

MORBIDITÉ, MORTALITÉ : problèmes de mesure, facteurs d'évolution, essai de prospective.

Colloque international de Sinaia (2-6 septembre 1996)



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

Les modifications du niveau et l'évolution de la mortalité infantile en Roumanie

Ion POPA, Dan ENACHESCU, Silvia FLORESCU

Institut d'Hygiène, de Santé Publique, de Services de Santé et de Management, Bucarest, Roumanie

Introduction

Le niveau de la mortalité infantile est considéré comme l'un des indicateurs synthétiques qui reflètent le mieux le progrès économique et social du pays.

En Roumanie, la mortalité infantile est encore à un niveau assez important par rapport aux autres pays européens. Ces derniers, y compris la Roumanie, se sont engagés à réduire la mortalité infantile en dessous du seuil de 20 ‰ d'ici l'an 2000.

A partir des valeurs des indices de mortalité infantile depuis les 43 dernières années, les objectifs de cette communication sont les suivants :

- évaluer la tendance de la mortalité infantile en corrélation avec d'autres phénomènes démographiques;
- évaluer les modifications des probabilités de décès en dessous de 1 an à trois dates importantes de la période analysée;
- créer un "tableau de bord" pour les décideurs sous la forme d'un graphique qui illustre l'évolution mensuelle de la mortalité infantile et permet l'identification des niveaux dépassant les limites d'un intervalle de variation acceptable.

Matériaux et méthodes

Les indicateurs pris en compte sont les suivants :

- indices de mortalité infantile en Roumanie durant la période 1951-1993;
- indices d'autres phénomènes démographiques (mortalité générale, natalité, fécondité, etc.) sur la même période;
- indicateurs sur la densité journalière des décédés et survivants à divers intervalles d'âges en dessous de 1 an, pour les années 1956, 1968 et 1990;
- indices de mortalité infantile par mois entre 1984 et 1993.

Ces données sont extraites des statistiques existantes à la Commission Nationale de Statistique (1, 2, 3).

L'évaluation de la tendance de la mortalité infantile a été faite sur la base d'une courbe de type exponentielle :

$$y = a * e^{bx} \quad (4)$$

où

- y = indices réels observés de la mortalité infantile (‰)
- x = années civiles
- a, b = paramètres de la courbe de régression.

A partir des valeurs réelles observées (y_i) et des valeurs attendues de la tendance \tilde{y}_i , $1 \leq i \leq n$, déterminées par la méthode décrite précédemment, on a établi l'intervalle de confiance (5) pour chaque année sous la forme suivante :

$$\left(\tilde{y}_i - U\alpha \cdot \frac{S_2}{\sqrt{n}} ; \tilde{y}_i + U\alpha \cdot \frac{S_2}{\sqrt{n}} \right)$$

où :

\tilde{y}_i , $1 \leq i \leq n$ = valeurs attendues (trend)

$$S_2^2 = \frac{1}{n-2} \cdot \sum_{i=1}^n (\tilde{y}_i - y_i)^2 = \text{dispersion résiduelle}$$

$U\alpha$ = coefficient de probabilité conforme au risque assumé dans l'estimation

n = nombre de termes de la série

La succession de ces intervalles de confiance a conduit vers « le couloir de confiance » où a évolué le phénomène à probabilité établie a priori.

Rapportant le nombre moyen de décès journaliers aux survivants on a obtenu les probabilités journalières de décès.

Ainsi, en 1990, on a enregistré 314 746 enfants nés vivants, dans les 7 premiers jours, 1642 ont décédé. La densité journalière des décès dans la première semaine est égale à $(1642/7) / 314746 = 0,00074527$.

Rapportant cette valeur à 1000 enfants nés vivants, on a obtenu la probabilité de décès pour les jours de la première semaine de vie $q_{3,5\text{jours}} (\text{‰}) = 0,74527$.

