

## Déterminants des inégalités de santé : Une étude internationale

### Determinants of Health Inequalities: An International Study

Aziz HASSANE

*Laboratoire de Modélisation Mathématique et de Calcul Économique (LM2CE), Faculté d'Économie et de Gestion, Université Hassan Premier de Settat, Settat, Maroc.*

Abdelhak KAMAL

*Laboratoire de Modélisation Mathématique et de Calcul Économique (LM2CE), Faculté d'Économie et de Gestion, Université Hassan Premier de Settat, Settat, Maroc.*

---

**Résumé.** Cette étude analyse la relation entre les inégalités socioéconomiques et les inégalités de santé à travers un panel de 112 pays (1995-2020), en utilisant des approches non paramétriques et semi-paramétriques tout en établissant une base mondiale des inégalités de santé. La recherche explore comment les disparités éducatives et de revenus influencent les inégalités sanitaires, tout en considérant des facteurs contextuels comme le PIB par habitant et les dépenses de santé. Les résultats de cette modélisation multidimensionnelle des inégalités révèlent des relations non linéaires complexes avec des effets de seuil critiques. Les inégalités éducatives montrent une relation non monotone avec les inégalités de santé, créant des "trappes de désavantage" où les déficits éducatifs limitent l'accès aux soins. Les inégalités de revenu suivent une dynamique en S inversé, avec des points d'inflexion où les mécanismes sociaux modulent leurs effets sur la santé. L'impact des inégalités éducatives s'avère plus substantiel et persistant que celui des disparités de revenus. Cette analyse multidimensionnelle des inégalités souligne la nécessité de politiques de gouvernance ciblées privilégiant l'équité éducative et tenant compte des effets de seuil selon les niveaux de développement. L'étude offre des repères empiriques pour concevoir des interventions différenciées selon le contexte des pays, contribuant ainsi à une gouvernance sanitaire mondiale plus efficace.

**Mots-clés :** *Inégalités de santé ; Inégalités de revenu ; Inégalités d'éducation ; Méthodes non paramétriques ; Données de panel.*

**Abstract.** This study analyzes the relationship between socioeconomic inequalities and health inequalities across a panel of 112 countries (1995-2020), using non-parametric and semi-parametric approaches while establishing a global database of health inequalities. The research explores how educational and income disparities influence health inequalities, while considering contextual factors such as GDP per capita and health expenditure. The results of this multidimensional modeling of inequalities reveal complex non-linear relationships with critical threshold effects. Educational inequalities show a non-monotonic relationship with health inequalities, creating "disadvantage traps" where educational deficits limit access to healthcare. Income inequalities follow an inverted S-shaped dynamic, with inflection points where social mechanisms modulate their effects on health. The impact of educational inequalities proves more substantial and persistent than that of income disparities. This multidimensional analysis of inequalities highlights the need for targeted governance policies that prioritize educational equity and account for threshold effects according to development levels. The study provides empirical benchmarks for designing differentiated interventions based on country contexts, thus contributing to more effective global health governance.

**Keywords:** *Health inequalities, Income inequalities, Educational inequalities, Non-parametric methods, Panel data.*

---

### 1. Introduction

L'un des paradoxes majeurs de l'économie du développement tient à la persistance – voire à l'aggravation – des inégalités de santé, malgré des progrès significatifs en matière de croissance économique et d'élévation globale du niveau de vie. Bien au-delà des seules différences

biologiques ou des comportements individuels, ces inégalités renvoient à des déterminants sociaux profondément enracinés, comme l'ont souligné les travaux pionniers de Mackenbach et al. (2008) sur l'Europe ou encore le cadre conceptuel de Braveman et Gottlieb (2014) sur les déterminants sociaux de la santé. Cette problématique est loin d'être marginale : en France, l'espérance de vie à la naissance varie de plusieurs années selon le statut socio-professionnel – un écart de plus de cinq ans chez les hommes entre cadres et ouvriers, et de trois ans chez les femmes (Insee, 2024). À l'échelle internationale, l'évolution de l'espérance de vie ne suit pas systématiquement celle du revenu national, comme le montrent les trajectoires divergentes de la Chine avant les réformes de 1980 et de l'Inde post-libéralisation (Deaton, 2013). Ces constats appellent à une relecture critique des approches conventionnelles mobilisées pour analyser les inégalités sociales de santé. Longtemps, la littérature économique s'est focalisée sur les niveaux absolus d'éducation et de revenu comme leviers d'amélioration de la santé publique (Deaton, 2013 ; Ross et Wu, 1995). Pourtant, cette focalisation tend à occulter une dimension essentielle : la manière dont ces ressources sont distribuées au sein de la population. Les inégalités internes – éducatives comme économiques – jouent un rôle déterminant dans la structuration des disparités sanitaires, comme en témoignent les analyses de Wilkinson et Pickett (2015) ou encore de Cutler et Lleras-Muney (2010). Toutefois, ces travaux demeurent souvent cantonnés à des contextes nationaux spécifiques et reposent sur des modèles économétriques paramétriques qui postulent, parfois à tort, une linéarité des effets. Notre recherche entend dépasser ces limitations. Elle s'inscrit dans le sillage des contributions de van Raalte et al. (2018) et de Solar et Irwin (2010), tout en adoptant une méthodologie innovante, fondée sur des modèles non paramétriques et semi-paramétriques appliqués à un large panel international. Cette approche nous permet de révéler des dynamiques souvent masquées par les modélisations traditionnelles et d'apporter un éclairage nouveau sur les mécanismes complexes à l'œuvre dans la formation des inégalités de santé. En analysant un échantillon de 112 pays entre 1995 et 2020, nous proposons une double contribution. D'une part, nous examinons séparément les effets des inégalités de revenu et des inégalités éducatives sur les inégalités de santé, en mobilisant des modèles flexibles qui ne contraignent pas la forme des relations estimées. D'autre part, nous introduisons une mesure élargie et plus robuste des inégalités de santé, fondée sur la distribution complète des durées de vie.

La suite de l'article s'organise comme suit : la section 2 propose une revue critique des méthodes de mesure des inégalités de santé et des principaux déterminants identifiés dans la littérature. La section 3 présente les données mobilisées et la stratégie méthodologique retenue. La section 4 expose les résultats empiriques et met en évidence les mécanismes non linéaires entre inégalités sociales et disparités sanitaires. Enfin, la section 5 discute les implications de ces résultats pour la conception de politiques publiques adaptées, tandis que la conclusion revient sur les principaux enseignements de l'étude.

## **2. Mesurer les inégalités de santé et identifier leurs déterminants : un état des lieux critique**

### **a. Limites des indicateurs conventionnels de santé**

L'espérance de vie à la naissance demeure l'indicateur de référence dans les études démographiques et sanitaires. Toutefois, son utilisation comme proxy des inégalités de santé soulève plusieurs limites méthodologiques. En effet, cet indicateur reflète une moyenne qui tend à dissimuler les disparités au sein des populations, comme le soulignent Edwards et Tuljapurkar (2005). Deux pays affichant une espérance de vie similaire peuvent présenter des distributions des âges au décès radicalement différentes. Les États-Unis, par exemple, se caractérisent par une dispersion marquée – avec un écart-type de 15,2 ans – qui contraste avec la distribution plus resserrée observée aux Pays-Bas (écart-type de 11,8 ans), malgré une espérance de vie comparable autour de 79 ans.

Les premières tentatives de mesure des inégalités de santé se sont appuyées sur des outils

empruntés à l'économie, notamment le coefficient de Gini (Hanada, 1983 ; Le Grand, 1987). Depuis, les approches se sont diversifiées, intégrant la variance, les indices de Theil, ou encore les mesures combinant quantité et qualité de vie (Permanyer et al., 2023). Notre étude prolonge ces travaux en mobilisant l'indice de Gini appliqué à l'ensemble de la distribution des âges au décès, sans exclusion par tranche d'âge. Ce choix méthodologique permet de saisir la dispersion globale de la mortalité, offrant une vision plus fine et exhaustive des inégalités de santé.

