Document de travail

Notes et analyses de l'ITCEQ

N° 54 – Mai 2017

Quelle sera l'espérance de vie des tunisiens en 2039?

Sawsen Ben NASR

Institut Tunisien de la Compétitivité et des Etudes Quantitatives
www.itceq.tn

La présente note est la propriété de l'Institut Tunisien de la Compétitivité et des Études Quantitatives (ITCEQ). Toute reproduction ou représentation, intégrale ou partielle, par quelque procédé que ce soit, de la présente publication, faite sans l'autorisation écrite de l'ITCEQ est considérée comme illicite et constitue une contrefaçon.

Les résultats, interprétations et conclusions émises dans cette publication sont celles de l'auteur et ne devraient pas être attribués à l'ITCEQ, à sa Direction ou aux autorités de tutelle.

Cette note est réalisée dans le cadre du programme d'activité de l'ITCEQ au sein de la Direction Centrale de la Synthèse et Modélisation et sous la supervision de Mr. Nejib Bouslama.

Sommaire

Résumé 2

Introduction 3

I. **L'espérance de vie en Tunisie : une comparaison internationale** 4

1. Classement de la Tunisie en espérance de vie à la naissance 4
2. Le gain en espérance de vie 5
3. La santé de la mère et de l'enfant 6
4. Les dépenses de santé 8
5. Richesse et espérance de vie : un rendement décroissant 8

II. **Le profil de la mortalité en Tunisie** 9

1. La transmission épidémiologique en Tunisie 9
2. Evolution de l'espérance de vie en Tunisie : Un avantage féminin continu 11
3. Mortalité et morbidité par âge : d'où vient le gain en espérance de vie ? 12
4. La santé en Tunisie s'améliore, mais les inégalités régionales persistent 15

III. **Elaboration des tables de mortalité prospectives pour la Tunisie** 16

1. Le modèle de Lee et Carter 16
2. Application à la Tunisie 18

IV. **Résultats** 26

Références bibliographiques 30

Liste des tableaux

Tableau I-1 : Gain en espérance de vie entre 1990 et 2014 4
Tableau II-1 : Estimation des taux de mortalité endogène, exogène et infantile L'entre 1965 et 2009 par la méthode de Bourgeois-Pichat..... 13
Tableau II-2 : Taux de mortalité des enfants âgés de moins de 5 ans par milieu (‰)..... 16
Tableau III-1: taux de couverture estimés..... 18
Tableau III-2 : Paramètres estimés du modèle Lee et Carter 21
Tableau IV-1 : Espérance de vie par genre projetée de 2004 à 2039..... 26

Liste des figures

Figure II-1 : Evolution de la surmortalité masculine par groupe d'âge entre 1968 et 2010 11
Figure II-2 : Contribution des différents groupes d'âges quinquennaux au gain en espérance de vie à la naissance entre 1999 et 2009..... 14
Figure II-3 : Taux de mortalité infantile et nombre de lits d'hôpitaux pour 1000 habitants par gouvernorat en 2009 15
Figure III-1 : Modèle de Heligman et Pollard..... 20
Figure III-2 : Quotients de mortalité observés et ajustés en 2003 21
Figure III-3 : Paramètre ALPHA estimé pour les hommes et les femmes 23
Figure III-4 : Paramètre BETA estimé pour les hommes et les femmes 23
Figure III-5 : Paramètre de la variable tendancielle K estimé pour les hommes et les femmes..... 24
Figure III-6 : Kf et Kh extrapolés..... 25
Figure IV-1 : Espérance de vie des hommes projetée de 2004 à 2039..... 27
Figure IV-2 : Espérance de vie des femmes projetée de 2004 à 2039..... 27
Figure IV-3 : Courbes de mortalité des hommes 1984, 2004 et 2024 29
Figure IV-4 : Courbes de mortalité des femmes 1984, 2004 et 2024 29

خـــــــلاصة

تواجه البلاد التونسية، على غرار العديد من البلدان النامية، تهرما سكانيا نتيجة التحول الديمغرافي السريع الذي عرفته. ومن المنتظر أن تتفاقم هده الظاهرة خلال السنوات القادمة. وقد شهدت تونس ارتفاعا هاما في مؤمل الحياة عند الولادة و تصدرت، بالتالي، مراكز متقدمة بالنسبة للدول العربية لكنها مازالت متأخرة على المستوى الترتيب العالمي (82 سنة 2014).

ويمثل استشراف مؤمل الحياة بناءا على جداول الحياة المستقبلية محورا أساسيا في وضع تصورات مستقبلية حول متطلبات التنمية في تونس في مجال البنى التحتية كما في قطاع الصحة و التأمينات الاجتماعية و برامج الشيخوخة.

Résumé

La Tunisie, à l'instar des pays en voie de développement, connaîtra un vieillissement de sa population et ce phénomène, hérité des suites de sa transition démographique rapide, continuera de s'amplifier au cours des prochaines années. L'évolution de la mortalité à la baisse, en particulier aux grands âges, y contribuera singulièrement, d'où l'importance d'en connaître l'évolution récente et à venir.

En Tunisie, l'espérance de vie a augmenté considérablement au cours des dernières décennies et le pays se classe systématiquement parmi les premiers pays au monde arabe mais reste encore loin au niveau mondial (82ème en 2014).

Les analyses prospectives de mortalité conduisent à anticiper les évolutions futures des taux de décès aux différents âges. On propose le modèle de Lee-Carter un modèle stochastique de construction de tables prospectives.

Abstract

Tunisia, like the developing countries, will experience an aging population and this phenomenon inherited as a result of its rapid demographic transition, will continue to increase over the coming years. The evolution of mortality, especially at older ages, will help greatly, hence the importance of knowing the latest developments and future. It appears as imperative to focus on the recent and future evolution of life years gained through increased longevity.

In Tunisia, life expectancy has increased in recent decades and the country ranks consistently among the first countries in the Arab world but is still far in the world (82th).

Prospective analyzes of mortality lead to anticipate future changes in death rates at different ages. We propose a stochastic model building prospective tables, model Lee-Carter, where future mortality drift is anticipated based on past observations.

Introduction

En Tunisie, l'espérance de vie à la naissance a continué d'augmenter, reflétant une forte baisse des taux de mortalité à tous les âges. Ces gains de longévité peuvent être attribués à un certain nombre de facteurs, notamment à l'élévation des niveaux de vie, à l'amélioration de l'hygiène de vie et du niveau de l'éducation mais aussi à un meilleur accès aux services de santé. D'autres facteurs, tels que les progrès dans les domaines de l'alimentation, de l'assainissement et du logement, jouent également un rôle, en particulier dans les zones rurales.

En 2014, l'espérance de vie à la naissance pour l'ensemble de la population tunisienne a été en moyenne de 74.9 ans. Les femmes vivent en moyenne plus que les hommes, soit 77.4 ans contre 73.9 ans.

