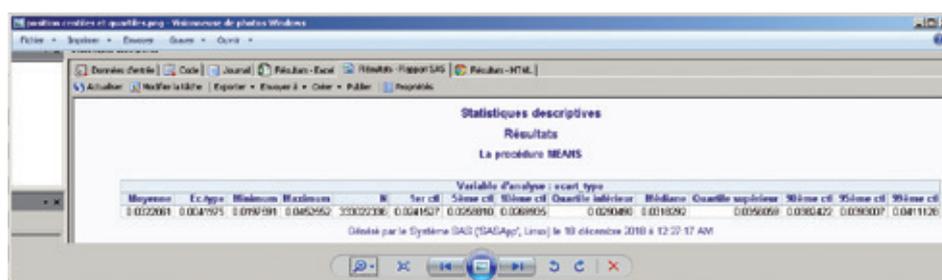
voulons également positionner le découpage actuel (celui des 12 régions) par rapport à l'ensemble de la distribution des découpages régionaux. A notre grande surprise, le découpage actuel présente un niveau d'inégalité multidimensionnel inférieur au 5<sup>e</sup> centile de la distribution des découpages régionaux, tandis que l'ancien découpage des 16 régions présentait un niveau d'inégalité multidimensionnel supérieur au maximum de cette même distribution. Rappelons que les 333 millions découpages régionaux générés ont été réalisés en fixant quatre provinces par région (comme nous l'avons présenté dans la figure 9).

Figure 9 : Découpage optimal qui réduit les inégalités multidimensionnelles interrégionales



Source : Les auteurs.

Figure 10 : Découpage optimal en termes de réduction des inégalités multidimensionnelles interrégionales



Source : Les auteurs.

## Conclusion

Après avoir présenté quelques éléments de la théorie algébrique des graphes, nous avons proposé un test de connexité d'un sous-graphe induit basé sur un nouveau théorème que nous avons développé et qui mobilise la notion de « matrice d'adjacence complète d'un sous-graphe induit ». Ce théorème nous a permis de travailler avec une multitude de découpages régionaux sans changer à chaque fois le dimensionnement de la matrice d'adjacence correspondante, ce qui nous a facilité l'automatisation de la génération de découpages régionaux valides. Après avoir généré 333 millions de découpages régionaux (chaque découpage est représenté par un vecteur-ligne de 75 éléments représentant l'affectation de chaque province à l'une des 12 régions), nous avons mobilisé les indices dimensionnels de l'ONDH (sur les six volets du développement humain : santé, éducation, emploi, services sociaux, logement et cadre de vie) pour calculer les indices d'inégalité multidimensionnelle interrégionale. Par la suite, nous avons pu repérer le découpage optimal en termes de réduction des inégalités multidimensionnelles interrégionales. De plus, nous avons pu positionner le découpage actuel par rapport à la distribution de l'ensemble des découpages régionaux de 12 régions. Ce dernier présente un niveau d'inégalité multidimensionnel inférieur au 5<sup>e</sup> centile de la distribution des découpages régionaux.

En faisant recours à la théorie des graphes et en utilisant un indice des inégalités multidimensionnelles interrégionales, cet article prétend apporter de nouveaux éclairages sur la question de la régionalisation qui demeure d'actualité et qui continue toujours de susciter l'intérêt des mathématiciens et des économistes. Nous avons présenté pour la régionalisation un nouveau cadre méthodologique basé essentiellement sur la constitution de régions à niveau de développement multidimensionnel équilibré et qui consiste à proposer un découpage régional optimal qui réduise au maximum les inégalités multidimensionnelles interrégionales. Ainsi, au sein d'une même région nous nous retrouvons avec des provinces à niveau de développement humain faible rattachées à la marge de provinces plus développées, ce qui nécessite de mettre en place un mécanisme assurant une complémentarité entre les provinces de

chaque région accompagnée d'un appui fort en termes de solidarité essentiellement intra-région permettant aussi de partager les retombées de la croissance de la région de façon plus équilibrée entre ses provinces.