**Tableau 1 : Évolution des métriques des inégalités de santé**

| Référence  | Type de mesure   | Contributions principales  |
|--|--|--|
| Hanada K.(1983)                                  | Coefficient de Gini  | Première application systématique du coefficient de Gini à l'analyse des distributions des durées de vie.  |
| Wilmoth J.R. & Horiuchi S.(1999)                 | Multiplés indices de dispersion                              | Contribution méthodologique majeure sur la mesure de la compression de la mortalité. Développement d'une approche multi-indicateurs pour évaluer les changements dans la distribution des âges au décès.   |
| Shkolnikov V.M., Andreev E.E. & Begun A.Z.(2003) | Coefficient de Gini et indices de dispersion                 | Formalisation mathématique rigoureuse du coefficient de Gini appliqué aux durées de vie. Développement de méthodes de décomposition avancées incluant les effets d'âge, de période et de cohorte. Innovation dans l'analyse des causes de décès. |
| Edwards R.D. & Tuljapurkar S.(2005)              | Variance S10   | Introduction de la mesure S10 focalisée sur la mortalité adulte. Analyse comparative internationale des tendances de convergence de la mortalité.  |
| Smits J. & Monden C.(2009)                       | Distribution complète des durées de vie                      | Première étude globale systématique des inégalités de durée de vie pour la population adulte. Mise en évidence des disparités internationales et des facteurs de développement influençant les inégalités.                                       |
| van Raalte A.A. et al.(2011)                     | Indices de dispersion multiples                              | Développement d'indicateurs synthétiques de dispersion. analyse des contributions par âge et cause aux inégalités de mortalité   |
| Aburto J.M. et al.(2021)                         | Indice de Drewnowski   | Révision et amélioration du coefficient de Gini appliqué aux tables de mortalité. Développement d'une mesure plus sensible aux variations dans différents segments de la distribution des âges au décès.   |
| Permanyer I. et al.(2023)                        | Inégalités d'espérance de vie en bonne santé                 | Etude mondiale sur les inégalités d'espérance de vie en bonne santé. Extension du concept d'inégalité aux années de vie ajustées sur la santé.   |
| Schöley J. et al.(2023)                          | Disparité de durée de vie et disparité de vie en bonne santé | Analyse globale combinant les disparités de durée de vie totale et en bonne santé. Innovation méthodologique dans la mesure simultanée des inégalités de durée et de qualité de vie. Analyse approfondie des variations spatio-temporelles.      |

*Source : Auteurs*

Nous avons élaboré une base de données fondée sur l'indice de Gini, lequel a été appliqué à la distribution intégrale des âges au décès pour un échantillon de 112 pays sur la période 1995-2020. Contrairement aux approches qui excluent la mortalité infantile (Smits et Monden, 2009), notre méthode inclut toutes les tranches d'âge, offrant ainsi une vision globale des inégalités de santé (voir Annexe I).

#### **b. Vers un cadre intégré des déterminants**

L'analyse des inégalités de santé ne peut se limiter à des considérations individuelles ou biologiques. Elle suppose une approche structurelle intégrant un faisceau de facteurs sociaux, économiques et institutionnels. Le cadre proposé par Solar et Irwin (2010), largement repris par l'OMS, distingue les déterminants structurels – tels que la répartition du pouvoir, du revenu et de l'éducation – des déterminants intermédiaires, incluant les conditions de vie, les comportements de santé et l'accès aux soins. Ce cadre a été enrichi par les apports de Marmot (2015), qui insiste sur le rôle des "causes fondamentales" des inégalités, souvent liées aux rapports de force sociaux et aux politiques publiques.

Notre analyse retient cinq dimensions essentielles, choisies à la fois pour leur ancrage théorique et leur disponibilité empirique à l'échelle internationale :

- Les inégalités éducatives et économiques, considérées comme les principaux vecteurs de stratification sociale ;
- Le niveau de richesse, mesuré par le PIB par habitant, indicateur synthétique du contexte économique ;
- Les dépenses de santé, reflet de l'engagement sociétal et politique en matière de santé publique ;
- L'urbanisation, facteur de différenciation géographique majeur en matière d'accès aux infrastructures ;
- Le niveau de démocratie, indicateur institutionnel qui renvoie à la qualité de la gouvernance et à l'équité dans la distribution des ressources.

**c. Inégalités éducatives : des effets différenciés selon les contextes**

Les travaux récents convergent pour souligner la complexité de la relation entre éducation et santé. Ross et Wu (2001), Montez et Zajacova (2013), ou encore Mackenbach et al. (2016) montrent que cette relation n'est ni linéaire ni homogène entre les pays. Des effets de seuil sont souvent observés, suggérant que l'impact des inégalités éducatives s'intensifie au-delà de certains niveaux critiques. Ainsi, une faible disparité éducative n'a pas les mêmes conséquences en termes de santé selon que l'on se situe dans un pays à haute ou faible mobilité sociale.

Notre étude reprend cette approche en soulignant l'existence de "trappes de désavantage" (Case et Deaton, 2017), où les déficits éducatifs initiaux se traduisent en inégalités cumulatives de santé, compromettant à leur tour les perspectives d'ascension sociale. Cette dynamique circulaire met en lumière l'importance d'interventions précoces et ciblées dans le domaine de l'éducation pour rompre ces cercles vicieux (Voir tableau 2).

**d. Inégalités de revenu : au-delà de la linéarité**

Les effets des inégalités de revenu sur la santé ont fait l'objet d'une littérature abondante, parfois contradictoire. Alors que certains auteurs pointent des effets directs et systémiques (Wilkinson et Pickett, 2015), d'autres insistent sur la dépendance au contexte économique et institutionnel (Subramanian et Kawachi, 2004 ; Kumar et Singh, 2022). Les analyses récentes mettent en évidence des relations non linéaires, avec des seuils critiques au-delà desquels les effets s'intensifient ou se modèrent.

L'hypothèse d'une relation en U, suggérant qu'un niveau intermédiaire d'inégalité serait associé à un niveau minimal d'inégalités de santé, a été confirmée dans plusieurs études européennes (Chen et Meltzer, 2018). Cette complexité appelle à des méthodes économétriques capables de détecter des inflexions ou des changements de régime, au-delà des approches linéaires usuelles (Voir tableau 3).

**Tableau 2 : Revue de littérature de l'impact des inégalités de l'éducation sur les inégalités de santé**

| Auteurs_année                | Échantillon                       | Variable dépendante  | Mesure Inégalités santé                                      | Mesure inégalités éducation                           | Méthodologie   | Principaux résultats  |
|------------------------------|-----------------------------------|--|--|---|--|---|
| Ross & Wu (2001)             | États-Unis données nationales     | Disparités de santé auto-déclarée  | Index de concentration                                       | Années d'éducation Gini                               | Panel multiniveau  | Relation non linéaire démontrée avec effet seuil à 12 années d'éducation. Impact plus marqué au-delà du seuil. Effet modulé par le contexte socio-économique.                 |
| Cutler & Lleras-Muney (2010) | OCDE 1990-2008                    | Disparités de mortalité  | Ratio inter-quintile   | Différences niveau d'éducation                        | Panel dynamique  | Association significative modulée par les politiques sociales. Gradient éducation-santé variable selon les pays. Non-linéarité non explicitement testée.                      |
| Montez & Zajacova (2013)     | États-Unis 50 états               | Gradient santé-éducation   | Index de disparité en santé                                  | Coefficient de Gini éducation                         | Panel spatial  | Relation non linéaire plus forte dans états à faible mobilité sociale. Effet spatial significatif. Importance du contexte institutionnel.                                     |
| Lochner (2011)               | Canada données longitudinales     | Inégalités de mortalité  | Différentiel d'espérance de vie                              | Années d'éducation écart-type                         | Panel avec VI  | Impact causal identifié plus fort pour niveaux supérieurs d'éducation. Effet différencié selon le genre. Non-linéarité suggérée.  |
| Zajacova & Lawrence (2018)   | Europe 22 pays                    | Inégalités en santé mentale  | Index de Theil santé   | Dispersion niveau éducation                           | GMM système  | Relation non linéaire avec seuil critique à Bac+2. Impact plus marqué sur la santé mentale des femmes. Effet médié par le statut professionnel.                               |
| Goldman & Smith (2015)       | États-Unis cohortes               | Gradient santé   | Indice de concentration                                      | Variance années d'éducation                           | Régression quantile  | Impact hétérogène selon position dans la distribution. Effet plus fort aux extrêmes de la distribution. Non-linéarité confirmée.  |
| Mackenbach et al. (2016)     | Europe 1980-2014                  | Mortalité différentielle   | Ratio taux mortalité   | Différentiel niveau éducation                         | Panel long terme   | Persistance des inégalités malgré expansion éducative. Tendance non linéaire avec plateau après niveau secondaire.  |
| Ross et al. (2012)           | États-Unis données nationales     | Santé auto-évaluée   | Index de disparité   | Gini éducation  | VI spatial   | Effet causal plus fort dans zones urbaines. Relation non linéaire avec impact croissant du niveau d'éducation.  |
| Smith & Frank (2020)         | 40 pays 1995-2018                 | Inégalités espérance vie   | Écart espérance de vie                                       | Ratio niveaux éducation                               | Panel non linéaire   | Double seuil identifié selon niveau développement. Relation non linéaire confirmée avec effets plus marqués dans pays en développement.                                       |
| Chen et al. (2021)           | Chine provinces                   | Accès soins  | Index d'accès inégal   | Dispersion éducation                                  | Panel spatial  | Impact modulé par développement régional. Relation non linéaire avec effet seuil selon niveau d'urbanisation.   |
| Popham & Iannelli (2021)     | Royaume-Uni cohortes 1958 et 1970 | Multiplés indicateurs de santé (physique mentale comportements satisfaction) | Inégalités de santé par classe sociale et niveau d'éducation | Transition système sélectif vers système compréhensif | Pondération par probabilité inverse avec contrôle du contexte socio-économique et des scores de capacité | Pas d'évidence consistante de réduction des inégalités de santé dans le système compréhensif comparé au système sélectif. Résultats robustes sous différentes spécifications. |