Durant la dernière décennie, le gain annuel moyen de la longévité, en Tunisie, était de 3.9 mois par an. Cependant, ce gain dépassait 8 mois en moyenne par an dans des pays voisins à l'instar de l'Algérie (8.4 mois) et du Maroc (9 mois).

La croissance relativement constante de l'espérance de vie à la naissance au cours de la décennie (1994-2014) résulte d'une contribution très contrastée de chacun des groupes d'âge aux gains enregistrés. Les gains d'espérance de vie sont plutôt générés par la diminution de la mortalité des personnes âgées, les gains après 60 ans expliquant 50 % de l'augmentation de l'espérance de vie des hommes et 40 % de celle des femmes. Le déclin de la mortalité infantile avait contribué de 20% à la durée de vie moyenne entre 1994 et 2014.

La poursuite de la progression de la durée de vie moyenne pour les prochaines décennies serait-elle le fruit d'un recul de la mortalité à tous les âges ? Quelles seront les causes de décès qui pèsent le plus dans la mortalité tunisienne ? Qu'elle sera enfin l'espérance de vie des tunisiens pour les deux sexes dans les décennies à venir?

Cette étude traite, dans une vision de prospective, les espérances de vie générationnelles qui résultent d'une lecture longitudinale des tables de mortalité transversales qui ont été projetées d'année en année pour la projection de la population. Cette lecture, qui suit l'avancement en âge des générations au cours du temps, permet de mieux évaluer ce que serait vraiment l'espérance de vie des générations futures, sur la base des hypothèses retenues.

Le modèle Lee-Carter a été appliqué sur une série des taux de mortalité corrigés de 1984 à 2004 afin d'établir les taux futurs de mortalité et construire par la suite les tables prospectives de mortalité.

Cette étude comporte trois grandes parties. La première partie est consacrée à une étude rétrospective de l'espérance de vie à la naissance en Tunisie tout en la comparant avec certains pays du monde. Le modèle de prévision utilisé est présenté dans la deuxième partie. Enfin, la troisième partie est consacrée à l'application du modèle.

I. L'espérance de vie en Tunisie : une comparaison internationale

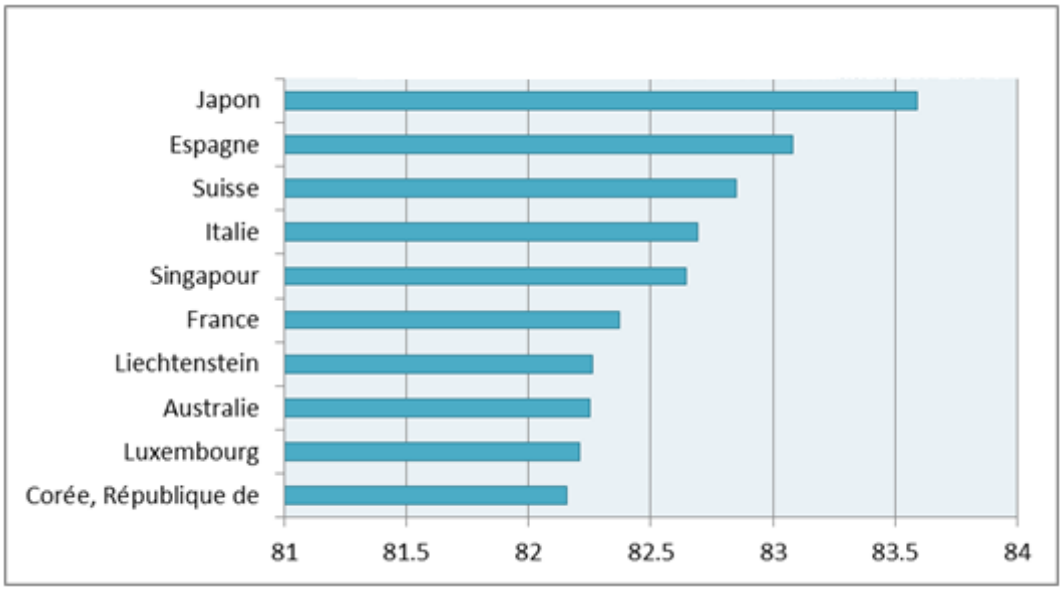
1. Classement de la Tunisie en espérance de vie à la naissance

Parmi 189 pays du monde, la Tunisie a occupé, en 2014, le 82ème rang. Sur le continent africain, la Tunisie a été classée en première position avec une espérance de vie de 75,9 ans, suivie de l'Algérie (75,8) et du Maroc (74,3 ans).

S'agissant des pays arabes, elle se place au 6ème rang précédée par le Liban, la Jordanie, l'Emirats Arabes Unis, Oman et Bahreïn.

Au niveau mondial, ce sont les Japonais qui ont la plus longue espérance de vie au monde (83.6 ans), suivis par les Espagnols, les Suisses et les italiens. Parmi les pays qui ont complété le haut du classement, se retrouvent le Luxembourg et la Corée avec une espérance de vie supérieure à 82 ans.

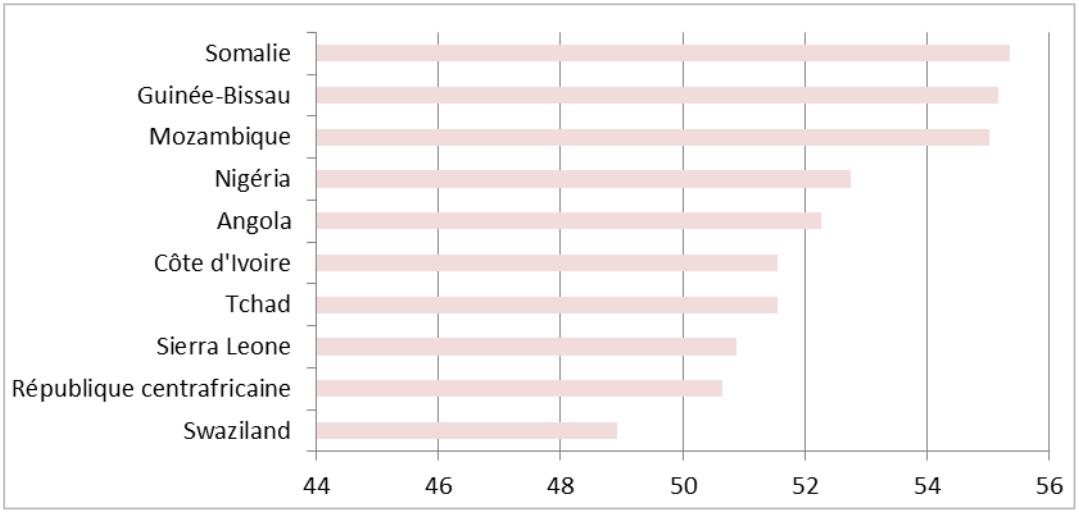
Figure I-1: Espérance de vie à la naissance des 10 pays les mieux classés en 2014



Source : Banque mondiale (Word Development Indicators)

Les pays ayant les plus faibles espérances de vie sont tous en Afrique sub-saharienne. Et c'est le Swaziland qui s'affiche dans le bas du classement avec une espérance de vie qui ne dépasse pas les 50 ans.

