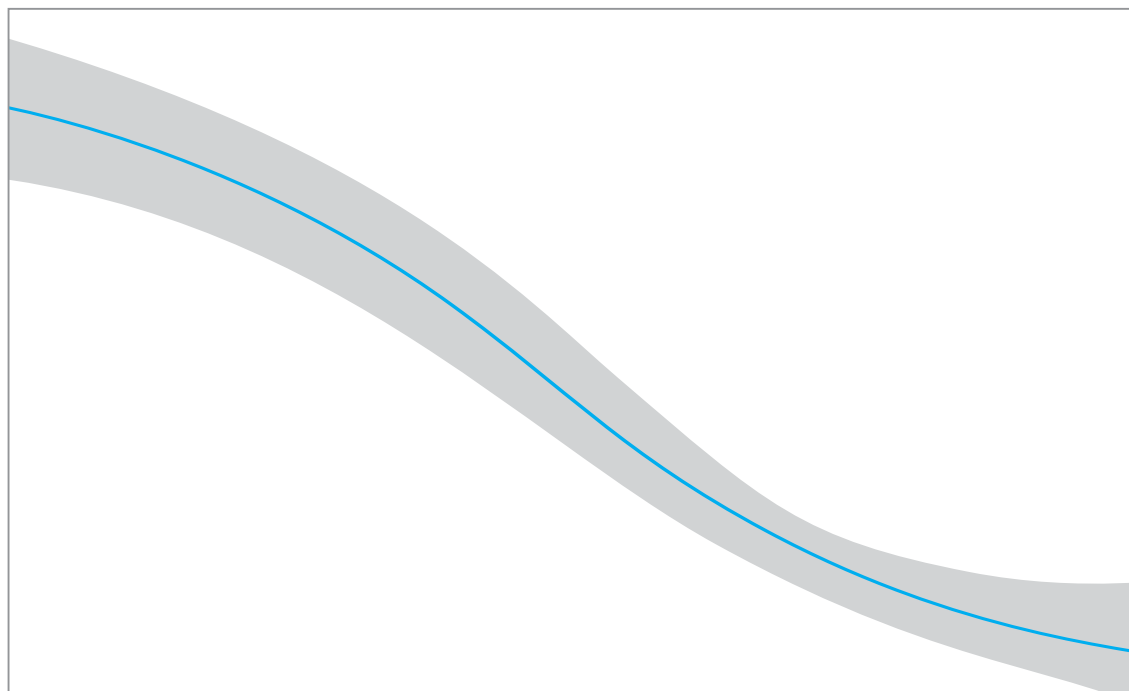


Notes explicatives

Séries de tendances en matière de mortalité de l'enfant, de l'adolescent et du jeune adulte jusqu'en 2019



Groupe interorganisations des Nations Unies pour l'estimation de la mortalité juvénile (IGME)

Organismes membres : UNICEF, OMS, Division de la population des Nations Unies et Groupe de la Banque mondiale

Septembre 2020

Réunissant des membres de l'UNICEF, de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS) et du Groupe de la Banque mondiale, le Groupe interorganisations des Nations Unies pour l'estimation de la mortalité juvénile (IGME) a été créé en 2004 afin de progresser dans le suivi des avancées vers la réalisation des objectifs relatifs à la survie de l'enfant.

Conformément à la décision de la Commission de statistique et à la résolution 2006/6 du Conseil économique et social des Nations Unies, les estimations de l'IGME relatives à la mortalité infanto-juvénile sont établies en concertation avec les pays. L'UNICEF et l'OMS s'engagent à les consulter conjointement en ce qui concerne les indicateurs de suivi des objectifs de développement durable (ODD) 3.2.1 (tous les pays doivent chercher à ramener la mortalité des enfants de moins de 5 ans à 25 pour 1 000 naissances vivantes au plus) et 3.2.2 (tous les pays doivent chercher à ramener la mortalité néonatale à 12 pour 1 000 naissances vivantes au plus), ainsi que d'autres indicateurs liés à la mortalité infanto-juvénile.

La nouvelle série d'estimations est publiée par l'IGME en septembre 2020. Ces estimations paraîtront également dans la Base de données mondiale des Nations Unies relative aux indicateurs de suivi des objectifs de développement durable, dans le rapport de l'UNICEF La Situation des enfants dans le monde et dans l'Observatoire mondial de la Santé de l'OMS.

Les méthodes employées par l'IGME afin d'estimer la mortalité infanto-juvénile sont résumées dans le présent document. Toutefois, les procédures utilisées pour évaluer la mortalité de l'enfant, de l'adolescent et du jeune adulte varient selon les États membres, en fonction de la disponibilité et de la nature des données. Ces estimations ont été révisées afin de tenir compte des nouvelles données. Par conséquent, elles ne sont pas nécessairement comparables avec celles publiées dans les précédents rapports de l'IGME¹ ou dans les *Statistiques sanitaires mondiales*².

1. Méthode

Afin d'obtenir une estimation annuelle de la mortalité infanto-juvénile, l'IGME applique la méthode globale suivante :

1. L'entité collecte l'ensemble des données disponibles représentatives au niveau national et pertinentes pour l'estimation de la mortalité chez les enfants et les jeunes, notamment celles issues des systèmes d'enregistrement à l'état civil, du recensement de la population, des enquêtes sur les ménages et des systèmes d'enregistrement par échantillons, et évalue leur qualité.
2. Elle recalcule les données et procède, si nécessaire, à des ajustements, en utilisant les méthodes classiques.
3. Elle applique à ces données un modèle statistique, afin d'établir une courbe de tendance lissée permettant d'aplanir les éventuelles disparités entre les estimations relatives à un pays donné, générées par la diversité des sources de données.
4. Elle extrapole ce modèle à une année cible, 2019 dans le cas présent.

Afin d'améliorer la transparence du processus d'estimation, l'IGME a créé un portail Internet destiné à l'estimation de la mortalité infanto-juvénile (www.childmortality.org). Ce portail présente des estimations nationales, régionales et mondiales, regroupe l'ensemble des données disponibles sur la mortalité infanto-juvénile et indique les données officiellement utilisées par l'IGME à l'heure actuelle. Dès que les nouvelles estimations seront définitivement établies, le portail Internet sera mis à jour afin d'intégrer toutes les nouvelles données disponibles et les estimations les plus récentes.

2. Sources des données

Les estimations de la mortalité représentatives au niveau national peuvent être réalisées à partir de différentes sources, notamment les registres de l'état civil et les enquêtes par sondage. Rarement représentatives au niveau national, les

données transmises par les sites de surveillance démographique et les hôpitaux sont écartées. Le système d'enregistrement à l'état civil, qui consigne les naissances et les décès de manière continue, est la source de données privilégiée. Un registre complet et un système efficace donneront lieu à des estimations précises et actualisées. Cependant, dans la plupart des pays en développement, ce système présente des dysfonctionnements. Par conséquent, les enquêtes sur les ménages, telles que les enquêtes par grappes à indicateurs multiples (MICS) appuyées par l'UNICEF, les enquêtes démographiques et de santé (EDS) soutenues par l'Agence des États-Unis pour le développement international, et les recensements périodiques de la population sont devenus les principales sources de données en matière de mortalité de l'enfant, de l'adolescent et du jeune adulte (entre 0 et 24 ans). Lors de ces enquêtes, les femmes sont interrogées sur la survie de leurs enfants et de leurs frères et sœurs, et leurs déclarations servent de base pour estimer la mortalité des enfants, des adolescents et des jeunes adultes dans la majorité des pays en développement.

La première étape du processus visant à estimer les niveaux et les tendances récentes en matière de mortalité de l'enfant, de l'adolescent et du jeune adulte consiste à recueillir l'ensemble des nouvelles données disponibles puis à les ajouter aux bases de données du portail Internet de l'IGME. Il s'agit notamment des dernières statistiques publiées à partir du système d'enregistrement à l'état civil, des résultats de recensements ou d'enquêtes sur les ménages effectués récemment et parfois de résultats plus anciens, mais jusqu'alors indisponibles.

2.1 Données issues des registres de l'état civil

2.1.1 Mortalité néonatale, infantile et juvénile

Dans le cas de données issues des registres de l'état civil, le taux de mortalité infantile (TMI) et chez les enfants de moins de 5 ans (TMM5) est calculé à partir d'une table de mortalité abrégée pour une période standard. Les chiffres indiqués correspondent au nombre de décès des enfants

de moins de 1 an (soit la tranche d'âge D_0) et ceux ayant entre 0 et 1-4 ans (D_{1-4}), ainsi qu'au nombre d'enfants de ces mêmes tranches d'âge en milieu d'année (P_0 et P_{1-4}).

