

# 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 modèles de mortalité : ont-ils une dimension temporelle ?

**Francisco MUÑOZ PRADAS**

Université Autonome de Barcelone, Espagne

## 1. Introduction

Dans le domaine des études sur la mortalité, l'analyse dynamique est caractéristique des recherches, par exemple, sur la transition de la mortalité, les essais de prévision de son avenir ou la reconstitution des tendances dans le passé récent ou lointain. Toutes les réponses à ces questions utilisent des rapports entre variations de niveaux et formes de la mortalité. Mais, dans certaines recherches, le travail est limité par la mauvaise qualité des données, ou s'il y a besoin de prévoir une modalité future de la mortalité, on a alors recours à l'application de modèles de mortalité. Il faut donc accepter, que les modèles donnent la possibilité d'une description valable de la variation temporelle du rapport entre niveaux et structures. Cet article a pour but de discuter les limites de ce type de pratique pour décrire la dynamique de la mortalité. Il est divisé en trois parties. Premièrement, on va poser le problème de l'analyse de la dynamique de la mortalité; deuxièmement, on va utiliser certains modèles pour reproduire des trajectoires connues et énoncer les critiques déjà proposées par d'autres chercheurs et troisièmement, on va proposer un critère simple de contraste entre la description fournie par les modèles et celle dérivée de l'analyse des différentes histoires de la mortalité.

Les types de modèles analysés seront le système de mortalité proposé par W. Brass (Brass, 1971) et les tables types de mortalité de Coale-Demeny (Coale et Demeny, 1983); les trajectoires de mortalité choisies -sexes réunis- sont au nombre de trois, une représentative de la dynamique de la mortalité ancienne, Finlande 1750-1900 (Turpeinen, 1973); l'autre, de la modalité classique de transition de la mortalité dans les pays occidentaux, France 1899-1969 (Vallin, 1973) et, enfin le Japon 1921-1975 (Chusa et Tokai, 1985) sera pris comme exemple d'une transition plus accélérée que dans une population européenne (graphiques 1, 2 et 3).

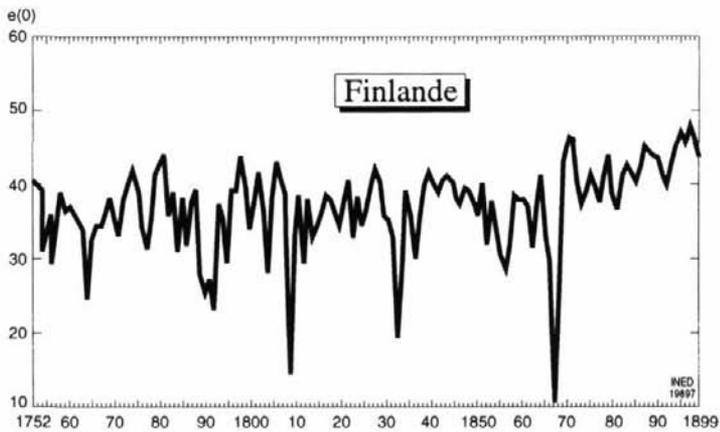
## 2. Niveaux et formes de la mortalité : l'approche dynamique

Les modèles de mortalité proposent un rapport fonctionnel entre niveaux et structures sous une forme mathématique ou statistique spécifique. Les idées et les stratégies de modélisation de ce rapport tout au long de l'histoire ont été diverses mais on peut classer en trois groupes les types de modèles de mortalité appliqués aujourd'hui : paramétriques, tables-types et relationnels.