Figure I-2 : Espérance de vie des 10 pays en bas de classement en 2014



Source : Banque mondiale(Word Development Indicators)

2. Le gain en espérance de vie

Plusieurs facteurs font que l'espérance de vie à la naissance est aujourd'hui plus longue que celle de quelqu'un né en 1990. Parmi ces facteurs, on recense les avancées médicales, la meilleure connaissance des substances dangereuses, l'éradication de certaines maladies.

La théorie prévoit une convergence vers un âge maximal que tous les pays devraient atteindre à terme. Néanmoins, on observe un creusement des inégalités entre certains pays les moins avancés et les pays développés. Les inégalités sur le plan économique, social, technologique et politique ont contribué à une divergence dans l'évolution de l'espérance de vie entre les pays développés et les pays pauvres.

Le gain annuel moyen en espérance de vie s'est développé en fonction des évolutions contextuelles sociales et économiques propres à chaque région du monde. Ce gain varie, entre 1990 et 2014, de 3.7 ans dans les pays de l'OCDE à revenu élevé à 11.6 ans dans les pays à revenu faible.

Tableau I-1 : Gain en espérance de vie entre 1990 et 2014

	Gain en espérance de vie (1990-2014)
Revenu élevé	4.8
Revenu élevé OCDE	3.7
Revenu élevé non OCDE	5.2
Revenu intermédiaire	6.7
Revenu intermédiaire, tranche supérieure	6.5
Revenu intermédiaire, tranche inférieure	7.6
Revenu faible	11.6

Source : Banque mondiale(Word Development Indicators)

Entre 1990 et 2014, l'espérance de vie a le plus progressé dans les pays pauvres, soit 11.6 ans en moyenne[1] contre une hausse moyenne, tous pays confondus, de 6 ans.

Les 5 pays dans le monde qui ont enregistré les plus fortes hausses de l'espérance de vie sont le Rwanda (+30.5 ans), suivi par le Malawi (+18.9 ans), le Niger (+17.5 ans), l'Ethiopie (+16.9 ans), et la Zambie (+15.7 ans).

A l'autre bout de l'échelle, l'espérance de vie a diminué dans 6 pays pour la même période aussi bien pour les femmes que les hommes. Il s'agit du Swaziland (-10.4 ans), du Lesotho (-9.63 ans), de l'Afrique du Sud (-4.93 ans), du Zimbabwe (-2.08 ans), de la Côte d'Ivoire (-1.04 ans) et de la République Arabe Syrienne (-0.035).

Pour la Tunisie, la durée moyenne de vie a augmenté de 4.6 ans entre 1990 et 2014, soit 2.3 mois en moyenne par an. L'espérance de vie des tunisiens est passée de 70.3 ans à 74.9 ans.

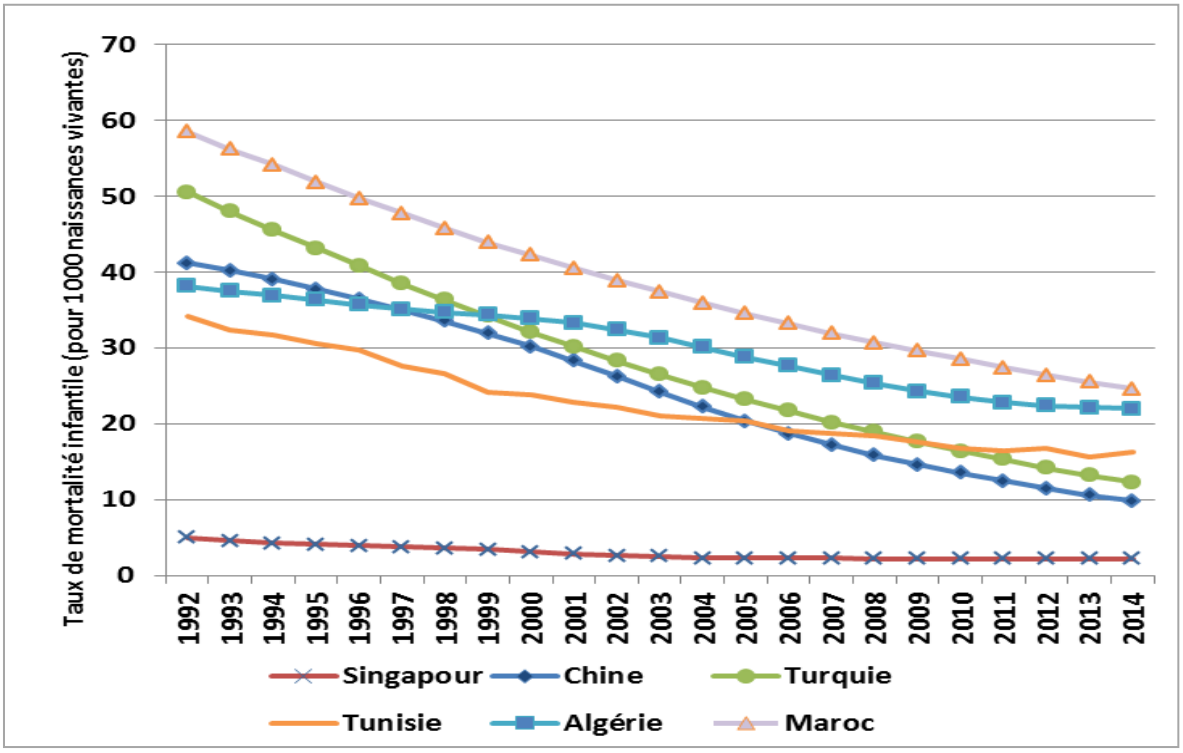
3. La santé de la mère et de l'enfant

Pour ce qui est du taux de mortalité infantile, pour l'année 2014, la Tunisie se place sur l'Afrique en deuxième position avec un taux de 16.3 pour 1000 naissances vivantes, précédée par la Libye avec un taux de 13.4‰, l'Algérie, quant à elle, se positionne au troisième rang (21.3‰) suivie par le Maroc (23.7‰).

Ces résultats satisfaisants dans l'ensemble ne sauraient occulter les écarts qui séparent encore la Tunisie des autres pays développés. En 2014, le Singapour est classé au 7ème rang avec une mortalité infantile qui ne dépasse guère 2.1‰, devancé par la Norvège, la Suède, Chypre et enfin le Luxembourg qui se positionne en tête de classement (1.5‰).