*Source : Auteurs*

**Tableau 3 : Revue littérature de l'impact des inégalités de revenu sur les inégalités de santé**

| Auteurs (année)              | Échantillon                                | Variable dépendante                | Mesure inégalités santé                                       | Mesure inégalités revenu                             | Méthodologie                              | Principaux résultats   |
|------------------------------|--|------------------------------------|---|--|---|--|
| Kawachi & Kennedy (1999)     | États-Unis données au niveau des états     | Multiples indicateurs de santé     | Taux de mortalité ajustés et différentiels d'espérance de vie | Coefficient de Gini et part des revenus par quintile | Analyse transversale et longitudinale     | Association significatif entre inégalités de revenu et santé médiée par la désintégration sociale et le désinvestissement dans le capital social     |
| Wildman (2003)               | (British Household Panel Survey) 1991-1999 | État de santé auto-déclaré         | Index de concentration de la santé et décomposition           | Coefficient de Gini et ratio 90/10                   | panel avec décomposition                  | Effet significatif des inégalités de revenu sur les inégalités de santé avec relation non-linéaire. Impact plus fort sur les groupes à faible revenu |
| Mellor & Milyo (2001)        | 47 états US 1990-2000                      | Mortalité                          | Écart-type des taux de mortalité par groupe d'âge             | Coefficient de Gini                                  | Panel à effets fixes                      | Relation non significative après contrôle des effets fixes   |
| Subramanian & Kawachi (2004) | 50 états US 1995-1999                      | État de santé auto-déclaré         | Indice de concentration santé                                 | Part des revenus des 20% plus riches                 | Modèle multiniveau                        | Relation non linéaire démontrée avec seuil critique à 25% de part des revenus - Impact plus fort au-delà du seuil.                                   |
| Leigh & Jencks (2007)        | 12 pays OCDE 1903-2003                     | Espérance de vie                   | Différence d'espérance de vie entre groupes socio-économiques | Part du revenu du centile supérieur                  | Panel avec tendances spécifiques par pays | Faible effet négatif - plus fort au 20e siècle   |
| Clough-Gorr et al. (2015)    | 22 cantons suisses 1995-2013               | Mortalité prématurée               | Indice de dissimilarité des taux de mortalité                 | Ratio 90/10 des revenus                              | Panel spatial                             | Relation non linéaire avec effet plus prononcé dans les zones urbaines et au-delà de certains seuils d'inégalité                                     |
| Pickett & Wilkinson (2015)   | 23 pays développés 2010-2014               | Multiple (Index)                   | Coefficient de variation des indicateurs de santé             | Coefficient de Gini                                  | Régression multiple non linéaire          | Relation non linéaire confirmée avec effet seuil identifié à Gini=0.3. Impact exponentiel au-delà du seuil.  |
| Chen & Meltzer (2018)        | 15 pays UE 2005-2017                       | QALY [Quality-Adjusted Life Years] | Indice de Theil santé   | Coefficient de Gini                                  | Régression polynomiale                    | Relation quadratique démontrée avec impact marginal croissant des inégalités sur les QALY.   |
| Hu et al. (2019)             | 31 provinces chinoises 2000-2015           | Mortalité infantile                | Coefficient de variation                                      | Ratio de Palma                                       | Panel dynamique GMM                       | Relation non linéaire avec effet plus marqué dans les provinces à faible revenu. Impact croissant avec le niveau d'inégalité.                        |
| Torres et al. (2020)         | 50 pays 1995-2019                          | Espérance de vie                   | Écart d'espérance de vie entre quintiles                      | Coefficient de Gini                                  | Panel dynamique VI                        | Relation non linéaire. Impact plus fort dans les pays à revenu intermédiaire avec effet de seuil.  |
| Kumar & Singh (2022)         | 30 pays 1995-2020                          | Index multidimensionnel            | Index de Kakwani  | Coefficient de Gini                                  | Panel non linéaire à seuils               | Relation non linéaire avec deux seuils critiques identifiés (Gini=0.32 et 0.45). Impact différencié selon les zones de Gini.                         |
| Wang & Liu (2023)            | 100 villes chinoises 2010-2022             | Accès aux soins                    | Indice d'inégalité d'accès aux soins                          | Ratio interdécile                                    | Panel spatial avec effets fixes           | Relation non linéaire démontrée avec effet plus prononcé dans les villes de premier rang. Impact modulé par le développement urbain.                 |

Source : Auteurs

### 3. Données et approche méthodologique

#### a. Construction du panel et sources de données

L'analyse repose sur un jeu de données de panel non cylindré couvrant 112 pays, sur la période 1995–2020, avec des observations recueillies tous les cinq ans. Cette architecture temporelle permet de capter les évolutions structurelles sur le long terme, tout en réduisant les effets des fluctuations annuelles.

Le choix de 112 pays répond à une double préoccupation : maximiser la représentativité géographique tout en garantissant la fiabilité des données. Notre échantillon inclut des pays de tous les continents et de tous les niveaux de développement, assurant ainsi une variabilité optimale des indicateurs d'inégalités. La sélection a été principalement déterminée par la disponibilité simultanée de données fiables, principalement les inégalités de revenu et les variables de contrôle sur la période étudiée. Les pays exclus l'ont été en raison de données manquantes substantielles pour l'une des variables clés<sup>1</sup>. L'Annexe III fournit la liste complète des pays inclus dans l'analyse, regroupés par région géographique et niveau de développement.

- **Variable dépendante – Inégalités de santé** : La mesure principale des inégalités de santé est fondée sur l'indice de Gini appliqué à la distribution des âges au décès. Les données sont issues des tables de mortalité abrégées du *World Population Prospects* (Nations Unies, 2024). Contrairement à certaines études qui excluent la mortalité infantile ou les personnes âgées (Smits et Monden, 2009), notre approche intègre l'ensemble de la distribution des âges, offrant ainsi une mesure plus globale et représentative des inégalités sanitaires.
- **Variables explicatives - Notre étude examine deux dimensions principales des inégalités socioéconomiques comme déterminants des disparités sanitaires :**
  - **Inégalités de revenu** : Les inégalités économiques sont mesurées à partir de l'indice de Gini du revenu disponible (après impôts et transferts), extrait de la base SWIID (Solt, 2020). Cette source a l'avantage d'harmoniser les données entre pays, assurant ainsi une comparabilité optimale.
  - **Inégalités éducatives**: Les disparités éducatives sont quantifiées par l'indice de Gini de l'éducation, calculé à partir des données de Barro et Lee (2021). Ce choix s'écarte des simples moyennes de scolarisation, en intégrant la distribution complète des niveaux d'instruction au sein des populations adultes.
- **Variables de contrôle : Plusieurs variables contextuelles sont mobilisées afin de neutraliser les effets confondants potentiels :**
  - PIB par habitant (en PPA, dollars constants 2017) : indicateur du niveau de développement économique (source : Banque Mondiale, 2023) ;
  - Dépenses de santé (par habitant, en USD constants) : reflétant l'intensité de l'investissement public et privé en matière de santé (source : IHME, 2024) ;
  - Urbanisation : mesurée par la proportion de la population résidant en zone urbaine (source : Nations Unies, 2024) ;
  - Niveau de démocratie : issu de l'indice Polity V (Marshall et Gurr, 2020), qui évalue la qualité des institutions démocratiques sur une échelle de -10 à +10.

Le tableau 4 ci-dessous présente les principales statistiques descriptives de ces variables.

---

<sup>1</sup> À noter que nos modèles sont exécutés selon un programme de Gauss qui n'accepte que les pays disposant d'un nombre de points d'observation strictement supérieur à un; les pays ne présentant qu'un seul point d'observation ont donc été automatiquement exclus de l'analyse.

**Tableau 4. Statistiques descriptives des variables clés (1995–2020)**

| Variable                             | Moyenne | Écart-type | Min   | Max    | N   |
|--------------------------------------|---------|------------|-------|--------|-----|
| Indice de Gini – santé               | 0,156   | 0,057      | 0,07  | 0,44   | 558 |
| Indice de Gini – revenu <sup>2</sup> | 0,334   | 0,084      | 0,227 | 0,77   | 492 |
| Indice de Gini – éducation           | 0,334   | 0,175      | 0,083 | 0,87   | 558 |
| PIB par habitant (log)               | 9,441   | 1,22       | 6,442 | 11,852 | 558 |
| Dépenses de santé (USD/hab)          | 1674,5  | 2016,9     | 22    | 11324  | 558 |
| Urbanisation (%)                     | 58,5    | 22,88      | 7,63  | 100    | 558 |
| Niveau de démocratie                 | 3,32    | 12,63      | -88   | 10     | 558 |

*Source : calculs des auteurs à partir des sources indiquées*

#### **b. Spécification des modèles économétriques**

Notre approche méthodologique repose sur des modèles de données de panel non paramétriques et semi-paramétriques, dont la pertinence est empiriquement validée par les résultats présentés dans le tableau 5. Pour les inégalités d'éducation, le  $R^2$  within augmente substantiellement, passant de 0.580 dans le modèle linéaire (colonne 1) à 0.619 dans le modèle cubique (colonne 3), démontrant clairement l'existence d'une relation non-linéaire complexe. La significativité statistique des termes d'ordre supérieur (notamment le coefficient de  $education\_gini^3$  de 0.382\*\*) révèle des points d'inflexion critiques dans cette relation, confirmant notre hypothèse initiale.

Concernant les inégalités de revenu, l'utilisation des modèles non paramétriques nous permet de déceler des nuances subtiles que les approches conventionnelles auraient pu manquer. Bien que l'amélioration du  $R^2$  within entre les différentes spécifications reste modérée (de 0.422 à 0.425), cette démarche méthodologique s'avère cruciale pour examiner les potentielles non-linéaires documentées dans la littérature empirique. En effet, Pickett & Wilkinson (2015) ont identifié un effet seuil au-delà d'un Gini de 0.3, tandis que Kumar & Singh (2022) ont mis en évidence deux seuils critiques (Gini=0.32 et 0.45).