## Références bibliographiques

- Assunção R.M., Neves M.C., Câmara G., Freitas C.D.C. (2006), « Efficient regionalization techniques for socio-economic geographical units using minimum spanning trees », *International Journal of Geographical Information Science*, 20(7):797-811.
- Benaabdelaali W., Bennaghmouch Z., Cheddadi S., Kamal A. (2013), « Disparités régionales de développement humain au Maroc », *Région et Développement*, 37.
- Cova T.J., Church R.L. (2000), « Contiguity constraints for single-region site search problems », *Geographical Analysis*, 32(4):306-329.
- Dlia A. et Ihnach H. (2018), *La Question des inégalités sociales : clés de compréhension : enjeux et réponses de politiques publiques*, DEPF.
- Duque J.C., Ramos R., Suriñach J. (2007), « Supervised Regionalization Methods: A Survey », *International Regional Science Review*, 30(3), 195-220.
- Fadlallah A. et Chakhat Z. (2019), « Inégalités territoriales, rattrapage et croissance régionale : évaluation empirique », revue *Économie, Gestion et Société*.
- Fischer M. (1980), « Regional taxonomy. A comparison of some hierarchic and non-hierarchic strategies », *Regional Science and Urban Economics*, 10:503-537.
- HCP (2016), *Inégalités sociales et territoriales à la lumière des résultats de l'enquête nationale sur la consommation et les dépenses des ménages 2014*.
- HCP (2018), *Le Développement socio-économique régional : niveau et disparités, 2001-2017*.
- Lankford P. (1969), « Regionalization: Theory and alternative algorithms », *Geographical Analysis*, 1:196-212.

- Maravalle M., Simeone B. (1995), « A spanning tree heuristic for regional clustering », *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 24(3):625-639.
- Martin D., Nolan A., Tranmer M. (2001), « The application of zone-design methodology in the 2001 UK census », *Environment and Planning A*, 33:1949-1962.
- Murray A. et Shyy T. (2000), « Integrating attribute and space characteristics in choropleth display and spatial data mining », *International Journal of Geographical Information Science*, 14(7):649-667.
- Observatoire national du développement humain (2017), *La Cartographie du développement local multidimensionnel : niveau et déficits*, Rabat.
- Openshaw S. (1973), *A regionalization program for large data sets*. *Computer Applications*, 3(4):136-147.
- Piketty T. (2013), *Le Capital au XXI<sup>e</sup> siècle*, le Seuil.
- Webster R., Burrough P. (1972), « Computer-based soil mapping of small areas from sample data II. Classification smoothing », *European Journal of Soil Science*, 23(2):222-234.

## Résumés en arabe des articles

# ملخص حول موضوع: الاتجاهات والتفاوتات في مواجهة الموت بالمغرب

بقلم محمد الفاسي الفهري، المندوبية السامية للتخطيط

فيما يتعلق بوفيات البالغين، والتي تم قياسها عن طريق مؤشر أمل الحياة عند الولادة، وأوضحت الدراسة أن أمل الحياة عند الولادة يتخذ منحى متزايد، لكن هذا التقدم المحرز لا يستفيد منه الجميع حيث لازالت هناك فوارق بين وسط الإقامة والجهات والفئات الاجتماعية. حيث أن سكان المدن يسجلون أمل حياة أطول مقارنة مع سكان القرى، وهو ما يمكن تفسيره، من بين مجموعة من العوامل، بمستوى الفقر وصعوبة الوصول إلى الرعاية الصحية. كما تكشف الدراسة أيضاً عن التفاوتات الاجتماعية في مواجهة الموت، حيث أن أمل الحياة عند الولادة للفئة الأكثر ثراءً هي أعلى بكثير من أمل الحياة لدى الفئة الأكثر فقراً، مع فارق يزيد عن أربع سنوات. بالإضافة إلى ذلك، فإن مراعاة مستوى المعيشة في نتائج التحليل قد مكن من إبراز، بالإضافة إلى التفاوتات بين الجهات، عمق التفاوتات داخل الجهات فيما يتعلق بالصحة ومستوى المعيشة. ■

في المغرب، تُظهر المؤشرات الأخيرة المتعلقة بالصحة ولاسيما تلك المتعلقة بالوفيات أنه تم تسجيل تقدم جد مهم. ومع ذلك، فإن التقدم المحرز لا يستفيد منه الجميع حيث لاتزال هناك تفاوتات قائمة حسب الجهات ووسط الإقامة، إضافة إلى الفئات الاجتماعية. في هذه الدراسة، حاولنا فحص التفاوتات في مواجهة الموت وتطورها من خلال تحليل الفوارق بناءً على بيانات مستمدة من البحوث الإحصائية حول صحة الأسرة منذ سنة 1992 وكذا الإحصاء العام للسكان و السكنى لسنة 2014.

أظهرت نتائج الدراسة أن مستوى وفيات الأطفال قد شهد انخفاضاً ملحوظاً منذ سنة 1992. ومع ذلك، هناك استمرار لعدم المساواة بين وسط الإقامة والجهات والفئات الاجتماعية. وعلى صعيد آخر، أظهرت الدراسة أن مستوى تعليم الأم لم يعد يظهر كعامل مؤثر في وفيات الأطفال.