[1] Chiffres publiés dans les statistiques annuelles sur la santé mondiale, compilés par l'Organisation mondiale de la santé (OMS).

Figure I-3 : Evolution du taux de mortalité infantile entre 1992 et 2014



Source : Banque mondiale(Word Development Indicators)

En 1992, ce taux de mortalité a été de l'ordre de 41.2‰ en Chine contre 34.1‰ en Tunisie. En 2014, ce taux a atteint respectivement 9.8‰ et 16.3‰.

En outre, la mortalité maternelle continue de poser un défi majeur au système de santé tunisien. L'enquête nationale sur la santé maternelle, réalisée, entre 2008 et 2010 par l'Institut National de la Santé, révèle un taux de 44,8 pour 100000 naissances vivantes contre 68.9 lors de l'enquête de 1994. Le taux a été ainsi réduit de 35%, soit un taux de diminution annuelle de 5%.

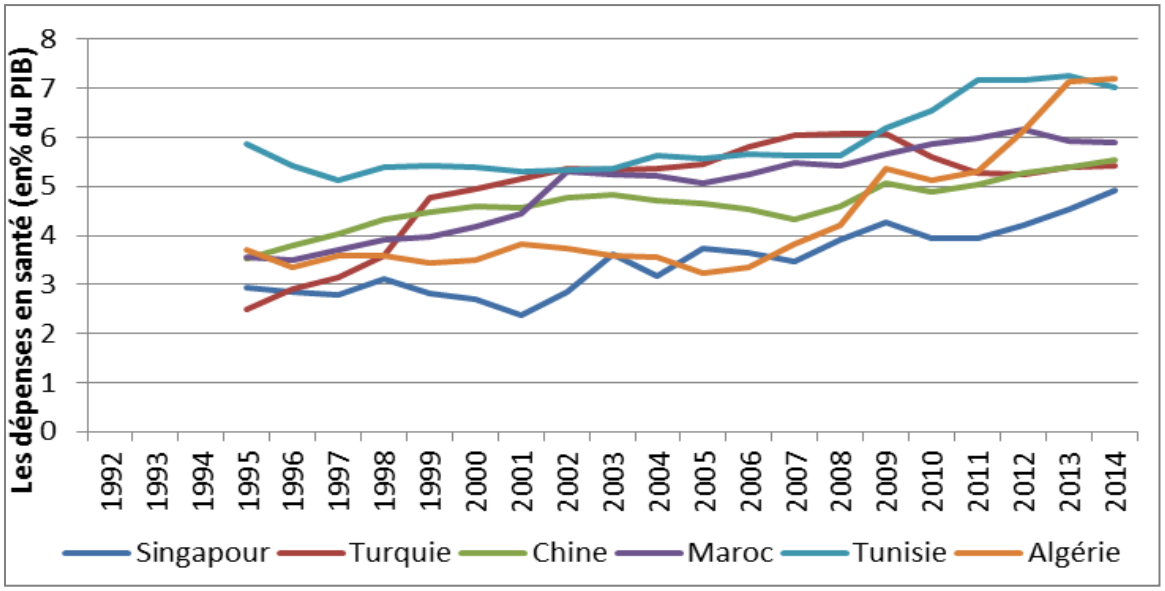
Le rapport de l'Organisation Mondiale de Santé (OMS) publié en 2014 indique que la Tunisie se classe en première position sur l'Afrique avec 62 pour 100000 naissances vivantes, suivie par le Maroc (121 pour 100000 naissances) et l'Algérie (140 morts pour 100000 naissances).

Rappelons que la Tunisie devrait baisser la mortalité maternelle à 18 pour 100000 naissances vivantes en 2015 pour atteindre la première cible énoncée dans le cinquième Objectif du Millénaire pour le Développement (OMD 5). Les pays en haut de classement ont affiché des taux inférieurs à 5 pour 100000 naissances vivantes à l'instar de la Suède, du Japon et du Singapour.

4. Les dépenses de santé

En matière de dépenses de santé, en 2014, avec 6,350 milliards de dinars par an, la dépense totale de santé s'élève en Tunisie à 6,2% du PIB contre 4,2 % en 1985. Les dépenses de santé par habitant sont passées de 39 TND en 1985 à 416 TND, soit une multiplication par dix fois. La part de la dépense totale de santé financée par les ménages est toujours prépondérante, soit 55 % contre 25% pour les caisses de sécurité sociale et 20 % pour l'Etat. Pour ce qui est de la destination de ce financement, environ 52 % des dépenses totales de santé servent au financement des structures appartenant au secteur public qui, rappelons-le, représente plus de 80 % de la capacité litière du pays, emploie 60 % des médecins et 90 % du personnel paramédical.

Figure I-4 : Evolution des dépenses en santé (en % du PIB)



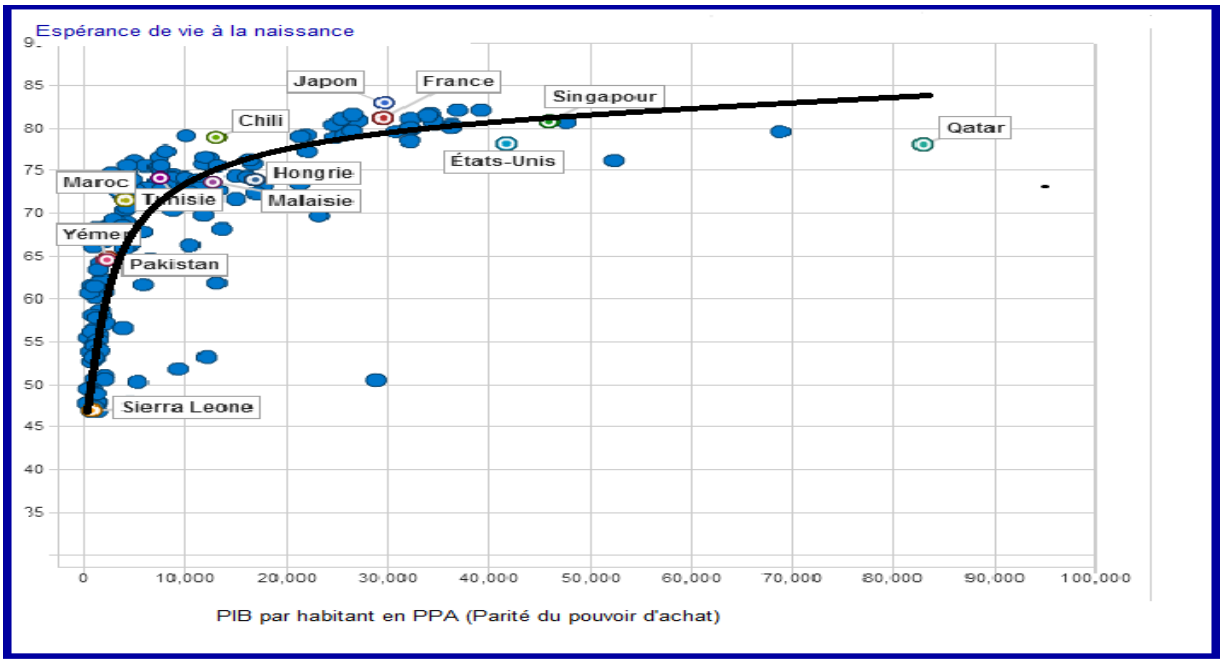
Le recensement des lits d'hôpitaux est un indicateur de la disponibilité des services hospitaliers. En Tunisie, le ratio lits/population est de 21 lits pour 10 000 habitants en 2011, la densité médicale est de 12.8 médecins pour 10 000 habitants. D'après l'organisation mondiale de la santé, on ne trouve, dans la région africaine que 2 médecins pour 10 000 habitants contre 32 pour 10 000 dans la Région européenne. La population européenne bénéficie de 63 lits d'hôpitaux pour 10 000 habitants, contre 10 pour 10 000 dans la région africaine.