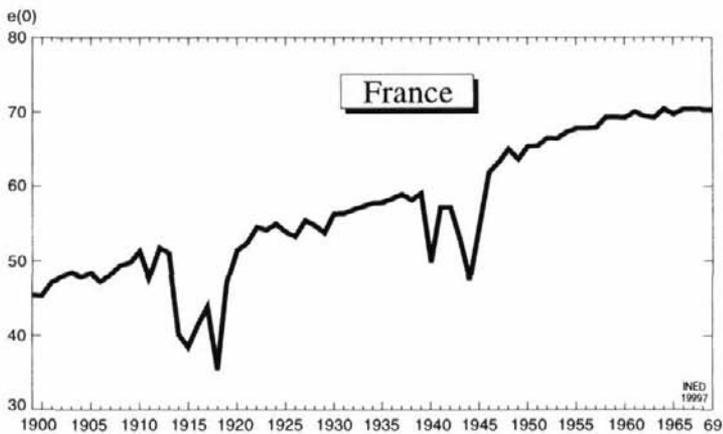
Une trajectoire de mortalité représente la succession des niveaux de mortalité au cours du temps. Souvent on utilise l'espérance de vie à la naissance (ou à l'âge  $x$ ) comme l'indicateur de niveau alors, une trajectoire de mortalité est assimilée à l'évolution de l'espérance de vie.

Dans la mesure où la modélisation de la mortalité est un exercice empirique il n'y a pas « a priori » de limite à la reproduction d'une trajectoire à partir d'un modèle qui représente les traits fondamentaux de la mortalité observée dans une ou plusieurs populations le long d'une période. Les trois exemples d'évolution de la mortalité choisis

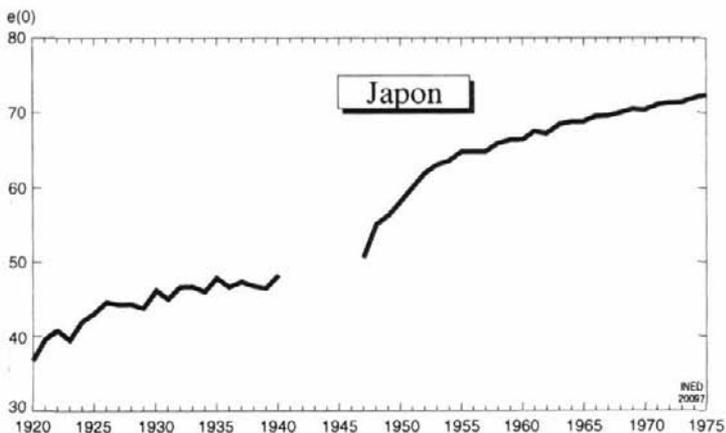
GRAPHIQUE 1. FINLANDE : ÉVOLUTION DE L'ESPÉRANCE DE VIE



GRAPHIQUE 2. FRANCE : ÉVOLUTION DE L'ESPÉRANCE DE VIE 1899-1969



GRAPHIQUE 3. JAPON : ÉVOLUTION DE L'ESPÉRANCE DE VIE 1921-1975



peuvent être représentés en fonction des paramètres des différents types de modèles. Les graphiques 4a, 4b et 4c représentent les trois trajectoires selon, par exemple, les paramètres « alpha » et « bêta » du système de mortalité de W. Brass. Avec la même finalité, il est possible d'appliquer les tables types de Coale-Demeny, où une fois situés dans une « famille » on peut obtenir la trajectoire désirée grâce à l'interpolation entre les niveaux existants.