Cette différence marquée dans les formes fonctionnelles entre inégalités éducatives et inégalités de revenu suggère des mécanismes de transmission distincts dans leur impact sur la santé. Seule une approche non paramétrique pouvait révéler ces nuances fondamentales, confirmant ainsi la valeur ajoutée de notre méthodologie par rapport aux modèles strictement paramétriques traditionnellement utilisés dans ce domaine de recherche.

Nous avons utilisé le  $R^2$  within comme indicateur de pertinence car nous optons pour les modèles à effets fixes qui contrôlent pour toutes les caractéristiques invariantes dans le temps propres à chaque pays. Cette mesure évalue spécifiquement la capacité de nos modèles à expliquer les variations temporelles des inégalités de santé au sein de chaque pays, plutôt que les différences entre pays.

<sup>2</sup> Le nombre réduit de points concernant les inégalités de revenu (492 contre 558) est dû au manque de données pour certains pays.

**Tableau 5. Estimation paramétrique de l'effet des inégalités d'éducation et de revenu sur les inégalités de santé**

| Variable dépendante           |                             | Inégalités de santé (indice de gini) |                                 |                                 |                                 |                                 |                                   |
|-------------------------------|-----------------------------|--------------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|-----------------------------------|
| Variables explicatives        |                             | (1)                                  | (2)                             | (3)                             | (4)                             | (5)                             | (6)                               |
|                               |                             | Linéaire                             | Quadratique                     | Cubique                         | Linéaire                        | Quadratique                     | Cubique                           |
| <i>inégalités d'éducation</i> | education_gini              | 0.239***<br>(12.37)                  | 0.001<br>(0.01)                 | 0.211**<br>(2.15)               |                                 |                                 |                                   |
|                               | education_gini <sup>2</sup> |                                      | 0.267***<br>(6.15)              | -0.256<br>(-1.15)               |                                 |                                 |                                   |
|                               | education_gini <sup>3</sup> |                                      |                                 | 0.382**<br>(2.39)               |                                 |                                 |                                   |
| <i>inégalités de revenu</i>   | revenu_gini                 |                                      |                                 |                                 | 0.001**<br>(2.02)               | -0.001<br>(-0.37)               | -0.016<br>(-1.23)                 |
|                               | revenu_gini <sup>2</sup>    |                                      |                                 |                                 |                                 | 0.00003<br>(0.72)               | 0.0004<br>(1.25)                  |
|                               | revenu_gini <sup>3</sup>    |                                      |                                 |                                 |                                 |                                 | -3.19×10 <sup>-6</sup><br>(-1.18) |
|                               | Ln(PIB per capita)          | -0.022***<br>(-5.72)                 | -0.023***<br>(-6.30)            | -0.022***<br>(-5.86)            | -0.035***<br>(-7.55)            | -0.035***<br>(-7.57)            | -0.036***<br>(-7.66)              |
|                               | Dépenses de santé           | 2.84×10 <sup>-6</sup> **<br>(2.20)   | 6.95×10 <sup>-7</sup><br>(0.54) | 1.31×10 <sup>-6</sup><br>(1.01) | 1.97×10 <sup>-6</sup><br>(1.21) | 2.33×10 <sup>-6</sup><br>(1.37) | 2.89×10 <sup>-6</sup><br>(1.64)   |
|                               | Urbanisation                | -0.0006**<br>(-2.36)                 | -0.0007***<br>(-2.69)           | -0.0007***<br>(-2.84)           | -0.0018***<br>(-6.29)           | -0.0018***<br>(-6.19)           | -0.0017***<br>(-6.04)             |
|                               | Indice de démocratie        | -0.0001*<br>(-1.77)                  | -0.0001<br>(-1.52)              | -0.0001<br>(-1.52)              | -0.0002**<br>(-2.50)            | -0.0002**<br>(-2.49)            | -0.0002**<br>(-2.49)              |
|                               | Constante                   | 0.316***<br>(8.13)                   | 0.378***<br>(9.76)              | 0.341***<br>(8.23)              | 0.552***<br>(12.42)             | 0.593***<br>(8.16)              | 0.779***<br>(4.50)                |
|                               | R <sup>2</sup> within       | 0.580                                | 0.614                           | 0.619                           | 0.422                           | 0.423                           | 0.425                             |
|                               | R <sup>2</sup> between      | 0.668                                | 0.699                           | 0.691                           | 0.723                           | 0.727                           | 0.723                             |
|                               | R <sup>2</sup> overall      | 0.661                                | 0.692                           | 0.686                           | 0.712                           | 0.717                           | 0.714                             |
|                               | Observations                | 558                                  | 558                             | 558                             | 492                             | 492                             | 492                               |
|                               | Nombre de pays              | 112                                  | 112                             | 112                             | 109                             | 109                             | 109                               |

Notes : Significativité : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p<0,01. Tous les modèles incluent des effets fixes pays.

**i. Modèle non paramétrique**

Le modèle de données de panel non paramétrique à effets fixes est :

$$y_{it} = g(z_{it}) + u_i + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, m_i; \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (1)$$

Où  $z_{it}$  est un vecteur de dimension p et  $g(\cdot)$  est une fonction non spécifiée. Chaque pays a ses propres observations. Effets individuels  $u_i$  sont des effets fixes qui sont corrélés à z avec une structure de corrélation inconnue.

Le terme d'erreur  $\varepsilon_{it}$  est supposé être iid avec une variance finie et une moyenne indépendante de  $z_{it}$ , à savoir  $E(\varepsilon_{it}|z_{it}) = 0$ .

### ii. Modèle semi-paramétrique

Le modèle semi-paramétrique enrichit l'analyse en intégrant des variables de contrôle paramétriques :

$$y_{it} = g(z_{it}) + x'_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, m_i; \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (2)$$

Où  $\varepsilon_{it}$  est également supposé être indépendant de la moyenne de  $x_{it}$ . Quand  $g(\cdot)$  est des fonctions polynomiales quadratiques ou cubiques paramétriques de  $z_{it}$ , (1) et (2) deviennent des modèles de données de panel paramétriques déséquilibrés à effets fixes.

### iii. Stratégie d'estimation

L'estimation de ces modèles s'effectue en suivant l'approche développée par Li et Zhou (2011) pour les données de panel non paramétriques (voir Annexe II). Cette méthode comporte deux étapes principales :

- i. Élimination des effets fixes : Nous appliquons une transformation de différenciation par rapport à la moyenne pour éliminer les effets fixes par pays.
- ii. Estimation non paramétrique : La fonction inconnue  $g(\cdot)$  est estimée par une méthode de lissage à noyau, dont le paramètre de lissage est sélectionné par validation croisée.

Pour le modèle semi-paramétrique, nous utilisons une procédure itérative qui permet d'estimer simultanément la composante non paramétrique  $f(\cdot)$  et les paramètres  $\beta$  associés aux variables de contrôle.

Cette approche présente plusieurs avantages par rapport aux méthodes paramétriques traditionnelles :

- Elle ne requiert pas d'hypothèse a priori sur la forme fonctionnelle de la relation entre les variables.
- Elle permet d'identifier des points d'inflexion et des effets de seuil qui seraient difficiles à détecter avec des modèles linéaires ou polynomiaux.
- Elle offre une grande flexibilité tout en contrôlant l'hétérogénéité non observée entre pays grâce aux effets fixes.

Cette méthodologie est particulièrement pertinente pour notre analyse des déterminants des inégalités de santé, où la littérature théorique et empirique suggère l'existence de relations non linéaires complexes.

### iv. Modèles spécifiques

Nous estimons deux modèles distincts pour analyser l'impact des inégalités de revenu et des inégalités éducatives sur les inégalités de santé :

Voici la présentation générale de la spécification du modèle et de l'approche semi-paramétrique pour l'étude de la relation entre les inégalités de santé - inégalités de revenu et d'éducation :

$$IS[gini]_{it} = \alpha + g(\text{Inequality}[gini]_{it}) + \beta_1(\text{LN}(\text{GDpc})_{it}) + \beta_2\text{Health\_Exppc}_{it} + \beta_3\text{Urbanization}_{it} + \beta_4\text{Governance}_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

où :

- |                                   |   |  |
|-----------------------------------|---|--|
| $IS[gini]_{it}$                   | : | <i>Inégalité de santé mesurée par l'indice de Gini pour le pays i à la période t</i>   |
| $g(\text{Inequality}[gini]_{it})$ | : | <i>Fonction non paramétrique des inégalités de revenu/d'éducation (utilisant l'indice de Gini) pour le pays i à la période t</i> |
| $\text{LN}(\text{GDpc})_{it}$     | : | <i>Logarithme du PIB par habitant pour le pays i à la période t</i>  |
| $\text{Health\_Exppc}_{it}$       | : | <i>Dépenses de santé par habitant pour le pays i à la période t</i>  |
| $\text{Urbanization}_{it}$        | : | <i>Taux d'urbanisation pour le pays i à la période t</i>   |

$Governance_{it}$  : Indice Polity le pays  $i$  à la période  $t$   
 $\gamma_i$  : Effets fixes pour le pays  $i$  à la période  $t$   
 $\delta_t$  : Effets fixes temporels (année)

Cette approche nous permet d'examiner séparément l'influence de chaque type d'inégalité tout en contrôlant pour des facteurs contextuels essentiels pour la gouvernance sanitaire. L'estimation de ces modèles nous permettra d'identifier des effets de seuil potentiels, des points d'inflexion et des régimes différenciés selon le niveau de développement des pays.