5. Richesse et espérance de vie : un rendement décroissant

La concavité de la courbe de tendance exponentielle montre un rendement décroissant du PIB par rapport au gain en espérance de vie. En effet, une même augmentation du revenu par

habitant conduit à un allongement bien supérieur de l'espérance de vie dans les pays pauvres que dans les pays riches, comme le montre le graphique ci-dessous.

Figure I-5 : Richesse et espérance de vie: un rendement décroissant



La Tunisie, le Chili, le Japon et la France ont des espérances de vie plus élevées que ne le laisserait penser leur PIB par habitant et le phénomène est inverse aux États-Unis, Qatar et en Hongrie.

II. Le profil de la mortalité en Tunisie

1. La transmission épidémiologique en Tunisie

Selon Abdel Omran, l'amélioration de l'espérance de vie, à travers la transition épidémiologique se déroule dans toutes les sociétés en trois «âges» :

- « l'âge des maladies contagieuses, des pestes et de la famine », la mortalité est forte et fluctuante, avec une espérance de vie moyenne inférieure à 30 ans ;
- « l'âge du recul des pandémies », les moyens de lutte contre les maladies infectieuses se mettent en place, l'espérance de vie augmente considérablement, passant de moins de 30 à plus de 50 ans » ;
- « l'âge des maladies dégénératives et des maladies de société » (maladies cardio-vasculaires, obésité, hypertension et diabète, cancer, allergies, Alzheimer, dépendances, syndrome de fatigue chronique, dépression etc.).

Le gain en espérance de vie résulte ainsi du passage, sous l'influence du développement socio-économique, d'une structure de mortalité à dominante infectieuse à une structure de mortalité à dominante chronique et dégénérative.

Selon les tendances de la mortalité et de la fécondité et selon leurs déterminants, Omran (1983) définit les modèles suivants :

- Le modèle classique des pays occidentaux : dans ces pays, la mortalité a commencé à baisser depuis le début du 19ème siècle, d'abord sous l'effet du développement socioéconomique et bien plus tard grâce aux progrès de la technologie médicale ;
- Le modèle tardif des pays en développement : dans ces pays, la mortalité et la fécondité sont demeurées à des niveaux très élevés jusqu'à la fin de la 2ème guerre mondiale. C'est vers les années 1950 que la mortalité a baissé de manière spectaculaire alors que la fécondité est demeurée assez élevée. Enfin, c'est surtout le progrès médical, notamment l'accès aux antibiotiques, qui a été à l'origine de la baisse de la mortalité ;
- La variante accélérée du modèle classique : c'est un modèle mitigé où, contrairement à ce qui a été observé dans le modèle classique, la mortalité a commencé à baisser tardivement et la transition s'est effectuée sur une période relativement courte. Enfin, c'est le développement médical qui a joué un rôle important tandis que la fécondité a chuté en raison de l'introduction de l'avortement. Le Japon et les pays de l'Europe de l'Est sont classés dans ce groupe de pays;
- La variante du modèle tardif : selon ce modèle, la baisse de la mortalité a commencé tardivement, après les années 1940, mais la fécondité a commencé à s'infléchir plus rapidement que dans les pays en développement ayant un modèle de transition tardif. C'est la baisse rapide de la mortalité infantile et la mise en place d'une politique de planification familiale qui caractérisent ce modèle. La Chine, la Corée du Sud, le Sri Lanka et l'île Maurice en sont des exemples.

Sur le plan démographique, la Tunisie a incontestablement un parcours original la distinguant de tous les pays arabo-musulmans et africains. La politique de planification familiale et les progrès sanitaires expliquent, en grande partie, le modèle de transition observé en Tunisie.

Au début de l'indépendance, la Tunisie était confrontée à d'immenses problèmes socioéconomiques et sanitaires. En 1968, plus d'une décennie après, le taux global de mortalité était aux environs de 13.9 pour mille ; la mortalité infantile, conséquence de la

malnutrition et des infections, dépassait les 49 pour mille et l'espérance de vie à la naissance atteignait à peine 54 ans.

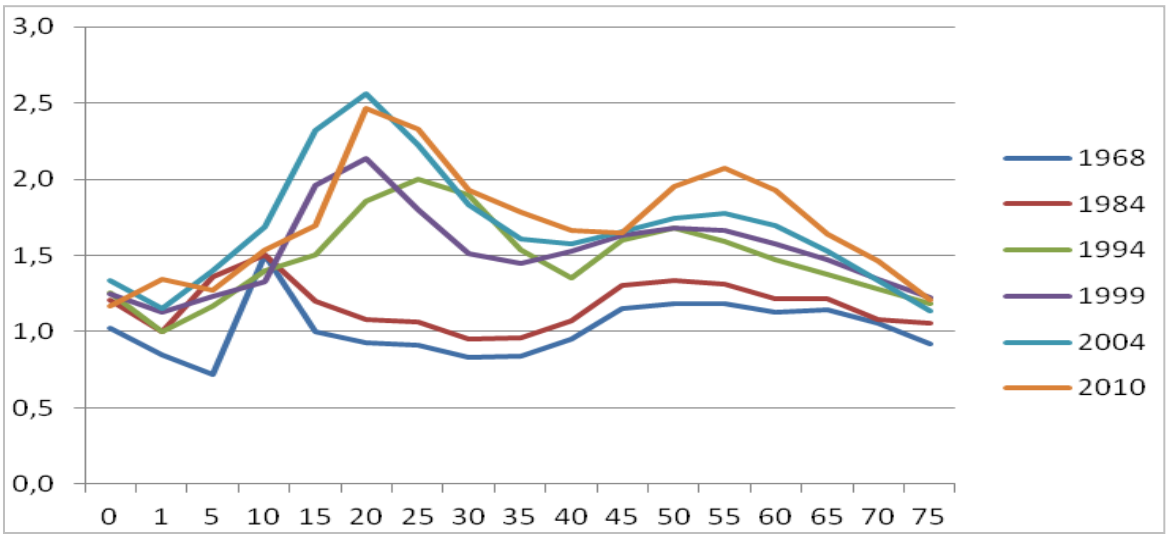
L'espérance de vie a crû régulièrement depuis l'indépendance du pays. Partant d'un niveau proche des pays les moins avancés, elle a dépassé rapidement la plupart des pays en voie de développement. Ainsi, de par le début tardif de la baisse de la mortalité survenue après les années cinquante, de la rapidité de cette baisse et surtout de la spectaculaire baisse de la fécondité, on peut classer la Tunisie parmi les pays ayant suivi la variante du modèle retardé de transition épidémiologique à l'instar de la Corée du sud, de Hong Kong, du Sri Lanka et de la Chine.