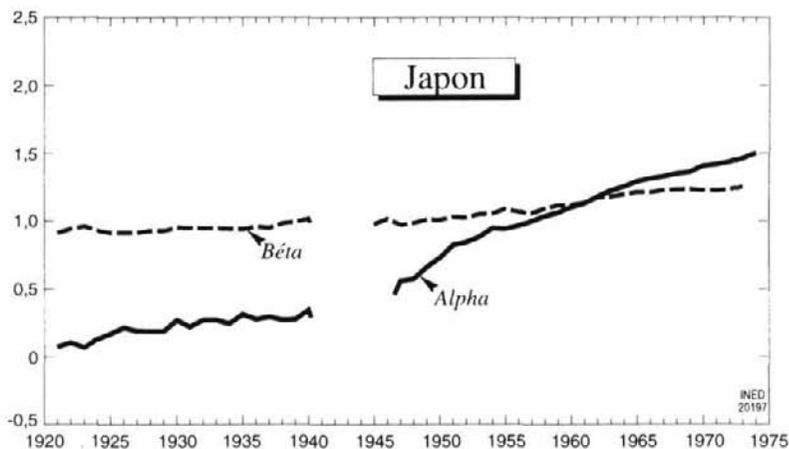
Jusqu'ici les difficultés majeures viennent du choix du modèle -ou fonction- de mortalité. L'unique discussion critique que en découle est relative aux limites du modèle choisi. C'est un point de vue habituel de poser le problème en termes d'une représentation dans un « espace » de mortalité. Si dans cet espace on arrive à une représentation considérée comme valable d'un indicateur (ou paramètre) du niveau de mortalité alors, la représentation de la dynamique de la mortalité découle d'une façon logique de la connaissance des niveaux de mortalité. C'est dans cette optique que, par exemple et par rapport aux tables types Coale-Demeny, on peut affirmer que chaque famille représente une modalité spécifique d'histoire ou trajectoire de mortalité. Alors, se déplacer du niveau « x-ème » au « y-ème » dans les tables-types sera presque la même chose que reproduire avec leurs traits essentiels l'histoire « observée » entre le « x-ème » et « y-ème » siècle ou année. Alors, la famille Nord, par exemple, décrit la transition moderne de la mortalité de pays comme la Suède, l'Angleterre, la France et la famille Sud de pays comme l'Italie ou l'Espagne. Dans le système de mortalité de Brass, on a proposé d'interpréter les variations des paramètres « alpha » et « bêta » obtenues à partir de séries historiques de tables de mortalité en termes d'un « espace de transition épidémiologique » (Vassin, 1994).

Ces styles d'application des modèles sont très habituels et au fond sont à la base de certaines méthodologies d'estimation du comportement futur ou passé de la mortalité comme de l'évaluation des données dans les pays avec statistiques déficientes. Mais ce type de pratique, à mon avis, est susceptible de critiques par rapport aux critères:

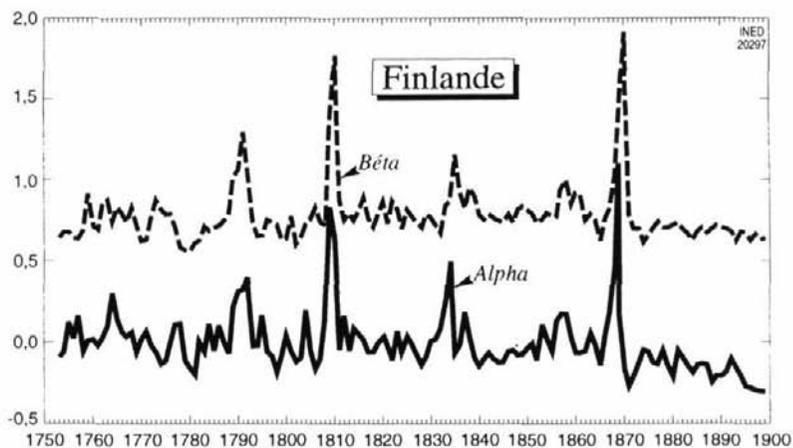
- de simplicité (nombre minimum de paramètres);
- d'interprétation démographique du modèle;
- de concordance avec l'histoire de la mortalité.

Plusieurs chercheurs ont signalé les difficultés des modèles de mortalité mentionnées ci-dessus. Les implications de ces critiques sont diverses et conditionnées à la possibilité de surmonter les difficultés. En ce qui concerne la recherche de modèles simples, on ne peut pas proposer une solution unique, au contraire, la recherche d'un nombre optimal de paramètres continue (Keyfitz, 1984). Dans le domaine des modèles relationnels, la simplicité est un but atteint. Mais ici les limites découlent des difficultés pour attribuer une signification démographique aux paramètres comme cela a été déjà signalé par d'autres chercheurs dans la discussion sur le modèle de mortalité proposé par le professeur Brass (Hill et Trussell, 1977, Anson, 1991). La possibilité d'identifier avec les tables types Coale et Demeny le changement observé de la mortalité avec la référence à une table standard ou une famille de mortalité présente aussi des problèmes. Le déplacement le long des niveaux à l'intérieur d'une famille, ne représente pas les caractéristiques fondamentales de certaines trajectoires historiques (Ewbank et al. 1983). D'une façon encore limitée, on commence à disposer de données de mortalité pour quelques populations européennes antérieures à l'époque statistique. Les résultats montrent des évolutions dans le temps, qui ne s'ajustent pas à l'extrapolation linéaire vers le passé des formes de mortalité décrites aux alentours de la moitié du XIX<sup>ème</sup> siècle et qui constituent le matériel de base des tables types de Princeton (Mu<sup>TM</sup>oz 1992, Loschky et Childers 1993), ou vers le futur comme il a été constaté avec la révision de ces tables après avoir évalué le comportement observé de la mortalité pendant les années 70 et 80 (Coale et Guo, 1989).