D'une façon analogue, on a calculé $q_{10,5\text{ jours}} (\text{‰})$, $q_{22\text{ jours}} (\text{‰})$, $q_{45\text{ jours}} (\text{‰})$, $q_{75\text{ jours}} (\text{‰})$, $q_{120\text{ jours}} (\text{‰})$, $q_{180\text{ jours}} (\text{‰})$, $q_{210\text{ jours}} (\text{‰})$, $q_{315\text{ jours}} (\text{‰})$.

La forme de la courbe des données observées qui lie probabilités de décès et âge, nous a suggéré que celles-ci se distribuent approximativement selon des courbes paraboliques différentes, ayant la forme suivante :

$$y = a * x^b$$

où y , x , a et b ont les significations présentées précédemment (6).

Le calcul de la table de mortalité infantile pour 1956, 1968 et 1990 a été effectué à partir des formules de R. Pressat (7).

Afin de visualiser l'évolution mensuelle des décès en dessous de 1 an et de la mortalité infantile, nous avons calculé l'intervalle de confiance pour chaque mois de la période analysée.

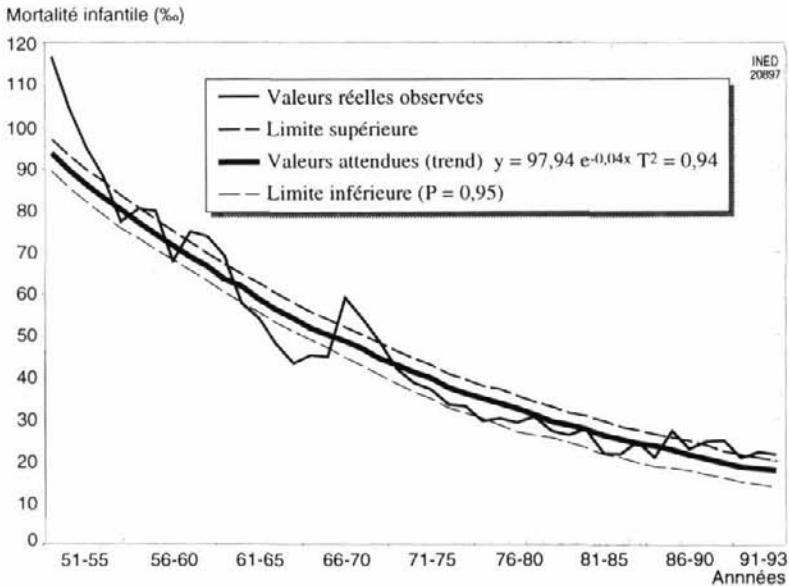
Résultats

Le graphique 1 présente le modèle d'évolution de la mortalité infantile durant la période analysée.

Selon ce graphique, le rythme de baisse le plus rapide a été enregistré durant les années 1951-1968, puis après une progression en 1967-1968, en liaison avec le niveau élevé de la natalité aux mêmes dates, on constate une baisse plus lente excepté durant les huit dernières années.

A partir de cette tendance, nous avons estimé qu'en 2000-2010, la Roumanie pourrait enregistrer respectivement 13,58 et 9,10 décès de moins de 1 an pour 1000 enfants nés-vivants.

GRAPHIQUE 1 : ÉVOLUTION DE LA MORTALITÉ INFANTILE EN ROUMANIE DE 1951 A 1993 ET LIMITES DE L'INTERVALLE DE CONFIANCE



Nous avons obtenu des corrélations statistiquement significatives entre la mortalité infantile et :

- la mortalité ($r = 0,92$; $p < 0,001$);
- l'indice de mariages pour 1000 habitants ($r = 0,76$; $p < 0,001$);
- la natalité ($r = 0,68$; $p < 0,001$).

La plus forte corrélation a été obtenue entre mortalité infantile et espérance de vie à la naissance ($r = -0,95$; $p < 0,001$).

