

Structures familiales et mortalité des enfants de moins de cinq ans au Togo : une analyse âge-période-cohorte (APC)

1. Introduction

Les Objectifs de développement durable (ODD) adoptés par l'Organisation des Nations Unies en 2015 ont été élaborés pour promouvoir une meilleure qualité de vie et le bien-être de tous à tout âge (PNUD, 2023). La survie des enfants âgés de moins de 5 ans constitue une préoccupation majeure de santé publique dans le monde, en particulier dans les pays en développement. Selon un récent rapport publié par l'Unicef, 5 millions d'enfants sont morts avant d'atteindre leur cinquième anniversaire en 2021. Les déterminants de la mortalité infanto-juvénile sont bien documentés dans la littérature. Cependant, force est de constater que très peu de travaux ont été consacrés à cette problématique au Togo, un pays caractérisé par une forte mortalité infanto-juvénile. D'après les estimations des Nations Unies, le taux mortalité infanto-juvénile au Togo est de 40.8 ‰ (*Togo Taux de Mortalité Infantile - Population*, 2019), alors que le pays présente une incidence de pauvreté de 45.5% (Innoussa, 2020). De surcroît, c'est l'un des pays avec les plus faibles dépenses de santé publiques et privées (OMS, 2023). En dépit d'un tel constat, les facteurs associés à cette forte mortalité reste encore peu explorés. Si les auteurs Nomenyo (Nomenyo, 2015; Pelenguei & Pilo, 2022) ont tenté de l'étudier, leurs travaux se sont plus focalisés sur l'effet de l'accès aux services de soins de santé sur la mortalité infanto-juvénile, négligeant l'aspect intergénérationnel du phénomène et l'environnement familial des enfants (Cavanagh & Huston, 2008). Afin de compléter ces travaux, la présente étude se propose d'examiner l'influence des variables : âge maternel à l'accouchement, période de naissance de l'enfant et cohorte de naissance de la mère sur la mortalité des enfants de moins de 5 ans, en adoptant l'approche âge-période-cohorte (APC) et en considérant comme variable de contrôle la structure familiale de provenance de l'enfant.

2. Méthodologie

Type d'étude

Il s'agit d'une étude âge-période-cohorte descriptive à visée analytique basée sur les données rétrospectives.

Données : Les données mobilisées dans cet article proviennent de la troisième Enquête Démographique et de Santé au TOGO (EDST-III, 2013) réalisée par l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques et Démographiques avec l'appui technique de ICF Macro dans le cadre du programme mondial des enquêtes démographiques et de santé (Monitoring and Evaluation to Assess and Use Results Demographic and Health Surveys [MEASURE DHS]).

Échantillonnage : La méthode d'échantillonnage qui a été adoptée est celle d'un sondage stratifié à deux degrés. L'échantillon considéré était représentatif du découpage administratif du pays en régions. Chacune des six régions du pays a été subdivisée en parties urbaine et rurale pour former les strates.

Population d'étude : La population étudiée est constituée des enfants nés au cours des cinq dernières années (0-59 mois) ayant précédé l'enquête.

Variable dépendante : La variable dépendante est le décès de l'enfant. Cette variable a été dichotomisée. Elle prend la valeur « 1 » si l'enfant n'a pas survécu avant d'atteindre l'âge de 5 ans et « 0 » sinon.

Variables indépendantes : L'étude a pris en compte les variables explicatives liées aux caractéristiques socio-démographiques. Il s'agit notamment de la variable Âge-Période-Cohorte, de la variable de contrôle, et des autres variables sociodémographiques.

Variable Âge-Période-Cohorte

Variable de contrôle : structures familiales

3. Analyse statistique

L'analyse a été réalisée à l'aide du logiciel Stata/SE (version 16.0). Nos données ont été pondérées afin de tenir compte de l'échantillonnage disproportionné et de la non-réponse. L'analyse des données a été réalisée à plusieurs niveaux. En premier lieu, nous avons eu recours à l'analyse descriptive univariée pour décrire le profil socio-démographique de notre population d'étude. En second lieu, les données de survie ont été illustrées graphiquement selon la méthode de Kaplan-Meier (Kishore et al., 2010) en fonction de la structure familiale, l'âge de la mère à l'accouchement, la période de naissance de l'enfant et la cohorte de naissance de la mère. Pour comparer la survie des différents groupes, le test du Log-Rank a été effectué. Le seuil de signification était fixé à 0.05.