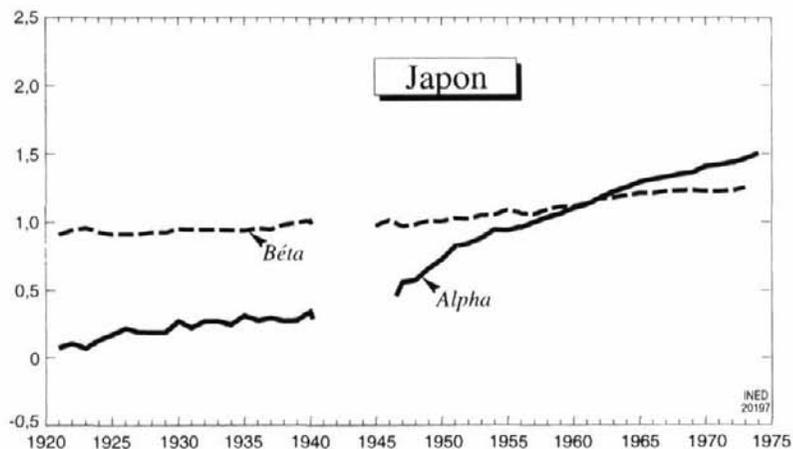
GRAPHIQUE 4A : JAPON - ÉVOLUTION DES PARAMÈTRES ALPHA ET BÊTA (1922-1975)



GRAPHIQUE 4B : FINLANDE - ÉVOLUTION DES PARAMÈTRES ALPHA ET BÊTA (1752-1899)



GRAPHIQUE 4C : FRANCE - ÉVOLUTION DES PARAMÈTRES ALPHA ET BÊTA (1900-1969)



Cet ensemble d'observations critiques envers certaines applications des modèles de mortalité sont le résultat de travaux d'orientations différentes. Il manque un test spécifique des limites et possibilités des modèles de mortalité au moment de représenter son comportement dynamique. Il faudra donc développer une méthodologie qui permettra de tester la distance entre la trajectoire observée et celle reproduite à partir d'un modèle et l'appliquer aux données de la Finlande, de la France et du Japon.

Discuter les stratégies de modélisation de la dynamique de la mortalité va au delà des ambitions de cet article. Le problème posé par l'analyse de séries chronologiques de tables de mortalité doit être traité par rapport aux techniques de modélisation de séries temporelles multivariées où les séries présentent un degré élevé de dépendance entre eux. La perspective adoptée ici considère une trajectoire ou histoire de la mortalité comme une réalisation d'un processus stochastique, c'est-à-dire, qu'une série de tables de mortalité peut être vue comme un échantillon de « n » variables aléatoires ordonnées dans le temps. La nature non indépendante des fonctions de la table de mortalité, notamment des quotients de mortalité, demande une simplification. Une stratégie déjà classique dans l'analyse démographique pour obtenir un nombre minimal d'indices pour décrire l'évolution de la mortalité à partir d'ensembles de tables de mortalité est l'analyse factorielle dont une de ses présentations est l'analyse en composantes principales.

Cette application impliquera de considérer :

- a) que les tables de mortalité peuvent être présentées en termes de réalisation de processus stochastiques indépendants ;
- b) qu'il est possible d'établir un rapport linéaire entre ces variables aléatoires structurales et le niveau de mortalité observé au moment « t ».