Les formules appliquées sont les suivantes :

Étant donné que :

${}_nq_x$ est la probabilité de décéder entre l'âge x et l'âge $x+n$,

${}_1M_0 = D_0/P_0$, taux de décès chez les moins de 1 an,

${}_4M_1 = D_{1-4}/P_{1-4}$, taux de décès chez les enfants âgés de 1 à 4 ans,

Alors :

$${}_1q_0 = {}_1M_0 / [1 + (1 - {}_1a_0) * {}_1M_0]$$

où ${}_1a_0$ est la fraction d'année vécue par un enfant décédé

${}_1a_0 = 0,1$ pour les pays à faible mortalité et ${}_1a_0 = 0,3$ pour les pays à forte mortalité

$${}_5q_0 = 1 - (1 - {}_1q_0)(1 - {}_4q_1)$$

où ${}_4q_1 = 4 * {}_4M_1 / [1 + (4 - {}_4a_1) * {}_4M_1]$ où ${}_4a_1$ est la fraction d'années vécues par les enfants décédés entre 1 et 4 ans

$${}_4a_1 = 1,6$$

Enfin : TMI = ${}_1q_0 * 1\ 000$ et TMM5 = ${}_5q_0 * 1\ 000$

Quant au taux de mortalité néonatale, il est calculé à partir du nombre de décès des enfants de moins de 1 mois et des naissances vivantes.

Lors de précédentes révisions, l'IGME a ajusté les données issues des registres de l'état civil, incomplètes du fait de la non-déclaration de certains décès infantiles précoces dans plusieurs pays européens. Pour de plus amples précisions sur les ajustements effectués par le passé, veuillez consulter les Remarquesⁱ.

2.1.2 Mortalité chez les enfants âgés de 5 à 14 ans et les jeunes âgés de 15 à 24 ans

La probabilité ${}_{10}q_5$, selon laquelle un enfant âgé de 5 ans meurt avant d'atteindre son quinzième anniversaire est calculée à partir d'une table de mortalité abrégée pour une période standard. Les chiffres indiqués correspondent au nombre de décès des enfants ayant entre 5 et 9 ans (soit

la tranche d'âge D_{5-9}) et entre 10 et 14 ans (D_{10-14}), ainsi qu'au nombre d'enfants de ces mêmes tranches d'âge en milieu d'année (P_{5-9} et P_{10-14}).

- Le taux de mortalité pour la tranche d'âge des 5-9 ans (${}_5M_5$) est obtenu en divisant D_{5-9} par P_{5-9} .
- La probabilité ${}_5q_5$ correspondant au risque de décès entre 5 et 10 ans, ${}_5q_5 = (5 * {}_5M_5) / [1 + (5 - {}_5a_5) * {}_5M_5]$, ${}_5a_5$ étant le nombre moyen d'années vécues par les enfants décédés appartenant à la tranche d'âge des 5-9 ans (fixé à 2,5 pour tous les pays).
- Le même calcul est appliqué pour ${}_5q_{10}$.
- Enfin, ${}_{10}q_5 = 1 - (1 - {}_5q_5)(1 - {}_5q_{10})$.

La probabilité ${}_{10}q_{15}$ selon laquelle un adolescent âgé de 15 ans meurt avant d'atteindre son vingt-cinquième anniversaire est également calculée à partir du nombre de décès des adolescents ayant entre 15 et 19 ans (soit la tranche d'âge D_{15-19}) et entre 20 et 24 ans (D_{20-24}), ainsi qu'à partir du nombre d'enfants de ces mêmes tranches d'âge en milieu d'année (P_{15-19} et P_{20-24}), en utilisant la même approche que celle décrite ci-dessus.

Dans de rares pays, même si les données issues des registres de l'état civil ont été jugées trop incomplètes pour être utilisées dans les estimations de la mortalité chez les moins de 5 ans, elles ont été prises en compte dans l'évaluation de la mortalité chez les enfants âgés de plus de 5 ans. Les registres et les statistiques de l'état civil peuvent indiquer un pourcentage de décès plus élevé chez les enfants plus âgés, les adolescents et les jeunes adultes que chez les jeunes enfants, plus susceptibles de ne pas être déclarés, en particulier lorsqu'ils se produisent en période néonatale.

Pour sélectionner les années dont les données d'enregistrement à l'état civil seraient incluses pour un pays donné, et calculer les facteurs d'ajustement en cas de données d'état civil incomplètes, nous avons utilisé une approche à mi-chemin entre la méthode généralisée de la balance de l'accroissement démographique (GGB) et la méthode de l'extinction des cohortes synthétiques (SEG). La méthode GGBSEG

ainsi obtenue, l'une des multiples approches démographiques de la « distribution des décès³», s'est révélée plus efficace que les méthodes GGB et SEG utilisées séparément. La méthode GGBSEG est appliquée dans le module DDM du logiciel de statistique R⁴. L'exhaustivité a été estimée pour chaque pays sur les périodes comprises entre les deux recensements les plus récents pour lesquels une répartition de la population par tranche d'âge était disponible dans l'Annuaire démographique⁵. Lorsque l'exhaustivité estimée était inférieure à 80 %, les taux de mortalité calculés à partir des données d'enregistrement à l'état civil n'étaient pas pris en compte dans l'ajustement du modèle. Lorsque l'exhaustivité était supérieure ou égale à 95 %, les données enregistrées étaient considérées comme pratiquement complètes, et aucun ajustement n'était effectué pour réviser à la hausse les estimations de la mortalité. Lorsque l'exhaustivité était comprise en 80 et 95 %, nous avons multiplié l'inverse du taux d'exhaustivité par le nombre de décès afin d'obtenir des estimations ajustées. Les méthodes de distribution des décès ne pouvant être utilisées pour estimer l'exhaustivité des données d'enregistrement des décès des enfants de moins de 5 ans, ces ajustements s'appliquent uniquement aux données sur la mortalité des plus de 5 ans.

2.2 Données issues des enquêtes

2.2.1 Mortalité néonatale, infantile et juvénile

La majorité des données relatives à la mortalité des enfants de moins de 5 ans sont recueillies au moyen de l'une ou l'autre de ces méthodes : l'historique complet des naissances, dans lequel les femmes sont interrogées sur la date de naissance de chacun de leurs enfants, sur la survie ou non de l'enfant et, le cas échéant, sur son âge au moment du décès ; et l'historique résumé des naissances, où elles sont uniquement interrogées sur le nombre d'enfants auxquels elles ont donné naissance et sur le nombre de ceux qui sont décédés (ou, ce qui revient au même, sur le nombre de ceux qui sont encore en vie).

Recueillies grâce à l'ensemble des enquêtes démographiques et de santé (EDS), mais aussi de plus en plus grâce aux enquêtes par grappes à indicateurs multiples (MICS), les données issues des historiques complets des naissances permettent de calculer les indicateurs de mortalité infanto-juvénile pour des périodes antérieures spécifiques. Ces enquêtes permettent de publier des estimations de la mortalité chez les enfants âgés de moins de 5 ans couvrant trois périodes quinquennales avant l'enquête, soit antérieures de 0 à 4 ans, de 5 à 9 ans et de 10 à 14 ans^{6, 7, 8}. L'IGME a recalculé des estimations pour des périodes correspondant à une année civile, en prenant comme référence une année civile unique pour les périodes immédiatement antérieures à l'enquête, puis en augmentant progressivement le nombre d'années considérées pour les périodes plus éloignées dans le temps, chaque fois que l'enquête fournissait des microdonnées. Les estimations correspondant d'abord à une année civile unique puis à des périodes de deux ans, ou à des périodes de deux ans puis à des périodes de trois ans, etc., les points de rupture pour une enquête donnée reposent sur les coefficients de variation (mesurant l'incertitude de l'échantillonnage) des estimations⁹.

Fondé sur les données recueillies par le biais des recensements et de nombreuses enquêtes sur les ménages, l'historique résumé des naissances retient généralement l'âge de la femme interrogée comme indicateur de la durée d'exposition de ses enfants au risque de décès. Des modèles permettent d'estimer les indicateurs de mortalité relatifs à des périodes passées chez les enfants de moins de 5 ans nés de femmes âgées de 25-29 ans à 45-49 ans. Cette méthode bien connue présente cependant plusieurs inconvénients. À partir de la série d'estimations réalisées en 2014, l'IGME a remplacé l'historique résumé des naissances par une méthode fondée sur la classification des femmes en fonction du temps écoulé depuis la première naissance. Cette nouvelle méthode présente plusieurs avantages par rapport à l'ancienne : Tout d'abord, elle comporte généralement moins d'erreurs d'échantillonnage.

Ensuite, elle permet d'éviter l'hypothèse problématique selon laquelle les estimations réalisées pour chaque tranche d'âge sont bien représentatives de la mortalité de l'ensemble de la population. Par conséquent, elle est moins sensible au biais de sélection généré par le cas des jeunes femmes connaissant une maternité précoce, puisque seules les femmes déclarant une première naissance sont prises en compte. Enfin, grâce à cette méthode, les fluctuations dans le temps sont moins marquées, en particulier dans les pays dotés d'une fertilité et d'une mortalité relativement faibles. L'IGME juge les améliorations apportées par les estimations fondées sur le temps écoulé depuis la première naissance plus intéressantes par rapport aux estimations reposant sur une classification en fonction de l'âge de la mère. Aussi a-t-elle procédé, lorsque les microdonnées étaient disponibles, à une nouvelle analyse des données en utilisant cette nouvelle méthode.

Par ailleurs, suivant les conseils de son groupe consultatif technique, l'IGME n'a pas tenu compte des estimations relatives à la mortalité infanto-juvénile fondées sur les données de l'historique résumé des naissances, lorsque des estimations fondées sur l'historique complet des naissances avaient pu être réalisées lors d'une même enquête¹⁰.

Les données de l'historique résumé des naissances ne sont pas utilisées pour calculer la mortalité néonatale.