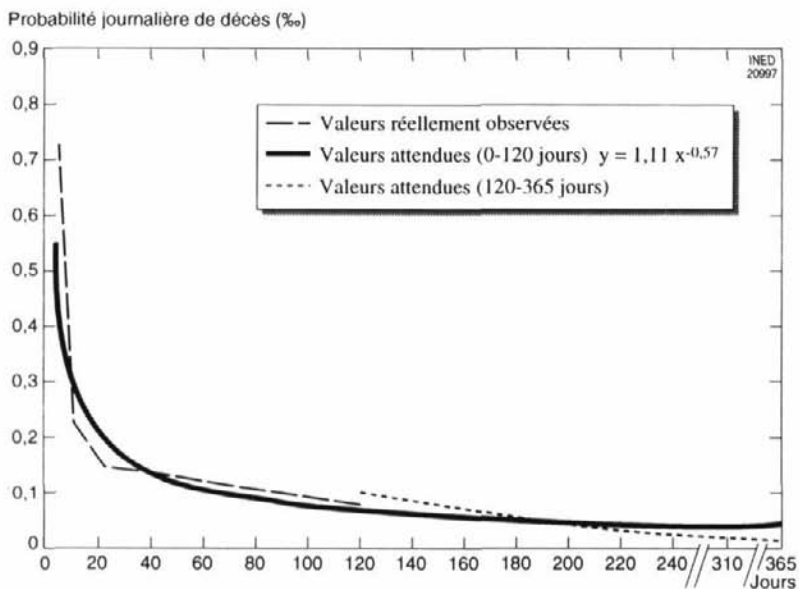
Le graphique 2 présente les valeurs des probabilités de décès en dessous de un an attendues journalièrement (‰) en Roumanie en 1990.

Les niveaux et le rythme de baisse étant différents sur 0-120 jours et 120-365 jours, on a donc envisagé deux courbes d'évolution des probabilités qui s'entrecroisent au point d'abscisse 200 jours où la valeur des probabilités journalières de décès attendues atteint 0,03796.

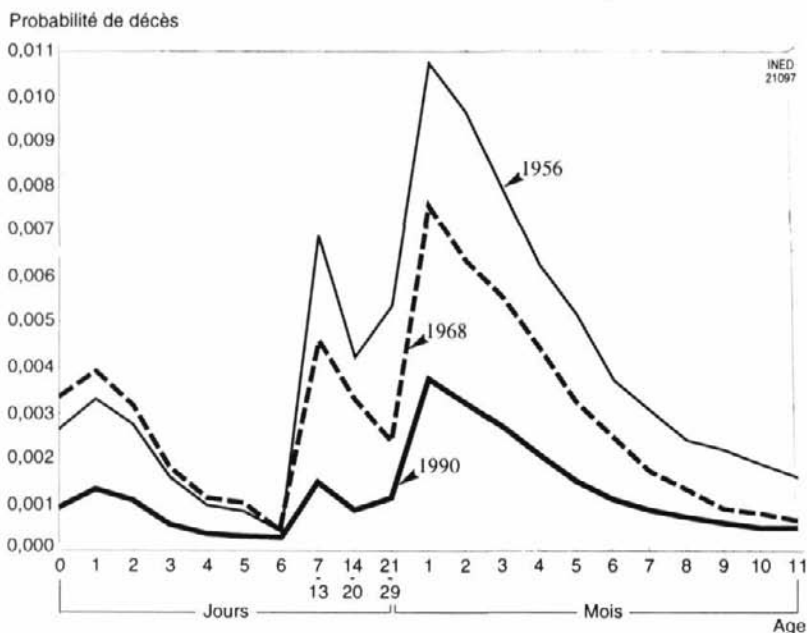
Cette méthode d'analyse appliquée aux générations d'enfants nés vivants en 1956 et 1968 a mis en avant pour tous les groupes d'âges pris en compte, des valeurs des probabilités journalières de décéder respectivement trois et deux fois plus fortes qu'en 1990.

On a réalisé un mouvement vers la gauche des points d'entrecroisement des courbes à 69 et 50 jours en 1956 et 1968, par rapport à 1990, ce qui souligne le fait qu'en 1990, la période d'âge de moins d'un an où le rythme de baisse des probabilités de décès a été plus accélérée, a été aussi plus longue.