L'application de cette technique aux séries chronologiques de quotients de mortalité oblige à éliminer la tendance, c'est-à-dire, à travailler avec des séries stationnaires. Si l'analyse factorielle s'applique à une série temporelle de tables de mortalité caractérisée par une tendance régulière vers l'amélioration des niveaux de survie, le résultat nous donnera un seul facteur autour duquel la corrélation de tous les âges sera très élevée et que l'on devra interpréter comme « le temps ».

Une fois choisie l'orientation générale de l'analyse des quotients, on l'a développée à travers les étapes suivantes :

1. Tester l'existence de stationnarité dans les séries de quotients des tables de mortalité. Si les séries ne sont pas stationnaires on calcule les premières différences des valeurs de la série.

2. Appliquer l'analyse en composantes principales aux séries stationnaires et obtenir les saturations (« factors loadings »), retenir le nombre de facteurs minimum qui explique le maximum de la variance et, pratiquer la rotation des facteurs avec la méthode du Varimax. L'expression formelle de ces deux étapes est la suivante :

$$(1) \quad Q_j(t) = \text{Log}(q(x)(t)) - \text{Log}(q(x)(t-1))$$

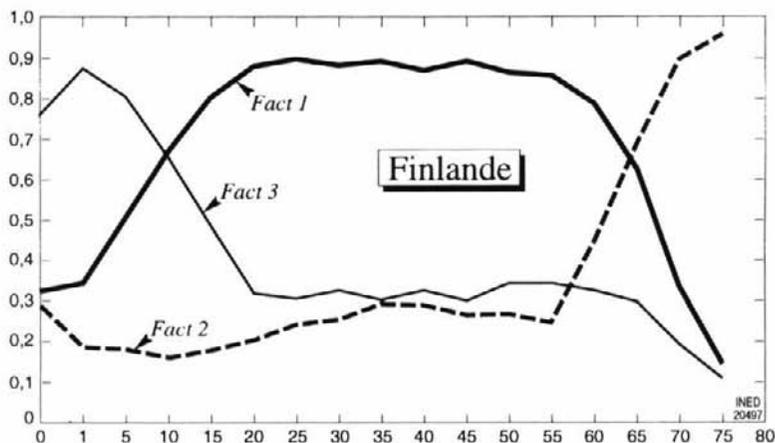
$$(2) \quad Q_j = A_j * F_j$$

Où  $Q_j(t)$  représente la première différence entre les valeurs de la série de quotients  $q(x)$  de mortalité,  $A_j$  la matrice de saturations et  $F_j$  la matrice de facteurs.

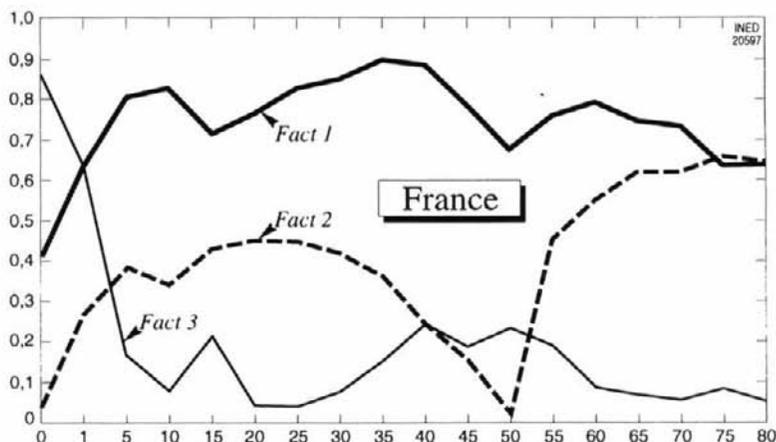
Pour arriver à isoler la dimension dynamique avec cette analyse factorielle il faudra remarquer que si les saturations restent uniques et communes pour toute la période, les notes en facteurs (« factor scores ») capturent la variabilité temporelle, interannuelle des facteurs. En accord avec (2) une de ses variables, le quotient de mortalité  $j$  du moment  $t=1960$  avec trois facteurs, peut être représenté par :