2.2.2 Mortalité chez les enfants âgés de 5 à 14 ans et les jeunes âgés de 15 à 24 ans

L'historique complet des naissances permet également d'évaluer la mortalité chez les enfants âgés de 5 à 14 ans. Cependant, les données de l'historique résumé des naissances ne sont pas utilisées pour calculer la mortalité chez les enfants âgés de 5 à 14 ans car aucune méthode indirecte n'a été élaborée à cette fin.

La mortalité des jeunes adultes âgés de 15 à 24 ans a été estimée à partir de l'historique de survie des frères et sœurs. Afin d'établir

l'historique de survie des frères et sœurs, il est demandé aux femmes âgées de 15 à 49 ans de dresser la liste de tous leurs enfants par ordre de naissance, et d'indiquer pour chaque membre de la fratrie son sexe, s'il est en vie ou non, son âge actuel (s'il est en vie) ou, s'il est décédé, son âge au moment du décès ainsi que le nombre d'années écoulées depuis son décès. L'historique des frères et sœurs a été largement utilisé pour modéliser la mortalité adulte dans les pays dépourvus de registres d'état civil et pour suivre l'évolution de la mortalité maternelle^{11, 12, 13}.

L'historique de survie des frères et sœurs a servi à estimer la probabilité qu'un jeune âgé de 15 ans décède avant d'atteindre son vingt-cinquième anniversaire (${}_{10}q_{15}$) pour une période antérieure de 0 à 12 ans à chaque enquête. Cette période était divisée en intervalles de différentes durées (6, 4, 3, 2 ans ou 1 an) selon le coefficient de variation des estimations.

2.3 Ajustement réalisé au titre des mères disparues dans les contextes à forte prévalence du VIH

Au sein des populations gravement touchées par le VIH/sida, les enfants séropositifs (VIH+) ont des chances de survie inférieures à celles des autres enfants. En raison de la forte probabilité que leur mère soit également décédée, leur mort est susceptible de ne pas être déclarée. Les estimations relatives à la mortalité infanto-juvénile auront donc tendance à être sous-estimées. L'ampleur du biais dépendra de la mesure dans laquelle la mortalité élevée des enfants séropositifs de moins de 5 ans n'est pas déclarée du fait du décès de leur mère. Le groupe consultatif technique de l'IGME a élaboré une méthode permettant d'ajuster la mortalité liée au VIH/sida pour chaque observation des données recueillies dans le cadre d'historiques complets des naissances réalisés au moment des épidémies de VIH/sida (de 1980 à nos jours), en adoptant un ensemble d'hypothèses simplifiées mais raisonnables concernant la répartition des naissances chez les femmes séropositives, liées tout d'abord à la durée de leur contamination, aux taux de transmission verticale et aux durées de survie aussi bien des mères que des enfants

depuis leur naissance¹⁵. Cette méthode a été appliquée à l'ensemble des EDS et des MICS fondées sur l'historique complet des naissances. Le modèle a été amélioré afin de tenir compte de l'incidence des thérapies antirétrovirales et de la prévention de la transmission mère-enfant¹⁶. En l'absence actuelle d'une méthode permettant d'évaluer l'ampleur du biais lié au VIH dans la probabilité $10q_5$, aucun ajustement n'a été introduit pour ce type de biais dans la tranche d'âge des 5-14 ans. S'agissant de la mortalité des 15-24 ans, la transmission verticale est peu susceptible d'introduire un biais dans les estimations car les taux de mortalité sont liés à la survie des frères et sœurs des adultes interrogés.

2.4 Ajustement réalisé dans le cas d'une mortalité infanto-juvénile à évolution rapide induite par le VIH/sida

Afin de refléter l'évolution extrêmement rapide de la mortalité infanto-juvénile induite par le VIH/sida en période épidémique dans certains pays, le modèle de régression a été appliqué aux points de données relatifs à la mortalité des moins de 5 ans liée à toutes les causes autres que le VIH/sida, puis les estimations de l'ONUSIDA relatives à la mortalité des moins de 5 ans imputable au VIH/sida ont été ajoutées aux estimations issues du modèle de régression. Cette méthode a été utilisée pour 17 pays où le taux de prévalence du VIH est constamment resté supérieur à 5 % depuis 1980. Les étapes suivantes ont été respectées :

1. Collecte de l'ensemble des nouvelles données disponibles, représentatives au niveau national et pertinentes pour l'estimation de la mortalité infanto-juvénile, et évaluation de leur qualité.
2. Ajustement des données d'enquête afin de prendre en compte les biais pouvant apparaître dans la collecte des données et lors d'une épidémie de VIH/sida.
3. Recours aux estimations de la mortalité infanto-juvénile imputable au VIH/sida réalisées par l'ONUSIDA¹⁷ pour ajuster les points de données à partir de 1980 en excluant les décès dus au VIH.

4. Application du modèle statistique classique (voir section 3) aux observations portées sur les points de données hors épidémies de VIH.
5. Extrapolation du modèle à l'année cible, 2019 dans le cas présent.
6. Ajout des estimations des décès imputables au VIH/sida (réalisées par l'ONUSIDA).
7. Concernant la période épidémique, une courbe représentant le taux de mortalité infantile non attribuable au VIH est tracée à partir du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans en utilisant des tables types de mortalité (voir section 4), puis les estimations de l'ONUSIDA relatives aux décès des enfants de moins de 1 an imputables au VIH/sida sont ajoutées afin d'établir les estimations finales du taux de mortalité infantile.

2.5 Erreurs de mesure systématiques et aléatoires

En raison de la diversité des sources, les données nécessitent différentes méthodes de calcul et peuvent comporter diverses erreurs, notamment aléatoires dans les enquêtes par sondage ou systématiques lorsque les déclarations sont inexactes. C'est la raison pour laquelle plusieurs enquêtes peuvent produire des estimations très contrastées du taux de mortalité ou d'autres indicateurs de mortalité chez les moins de 5 ans sur une période donnée. Afin d'aplanir ces disparités et de mieux prendre en compte les biais systématiques associés aux différentes sources de données, le groupe consultatif technique a élaboré une méthode d'estimation consistant à appliquer une courbe de tendance lissée à un ensemble d'observations, et à extrapoler cette tendance à un point précis dans le temps, 2019 dans le cas présent. Cette méthode est décrite dans la section suivante.

3. Estimations des niveaux et des tendances en matière de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans

3.1 Résumé

L'estimation et la projection des taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans ont été réalisées à l'aide du modèle bayésien appelé B3, selon lequel les courbes B-splines sont ajustées afin de tenir compte des biais. L'IGME a élaboré, validé et utilisé ce modèle dans le cadre de la précédente série d'estimations de la mortalité infanto-juvénile publiée en 2019¹. Le taux de mortalité infantile est obtenu en appliquant la méthode d'estimation B3 ou une table type de mortalité aux estimations de la mortalité chez les moins de 5 ans, comme décrit dans la section 4.

Dans le modèle B3, le $\log(\text{TMM5})$ est estimé au moyen d'un modèle de régression à spline flexible, expliqué dans la section 3.2. Ce modèle est appliqué à l'ensemble des observations relatives à la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans dans un pays donné. L'une des valeurs observées dans ces données est considérée comme la valeur réelle de la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans, multipliée par un facteur d'erreur, soit $\text{TMM5}_{\text{observé}} = \text{TMM5}_{\text{réel}} * \text{erreur}$, ou à l'échelle logarithmique, $\log(\text{TMM5}_{\text{observé}}) = \log(\text{TMM5}_{\text{réel}}) + \log(\text{erreur})$, l'erreur désignant l'écart relatif entre une observation et la réalité. Les erreurs commises lors de l'estimation du taux réel de mortalité chez les moins de 5 ans, révélatrices de la qualité de l'observation – en d'autres termes, la marge d'erreur prévue – sont prises en compte. Elles peuvent avoir différentes causes, parmi lesquelles : l'erreur type d'observation ; la nature de la source de données (EDS ou recensement, par exemple) et le fait que l'observation porte ou non sur une série de données issues d'une enquête spécifique (et dans quelle mesure cette série de données est éloignée d'autres séries dont les périodes d'observation coïncident). Ces caractéristiques sont reprises dans ce que l'on appelle le modèle de données. Lors de l'estimation du taux de mortalité chez les moins de 5 ans, le modèle de données rectifie les erreurs présentes dans les

observations, notamment les biais systématiques classiquement associés à la diversité des sources de données, en utilisant les informations relatives à la qualité des données issues de différents types de sources, fournies par l'ensemble des pays du monde.

À titre d'exemple, les graphiques de la figure 1 représentent l'évolution dans le temps du taux de mortalité chez les moins de 5 ans au Sénégal. Les estimations B3 sont indiquées en rouge. Les bandes roses matérialisent les 90 % d'intervalles d'incertitude relatifs au TMM5. Les petits cercles colorés correspondent à l'ensemble des données disponibles pour ce pays, et les observations issues des mêmes séries de données sont reliées par des pointillés. Les disques colorés et les lignes continues représentent les séries de données/les observations intégrées pour l'ajustement de la courbe. Les bandes grises reflètent, le cas échéant, les erreurs types d'observation.

La méthode B3 a été élaborée et mise en œuvre pour l'IGME par Leontine Alkema et Jin Rou New de l'université nationale de Singapour,

avec l'appui et sous la supervision du groupe consultatif technique. D'autres sources offrent une description technique plus complète de ce modèle¹⁴.