La troisième étape a consisté à l'estimation du modèle linéaire généralisé de poisson (Cantoni & Ronchetti, 2001) en vue de faire ressortir les effets de l'âge maternel à l'accouchement, de la période de naissance de l'enfant et la cohorte de naissance de la mère sur la mortalité des enfants selon les différentes structures familiales. Ce modèle est connu sous le nom d'APC (Carstensen, 2007; Rutherford et al., 2010; Sasieni, 2012).

Les risques relatifs [RR] ont été calculés avec leurs intervalles de confiance à 95 %. Pour traiter l'échantillonnage complexe (échantillonnage à plusieurs degrés, pondération et stratification), les variables d'identification des poids, des strates et des UEP ont été définies avant d'utiliser la commande SVY (préfixe d'enquête Stata). Le modèle linéaire généralisé de poisson a été estimé en incluant sept variables (âge de la mère à l'accouchement, période de naissance de l'enfant, cohorte de naissance de la mère, sexe de l'enfant, intervalle intergénéral, ethnie et religion de la mère). Les variables qui n'étaient pas statistiquement significatives dans l'analyse de Kaplan Meier ont été exclues du modèle.

Présentation du modèle APC

Le modèle général de l'APC peut être ainsi décrite selon l'équation suivante :

$$(1) \lambda(\text{age}, \text{period}) = g \{fA(\text{age}) + fP(\text{period}) + fC(\text{cohort})\}, \text{ avec } \lambda \text{ le taux de mortalité par âge, } f \text{ des fonctions polynomiales et } g \text{ une fonction exponentielle}$$

Le modèle linéaire généralisé de poisson se présente ainsi :

$$(2) \lambda(\text{age}, \text{period}) = \exp(\beta_0 + \sum_i^n \beta_{ai} * \text{age}^i + \sum_i^n \beta_{pi} * \text{period}^i + \sum_i^n \beta_{ci} * \text{cohort}^i + \sum \beta_i * X_i) \text{ avec } X_i \text{ les covariables à risques proportionnels de la mortalité et } \beta_{ai}, \beta_{pi}, \beta_{ci} \text{ et } \beta_i \text{ les paramètres à estimer.}$$

Cependant, en raison de la relation directe entre les termes, les composants de ce modèle ne peuvent être déterminés qu'en posant des contraintes sur le modèle pour s'assurer que les trois fonctions montrant les effets de l'âge, de la période de la cohorte sont extraites [25].

L'équilibre APC, établi au préalable en prenant en compte le problème de l'identifiabilité, a été vérifié pour procéder au choix de la relation entre les trois variables temporelles pour notre étude :

$$(3) \text{ Période de naissance de l'enfant (P) = Cohorte de naissance de la mère (C) + Âge de la mère à l'accouchement de l'enfant (A)}$$

Les modèles APC constituent une méthode très utile pour modéliser les taux d'incidence et de mortalité. Il est bien connu que les modèles APC souffrent d'un problème d'identifiabilité en raison de la relation exacte entre les variables APC.

4. Résultats

Descriptif de la mortalité

Le graphique 1 permet de décrire la survie des enfants selon quelques caractéristiques socio-démographiques. Les résultats révèlent que le risque de décès des enfants de moins de 5 ans est significativement associé à la structure familiale, la période de naissance de l'enfant, à l'âge de la mère à l'accouchement et la cohorte de naissance de la mère.

En effet, les enfants issus des familles polygamiques couraient plus de risques de décéder (110 %), suivis de ceux provenant des familles instables et monoparentales stables (90 %). Les enfants des familles monogamiques présentaient moins de risques de décès (80%) avant d'atteindre leur cinquième anniversaire.

Les enfants nés durant la période 2005-2014 (70 %) couraient moins de risques de décéder que ceux nés durant les périodes précédentes (> 70 %). Les enfants des mères adolescentes présentaient de plus grands risques de décès (110 %) comparés à ceux dont les mères étaient âgées de 40 ans et plus (60 %). De plus, les enfants dont les mères étaient issues de la cohorte 1955-1964 couraient plus de risques de décéder (110 %) que ceux dont les mères appartenaient à la cohorte 1985-2000 (70 %).