$$(3) \quad Q_j(1960) = a(j,1)F(1,1960) + a(j,2)F(2,1960) + a(j,3)F(3,1960)$$

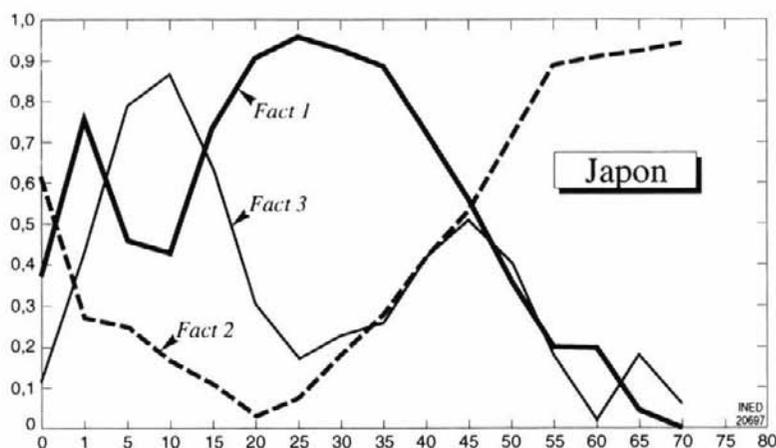
GRAPHIQUE 5A : FINLANDE - STRUCTURE DES FACTEURS PAR ÂGE



GRAPHIQUE 5B : FRANCE - STRUCTURE DES FACTEURS PAR ÂGE



GRAPHIQUE 5C : JAPON - STRUCTURE DES FACTEURS PAR ÂGE



Il faudra donc, retenir ce type de deux facteurs comme principale base de comparaison avec les trajectoires décrites par les modèles.

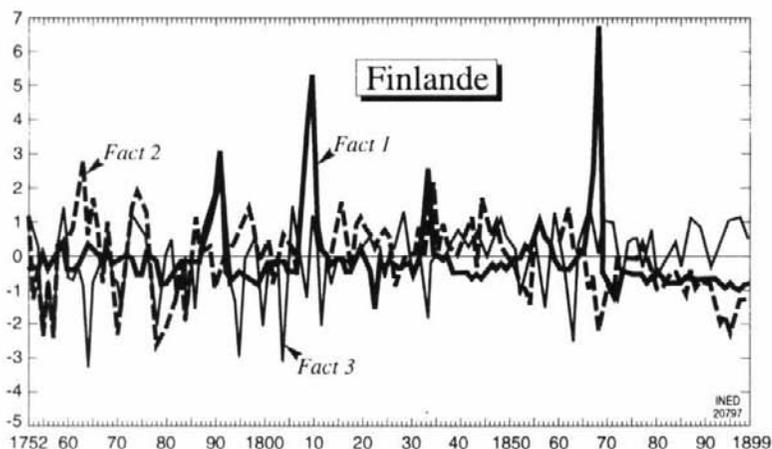
Les résultats de l'analyse factorielle appliquée aux trois histoires de mortalité (Finlande, France et Japon) sont réunis dans le tableau 1 et les graphiques 5a, 5b et 5c. Dans le tableau sont présentées les valeurs propres et les proportions de variance expliquée, tandis que sur les graphiques on peut observer la distribution selon l'âge des facteurs choisis.

TABLEAU 1. FACTEURS ET PROPORTION DE VARIANCE EXPLIQUÉE  
AVEC L'ANALYSE DE COMPOSANTES PRINCIPALES

	<b>Finlande</b>	<b>France</b>	<b>Japon</b>
Facteur 1	79,47	57,1	66,19
Facteur 2	9,05	19,2	19,74
Facteur 3	6,37	8,2	5,33
3 facteurs cumulés	94,89	84,50	91,26