3.2 La régression par splines

Dans la figure 2, l'exemple de la Norvège illustre la méthode d'ajustement de la régression par splines. Les splines sont des courbes lissées, espacées par des intervalles équivalant à 2,5 ans, qui se recoupent en certains points situés dans le temps. Pour une année donnée, le $\log(\text{TMM5})$ estimé est la somme des splines non nulles correspondant à cette année, multipliée par les coefficients de ces splines (matérialisés par des points). Par exemple, le calcul du $\log(\text{TMM5})$ de la Norvège en 1980 consiste à additionner les splines jaunes et grises situées à gauche de la ligne noire (positionnée sur 1980) aux splines noires et rouges situées à sa droite, puis à multiplier le résultat obtenu par leurs coefficients respectifs, de la même couleur.

Les coefficients des splines déterminent l'apparence finale de la courbe ajustée.

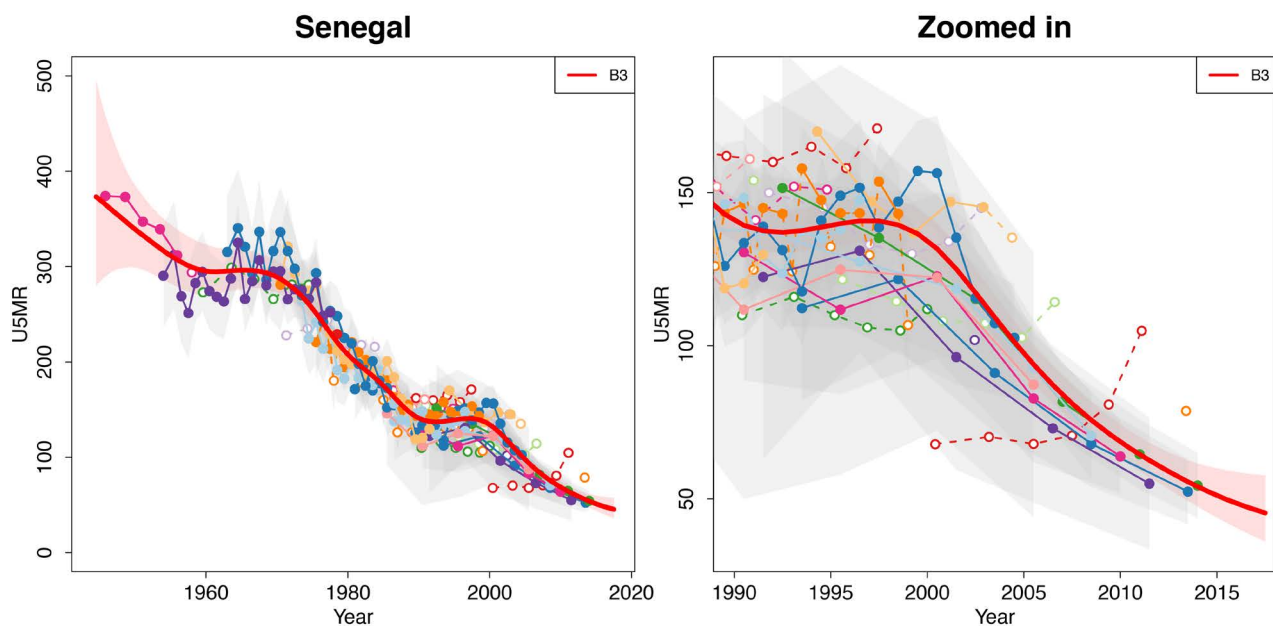


Figure 1 : Illustration du modèle B3 appliqué au Sénégal. À gauche : graphique représentant l'évolution dans le temps du TMM5 dans ce pays, les estimations B3 étant indiquées en rouge. À droite : vue détaillée du graphique de gauche.

Lors de leur estimation, nous obtenons une courbe flexible, mais raisonnablement lissée, représentant le taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans, en supposant que l'écart entre deux coefficients adjacents (par exemple ceux des années 1981 et 1983,5) est indiqué par celui existant entre les deux coefficients précédents (ceux des années 1978,5 et 1981), auquel vient s'ajouter un « terme de distorsion » estimé à partir des données. Par exemple, dans la Norvège du début des années 1980, les termes de distorsion sont estimés proches de zéro lorsque le taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans est relativement stable, mais ils sont négatifs à la fin de cette même décennie, lorsque ce taux est de nouveau en baisse. L'exemple de la Norvège démontre que le lissage par splines permet de suivre de près l'évolution observée dans les données.

La variance des termes de distorsion détermine l'intensité du lissage durant la période d'observation ; d'importantes fluctuations dans les termes de distorsion suggèrent que la tendance peut varier considérablement d'une période à la suivante. Dans la majorité des cas, l'ampleur du lissage est spécifique à chaque pays. Un degré de lissage défini d'après une moyenne mondiale est utilisé pour les pays caractérisés par un faible nombre de naissances vivantes, dont les données issues ou non du registre de l'état civil sont intégrées lors de l'ajustement ou dont l'enregistrement des données à l'état civil a connu une interruption supérieure à cinq ans.

En raison de la nature des données disponibles dans ces pays, on a tendance à calculer une faible variance pour les termes de distorsion. Un effet de lissage effectué d'après une moyenne mondiale permet donc de réduire les fluctuations présentes sur la courbe.

Au terme de la période d'observation la plus récente, des projections du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans spécifiques à chaque pays sont réalisées en calculant les « futurs coefficients des splines » ou, ce qui revient au même, en projetant les écarts existant entre

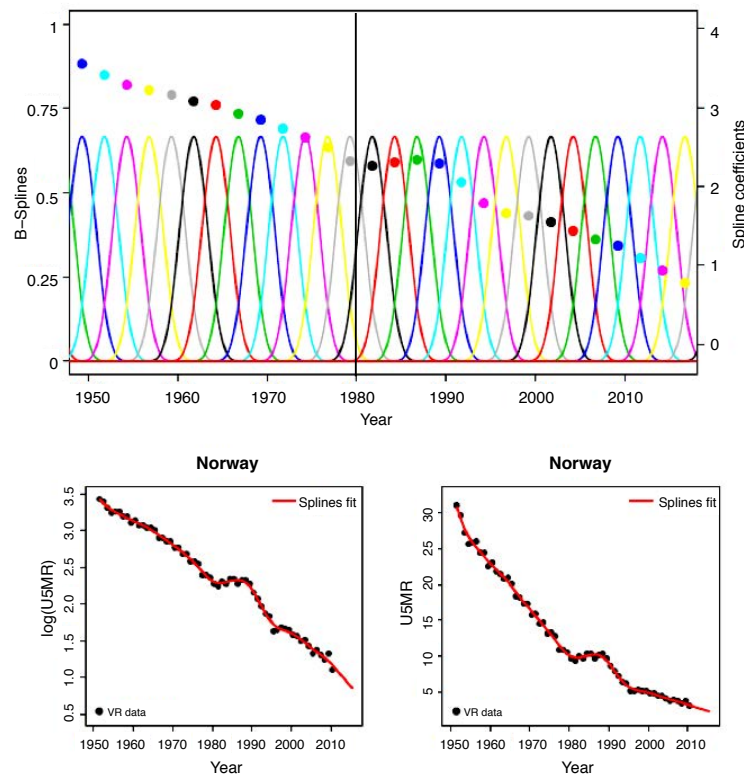


Figure 2 : Illustration du modèle de régression par B-splines avec l'exemple de la Norvège.

En haut : B-splines et coefficients estimés des splines.

En bas : représentation du $\log(\text{TMM5})$ et du TMM5 (points noirs) observés au fil des années, avec les estimations par splines (ligne rouge).

les coefficients de splines adjacents. L'écart projeté moyen est obtenu en calculant l'écart entre les deux coefficients de splines adjacents les plus récents, et l'incertitude inhérente repose sur la variabilité des distorsions observées dans le pays par le passé. Fondée sur des exercices de validation hors échantillon, cette méthode a fait la preuve de son efficacité dans la majorité des cas, mais génère des intervalles d'incertitude inutilement larges (ou des extrapolations extrêmes) pour un sous-ensemble de pays dans lesquels l'évolution la plus récente des coefficients de splines est très incertaine (ou d'une valeur extrême). Nous évitons ce genre d'extrapolations en matière de mortalité chez les moins de 5 ans dans les projections à plus long terme, en conjuguant les écarts projetés entre les coefficients de splines spécifiques à chaque pays avec une distribution mondiale des écarts observés par le passé. Cette étape finale conduit

à l'élimination des extrapolations très extrêmes en matière de mortalité chez les moins de 5 ans dans les projections spécifiques à chaque pays.