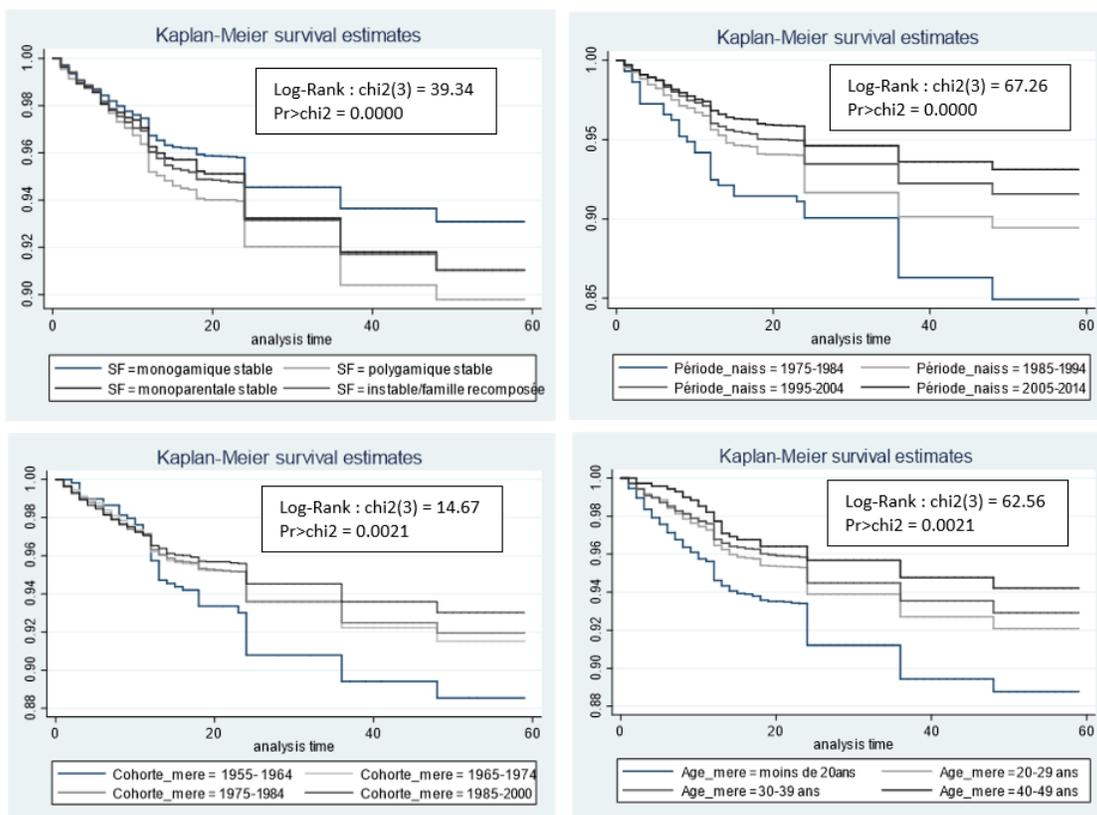
Facteurs associés à la mortalité des enfants de moins de 5 ans au Togo

Considérant l'ensemble des structures familiales, le risque de décès diminue globalement lorsqu'on considère le premier et le deuxième spline. Les résultats du modèle indiquent que le risque de mortalité infanto-juvénile diminue de 53% (RR=0.47 ; 95% IC 0.41 - 0.52) pour chaque année d'âge maternel. Les enfants de mères adolescentes couraient environ 3 fois et 2 fois plus de risques avant d'atteindre l'âge de 5 ans comparativement à ceux dont les mères sont âgées entre 20-29 ans et 30-49 ans .

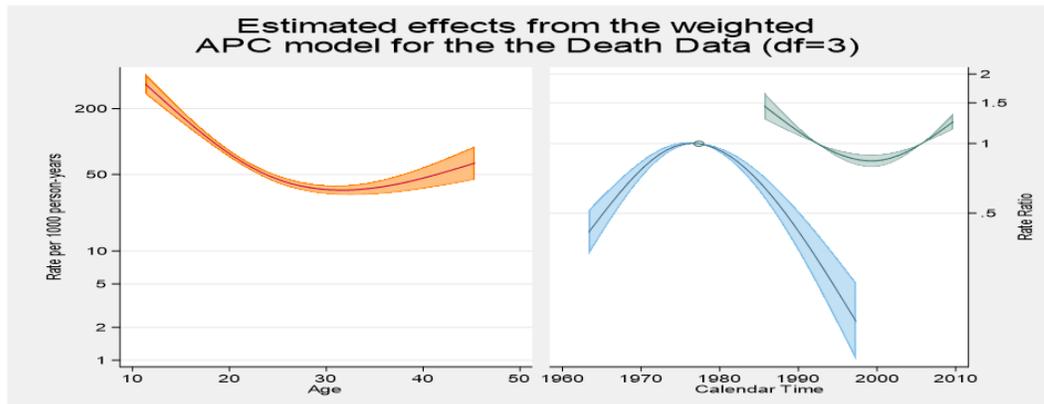
Par rapport à la période de naissance, le risque de décès diminue globalement de 10% (RR= 0.90 ; 95% IC 0.85 - 0.96) en considérant la spline 2. Les enfants nés avant 1990 et après 2005 couraient environ 1.4 et 1.1 fois plus de risques de décéder avant leur cinquième anniversaire que ceux nés entre 1990-2004 . Durant les mêmes périodes, la diminution du risque de décès était beaucoup plus importante dans les familles monogamiques (RR=0.64 ; 95% IC 0.57 - 0.72).