## ملخص حول موضوع:

# الإنفاق الكارثي على الصحة وأثره على إفقار الأسر: حالة المغرب

عبدالجواد الزراري\*، المندوبية السامية للتخطيط

تظهر النتائج أنه في غياب تغطية صحية نظامية (التأمين الصحي الإجباري)، يتزايد مجموع مخصصات الأسر المباشرة لتغطية الخدمات الصحية مما يساهم في إفقار السكان. ■

يمكن لاستعمال خدمات الرعاية الصحية أن يؤثر بشكل إيجابي على تحسين صحة السكان. خلال سنة 2014/2013، خصص المغرب 6% من مجموع النفقات للخدمات الصحية وللولوج إليها وذلك على حساب النفقات الأساسية الأخرى مما قد يؤدي إلى إفقارهم. تمكن المقاربة المعتمدة من طرف المنظمة العالمية للصحة لحساب الإنفاق الكارثي على الصحة، من مقارنة مؤشرات الفوارق من حيث الولوج للخدمات الصحية وإفقار الأسر.

(\* دكتور في الاقتصاد ومتصرف بمرصد ظروف معيشة السكان، a.ezzrari@hcp.ma، الهاتف: +212 6 60 10 22 59

## ملخص حول موضوع: مؤشر المساواة بين الجنسين متعدد الأبعاد أداة عملية لرصد التكافؤ في المغرب

خليد السوداني، عبدالرحمان ياسين، المندوبية السامية للتخطيط

متعدد الأبعاد (IMEG) على تجميع درجات 13 مؤشراً أحادي البعد تمكن من تقييم التكافؤ بين الجنسين حسب كل بعد على حدة وأبعاده الفرعية. إجمالاً، و مع إحرازه تطوراً من 58% سنة 2004 إلى 63% سنة 2014، يؤشر IMEG على أن أكثر من ثلث الطريق نحو تحقيق تنمية متساوية بين الجنسين تنتظر بلادنا من أجل الوصول إلى أهداف محاربة فوارق النوع الاجتماعي. ■

يقدم المقال تصميم وقياس مؤشر مركب يهدف إلى توفير معلومات عن أوجه القصور في التكافؤ بين الجنسين في مجالات التشغيل والصحة والتعليم وظروف المعيشة والمشاركة في الحياة العامة. ومع سهولة منهجية تفسيره وتقديم نتائجه، يمثل هذا المؤشر قياساً تركيبياً للمساواة بين الجنسين من أجل رصد وتقييم جهود التكافؤ في هذه المجالات المختلفة من حيث التقدم المحرز والفجوات التي يتعين سدها. وتعتمد منهجية قياس مؤشر المساواة بين الجنسين

ملخص حول موضوع:

## التقسيم الجهوي الأمثل من حيث التقليل من تفاوتات التنمية البشرية بين جهات المغرب مقترح من خلال نظرية المخططات

سناء الشدادى، عبد الوهاب إيدالحاج، وائل بنعبد العالى

التنمية البشرية، بالنظر إلى 75 ولاية مغربية. بعد التوصل لهذا التقسيم الأمثل، هذا المقال يضع التقسيم الإقليمي. وتظهر النتائج أن هذا التقسيم يمثل مستوى من التفاوتات متعددة الأبعاد التي تقل عن النسبة المئوية الخامسة لتوزيع عدم المساواة بين الأقاليم لتقسيمات الإقليمية المختلفة. ■

نقترح من خلال هذا المقال إطاراً منهجياً جديداً يعتمد على نظرية الرسم البياني لتحديد التقسيم الأمثل من حيث الحد من عدم المساواة بين الجهات. ومن بين العديد من الاحتمالات للتقسيم الإقليمي، فنحن نبحث عن الأكثر توازناً من حيث التنمية البشرية، والقادر على التخفيف من حدة عدم المساواة بين الأقاليم في

# دفاثر النخبط

الاتجاهات والتفاوتات في مواجهة  
الموت بالمغرب

الإنفاق الكارثي على الصحة  
وأثره على إفقار الأسر: حالة المغرب

مؤشر المساواة بين الجنسين متعدد الأبعاد:  
أداة عملية لرصد التكافؤ في المغرب

التقسيم الجهوي الأمثل من حيث التقليل  
من تفاوتات التنمية البشرية بين جهات المغرب:  
مقترح من خلال نظرية المخططات