2. Evolution de l'espérance de vie en Tunisie : Un avantage féminin continu

L'espérance de vie des cohortes féminines de la Tunisie est passée de 53.9 ans en 1968 à 77.4 ans en 2014. Entre ces mêmes générations, les gains du sexe masculin ont été inférieurs de 4 ans passant de 54.4 ans à 73.9 ans. Pour la Tunisie, les écarts en espérance de vie entre les sexes se sont creusés : une tunisienne de la génération 2014 espère vivre plus de 3.5 ans que son homologue masculin alors qu'en 1968 la différence ne dépassait guère 0.5 ans.

L'élargissement de l'écart de la durée de vie entre les sexes signifie que la surmortalité masculine, calculée en rapportant à chaque âge les risques de décès masculins aux risques de décès féminins, s'est considérablement accrue. La courbe a ainsi pris une allure caractéristique à deux bosses.

Figure II-1 : Evolution de la surmortalité masculine par groupe d'âge entre 1968 et 2010



Source : Institut National de la Statistique

L'analyse de l'indice de surmortalité masculine[2] pour 1999-2010 révèle de fortes disparités selon l'âge. Jusqu'à 5 ans, l'indice, proche de 1, montre un niveau de risques assez voisin. On observe ensuite un accroissement de cet indice passant progressivement à 1.5 pour le quotient à 10 ans, 2 pour le quotient à 15 ans et 2.5 pour le quotient à 20 ans. Cette surmortalité commence par toucher les enfants et ensuite et, surtout, les adolescents et les jeunes adultes. Les causes sont avant tout liées chez ces derniers à l'accidentalité. Passé ce pic, la surmortalité masculine reste supérieure à 1.5 jusqu'à 70 ans pour chuter ensuite sensiblement en fin de vie. Cette surmortalité est liée au niveau d'activité plus important chez les hommes, à des métiers à risques et surtout à des comportements plus risqués pour la santé (tabagisme).

3. Mortalité et morbidité par âge : d'où vient le gain en espérance de vie ?

L'allongement de la durée de vie moyenne de la population tunisienne est imputé à un gain considérable en matière de survie des enfants de moins d'un an.

Le démographe français Jean Bourgeois-Pichat distingue en deux catégories la mortalité infantile, et ce suivant la cause qui a provoqué la mort : la mortalité endogène et la mortalité exogène.

La mortalité endogène ou mortalité biologique provient de la constitution génétique de l'individu, des malformations congénitales et des causes endogènes acquises au moment de l'accouchement (traumatisme obstétrical) dues aux circonstances de l'accouchement. La mortalité exogène, à l'opposé, provient de causes extérieures, comme les maladies infectieuses ou parasitaires ou les traumatismes accidentels.

La "méthode biométrique" de Bourgeois-Pichat permet d'estimer, par une analyse purement quantitative de la distribution des décès suivant l'âge du décès au cours de la première année, les deux taux de mortalité infantile endogène et exogène.

L'équation à estimer repose sur les trois hypothèses suivantes :

- H1 : au-delà d'un certain âge A que l'on suppose d'environ un mois (28, 30, 31 jours), tous les décès sont de nature exogène ;
- H2 : au-delà de A, le total des décès jusqu'à un âge B donné est une fonction de cet âge ;
- H3 : on peut extrapoler cette fonction, pour les décès exogènes, avant l'âge A.

[2] L'indice de surmortalité masculine est égal au taux de mortalité des hommes divisé par celui des femmes pour un âge donné.

Si l'on note PB le rapport entre le nombre de décès, entre les âges 0 et B et le nombre N de naissances annuelles, on peut écrire PB sous la forme suivante :

$PB=\alpha + \beta*\log3 (B+1)$,

α et β sont deux paramètres à estimer et représentent respectivement les taux de mortalité endogène et exogène.

Tableau II-1 : Estimation des taux de mortalité endogène, exogène et infantile L'entre 1965 et 2009 par la méthode de Bourgeois-Pichat

Année	Endogène	Exogène	TMI[3]	Année	Endogène	Exogène	TMI
1965	29,49	25,69	55,18	**1991**	18,39	5,66	24,05
1966	[4]31,07	24,28	55,36	**1992**	17,08	4,95	22,04
1967	31,72	23,66	55,37	**1993**	17,63	4,34	21,97
1968	29,63	19,57	49,19	**1994**	18,51	4,12	22,64
1969	35,16	24,77	59,93	**1995**	17,77	4,35	22,13
1970	30,99	21,95	52,94	**1996**	17,92	3,72	21,65
1971	28,42	21,28	49,70	**1997**	17,34	3,95	21,29
1972	27,79	17,52	45,30	**1998**	15,46	3,24	18,70
1973	28,33	18,61	46,93	**1999**	16,13	2,90	19,03
1974	24,03	14,09	38,12	**2000**	16,23	2,78	19,01
1975	25,83	15,56	41,40	**2001**	15,65	2,66	18,31
1976	21,30	12,85	34,15	**2002**	15,26	2,68	17,94
1977	22,34	13,88	36,22	**2003**	14,19	2,50	16,70
1978	17,62	11,25	28,87	**2004**	15,15	2,43	17,59
1979	18,35	12,59	30,94	**2005**	15,11	2,79	17,91
1980	20,60	10,59	31,20	**2006**	15,59	2,54	18,12
1981	21,01	11,18	32,20	**2007**	13,54	2,52	16,06
1982	17,68	10,69	28,37	**2008**	15,50	2,33	17,83
				2009	14,64	2,50	17,15