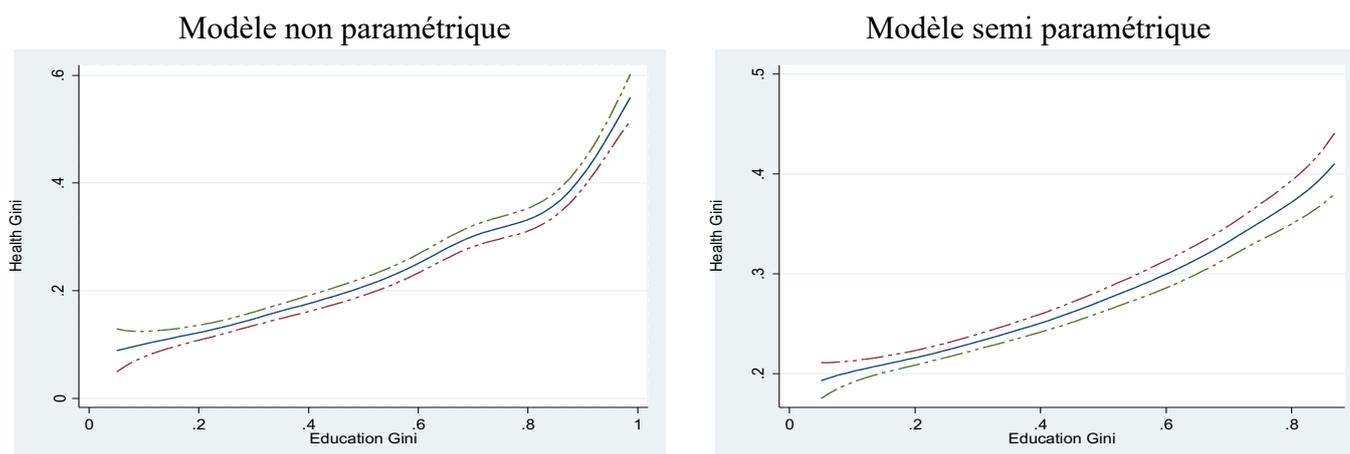
#### 4. Résultats empiriques

Cette section présente les résultats des modèles non paramétriques et semi-paramétriques estimant les effets des inégalités éducatives et des inégalités de revenu sur les inégalités de santé. Nous analysons d'abord l'impact des inégalités éducatives, puis celui des inégalités de revenu, en mettant en évidence les relations non linéaires identifiées.

##### a. Impact des inégalités éducatives sur les inégalités de santé

L'étude de la relation entre inégalités éducatives et sanitaires révèle des dynamiques complexes qui ne peuvent être captées par des modèles linéaires traditionnels. La Figure 1 présente les résultats des estimations non paramétriques et semi-paramétriques de cette relation.

**Figure 1 : Relation entre inégalités éducatives et inégalités de santé**



Source : Auteurs

Le modèle non paramétrique initial met en évidence une relation fortement non linéaire évoluant à travers des phases distinctes. Dans la phase initiale (coefficient de Gini éducatif entre 0,08 et 0,20), la relation montre une légère baisse ( $m(z)$  : 41,63 à 40,92), avec des intervalles de confiance remarquablement étroits ( $\pm 0,15$ ), conférant une forte robustesse statistique à ces estimations. Cette phase caractérise typiquement les pays nordiques et certains pays d'Europe occidentale, où l'accès quasi-universel à l'éducation s'accompagne d'un système de santé égalitaire.

La phase d'accélération (coefficient de Gini éducatif entre 0,40 et 0,60) montre une progression marquée des inégalités de santé ( $m(z)$  : 43,37 à 47,01), les intervalles de confiance s'élargissant progressivement ( $\pm 0,25$ ), signalant une plus grande variabilité dans les mécanismes de transmission. Cette phase correspond au phénomène de "découplage social" identifié par Deaton (2013), où les inégalités commencent à s'auto-renforcer.

Le modèle semi-paramétrique, qui contrôle pour les facteurs structurels, confirme la persistance de cette non-linéarité. La composante paramétrique révèle des effets significatifs du PIB par habitant (-2,87,  $p < 0,01$ ) et des dépenses de santé (-0,0002,  $p < 0,05$ ), confirmant les thèses de

Cutler et Lleras-Muney (2010) sur l'importance des facteurs socio-économiques. Le Tableau 5 présente les coefficients des variables de contrôle pour ce modèle.

**Tableau 6 : Effet des variables de contrôle - Modèle des inégalités éducatives**

| Variable               | Coefficient | Erreur standard | Statistique t |
|------------------------|-------------|-----------------|---------------|
| PIB par habitant (log) | -2,8682***  | 0,3690          | -7,77         |
| Dépenses de santé      | -0,0002**   | 0,0001          | -2,00         |
| Urbanisation           | 0,0157      | 0,0144          | 1,09          |
| Démocratie             | -0,0183*    | 0,0109          | -1,68         |

Note : \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Variable dépendante : Indice de Gini des inégalités de santé.

Source : Auteurs

L'aspect le plus révélateur de cette analyse réside dans la persistance de la structure non linéaire après l'introduction des variables de contrôle. Bien que l'amplitude de la relation soit considérablement réduite (passant de 40-60 à 10-40 dans l'échelle d'effet), les points d'inflexion critiques et la progression dynamique conservent leur configuration fondamentale. Cette robustesse des non-linéarités malgré le contrôle des facteurs structurels révèle l'existence de mécanismes de transmission autonomes entre inégalités éducatives et sanitaires, qui transcendent le contexte socio-économique.

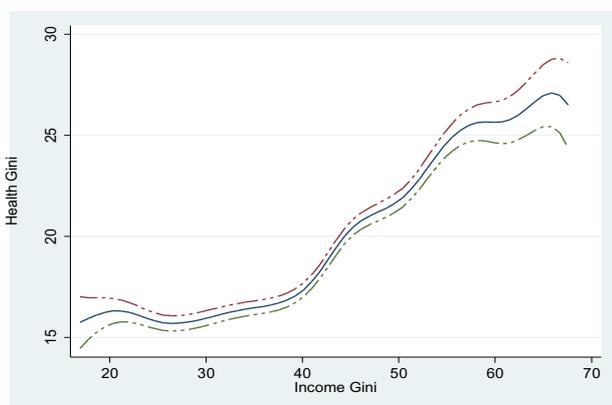
La phase critique (coefficient de Gini éducatif entre 0,60 et 0,75) montre une accélération explosive des inégalités de santé ( $m(z)$  : 47,01 à 52,08), illustrant ce que Bowles et al. (2006) décrivent comme des "trappes à inégalités". Cette phase correspond au "Matthew Effect" théorisé par Merton (1968), où les avantages et désavantages initiaux se cumulent de manière exponentielle. Cette dynamique a des implications majeures pour la gouvernance sanitaire, suggérant qu'au-delà d'un certain seuil d'inégalité éducative, des interventions plus intensives sont nécessaires pour contrer la spirale auto-renforçante des inégalités.

#### b. Impact des inégalités de revenu sur les inégalités de santé

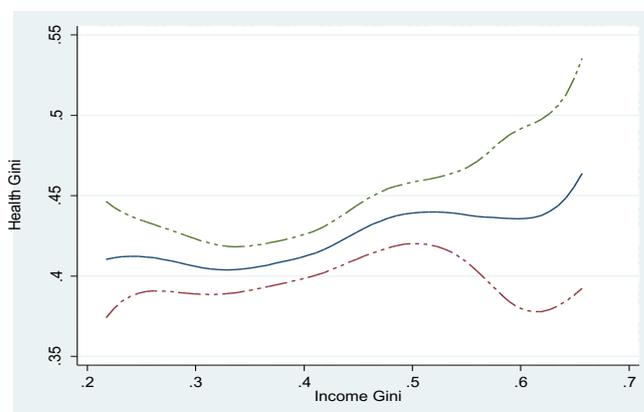
L'analyse non paramétrique de la relation entre inégalités de revenu et de santé révèle une dynamique complexe qui se manifeste en trois phases distinctes, culminant dans une forme en S inversé caractéristique. La Figure 2 présente les résultats des estimations non paramétriques et semi-paramétriques de cette relation.

**Figure 2 : Relation entre inégalités de revenu et inégalités de santé**

Modèle non paramétrique



Modèle semi paramétrique



Source : Auteurs

La première phase (coefficient de Gini de revenu entre 0,22 et 0,40) présente initialement une légère décroissance, suivie d'une progression quasi-linéaire jusqu'à 0,39. Cette décroissance

initiale peut s'expliquer par "l'effet de cohésion sociale primaire" : dans les sociétés relativement égalitaires, les premières manifestations d'inégalités peuvent déclencher des mécanismes de solidarité communautaire et des réponses institutionnelles précoces, créant temporairement un effet protecteur. Passé ce seuil, la relation s'inscrit dans la théorie classique du gradient social de santé.

La deuxième phase (coefficient de Gini entre 0,40 et 0,46) marque une stabilisation inattendue des inégalités de santé autour de 19, correspondant à ce que Mackenbach (2012) identifie comme un "plateau institutionnel". Ce phénomène reflète l'activation des mécanismes de protection sociale et l'adaptation des systèmes de santé aux inégalités structurelles.