Les données montrent l'existence d'environ trois facteurs cumulant entre 80 et 90% de la variance. La structure par âge des facteurs - après rotation - présente un nombre de traits communs entre l'histoire de la mortalité de la Finlande et de la France malgré leurs régimes de mortalité différents. Trois facteurs sont associés, le premier à la mortalité des enfants de moins de 5 ou 10 ans, le deuxième à la mortalité adulte et le troisième à la mortalité des plus âgés. Le Japon avec une transition de la mortalité plus accélérée que celle observée dans les populations occidentales présente aussi une distribution des facteurs par âge différente. Un facteur comprend la mortalité aux âges adultes centraux et entre 5 et 9 ans, l'autre, l'effet de la mortalité aux âges extrêmes de la vie et le dernier comprend la mortalité infantile et adolescente entre 10 et 19 ans.

GRAPHIQUE 6 : FINLANDE - ÉVOLUTION DES NOTES DES FACTEURS



Les fluctuations de la mortalité à travers les notes des facteurs sont représentées sur le graphique 6 pour la Finlande. Soulignons que ce que nous avons ici c'est la décomposition de la variabilité annuelle de la mortalité à travers des fluctuations de trois facteurs, par construction, indépendants. On peut maintenant mesurer la concordance entre les résultats de l'analyse factorielle et les reconstructions obtenues avec les modèles choisis. La nature des modèles examinés a demandé l'application de deux critères de test différents. Ainsi on a

calculé les corrélations entre les séries de notes en facteurs et les séries de valeurs des paramètres alpha et bêta pour le système de mortalité de W. Brass tandis que pour les tables types de Coale-Demeny on applique l'analyse factorielle des évolutions de la mortalité reconstruites à partir d'une des familles choisies : Nord pour la Finlande et Ouest pour le Japon. Les résultats sont réunis dans les tableaux 2 et 3. En ce qui concerne le modèle de Brass, ils montrent, d'une part, que les deux paramètres peuvent être corrélés et, par conséquent, leur évolution devient interdépendante. D'autre part, l'interprétation démographique habituelle pour alpha (associée au niveau de mortalité) et bêta (associée à la forme de la mortalité) semble très difficile à soutenir.

Les deux paramètres présentent divers degrés d'association avec les trois facteurs retenus. Le comportement de bêta est particulièrement intéressant parce que ses fluctuations par rapport aux mouvements de la mortalité adulte et infantile ne montrent aucune concordance systématique avec les facteurs représentatifs des deux types de mortalité. L'analyse factorielle des données simulées avec les tables Coale-Demeny montre un résultat tout à fait prévisible en accord avec la méthodologie employée pendant leur construction. Le résultat d'un seul facteur qui retient la plus grande partie de la variance rappelle la construction des tables de mortalité dans chaque famille à partir d'équations d'un seul paramètre.

TABLEAU 2. CORRÉLATIONS ENTRE LES FACTEURS ET LES PARAMÈTRES DU MODÈLE LOGIT

	F1	F2	F3	alpha	bêta
<b>Finlande</b>					
F1	1				
F2	0	1			
F3	0	0	1		
alpha	0,92*	0,11	- 0,36	1	
bêta	0,94*	0,21	0,21	0,81*	1
<b>France</b>					
F1	1				
F2	0	1			
F3	0	0	1		
alpha	- 0,91*	- 0,32	0,18	1	
bêta	0,56*	- 0,33	0,60*	- 0,33	1
<b>Japon</b>					
F1	1				
F2	0	1			
F3	0	0	1		
alpha	- 0,62*	- 0,72*	0,28	1	
bêta	- 0,09	0,35	- 0,32	0	1

\* : < 1 %

TABLEAU 3. FACTEURS ET PROPORTIONS DE VARIANCE EXPLIQUÉE DES TRAJECTOIRES DE MORTALITÉ SIMULÉE AVEC LES TABLES COALE-DEMENY