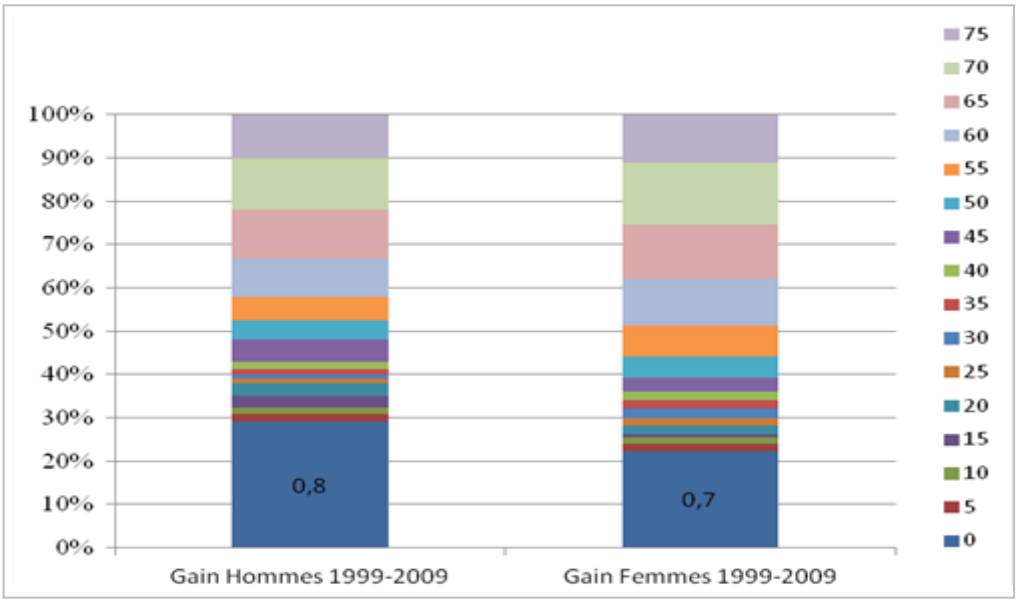
Pour la Tunisie, entre 1965 et 1982, les deux taux de mortalité diminuent à des rythmes proches. Le taux de mortalité endogène est passé de 29.5‰ à 17.7 ‰, soit une réduction de 40%, le taux de mortalité exogène s'est réduit de 58% passant de 25.7‰ à 10.7‰. Cependant, les deux dernières décennies marquent des évolutions différentes : une réduction de 20% pour la mortalité endogène et 56% pour la mortalité exogène. L'estimation des taux de mortalité est faite sur des données observées et non corrigées des taux d'enregistrement des décès à l'état civile, ce qui explique les différences des taux de mortalité infantile estimés ici et ceux calculés par l'Institut Nationale de la Statistique. En conclusion, les gains en espérance de vie

[3] TMI : Taux de mortalité infantile

proviennent essentiellement du recul très important de la mortalité des enfants entre 1966 et 1982 grâce à la fois à l'amélioration des conditions de vie et de l'hygiène d'une part, et à la diffusion des antibiotiques et la généralisation des vaccinations qui permettent d'éradiquer les maladies infectieuses d'autre part.

En revanche, une décennie plus tard, la surveillance des grossesses, des accouchements et des nourrissons, concomitamment aux progrès de l'hygiène et de la médecine, ont fortement diminué la mortalité endogène.

Figure II-2 : Contribution des différents groupes d'âges quinquennaux au gain en espérance de vie à la naissance entre 1999 et 2009



o
Source : Institut National de la Statistique

Après avoir maitrisé les maladies transmissibles, la Tunisie doit faire face à d'autres types de pathologies prenant leurs origines dans les modifications des modèles de consommation, de l'urbanisation et de la pollution de l'environnement.

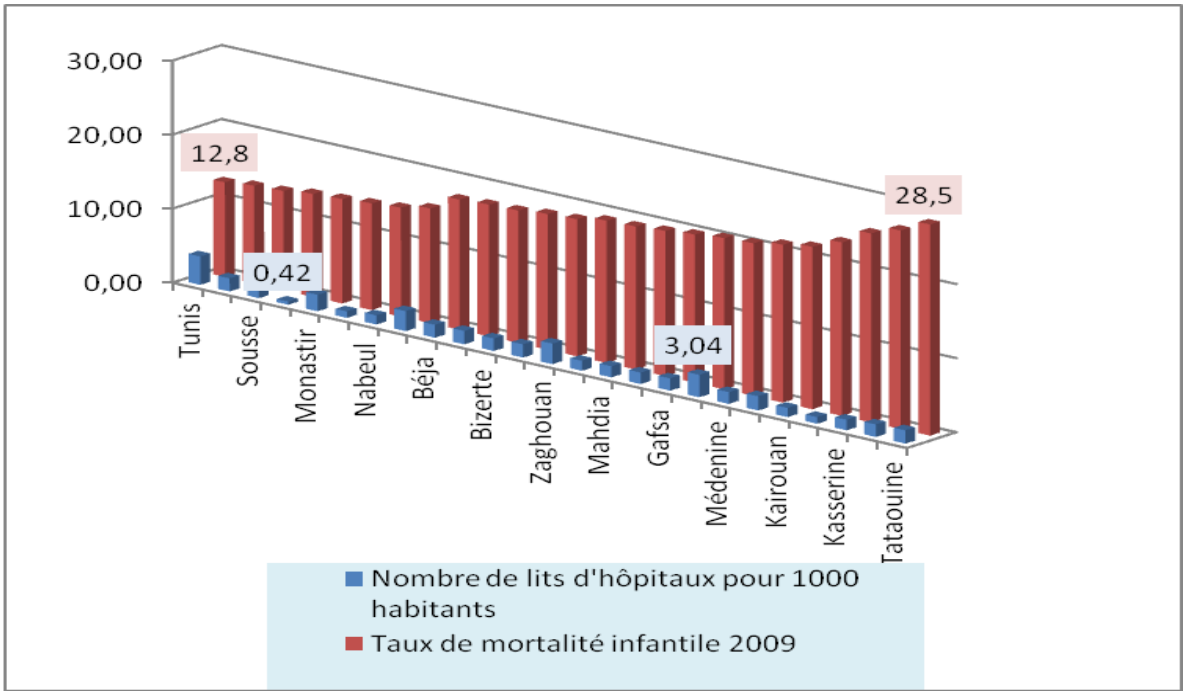
Entre 1999 et 2009, le gain en espérance de vie a été de 2 ans pour les hommes et 2.4 ans pour les femmes. Néanmoins, la contribution des différents groupes d'âges aux gains en espérance de vie à la naissance a été semblable mais à des niveaux différents. En premier lieu, c'est le groupe d'âge 0-4 ans qui contribue le plus: 30% pour les hommes et 24% pour les femmes. Ensuite, près de 40% du gain est réalisé aux âges de 60 ans et plus.

4. La santé en Tunisie s'améliore, mais les inégalités régionales persistent

La répartition géographique inégale d'infrastructures sanitaires associée aux disparités régionales des conditions de vie ont profondément établi des inégalités importantes en termes de mortalité.