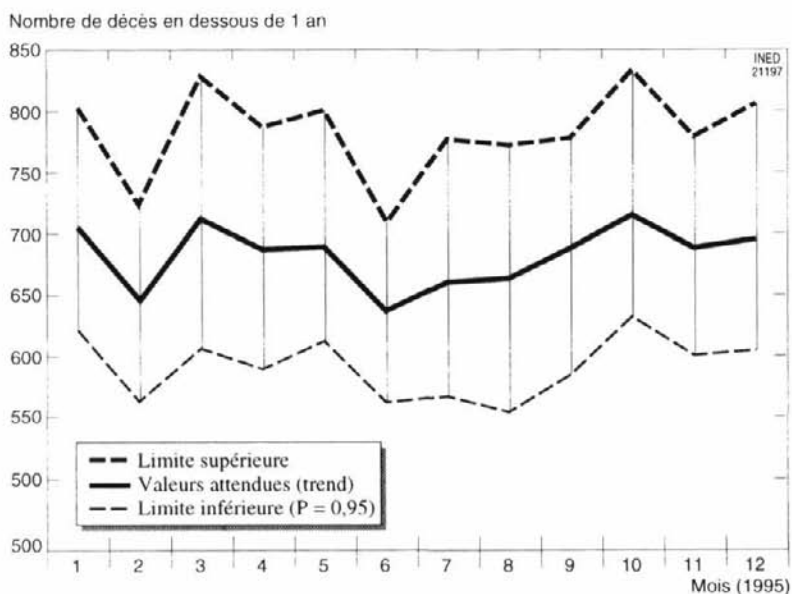
GRAPHIQUE 2 : ÉVOLUTION DES PROBABILITÉS JOURNALIÈRES DE DÉCÈS DE MOINS D'UN AN (ROUMANIE, EN 1990)



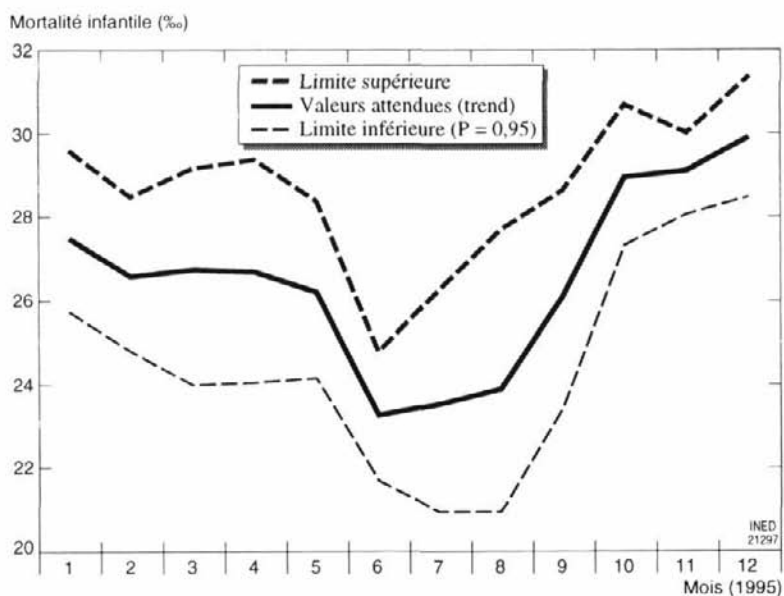
GRAPHIQUE 3 : ÉVOLUTION DES PROBABILITÉS DE DÉCÈS PAR SOUS-GROUPES D'ÂGES POUR LES MOINS DE UN AN, EN ROUMANIE



GRAPHIQUE 4 : ÉVOLUTION DU NOMBRE DE DÉCÈS DE MOINS D'UN AN PAR MOIS ET LIMITES DE L'INTERVALLE DE CONFIANCE (ROUMANIE, 1995)



GRAPHIQUE 5 : ÉVOLUTION DE LA MORTALITÉ INFANTILE PAR MOIS ET LIMITES DE L'INTERVALLE DE CONFIANCE (ROUMANIE, 1995)



Le graphique 3 illustre l'évolution des probabilités de décès par sous-groupes d'âges de moins de un an, obtenues à partir des tables de mortalité infantile en 1956, 1968 et 1990.