L'analyse semi-paramétrique met en évidence une relation en forme de W caractéristique, avec une estimation moyenne  $m(z\_mean)$  de 71,16 (SE = 0,22). Cette configuration diffère de celle du modèle non paramétrique, soulignant l'importance des facteurs contextuels dans la modulation de la relation entre inégalités de revenu et de santé. Le Tableau 6 présente les coefficients des variables de contrôle.

**Tableau 7 : Effet des variables de contrôle - Modèle des inégalités de revenu**

| Variable               | Coefficient | Erreur standard | Statistique t |
|------------------------|-------------|-----------------|---------------|
| PIB par habitant (log) | -5,8963***  | 0,3423          | -17,23        |
| Dépenses de santé      | 0,0006***   | 0,0002          | 3,00          |
| Urbanisation           | -0,0216     | 0,0160          | -1,35         |
| Démocratie             | -0,0223*    | 0,0123          | -1,81         |

Note : \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Variable dépendante : Indice de Gini des inégalités de santé.

Source : Auteurs

Le PIB par habitant émerge comme le facteur le plus influent avec un coefficient fortement négatif (-5,90,  $p < 0,01$ ), corroborant la théorie de Preston (1975) sur le rôle fondamental du développement économique dans la réduction des inégalités de santé. Les dépenses de santé par habitant montrent un effet positif mais marginal (0,0006,  $p < 0,01$ ), suggérant des rendements décroissants des investissements en santé. Le niveau de démocratie montre un effet négatif modéré (-0,02,  $p < 0,1$ ) sur les inégalités de santé, s'alignant avec les travaux de Mackenbach et McKee (2013) sur l'importance des institutions démocratiques dans la promotion de l'équité en santé.

La comparaison des résultats avec et sans variables de contrôle révèle un changement substantiel dans la relation entre inégalités de revenu et de santé. L'introduction des variables de contrôle transforme la relation en une forme en W, avec un minimum autour d'un coefficient de Gini de 0,36. Cette transformation suggère que l'impact des inégalités de revenu sur les inégalités de santé est profondément conditionné par le contexte de développement. En particulier, la forte significativité du PIB par habitant indique que le même niveau d'inégalités de revenu peut avoir des effets très différents sur la santé selon le niveau de développement économique du pays.

### c. Comparaison des effets des inégalités éducatives et de revenu

La comparaison des résultats met en évidence plusieurs différences importantes entre les effets des inégalités éducatives et de revenu sur les inégalités de santé :

1. **Amplitude des effets** : Les inégalités éducatives induisent une variation des inégalités de santé d'une amplitude de 17,17 points (de 41,63 à 58,80) contre seulement 8,58 points (de 70,82 à 78,24) pour les inégalités de revenu. Cette différence d'amplitude, statistiquement significative, suggère une prédominance des mécanismes de transmission éducatifs.

2. **Forme fonctionnelle** : La réponse des inégalités de santé aux inégalités de revenu suit une courbe en S inversé, tandis que la réponse aux inégalités éducatives manifeste une progression monotone mais non linéaire, avec des phases d'accélération distinctes.
3. **Persistance** : Les effets des inégalités éducatives montrent une plus grande robustesse à l'inclusion des variables de contrôle, suggérant des mécanismes de transmission plus autonomes que ceux des inégalités de revenu.
4. **Interaction avec le développement économique** : Les effets des inégalités de revenu sont fortement modulés par le niveau de développement économique (coefficient du PIB par habitant : -5,90), tandis que les effets des inégalités éducatives semblent moins dépendants du contexte économique (coefficient du PIB par habitant : -2,87).

Ces différences ont des implications cruciales pour la gouvernance sanitaire. Elles suggèrent que les politiques ciblant les inégalités éducatives pourraient avoir un impact plus significatif et plus persistant sur la réduction des inégalités de santé que celles ciblant uniquement les inégalités de revenu. Cependant, l'interaction avec le niveau de développement indique que des approches différenciées sont nécessaires selon le contexte économique des pays.

#### d. Limites et perspectives de recherche

Cette étude présente certaines limites qui ouvrent des perspectives pour de futures recherches. Premièrement, bien que notre approche non paramétrique permette d'identifier des relations non linéaires, elle ne peut établir de causalité définitive. Des analyses complémentaires utilisant des variables instrumentales ou des expériences naturelles pourraient renforcer l'inférence causale. Deuxièmement, notre mesure des inégalités de santé, bien que plus complète que les approches antérieures, reste fondée sur la mortalité et ne capture pas les aspects liés à la morbidité ou à la qualité de vie. L'intégration de mesures d'espérance de vie en bonne santé, comme proposé par Permanyer et al. (2023), enrichirait l'analyse.

Une extension prometteuse de cette recherche consisterait à approfondir l'analyse des interactions entre inégalités de revenu et inégalités éducatives dans la détermination des inégalités de santé. De même, l'exploration des variations régionales au sein des pays offrirait une compréhension plus fine des mécanismes à l'œuvre à différentes échelles géographiques.

#### 5. Conclusion

Cette étude apporte une contribution significative à la compréhension des déterminants structurels des inégalités de santé à l'échelle mondiale. En mobilisant une approche méthodologique innovante – fondée sur des modèles non paramétriques et semi-paramétriques appliqués à un panel international de 112 pays sur 30 ans – nous avons mis en évidence la complexité des mécanismes reliant les disparités socioéconomiques aux résultats sanitaires.

Trois apports principaux se dégagent. Premièrement, l'analyse révèle que les inégalités éducatives ont un effet plus marqué, plus robuste et plus persistant sur les inégalités de santé que les inégalités de revenu. Ce résultat, statistiquement significatif, souligne l'importance stratégique du capital humain dans la réduction des disparités sanitaires. Deuxièmement, la forme des relations observées – non linéaire dans le cas de l'éducation, en U dans celui du revenu – invite à repenser les politiques publiques en fonction des seuils critiques identifiés. Ces inflexions traduisent des dynamiques de cumul ou de résilience qui échappent aux modèles linéaires traditionnels. Troisièmement, nos résultats démontrent que le contexte économique et institutionnel module l'intensité des effets, mais sans en annuler la structure profonde.

Ces constats ont des implications majeures. Ils plaident en faveur d'une réorientation des politiques de réduction des inégalités de santé vers des interventions centrées sur l'éducation, en particulier dans les contextes où les inégalités éducatives dépassent certains seuils critiques. Loin de s'opposer, les politiques éducatives et économiques doivent être articulées pour maximiser leur impact. Par ailleurs, l'effet atténuateur du développement économique sur les

inégalités de santé rappelle l'importance de renforcer les capacités institutionnelles et la gouvernance démocratique pour assurer une distribution équitable des ressources sanitaires. Enfin, cette recherche ouvre des perspectives stimulantes pour de futurs travaux. L'exploration des mécanismes microéconomiques sous-jacents, l'analyse des dynamiques régionales intra-pays, ou encore l'intégration d'indicateurs de qualité de vie en santé constituent autant de prolongements possibles. En somme, notre étude propose une lecture renouvelée des inégalités de santé, à la croisée de l'économie du développement, de l'économétrie appliquée et de l'analyse des politiques publiques.

## 6. Références

- Aburto, J. M., & van Raalte, A. (2018). Lifespan dispersion in times of life expectancy fluctuation: the case of Central and Eastern Europe. *Demography*, 55, 2071-2096.
- Baker, E. H., Rendall, M. S., & Weden, M. M. (2018). Epidemiological paradox or immigrant vulnerability? Obesity among young children of immigrants. *Demography*, 52(4), 1295-1320.
- Barro, R. J., & Lee, J. W. (2021). A new data set of educational attainment in the world, 1950--2010. *Journal of Development Economics*, 104, 184-198.
- Braveman, P., & Gottlieb, L. (2014). The social determinants of health: It's time to consider the causes of the causes. *Public Health Reports*, 129(Suppl 2), 19-31.
- Case, A., & Deaton, A. (2017). Mortality and morbidity in the 21st century. *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2017, 397-476.
- Chen, M., & Meltzer, D. (2018). Inequality in access to healthcare and health outcomes: evidence from European countries. *Health Economics*, 27, 789-803.
- Chen, X., Gao, H., & Li, T. (2021). Educational inequalities and health care access: evidence from Chinese provinces. *Regional Studies*, 55(4), 631-646.
- Cutler, D. M., & Lleras-Muney, A. (2010). Understanding differences in health behaviors by education. *Journal of Health Economics*, 29(1), 1-28.
- Deaton, A. (2013). *The Great Escape: Health, Wealth, and the Origins of Inequality*. Princeton University Press.
- Edwards, R. D., & Tuljapurkar, S. (2005). Inequality in life spans and a new perspective on mortality convergence across industrialized countries. *Population and Development Review*, 31(4), 645-674.
- Goldman, D. P., & Smith, J. P. (2015). Health inequalities across the distribution: evidence from quantile regressions. *Health Economics*, 24(7), 845-857.
- Hanada, K. (1983). A formula of Gini's concentration ratio and its application to life tables. *Journal of Japan Statistical Society*, 13(2), 95-98.
- Härdle, W., & Mammen, E. (1993). Comparing nonparametric versus parametric regression fits. *The Annals of Statistics*, 21(4), 1926-1947.
- Insee. (2024). L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme jusqu'en 2020-2022 - Méthode. *Document de travail*, N°2024-17, 1-45.
- Kumar, R., & Singh, A. (2022). Multidimensional inequality and health disparities: a threshold panel analysis. *Social Indicators Research*, 161(3), 1059-1079.
- Le Grand, J. (1987). Inequalities in health: some international comparisons. *European Economic Review*, 31(1-2), 182-191.
- Leigh, A., & Jencks, C. (2007). Inequality and mortality: long-run evidence from a panel of countries. *Review of Economics and Statistics*, 89(1), 47-58.
- Li, D. X., & Zhou, J. (2011). Managing counterparty credit risk in OTC derivatives. *Journal of Derivatives*, 18(3), 98-112.