4. Estimation des taux de mortalité infantile

En général, le taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans est calculé pour tous les pays à l'aide du modèle B3 décrit précédemment (à l'exception de la République populaire démocratique de Corée, pour laquelle une méthode non standard a été utilisée). Lorsque les pays disposent de données de bonne qualité issues des registres de l'état civil (couvrant une période suffisante et supposées avoir un haut niveau d'exhaustivité et de couverture), le modèle B3 est également appliqué, mais adapté à la transformation logit de r , soit $\log(r/1-r)$, où r est le ratio entre le taux de mortalité infantile et les estimations moyennes du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans d'après le modèle B3, pour une année et un pays donnés. L'objectif est d'éviter que le taux de mortalité infantile soit inférieur au taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans. Pour ce qui est des autres pays, le taux de mortalité infantile est calculé à partir du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans, en utilisant des tables types de mortalité comportant des constantes connues dans les schémas par âge de la mortalité infanto-juvénile¹⁸. Cette méthode présente l'avantage d'éviter les biais éventuels liés à la sous-déclaration des décès néonataux dans certains pays et de garantir que les rapports internes entre les trois indicateurs sont conformes aux normes établies. En ce qui concerne les pays sahéliens (Burkina Faso, Gambie, Mali, Mauritanie, Niger, Sénégal et Tchad), la corrélation établie par les tables types de mortalité entre les mortalités infantile et infanto-juvénile ne s'applique pas. On procède donc à la transformation logit du ratio TMI/TMM5 pour calculer le taux de mortalité infantile à partir du taux de mortalité chez les moins de 5 ans, en utilisant les données issues des historiques complets des naissances et en appliquant une régression multilinéaire intégrant une constante spécifique au pays concerné.

5. Estimations selon le sexe

En 2012, l'IGME a pour la première fois estimé le taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans en distinguant les filles et les garçons¹⁹. Dans de nombreux pays, la plupart des sources ont fourni des données pour les deux sexes confondus. C'est la raison pour laquelle l'IGME calcule les tendances du taux de mortalité selon le sexe chez les moins de 5 ans non pas directement d'après les niveaux déclarés de mortalité selon le sexe, mais en utilisant les données disponibles par sexe, afin d'établir une tendance dans le temps du rapport de masculinité (nombre de garçons/filles) dans le taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans. L'IGME a eu recours aux méthodes bayésiennes, en se concentrant sur l'estimation et l'identification des pays présentant des niveaux ou des tendances contrastés^{19, 20}.

Pour une année et un pays donnés, nous supposons que le rapport de masculinité de la mortalité infantile $S1(c,t)$ correspondant à la probabilité de décéder avant l'âge de 1 an chez les garçons comparée à la même probabilité chez les filles dans un pays c pour l'année t s'obtient de la manière suivante :

$$S1(c,t) = W1(c,t) * P1(c,t),$$

où

- $W1(c,t)$ correspond au rapport de masculinité attendu pour ce pays et cette année donnés,
- Le coefficient pays $P1(c,t)$ représente l'avantage ou le désavantage relatif des filles par rapport aux garçons, par comparaison avec d'autres pays ayant les mêmes niveaux de mortalité infantile.

Étant donné la diminution globale de la mortalité, les rapports de masculinité ont tendance à évoluer. Afin de tenir compte de la corrélation entre le niveau de mortalité infantile et le rapport de masculinité attendu, le terme W indique le rapport de masculinité attendu pour un pays et une année donnés, à partir du taux de mortalité infantile calculé par l'IGME pour ce pays et cette année donnés. La corrélation entre le niveau du taux de mortalité infantile et le rapport de

masculinité attendu s'exprime avec la formule $W1(c,t) = f(TMI(c,t))$ et est modélisée à l'aide d'un modèle de régression par B-splines. Les paramètres de ce modèle sont calculés à partir de l'ensemble des données disponibles, $f(TMI)$ représentant une « corrélation globale » entre la mortalité infantile et les rapports de masculinité. Le coefficient pays $P1(c,t)$ se voit appliquer un modèle de séries temporelles, selon lequel le coefficient varie autour d'un niveau spécifique à chaque pays $\theta1(c)$, calculé à l'aide d'un modèle hiérarchique.

Pour les enfants âgés de 1 à 4 ans, le rapport de masculinité de la mortalité infantile est modélisé sous la forme $S4(c,t) = W4(c,t) * P4(c,t)$, où $W4$ correspond au rapport de masculinité attendu pour un pays et une année donnés, en fonction du taux de mortalité infanto-juvénile sans distinction de sexe spécifique à ce pays et cette année donnés (lui aussi modélisé à l'aide d'un modèle de régression par B-splines), et où le coefficient pays $P4$ représente l'avantage ou le désavantage relatifs des filles par rapport aux garçons, par comparaison avec d'autres pays ayant les mêmes niveaux de mortalité infanto-juvénile. $P4(c,t)$ se voit également appliquer un

modèle de séries temporelles, selon lequel le coefficient varie autour d'un niveau spécifique à chaque pays $\theta4(c)$, calculé à l'aide d'un modèle hiérarchique.

Le rapport de masculinité de la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans est calculé à partir de celui de la mortalité infantile et juvénile. Si l'on dispose de données sur le rapport de masculinité de la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans, mais pas sur celui de la mortalité infantile (fondées sur l'historique résumé des naissances, par exemple), le rapport de masculinité de la mortalité infantile et juvénile est calculé à partir des données relatives à la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans.

La figure 3 représente les rapports de masculinité observés dans la mortalité infanto-juvénile et chez les enfants de moins de 5 ans, ainsi que la corrélation globale estimée entre ceux-ci et le niveau global de mortalité. La figure 4 montre des exemples d'estimations pour deux pays différents.

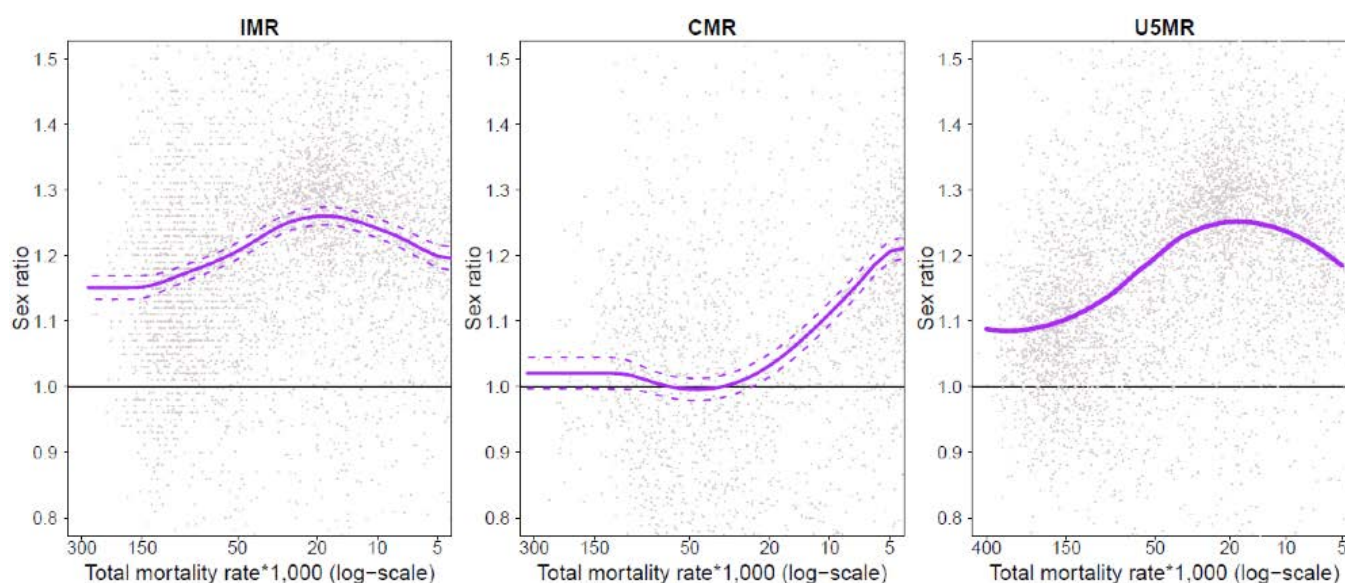
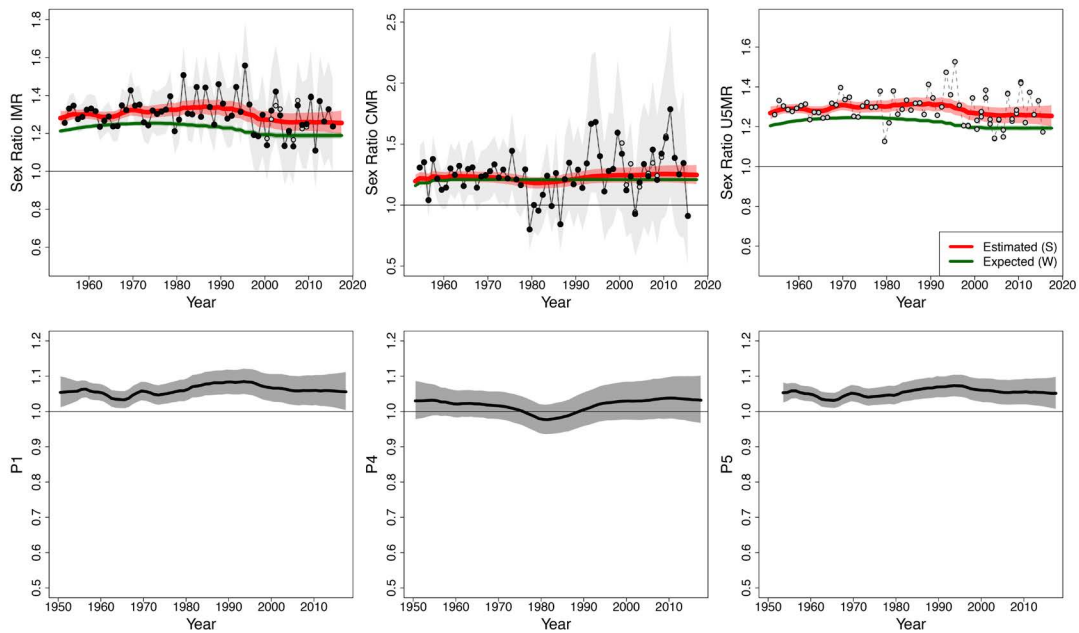


Figure 3 : Les rapports de masculinité observés (points gris) sont représentés en fonction du taux de mortalité total estimé (à l'échelle logarithmique). La corrélation globale estimée entre les rapports de masculinité attendus (W) et le taux de mortalité infantile et infanto-juvénile total est matérialisée par les lignes continues violettes. Les lignes en pointillés correspondent aux intervalles d'incertitude de 90 %. Pour ce qui est du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans, la ligne violette montre la corrélation entre les rapports de masculinité et le taux de mortalité total chez les enfants de moins de 5 ans, fondée sur celle existant entre les taux de mortalité infantile et juvénile pour l'ensemble des années observées dans le pays.