On observe toujours le même modèle de mortalité infantile, soulignons toutefois que quel que soit le sous-groupe d'âge, les probabilités de décéder sont respectivement environ trois et deux fois plus basses en 1990 qu'en 1956 et 1968.

Afin de visualiser l'évolution mensuelle des décès de moins d'un an, et de la mortalité infantile, on a estimé les valeurs attendues et présenté l'intervalle de confiance sur les graphiques 4 et 5.

L'utilisation par les décideurs pour les années futures de ces graphiques suppose l'enregistrement mensuel des nombres de décès de moins de un an et la connaissance des indices réels de mortalité infantile :

- la localisation de ces valeurs à l'intérieur de l'intervalle de confiance ou sous sa limite inférieure n'impose la prise de décision d'aucune décision de correction;
- les périodes d'augmentation systématiques (cycliques) donc prévisibles, supposent une sensibilisation et un équipement adéquat des services de protection materno-infantile;
- l'apparition des premières augmentation du nombre de décès de moins de un an et un dépassement par l'indice de mortalité infantile de la limite supérieure du couloir de confiance doit alerter le décideur et cette situation doit l'inciter à déclencher une analyse et prendre certaines mesures d'intervention pertinentes.

Conclusion

La Roumanie fait partie des pays ayant une mortalité infantile élevée, la valeur de l'indicateur étant 2 à 4 fois plus élevée que dans les autres pays européens.

L'analyse de l'évolution du modèle de la mortalité infantile durant les années 1951-1993 (les valeurs des années 1966-1970 ayant été exclues car considérées comme non caractéristiques de la tendance générale) a mis en avant un rythme de baisse de 3,63%.

Des corrélations significatives sont apparues entre mortalité infantile et indice des enfants morts nés ($r=0,92$), entre mortalité infantile et indice de nuptialité ($r=0,76$), entre mortalité infantile et natalité ($r=0,68$), entre mortalité infantile et espérance de vie à la naissance ($r=-0,95$). Ces valeurs justifient l'hypothèse de l'existence de certaines relations entre ces phénomènes.

L'étude des probabilités journalières de décès attendus - par sous-groupes d'âges de moins de un an - appliquée aux générations d'enfants nés en 1956 et 1968 a fait ressortir des valeurs respectivement 3 et 2 fois supérieures à celle de 1990, avec un nombre maximum de décès dans le premier mois de vie pour les trois années étudiées.

L'analyse de l'évolution mensuelle de la mortalité infantile a mis en avant le caractère relativement cyclique du phénomène ainsi qu'un intervalle de confiance acceptable dont le dépassement devrait alerter l'administration sanitaire et l'inciter à élaborer des mesures d'intervention pertinentes.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- (1) *** D.C.S., 1974 - « L'annuaire démographique de la Roumanie », Bucarest.
- (2) *** C.N.S., 1991 - « L'annuaire statistique de la Roumanie », Bucarest.
- (3) *** C.N.S., 1994 - « Les dates démographiques », Bucarest.
- (4) ARMITAGE P., 1995 - « Tests for linear trend in proportions and frequencies », *Biometrics*, 11, pp. 375-386.
- (5) FLEISS J.L., 1980, « Statistical Methods for rates and proportions », second edition John Wiley Sons, New York, Chicheste, Brisbane, Toronto.
- (6) EVERITT B.S., 1989 - « Statistical Methods for medical investigations », Oxford University Press, New York.
- (7) PRESSAT R., 1973 - « L'analyse démographique », Presses Universitaires de France, Paris.