- Link, B. G., & Phelan, J. C. (2022). Understanding how social conditions affect health: integrating the concepts of fundamental causes and disease-causing mechanisms. *Annual Review of Public Health*, 43, 315-334.
- Lynch, J., Smith, G. D., Harper, S., & Hillemeier, M. (2004). Is income inequality a determinant of population health? Part 1. *The Milbank Quarterly*, 82(1), 5-99.
- Mackenbach, J. P. (2012). The persistence of health inequalities in modern welfare states: the explanation of a paradox. *Social Science & Medicine*, 75(4), 761-769.
- Mackenbach, J. P., Kunst, A. E., & Huisman, M. (2016). Persistent inequalities in mortality by educational level in Europe: 1980-2014. *European Journal of Public Health*, 26(1), 6-15.
- Mackenbach, J. P., & McKee, M. (2013). A comparative analysis of health policy performance in 43 European countries. *European Journal of Public Health*, 23(2), 195-201.
- Mackenbach, J. P., Stirbu, I., Roskam, A. J., Schaap, M. M., Menvielle, G., Leinsalu, M., & Kunst, A. E. (2008). Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *New England Journal of Medicine*, 358(23), 2468-2481.
- Marmot, M. (2015). *The Health Gap: The Challenge of an Unequal World*. Bloomsbury Publishing.
- Marshall, M. G., & Gurr, T. R. (2020). *Polity5: Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2018*. Center for Systemic Peace.
- McCartney, G., Popham, F., McMaster, R., & Cumbers, A. (2021). Defining health and health inequalities. *Public Health*, 178, 1-6.
- Merton, R. K. (1968). The Matthew effect in science. *Science*, 159(3810), 56-63.
- Montez, J. K., & Zajacova, A. (2013). Educational disparities in health in the United States: evidence from states with different levels of mobility. *Social Science & Medicine*, 95, 21-29.
- Permanyer, I., Spijker, J., Blanes, A., & Renteria, E. (2023). Inequalities in lifespan variability by education for men and women in Europe. *Population, Space and Place*, 29(2), e2579.
- Pickett, K., & Wilkinson, R. (2015). *The Spirit Level: Why Equality is Better for Everyone*. Penguin Books.
- Preston, S. H. (1975). The changing relation between mortality and level of economic development. *Population Studies*, 29(2), 231-248.
- Ross, C. E., & Wu, C. (1995). The links between education and health. *American Sociological Review*, 60(5), 719-745.
- Ross, C. E., Wu, C., & Williams, D. R. (2012). Urban disparities in health: educational inequality and urban settings. *Social Science Research*, 41(4), 712-725.
- Shkolnikov, V. M., Andreev, E. E., & Begun, A. Z. (2003). Gini coefficient as a life table function: computation from discrete data, decomposition of differences and empirical examples. *Demographic Research*, 8, 305-358.
- Shkolnikov, V. M., Andreev, E. M., Zhang, Z., Oeppen, J., & Vaupel, J. W. (2011). Losses of expected lifetime in the United States and other developed countries: methods and empirical analyses. *Demography*, 48(1), 211-239.
- Smith, J. P., & Frank, R. (2020). Educational inequalities in life expectancy: global evidence from 40 countries. *Global Public Health*, 15(7), 935-954.
- Smits, J., & Monden, C. (2009). Length of life inequality around the globe. *Social Science & Medicine*, 68(6), 1114-1123.

- Solar, O., & Irwin, A. (2010). *A conceptual framework for action on the social determinants of health*. Social Determinants of Health Discussion Paper 2 (Policy and Practice), World Health Organization.
- Solt, F. (2020). Measuring income inequality across countries and over time: the standardized world income inequality database. *Social Science Quarterly*, 101(3), 1183-1199.
- Subramanian, S. V., & Kawachi, I. (2004). Income inequality and health: what have we learned so far? *Epidemiologic Reviews*, 26(1), 78-91.
- Torres, C., Canudas-Romo, V., & Oeppen, J. (2020). The contribution of urbanization to changes in life expectancy in Scotland, 1861-1910. *Population Studies*, 74(2), 261-275.
- UNDP (2016). *Human Development Report 2016: Human Development for Everyone*. United Nations Development Programme.
- Van Gils, P. F., Suijkerbuijk, A. W. M., Polder, J. J., de Wit, G. A., & Koopmanschap, M. (2020). Nederlandse preventie-uitgaven onder de loep. *TSG: Tijdschrift Voor Gezondheidswetenschappen*, 98(2), 92-96.
- van Raalte, A. A., Kunst, A. E., Lundberg, O., Leinsalu, M., Martikainen, P., Artnik, B., Deboosere, P., Stirbu, I., Wojtyniak, B., & Mackenbach, J. P. (2011). Socioeconomic inequalities in life expectancy and years of life lost to mortality across 16 European countries. *International Journal of Epidemiology*, 40(5), 1360-1371.
- van Raalte, A. A., Sasson, I., & Martikainen, P. (2018). The case for monitoring life-span inequality. *Science*, 362(6418), 1002-1004.
- Wilkinson, R., & Pickett, K. (2009). *The Spirit Level: Why More Equal Societies Almost Always Do Better*. Allen Lane.
- Wilmoth, J. R., & Horiuchi, S. (1999). Rectangularization revisited: variability of age at death within human populations. *Demography*, 36(4), 475-495.
- Zajacova, A., & Lawrence, E. M. (2018). Education and health inequality: a nonlinear perspective. *Demography*, 55(4), 1355-1380.

## Annexe I

L'équation de l'indice de Gini des inégalités de santé se présente comme suit :

$$Gini_{c,t}^H = \frac{1}{2l_0^2 e_{c,t}^0} \sum_{x=0}^{85} \sum_{y=0}^{85} d_{c,t}^x |a_{c,t}^x - a_{c,t}^y| d_{c,t}^y$$

Où :

- $Gini_{c,t}^H$  : Indice de gini des inégalités de santé pour le pays "c" à la période "t".
- Intervalles d'âge  $[x - (x + n_x)]$ , où  $x = 0,1,5,10,\dots,85$  ans et  $n_x$  est la largeur de l'intervalle d'âge en années.
- $a_{c,t}^x$  et  $a_{c,t}^y$  les âges moyens au décès pour les intervalles d'âge élémentaires  $[x - (x + n_x)]$  et  $[y - (y + n_y)]$  Respectivement du pays "c" à la période "t".
- $l_{c,t}^x$  est le nombre de personnes du pays "c" à la période "t", en partant d'une cohorte de 100 000 naissances vivantes ( $l_{c,t}^0 = l_0 = 100,000 \forall c, t$ ), qui survivent jusqu'à l'âge exact marquant le début de chaque intervalle d'âge.
- $d_{c,t}^x$  est le nombre de décès dans la table de mortalité du pays "c" à la période "t" dans l'intervalle d'âge  $[x - (x + n_x)]$ .
- $e_{c,t}^0$  est l'espérance de vie moyenne à la naissance du pays "c" à la période "t".

## Annexes II

Les modèles (1) et (2) sont estimés par la procédure itérative modifiée de Henderson et al. (2008) pour des données de panel déséquilibrées.

Le modèle (1) est utilisé pour illustrer la modification spécifique. Pour supprimer les effets fixes, on écrit :

$$\begin{aligned}\tilde{y}_{it} &\equiv y_{it} - y_{i1} = g(z_{it}) - g(z_{i1}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i1} \equiv g(z_{it}) - g(z_{i1}) + \tilde{\varepsilon}_{it} \\ \tilde{y}_i &= (\tilde{y}_{i2}, \dots, \tilde{y}_{im_i}) \tilde{\varepsilon}_i = (\tilde{\varepsilon}_{i2}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{im_i}) \mathbf{g}_i = (g_{i2}, \dots, g_{im_i}) g_{it} = g(z_{it})\end{aligned}$$

La matrice de variance-covariance de  $\tilde{\varepsilon}_{it}$  et son inverse sont calculés comme suit :

$\Sigma_i = \sigma_\varepsilon^2 (I_{m_i-1} + e_{m_i-1} e'_{m_i-1})$  et  $\Sigma_i^{-1} = \sigma_\varepsilon^{-2} (I_{m_i-1} - e_{m_i-1} e'_{m_i-1} / m_i)$ , où  $I_{m_i-1}$  est une matrice identité de dimension  $(m_i - 1)$  et  $e_{m_i-1}$  est un  $(m_i - 1) \times 1$  vecteur de uns. La fonction critère est donnée par :

$$\mathcal{E}_i(g_i, g_{i1}) = -\frac{1}{2} (\tilde{y}_i - g_i + g_{i1} e_{m_i-1})' \Sigma_i^{-1} (\tilde{y}_i - g_i + g_{i1} e_{m_i-1}), \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

Désignons les dérivées premières de  $\mathcal{E}_i(g_i, g_{i1})$  en ce qui concerne  $g_{it}$  comme  $\mathcal{E}_{i,tg}(g_i, g_{i1})$

$$t = 1, 2, \dots, m_i \text{ Alors } \mathcal{E}_{i,tg}(g_i, g_{i1}) = \begin{cases} -e'_{m_i-1} \Sigma_i^{-1} (\tilde{y}_i - g_i + g_{i1} e_{m_i-1}), & t = 1 \\ c'_{i,t-1} \Sigma_i^{-1} (\tilde{y}_i - g_i + g_{i1} e_{m_i-1}), & t \geq 2 \end{cases}$$

Où  $c_{i,t-1}$  est un  $(m_i - 1) \times 1$  matrice avec  $(t - 1)^{th}$  élément/autres éléments étant 1/0.