Pays A



Pays B

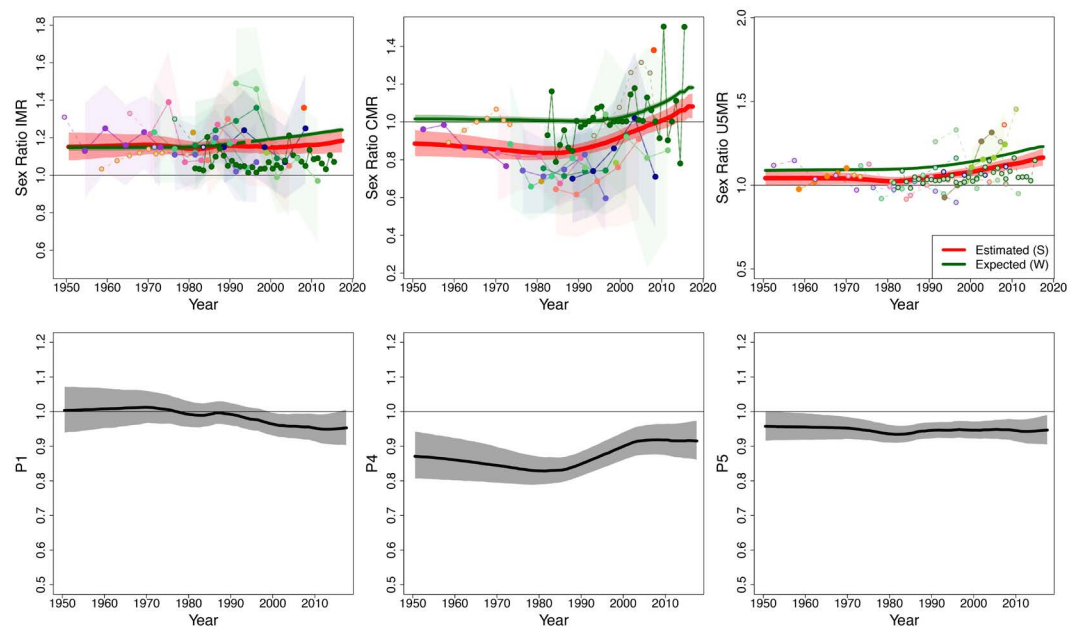


Figure 4 : Exemple d'estimations des rapports de masculinité S et des coefficients pays P dans deux pays distincts. Dans le pays A, pour un sous-ensemble d'observations de la mortalité infantile et chez les moins de 5 ans, le rapport de masculinité est plus élevé que ne le laisse prévoir la corrélation estimée entre les rapports de masculinité et les niveaux de mortalité à l'échelle mondiale. Dans le pays B, pour un sous-ensemble d'observations de la mortalité infantile, chez les enfants âgés de 1 à 4 ans et chez ceux de moins de 5 ans correspondant à des années données, le rapport de masculinité est plus bas que ne le laisse prévoir la corrélation estimée entre les rapports de masculinité et les niveaux de mortalité à l'échelle mondiale.

Explication des graphiques pour chaque pays : en haut : estimation du rapport de masculinité spécifique au pays concerné S (en rouge) pour les trois tranches d'âge, et rapport de masculinité attendu W (en vert). Les observations sont représentées par des points. Les zones grisées autour des observations matérialisent les erreurs d'échantillonnage (le cas échéant) et les séries de données sont différenciées par des couleurs variées. En bas : estimation des coefficients pays P pour chaque tranche d'âge. Les zones grisées correspondent aux intervalles de confiance de 90 %.

6. Estimations de la mortalité néonatale

Le taux de mortalité néonatale (TMN) est défini comme la probabilité de décéder entre la naissance et l'âge de 28 jours pour 1 000 naissances vivantes. En 2015, l'IGME a revu sa méthode de calcul. La nouvelle méthodologie bayésienne est identique à celle utilisée pour estimer la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans et établir des estimations selon le sexe. Comparée au modèle précédent, elle présente l'avantage de refléter les tendances du taux de mortalité néonatale fondées sur les données recueillies au fil du temps dans l'ensemble des pays. D'autres sources offrent une description technique plus complète de ce modèle²¹.

Nous modélisons le ratio $R(c,t)$, correspondant au rapport entre le taux de mortalité néonatale et la différence entre le taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans et le taux de mortalité néonatale dans le pays c pour l'année t , soit $R(c,t) = \text{TMN}/(\text{TMM5} - \text{TMN})$. Pour chaque année dans le pays donné, nous supposons que le ratio est calculé de la manière suivante :

$$R(c,t) = W(c,t) * P(c,t),$$

où

- $W(c,t)$ correspond au ratio attendu pour cette année dans ce pays,
- Le coefficient pays $P(c,t)$ représente les tendances spécifiques du ratio dans ce pays au fil du temps, différentes du niveau attendu.

En cas de baisse du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans, la proportion de la mortalité lors du premier mois de vie tend à augmenter. Le terme $W(c,t)$ tient compte de cette corrélation ; il s'agit du ratio attendu pour un pays et une année donnés, fondé sur l'estimation du taux de mortalité chez les moins de 5 ans réalisée par l'IGME pour ce pays et cette année. Il est modélisé sous la forme d'une fonction linéaire du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans suivant une tendance évolutive :

$$W(c,t) = \theta_0 \quad \text{si } \text{TMM5}(c,t) < U_{cut}$$

$$W(c,t) = \theta_0 + \theta_1 * \text{TMM5}(c,t) \quad \text{si } \text{TMM5}(c,t) \geq U_{cut}$$

U_{cut} est l'estimation d'une constante correspondant au niveau du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans, à partir de laquelle, en cas d'augmentation de ce taux, le ratio $\text{TMN}/(\text{TMM5} - \text{TMN})$ diminue. Les paramètres de ce modèle sont calculés en fonction de l'ensemble des données disponibles, $W(c,t)$ représentant une « corrélation globale » entre le ratio et le taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans.

Le coefficient pays $P(c,t)$ est modélisé à l'aide d'un modèle de régression par B-splines. Le terme $P(c,t)$ représente une constante spécifique à un pays donné, à laquelle est appliqué un modèle hiérarchique, ainsi que les fluctuations observées dans le temps autour de cette constante. Quel que soit le pays, le ratio peut globalement être supérieur ou inférieur à celui attendu, en fonction du niveau du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans dans ce pays. Cependant, les fluctuations permettent de faire évoluer dans le temps cette corrélation dans un pays donné. Après modélisation du ratio $\text{TMN}/(\text{TMM5} - \text{TMN})$, nous mesurons le taux de mortalité néonatale en rapprochant de nouveau le ratio calculé avec le taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans estimé par l'IGME.

Pour ce qui est de la mortalité néonatale au sein des populations touchées par le VIH et par les crises, le ratio est calculé dans un premier temps pour la mortalité non imputable au sida et aux crises. Après estimation, les décès néonataux sont additionnés à ceux liés aux crises, afin d'estimer le taux de mortalité néonatale total. Les décès attribuables au sida ne sont pas rajoutés au taux de mortalité néonatale. En effet, nous supposons que les décès causés par le VIH/sida n'influencent pas la mortalité infanto-juvénile qu'au-delà du premier mois de la vie.

Le groupe consultatif technique recommande qu'au sein des populations touchées par le VIH, le taux de mortalité néonatale soit évalué dans un premier temps à partir des observations relatives à la mortalité néonatale et infanto-juvénile hors

sida, en retranchant du taux de mortalité total les taux estimés de mortalité néonatale et juvénile (entre 1 et 59 mois) imputable au VIH, puis en rajoutant les décès néonataux causés par le sida à la mortalité néonatale hors VIH, afin de calculer le taux total de mortalité néonatale.

7. Estimations de la mortalité chez les enfants âgés de 5 à 14 ans et les jeunes âgés de 15 à 24 ans

Le modèle statistique B3 a également été utilisé afin d'obtenir une courbe de tendance lissée de la probabilité de décéder avant l'âge de 15 ans pour un enfant de 5 ans (${}_{10}q_5$) et de la probabilité de décéder avant l'âge de 25 ans pour un jeune de 15 ans (${}_{10}q_{15}$).