	Finlande	Japon
Facteur 1	98,3	91,2
Facteur 2	1,5	8,1
Facteur 3	0,1	0,6

### 3. Conclusion

Cet article a présenté une stratégie simple d'analyse des limites des modèles de mortalité pour décrire la dynamique de la mortalité. Les résultats obtenus confirment des observations critiques déjà développées par d'autres chercheurs dans l'évaluation et le développement des nouveaux modèles de mortalité. Mais ici, le point de vue était différent, il ne s'agissait pas de proposer un nouveau modèle mais d'explorer une dimension - la dimension temporelle - que l'on a considérée intégrée de façon automatique dans les modèles de mortalité. Il est évident qu'avec leur aide, la description d'une trajectoire est un exercice possible, cependant, il s'éloigne d'une interprétation démographique claire et enracinée dans la réalité des facteurs qui conduisent l'évolution observée de la mortalité. Cette conclusion pose des problèmes pour l'interprétation des prévisions et les estimations indirectes de tendances de la mortalité obtenues à partir de l'application de modèles. A la lumière des résultats on pourra uniquement qualifier ce type de pratique comme ajustement des niveaux et des structures de la mortalité à un objectif préfixé. Derrière cette logique, il y a donc plus un déplacement dans « l'espace » que dans « le temps » et alors est laissée de côté une question éloignée de toute rhétorique : peut-on quantifier l'évolution temporelle de la mortalité hors des facteurs conditionnels de son histoire ?

### Remerciements

Cet article est une partie d'une recherche développée à l'UCL, pendant mon séjour en Mars-Juin 1995, financé par le Ministère d'Education espagnole, bourse PR94-348, et réalisée en même temps dans le cadre du projet DYGITIC PB93-0913. Je voudrais remercier l'aide et les commentaires de J. Duchene et G. Wunsch et la gentillesse de D. Tabutin et M. Willems pour avoir mis à ma disposition les données sur le Japon.

### BIBLIOGRAPHIE

- ANSON, J., 1991. « Model Mortality Patterns : A Parametric Evaluation », *Population Studies*, 45, pp. 137-153.
- BOURGEOIS-PICHAT J., 1990. « Application de l'analyse factorielle à l'étude de la mortalité », *Population*, 4, pp. 773-802.
- BRASS W., 1971. « On the Scale of Mortality », in *Biological Aspects of Demography* (W.Brass ed), London, Taylor and Francis Ltd, pp. 69-110.
- COALE A. et DEMENY P., 1983. *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton, Princeton University Press, 496 p.
- COALE A. et GUO, G., 1989. « Revised Regional Model Life Tables at Very Low Levels of Mortality », *Population Index*, 55, 4, pp. 613-643.
- CHUSA SHUTAIKI, K et TOKEI SORAN, J., 1985. *Compendium of Population Statistics based in the Past Population Censuses and Statistics*. Tokyo, Tokyo Keizai Shiupo-Sha, pp. 821-47.
- EWBANK D.C., GOMEZ DE LEON J.C. et STOTO, M., 1983. « A Reducible Four-Parameter System of Model Life Tables », *Population Studies*, 37, pp. 105-124.
- HILL K. et TRUSSELL J., 1977. « Further Developments in Indirect Mortality Estimation », *Population Studies*, 31, pp. 313-334.
- KEYFITZ N., 1984. « Choice of function for mortality analysis : Effective forecasting depends on a minimum parameter representation », in : *Mehodologies for the Collection and Analysis of Mortality Data* (J.Vallin, J.Pollard et L. Heligman eds), Liège, Ordina, pp. 225-241.
- LOSCHKY, D. et CHILDERS, B., 1993. « Early English Mortality », *Journal of Interdisciplinary History*, XXIV, 1, pp. 85-97.

- MUÑOZ PRADAS, F., 1991. « Proyección inversa y estimación indirecta de la mortalidad », *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, vol 9, n. 3, pp. 67-86.
- TURPEINEN, O., 1973. « Fertility and Mortality in Finland Since 1750 », *Population Studies*, vol. 33, pp. 101-114.
- VALLIN, J., 1973. *La mortalité par génération en France, depuis 1899*, Paris, Ined-Puf, 483 p.
- VASSIN S., 1994. « Epidemiological Transition of Mortality Curves in Terms of Brass Logit System », *European Journal of Population*, 10, pp. 43-64.