Dénoter  $(\alpha_0, \alpha_1)' \equiv (g(z), dg(z)/dz)'$ . Il peut être estimé en résolvant itérativement les conditions du premier ordre de la fonction critère ci-dessus :

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{m_i} \sum_{t=1}^{m_i} K_h(z_{it} - z) G_{it} \mathcal{E}_{i,tg} \left( \hat{g}_{[l-1]}(z_{i1}), \dots, G_{it} (\alpha_0, \alpha_1)', \dots, \hat{g}_{[l-1]}(z_{im_i}) \right) = 0$$

Où l'argument  $\mathcal{E}_{i,tg}$  est  $\hat{g}_{[l-1]}(z_{is})$  pour  $s \neq t$  et  $G_{it} (\alpha_0, \alpha_1)'$  quand  $s = t$ , et  $\hat{g}_{[l-1]}(z_{is})$  est le  $(l - 1)^{th}$  estimations itératives de  $(\alpha_0, \alpha_1)'$ . Ici  $G_{it} \equiv (1, (z_{it} - z)/h)'$  et  $k_h(v) = h^{-1} k(v/h)$ ,  $k(\cdot)$  est la fonction du noyau. Le prochain estimateur itératif de  $(\alpha_0, \alpha_1)'$  est égal à  $(\hat{g}_{[l]}(z), \hat{g}_{[l]}(z))' = D_1^{-1} (D_2 + D_3)$ , où :

$$\begin{aligned}D_1 &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{m_i} \left( e'_{m_i-1} \Sigma_i^{-1} e_{m_i-1} K_h(z_{i1} - z) G_{i1} G'_{i1} + \sum_{t=2}^{m_i} c'_{i,t-1} \Sigma_i^{-1} c_{i,t-1} K_h(z_{it} - z) G_{it} G'_{it} \right) \\ D_2 &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{m_i} \left( e'_{m_i-1} \Sigma_i^{-1} e_{m_i-1} K_h(z_{i1} - z) G_{i1} \hat{g}_{[l-1]}(z_{i1}) + \sum_{t=2}^{m_i} c'_{i,t-1} \Sigma_i^{-1} c_{i,t-1} K_h(z_{it} - z) G_{it} \hat{g}_{[l-1]}(z_{it}) \right) \\ D_3 &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{m_i} \left( -K_h(z_{i1} - z) G_{i1} e'_{m_i-1} \Sigma_i^{-1} H_{i,[l-1]} + \sum_{t=2}^{m_i} K_h(z_{it} - z) G_{it} c'_{i,t-1} \Sigma_i^{-1} H_{i,[l-1]} \right)\end{aligned}$$

et  $H_{i,[l-1]}$  est un  $(m_i - 1) \times 1$  vecteur avec des éléments :  $(\tilde{y}_{it} - (\hat{g}_{[l-1]}(z_{it}) -$

$$\hat{g}_{[l-1]}(z_{i1})) \Big), t = 1, 2, \dots, m_i$$

La méthode des séries peut être utilisée pour obtenir un estimateur initial pour  $g(\cdot)$ . Le critère de convergence pour l'itération est défini comme :

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{m_i} \sum_{t=2}^{m_i} \left( \hat{g}_{[l]}(z_{it}) - \hat{g}_{[l-1]}(z_{it}) \right)^2 / \sum_{i=1}^n \frac{1}{m_i} \sum_{t=2}^{m_i} \hat{g}_{[l-1]}^2(z_{it}) < 0,01.$$

De plus, la variance  $\sigma_\varepsilon^2$  est estimée par

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{m_i - 1} \sum_{t=2}^{m_i} \left( y_{it} - y_{i1} - \left( \hat{g}_{[l]}(z_{it}) - \hat{g}_{[l-1]}(z_{it}) \right) \right)^2$$

La variance de l'estimateur itératif  $\hat{g}(z)$  est calculé comme  $\kappa \left( nh\hat{\Omega}(z) \right)^{-1}$ , où

$$\kappa = \int k^2(v) dv, \text{ et } \hat{\Omega}(z) = \sum_{i=1}^n \frac{m_i - 1}{m_i} \sum_{t=2}^{m_i} K_h(z_{i1} - z) / \hat{\sigma}_\varepsilon^2.$$

Pour l'estimation du modèle semi-paramétrique (2), nous désignons l'estimateur non paramétrique des fonctions de régression des variables de contrôle  $x$  et de la variable dépendante  $y$  par  $\hat{g}_x(\cdot) = \left( \hat{g}_{x,1}(\cdot), \dots, \hat{g}_{x,d}(\cdot) \right)'$  et  $\hat{g}_y(\cdot)$ , où  $d$  est le nombre de contrôles. Alors  $\beta$  est estimé par :

$$\hat{\beta} = \left( \sum_{i=1}^n \frac{\tilde{x}_{i*}' \Sigma_i^{-1} \tilde{x}_{i*}}{m_i} \right)^{-1} \left( \sum_{i=1}^n \frac{\tilde{x}_{i*}' \Sigma_i^{-1} \tilde{y}_{i*}}{m_i} \right),$$

Où  $\tilde{x}_{i*}$  et  $\tilde{y}_{i*}$  sont respectivement  $(m_i - 1) \times d$  et  $(m_i - 1) \times 1$  matrices avec  $t^{th}$  élément de ligne étant  $\tilde{x}_{it*} = \tilde{x}_{it} - \left( \hat{g}_x(z_{it}) - \hat{g}_x(z_{i1}) \right)$  et  $\tilde{y}_{it*} = \tilde{y}_{it} - \left( \hat{g}_y(z_{it}) - \hat{g}_y(z_{i1}) \right)$ .

La fonction non paramétrique  $g(\cdot)$  est estimée par la même méthode que ci-dessus sauf que  $\tilde{y}_{it}$  est remplacé par  $\tilde{y}_{it} - x_{it}' \hat{\beta}$  chaque fois que cela se produit.

### **Annexes III**

#### **Liste numérotée des 112 pays de l'étude**

1. Afghanistan, 2. Afrique du Sud, 3. Algérie, 4. Allemagne, 5. Arabie saoudite, 6. Argentine, 7. Arménie, 8. Australie, 9. Autriche, 10. Bahreïn, 11. Bangladesh, 12. Belgique, 13. Bénin, 14. Botswana, 15. Brésil, 16. Bulgarie, 17. Burundi, 18. Cambodge, 19. Cameroun, 20. Canada, 21. Chili, 22. Chine, 23. Chypre, 24. Colombie, 25. Costa Rica, 26. Croatie, 27. Danemark, 28. Égypte, 29. El Salvador, 30. Émirats arabes unis, 31. Équateur, 32. Espagne, 33. Estonie, 34. États-Unis, 35. Fidji, 36. Finlande, 37. France, 38. Ghana, 39. Grèce, 40. Guatemala, 41. Guyana, 42. Haïti, 43. Honduras, 44. Hongrie, 45. Inde, 46. Indonésie, 47. Irak, 48. Irlande, 49. Italie, 50. Jamaïque, 51. Japon, 52. Jordanie, 53. Kazakhstan, 54. Kenya, 55. Koweït, 56. Lesotho, 57. Lettonie, 58. Liban, 59. Libéria, 60. Libye, 61. Lituanie, 62. Luxembourg, 63. Malaisie, 64. Malawi, 65. Mali, 66. Maroc, 67. Maurice, 68. Mauritanie, 69. Mexique, 70. Mongolie, 71. Mozambique, 72. Namibie, 73. Nicaragua, 74. Niger, 75. Norvège, 76. Nouvelle-Zélande, 77. Ouganda, 78. Pakistan, 79. Panama, 80. Papouasie-Nouvelle-Guinée, 81. Paraguay, 82. Pays-Bas, 83. Pérou, 84. Philippines, 85. Pologne, 86. Portugal, 87. Qatar, 88. République centrafricaine, 89. République dominicaine, 90. Roumanie, 91. Royaume-Uni, 92. Russie, 93. Rwanda, 94. Sénégal, 95. Serbie, 96. Sierra Leone, 97. Singapour, 98. Slovénie, 99. Soudan, 100. Sri Lanka, 101. Suède, 102. Suisse, 103. Syrie, 104. Tadjikistan, 105. Thaïlande, 106. Togo, 107. Trinité-et-Tobago, 108. Tunisie, 109. Ukraine, 110. Uruguay, 111. Zambie, 112. Zimbabwe