Il convient de remarquer que les biais hors échantillons spécifiques à l'ensemble des séries de données non issues des registres de l'état civil sont calculés à l'aide du modèle B3. Nous avons constaté que les historiques complets des naissances établis à partir d'enquêtes tendent à légèrement sous-estimer la mortalité dans la tranche d'âge des 5-14 ans. Les historiques de survie des frères et sœurs utilisés pour modéliser la probabilité ${}_{10}q_{15}$ tendent également à sous-estimer la mortalité dans la tranche d'âge des 15-24 ans, en particulier pour les périodes de référence plus éloignées de la date d'enquête. Cela s'explique probablement par les omissions de certains décès ou par des erreurs systématiques concernant les âges déclarés. Aussi, dans les pays où la tendance en matière de mortalité est essentiellement renseignée par les données issues des enquêtes, les estimations finales sont revues à la hausse, et peuvent donc être légèrement supérieures aux points de données initiaux.

Dans certains pays, les données fournies par les registres de l'état civil, les enquêtes ou les recensements se sont révélées insuffisantes pour estimer les risques de décès dans les tranches d'âge des 5-14 ans et des 15-24 ans. Dans ce cas, les probabilités ${}_{10}q_5$ et ${}_{10}q_{15}$ ont été modélisées à partir des estimations du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans,

et de la corrélation attendue entre les tranches d'âge 0-4 ans et 5-14 ans, ou 0-4 ans et 15-24 ans, telle qu'observée dans les pays disposant d'un nombre suffisant de données. Des régressions multiniveaux ont été appliquées afin d'établir un rapport entre le $\log({}_{10}q_5)$ ou le $\log({}_{10}q_{15})$ et le $\log(\text{TMM5})$, permettant des corrélations variables selon les régions. Les coefficients de ces régressions ont servi à déterminer les probabilités ${}_{10}q_5$ et ${}_{10}q_{15}$ entre 1990 et 2019 pour les pays disposant de sources de données suffisantes. Les tables types de mortalité ne sont pas utilisées ici, car elles reposent sur l'historique des pays possédant des données de grande qualité issues des registres de l'état civil et ne reflètent pas toujours exactement les schémas par âge de la mortalité dans les pays à revenu faible et intermédiaire. Toutefois, les estimations obtenues reposent sur les tendances relatives à la mortalité infantile, et cette approche par corrélation doit idéalement être utilisée uniquement lorsqu'il est impossible d'estimer autrement les risques de décès par tranche d'âge. La consultation des pays devrait permettre de communiquer à l'IGME de nouvelles données issues d'enquêtes ou de recensements afin de modéliser directement les tendances en matière de mortalité chez les enfants de plus de 5 ans au moyen du modèle B3.

8. Mortalité infanto-juvénile due aux crises

Les chiffres de la mortalité liée aux crises majeures, y compris les conflits, les catastrophes naturelles et les épidémies, ont été estimés à partir de diverses sources de données datant de 1990 à nos jours. Les données relatives aux décès d'enfants imputables aux catastrophes naturelles sont issues de la Base de données internationale sur les catastrophes du Centre de recherche sur l'épidémiologie des désastres (CRED)²², le nombre de décès chez les enfants de moins de 5 ans étant calculé selon les méthodes décrites dans d'autres sources²³. Les chiffres des décès attribuables aux conflits sont extraits des fichiers du Programme de données sur les conflits d'Uppsala et de l'Institut de recherche sur la paix d'Oslo, ainsi que de rapports rédigés

par les Nations Unies et d'autres organisations. Les décès infanto-juvéniles provoqués par des crises majeures ont été pris en compte lorsqu'ils remplissaient les critères suivants :

1. La crise n'avait duré que quelques années.
2. Les décès des enfants de moins de 5 ans imputables à la crise avaient représenté plus de 10 % de la mortalité dans cette tranche d'âge hors période de crise.
3. Le taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans imputable à la crise était supérieur à 0,2 pour 1 000.
4. Le nombre de décès chez les enfants de moins de 5 ans imputable à la crise était supérieur à 10.

Ces critères ont permis à l'IGME d'intégrer les crises dans les estimations de la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans de 22 pays. Les décès imputables aux crises ont été intégrés dans les estimations du taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans, en écartant dans un premier temps les points de données correspondant aux années de crise, en appliquant le modèle B3 aux autres données, puis en ajoutant le taux de mortalité spécifiquement lié à la crise à la courbe B3 lissée. Bien que les estimations de la mortalité attribuable à la crise ne soient pas sûres, à l'heure actuelle, les intervalles d'incertitude relatifs au taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans n'en tiennent pas compte. L'IGME a analysé les récentes crises et, constatant la rareté des données actuellement disponibles et les difficultés à évaluer les répercussions plus globales de ces crises sur les systèmes de santé, elle a retenu les estimations de la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans qui sont restées constantes après le début de la crise, tout en augmentant les intervalles d'incertitude au cours de la crise pour trois pays : le Soudan du Sud, le Venezuela (République bolivarienne du) et le Yémen. Le cas échéant, les décès directement imputables à la crise ont été ajoutés à ces constantes. Dans sa prochaine série d'estimations, l'IGME examinera les nouvelles données éventuellement disponibles et procédera aux rectifications nécessaires.

La méthode utilisée pour ajuster les estimations de la mortalité attribuable aux conflits et aux catastrophes naturelles chez les enfants âgés de 5 à 14 ans et les jeunes âgés de 15 à 24 ans est la même que celle utilisée pour calculer la mortalité des moins de 5 ans. Ces critères ont permis d'intégrer les crises dans les estimations de la mortalité chez les enfants âgés de 5 à 14 ans de 49 pays, et dans les estimations de la mortalité chez les 15-24 ans de 59 pays. Les taux de mortalité étant traditionnellement plus faibles dans les tranches d'âge des 5-14 ans et des 15-24 ans que dans celle des moins de 5 ans, les décès imputables aux crises y représentent une part plus importante. Par conséquent, un plus grand nombre de crises est pris en compte dans ces estimations que dans celles relatives à la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans.

8.1 Covid-19

Bien que les données probantes actuelles montrent que la Covid-19 a une incidence directe très limitée sur la mortalité des enfants et des jeunes, les pressions exercées sur des systèmes de santé manquant de ressources, la limitation du recours aux soins et des mesures préventives telles que la vaccination et la supplémentation nutritionnelle, les difficultés socioéconomiques rencontrées par les parents et les ménages en raison des pertes d'emploi ou du ralentissement économique, ainsi que le stress subi par les enfants et les parents en raison des bouleversements soudains de la société sont autant d'éléments qui pourraient avoir des effets indirects majeurs et généralisés. En outre, nombre de ces conséquences indirectes peuvent se manifester un certain temps après le recul de la pandémie, voire se répercuter longtemps après celle-ci. L'IGME évalue actuellement l'incidence de la Covid-19 sur la mortalité des enfants et des jeunes en 2020, et tiendra compte de ces effets dans ses estimations de l'année prochaine, le cas échéant.

9. Calcul du nombre de décès

9.1 Under-five, infant, and neonatal deaths Mortalité néonatale, infantile et chez les enfants âgés de moins de 5 ans

Une méthode d'estimation par cohortes d'enfants nés la même semaine est utilisée pour calculer le nombre total de décès enregistrés chez les nouveau-nés, les enfants de moins d'un an et ceux âgés de moins de 5 ans. Tout d'abord, chaque cohorte de naissances annuelle est divisée en 52 cohortes identiques correspondant à une semaine chacune. Ensuite, chaque cohorte hebdomadaire est confrontée, tout au long des cinq premières années de la vie, au taux de mortalité de l'année civile concernée spécifique à chaque tranche d'âge, en fonction de l'âge de la cohorte. Ainsi, la cohorte des naissances de la vingtième semaine de l'année 2000 est confrontée aux taux de mortalité de 2000 et de 2001. Après avoir été confronté au taux de mortalité correspondant à une année civile donnée, l'ensemble des décès enregistrés dans les cohortes de naissances hebdomadaires est attribué à cette même année et ajouté aux décès par tranche d'âge, pour obtenir le nombre total de décès pour une année et une tranche d'âge données. Si l'on reprend l'exemple précédent, les décès enregistrés dans la cohorte de naissances de la vingtième semaine en 2000 sont comptabilisés dans l'estimation de la mortalité infantile pour les années 2000 et 2001. Tout décès survenant dans la cohorte de naissances de la vingtième semaine de l'année 2000 après la vingtième semaine de l'année 2001 sera intégré dans le calcul de la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans pour l'année 2001, et ainsi de suite. Pour chaque année civile, la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans est calculée en additionnant l'ensemble des décès survenus dans cette tranche d'âge au sein de toutes les cohortes de l'année concernée. Le nombre de décès est calculé à partir de l'estimation annuelle du nombre de naissances vivantes dans chaque pays, extraite des « Perspectives de la population mondiale, révision de 2019 »²⁴.