Lorsque l'on analyse l'ensemble des structures familiales et la spline 2, le risque de décès des enfants augmentait de 15% par an selon la cohorte naissance de la mère. Cela résulte de la diminution considérable de la mortalité des enfants selon la cohorte de naissance de la mère dans les familles monogamiques (RR=0.36 ; 95% IC 0.18 - 0.71), polygamiques/monoparentales (RR=0.61 ; 95% IC 0.52 - 0.73) alors qu'il y avait une augmentation de 55% du risque de décès (RR=1.55 ; 95% IC 1.30 - 1.85) dans les familles recomposées .

Graphique 1. - Courbes de survie des enfants de moins de cinq ans selon la structure familiale, l'âge de la mère à l'accouchement, la période de naissance de l'enfant et la cohorte de naissance de la mère



Graphique 2.- Illustration du modèle APC de la mortalité des enfants de moins de cinq ans selon les structures familiales



Conclusion

La présente étude a permis de comprendre à travers les différentes structures familiales, l'influence des effets d'âge maternel, de la période de naissance de l'enfant et de la cohorte de naissance de la mère, ainsi que d'autres variables sur la mortalité des enfants de moins de cinq au Togo. L'âge maternel de moins de 20 ans et la période de naissance avant 1980 constituent des variables temporelles influençant fortement la mortalité des enfants de moins de 5 ans. Les enfants de sexe féminin, de mères Adja-ewe/Mina, d'obédience religieuse chrétienne et d'intervalle génésique précédent couraient moins de risques de décéder avant l'âge de 5 ans. Ces résultats s'observent dans toutes les structures familiales alors que les effets sur la mortalité sont plus accentués au niveau des familles recomposées et des familles polygamiques au Togo.

Les stratégies d'éducation pour réduire les grossesses adolescentes et d'autonomisation de la jeune fille doivent être accentuées. Les politiques sanitaires au Togo doivent prendre en compte l'accès aux meilleures nutriments et aux centres de santé au profit des enfants et doivent promouvoir un cadre de vie familial permettant un développement harmonieux de l'enfant.

Références bibliographiques

- Cantoni, E., & Ronchetti, E. (2001). Robust Inference for Generalized Linear Models. *Journal of the American Statistical Association*, 96(455), 1022–1030. <https://doi.org/10.1198/016214501753209004>
- Carstensen, B. (2007). Age–period–cohort models for the Lexis diagram. *Statistics in Medicine*, 26(15), 3018–3045. <https://doi.org/10.1002/sim.2764>
- Cavanagh, S. E., & Huston, A. C. (2008). The Timing of Family Instability and Children's Social Development. *Journal of Marriage and Family*, 70(5), 1258–1270. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2008.00564.x>
- EDST-III. (2013). *Enquête Démographique et de Santé* (p. 529).
- innousa.moumouni. (2020, October 30). *Togo, la pauvreté en net recul selon le rapport de l'INSEED*. Présidence de la République Togolaise. <https://presidence.gouv.tg/2020/10/30/togo-la-pauvrete-en-net-recul-selon-le-rapport-de-linseed/>
- Kishore, J., Goel, M., & Khanna, P. (2010). Understanding survival analysis: Kaplan-Meier estimate. *International Journal of Ayurveda Research*, 1(4), 274. <https://doi.org/10.4103/0974-7788.76794>
- Nomenyo, K. (2015). Déterminants de la mortalité des enfants au Togo. *REVUE CEDRES-ETUDES*, 4(60), Article 60. <https://journal.uts.bf/index.php/cedres/article/view/99>
- Pelenguei, E., & Pilo, M. (2022). Effect of wealth inequality on child and infant mortality in Togo. *BMC Health Services Research*, 22(1), 1499. <https://doi.org/10.1186/s12913-022-08912-4>
- PNUD. (2023). *Objectifs de développement durable*. UNDP. <https://www.undp.org/fr/sustainable-development-goals>
- Rutherford, M. J., Lambert, P. C., & Thompson, J. R. (2010). Age–period–cohort Modeling. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 10(4), 606–627. <https://doi.org/10.1177/1536867X1101000405>
- Sasieni, P. D. (2012). Age–Period–Cohort Models in Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 12(1), 45–60. <https://doi.org/10.1177/1536867X1201200104>