9.2 Décès chez les enfants âgés de 5 à 14 ans et les jeunes âgés de 15 à 24 ans

Le nombre total de décès chez les enfants âgés de 5 à 14 ans pour une année et un pays donnés est calculé à partir du taux de mortalité central des tranches d'âge des 5-9 ans et des 10-14 ans (${}_5M_5$ et ${}_5M_{10}$), lui-même obtenu à partir de l'estimation des probabilités ${}_5q_5$ et ${}_5q_{10}$. Ce taux de mortalité central est ensuite multiplié par le chiffre des estimations relatives à la population du pays pour les tranches d'âge concernées, issu des « Perspectives de la population mondiale, révision de 2019 »²⁴, afin de calculer le nombre de décès. Une approche similaire est utilisée pour calculer le nombre de décès dans la tranche d'âge des 15-24 ans : les probabilités ${}_5q_{15}$ et ${}_5q_{20}$ sont converties en taux centraux de mortalité ${}_5M_{15}$ et ${}_5M_{20}$ et ces derniers sont multipliés par les estimations démographiques.

Remarques

ⁱ Le caractère incomplet des données relatives à la mortalité infantile précoce issues des registres de l'état civil a soulevé des interrogations. Ainsi, un rapport européen sur les indicateurs de la santé périnatale a souligné une importante disparité dans la définition que les pays européens donnent de la mortalité infantile, en raison de la diversité des pratiques en matière d'enregistrement des naissances et des décès (plus précisément des seuils relatifs au poids du fœtus ou à la durée de gestation estimée considérés comme acceptables pour que la naissance et le décès subséquent soient enregistrés)^{25, 26}. Ces divergences peuvent être à l'origine d'une sous-déclaration des décès infantiles dans certains pays, notamment par rapport à d'autres ayant adopté une définition plus large des naissances vivantes^{27, 28}.

Dans des rapports antérieurs, l'IGME a étudié le ratio entre les décès néonataux précoces (à moins de 7 jours) et la mortalité néonatale totale. L'analyse a révélé que plusieurs pays, notamment en Europe orientale, présentaient des valeurs sensiblement inférieures à celles attendues, suggérant une sous-estimation de la mortalité infantile précoce. Sur la base de ces résultats, l'IGME a revu à la hausse, à raison de 10 ou 20 %, les taux de mortalité infantile chez les enfants de moins de 5 ans dans plusieurs pays, pour l'ensemble des années concernées.

Reconduite lors de la série d'estimations de 2017, à la lumière des données les plus récentes, l'analyse n'a fait apparaître aucun signe manifeste d'une sous-déclaration des décès néonataux précoces dans les pays concernés. L'IGME a donc supprimé les facteurs d'ajustement dans les estimations qui font l'objet de la présente publication. Ultérieurement, elle regroupera des données affinées relatives à la mortalité infanto-juvénile en fonction de l'âge, et tentera d'établir le niveau actuel du biais lié à la sous-déclaration des décès dans différents pays, et son évolution au fil du temps. Cette étude pourrait aboutir à une nouvelle méthode d'ajustement pour les futures estimations.

Références

- 1 Groupe interorganisations des Nations Unies pour l'estimation de la mortalité juvénile (IGME), Niveaux et tendances de la mortalité infantile, New York, UNICEF, 2019 (disponible à l'adresse suivante : <http://www.childmortality.org>).
- 2 Organisation mondiale de la Santé, World Health Statistics 2019: Monitoring Health for the SDGs, Genève, OMS, 2019.
- 3 Moultrie, T. A., Dorrington, R. E., Hill, A. G., Hill, K., Timæus, I. M. et Zaba, B. (dir.), 2013, Tools for Demographic Estimation, Paris, Union internationale pour l'étude scientifique de la population, <http://demographicestimation.iussp.org/fr>.
- 4 Riffe, T., Lima, E., et Queiroz, B., DDM, Death Registration Coverage Estimation, 2017, R package version 1.0-0.
- 5 <https://unstats.un.org/unsd/demographic-social/products/dyb/dybcensusdata.cshhtml>
- 6 <http://mics.unicef.org/tools>
- 7 Agence des États-Unis pour le développement international (USAID), Guide to DHS statistics Demographic and Health Surveys Methodology, ORC Macro Calverton, Maryland, septembre 2006.
- 8 Hill, K., chapitre 15, « Child Mortality. In Moultrie », T. A., Dorrington, R. E., Hill, A. G., Hill, K., Timæus, I. M., et Zaba, B. (dir.), 2013, Tools for Demographic Estimation, Paris, Union internationale pour l'étude scientifique de la population, <http://demographicestimation.iussp.org/fr>.
- 9 Pedersen, J., Liu, J., « Child Mortality Estimation: Appropriate Time Periods for Child Mortality Estimates from Full Birth Histories », Plos Medicine, 2012, 9(8).
- 10 Silva, R., « Child Mortality Estimation: Consistency of Under-Five Mortality Rate Estimates Using Full Birth Histories and Summary Birth Histories », Plos Medicine, 2012, 9(8).
- 11 Timæus, I. M., et Jasseh, M., « Adult mortality in Sub-Saharan Africa: evidence from de-

- mographic and health survey », *Demography*, 2004, 41, 4, p. 757-772.
- 12 Reniers, G., Masquelier, B., et Gerland, P., « Adult Mortality in Africa », in *International Handbook of Adult Mortality* (dir. R., Rogers et E., Crimmins), Springer, 2011.
 - 13 Alkema, L., et al., « Global, regional, and national levels and trends in maternal mortality between 1990 and 2015, with scenario-based projections to 2030: a systematic analysis by the UN Maternal Mortality Estimation Inter-Agency Group », *The Lancet*, 2016, 387, p. 462-474.
 - 14 Alkema, L., New, J. R., « Global estimation of child mortality using a Bayesian B-spline bias-reduction method », *The Annals of Applied Statistics*, 2014, 8, p. 2122-2149.
 - 15 Walker, N., Hill, K., Zhao, F. M., « Child Mortality Estimation: Methods Used to Adjust for Bias due to AIDS in Estimating Trends in Under-Five Mortality », *Plos Medicine*, 2012, 9(8).
 - 16 Johnson, P., Mizoguchi, N., Pantazis, A., « Improved Method for Adjusting for Bias due to HIV Mortality in Estimates of Child Mortality », document élaboré pour la réunion annuelle de la Population Association of America, 22-25 avril 2020, Washington, DC (à paraître).
 - 17 ONUSIDA, estimations concernant le VIH et le sida entre 1990 et 2019, 2019.
 - 18 Guillot, M., Gerland, P., Pelletier, F., Saabneh, A., « Child Mortality Estimation: A Global Overview of Infant and Child Mortality Age Patterns in Light of New Empirical Data », *Plos Medicine*, 2012, 9(8).
 - 19 Sawyer, C. C., « Child Mortality Estimation: Estimating Sex Differences in Childhood Mortality since the 1970s », *Plos Medicine*, 2012, 9(8).
 - 20 Alkema, L., Chao, F., You, D., Pedersen, J., Sawyer, C. C., « National, regional, and global sex ratios of infant, child, and under-5 mortality and identification of countries with outlying ratios: a systematic assessment », *The Lancet Global Health*, 2014, 2(9), e521-e530.
 - 21 Alexander, M., et Alkema, L., « Global Estimation of Neonatal Mortality using a Bayesian Hierarchical Splines Regression Model », *Demographic Research*, 2018, 38, p. 335-372.
 - 22 Centre de recherche sur l'épidémiologie des désastres (CRED), EM-DAT, Base de données internationale sur les catastrophes du CRED, Belgique, Université Catholique de Louvain (disponible à l'adresse suivante : <http://www.emdat.be/>).
 - 23 Organisation mondiale de la Santé, WHO methods and data sources for country-level causes of death 2000-2017, Global Health Estimates Technical Paper WHO/HMM/IER/GHE/2018.4, Genève, OMS, 2018, (disponible à l'adresse suivante : www.who.int/health-info/global_burden_disease/childcod_methods_2000_2017.pdf).
 - 24 Division de la population du Département des affaires économiques et sociales des Nations Unies, *World Population Prospects - the 2019 revision*, New York, Organisation des Nations Unies, 2019.
 - 25 Zeitlin, J., Wildman, K., Zeitlin, J., Wildman, K., *Indicators for monitoring and evaluating perinatal health in Europe*, Programme d'action communautaire en matière de surveillance de la santé, 2000.
 - 26 Graafmans, W. C., Richardus, J. H., Macfarlane, A., Rebagliato, M., Blondel, B., Verloove-Vanhorick, S. P., et al., « Comparability of published perinatal mortality rates in Western Europe: the quantitative impact of differences in gestational age and birthweight criteria », *British Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 2001, 108 (12), p. 1237-1245.
 - 27 Kramer, M. S., Platt, R. W., Yang, H., Haglund, B., Cnattingius, S., Bergsjö, P., « Registration artifacts in international comparisons of infant mortality », *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 2014, 16(1), p. 16-22.
 - 28 Kingkade, W. W., Cheryl, C. C., « Infant Mortality in Eastern Europe and the Former Soviet Union Before and After the Breakup », Washington, DC, Division de la population, US Bureau of the Census, 2001, réunions de

l'Union internationale pour l'étude scientifique de la population, Salvador de Bahia, Brésil, 19-24 août 2001 (disponible à l'adresse suivante : www.iussp.org/Brazil2001/s40/S44_02_kingkade.pdf).