Le taux brut de mortalité au niveau régional varie en effet dans une fourchette comprise entre 3.9‰ (Ariana) et 7.8‰ (Tunis) autour de la moyenne nationale située à 5.7‰ en 2011.

Figure II-3 : Taux de mortalité infantile et nombre de lits d'hôpitaux pour 1000 habitants par gouvernorat en 2009



Source : Ministère de la santé

Le taux de mortalité des enfants âgés de moins d'un an, traditionnellement considéré comme un bon indicateur de développement sanitaire et social d'une population, apparaît particulièrement haut à Kébili (28.5 ‰) contre 12.8‰ à Tunis. Selon le milieu, ce taux varie entre 15.2‰ en milieu urbain et 26.4‰ en milieu rural. Pour les enfants âgés de moins d'un an, les taux ont été respectivement de 12.1‰ et 24.6‰ d'après les résultats préliminaires de l'enquête MICS 4[5].

[5] **L'enquête par grappes à indicateurs multiples MICS** 4 Tunisie a été réalisé en 2011-2012 par l'INS. MICS est un programme international d'enquête ménage élaboré par l'UNICEF qui fournit des indicateurs clés sur la situation des enfants et des femmes qui permettent de suivre le progrès dans la voie de la réalisation des objectifs du millénaire pour le développement (OMD).

Tableau II-2 : Taux de mortalité des enfants âgés de moins de 5 ans par milieu en (‰)

Enquête MICS 4	Taux de mortalité néonatale	taux de mortalité post-néonatale	taux de mortalité infantile	taux de mortalité moins des moins de 5 ans
Urbain	7,59	4,57	12,16	15,2
Rural	18,28	6,33	24,62	26,4
National	11,51	5,21	16,73	19,1

Source : Enquête MICS 4

Les résultats de l'enquête nationale sur la mortalité maternelle ont mis en évidence un grand écart entre les régions. A ce propos, Les régions de Nord-ouest et Sud-ouest enregistrent les taux les plus élevés estimés respectivement à 67 et 56.8 pour 100000 naissances vivantes. Les régions Nord-est et Sud-est enregistrent les taux les plus faibles : 27.9 et 30.5 pour 100000 naissances vivantes. Rappelons que le taux de mortalité maternelle est considéré comme un bon indicateur de la qualité des soins.

III. Elaboration des tables de mortalité6 prospectives pour la Tunisie

1. Le modèle de Lee et Carter

La prévision de l'allongement de la durée de vie moyenne qui résulte de la projection des taux de mortalité dans le futur, revêt une importance pour les systèmes de retraite notamment pour les pays ayant adopté un régime de financement par répartition à l'instar de la Tunisie. Outre le problème démographique résultant du faible nombre de naissances observé dans notre pays, la durée moyenne de la retraite s'accroîtra de façon que le ratio démographique (rapport entre les effectifs des cotisants et des effectifs bénéficiaires de pensions) diminue progressivement induisant par la suite, en absence de réforme de la sécurité sociale, une dégradation du solde financier.

Ainsi, il convient d'établir des tables de mortalité prospectives, encore appelées longitudinales qui permettent de tenir compte de l'allongement de la vie humaine. Ces tables donnent, pour chaque génération, l'espérance de vie à la naissance et plusieurs autres

[6] **Table de mortalité :** La table de mortalité est un modèle qui reflète la mortalité vécue par une cohorte d'individus nés tous la même année, depuis la naissance jusqu'à l'extinction complète de la génération. La cohorte est supposée fermée à la migration. Elle donne à chaque âge le nombre de décès, de survivants, les probabilités de décès et de survie pour une génération fictive de 100000 ou 1000000 naissances. Un concept fondamental résultant est la durée de vie moyenne restante à l'âge x, notée Ex. Pour les survivants de l'âge x : une personne en vie à l'âge x décèdera en moyenne à l'âge x+Ex.

indicateurs : la probabilité de décès, la probabilité de survie entre deux âges, le nombre des années vécues ainsi que le nombre de survivants à différents âges. Son élaboration permet de synthétiser la mortalité soit au sein d'une population à un moment donné (table du moment), soit au sein d'une génération (table de génération). Dans ce contexte, la table de mortalité répond à plusieurs besoins statistiques, notamment dans les domaines de la santé, de l'épidémiologie et de l'actuariat, et permet d'établir des comparaisons entre les régions ou les générations.

Plusieurs méthodes sont proposées dans la littérature, nous envisagerons, dans ce travail, l'approche statistique basée sur la méthode de Lee-Carter. Initialement utilisée sur des données américaines, celle-ci a prouvé son efficacité à maintes reprises et sur diverses populations: Belgique (voir Brouhns & Denuit (2002)), Canada (voir Lee & Nault (1993)), Chili (voir Lee & Rofman (1994)) et Japon (voir Wilmoth (1996)).

Le modèle de Lee Carter décompose le logarithme du taux instantané de mortalité en deux composantes, l'une propre à l'âge et l'autre tendancielle. Le modèle s'écrit sous la forme log bilinéaire népérien comme suit:

$$\mathbf{Ln}\ (\mu_{x,t})=\alpha_x+\beta_x*K_t+\varepsilon_{x.t},$$

$\varepsilon_{x.t} \sim N(0,\sigma^2)$

Sous les contraintes : $\sum \beta_x = 1, \sum k_t = 0$

- $\mu_{x,t}$ est le taux instantané de mortalité à la date t pour l'âge x
- α_x représente la composante spécifique à l'âge x et décrit le comportement moyen des $\ln(\mu_{x,t})$ au cours du temps
- K_t est un indice qui décrit l'évolution générale de la mortalité
- β_x indique la sensibilité de la mortalité instantanée par rapport à l'évolution générale de la mortalité c'est-à-dire l'écart des $\ln(\mu_{x,t})$ par rapport à K_t .
- $\varepsilon_{x.t}$ est un terme d'erreur qui reflète les particularités propres à l'âge x ou à la date t qui ne sont pas capturées par le modèle.

Par hypothèse, les variables aléatoires $\varepsilon_{x.t}$ sont indépendantes, identiquement distribuées suivant la loi normale d'espérance 0 et de variance σ2.

2. Application à la Tunisie

L'application du modèle à la Tunisie repose sur trois étapes. La première étape consiste à estimer le taux instantané de mortalité. L'estimation des paramètres alpha, beta et k est établie en une seconde étape. Enfin, la troisième étape consiste en une extrapolation de la variable tendancielle.

a. Première étape : calcul des taux instantanés de la mortalité entre 1984 et 2004

Trois types d'estimations ont été effectués afin d'établir les séries annuelles des taux instantanés de mortalité entre 1984 et 2004

- Estimation du taux d'enregistrement des décès à l'état civil

En dépit de l'exhaustivité de l'enregistrement des naissances depuis 1968, la déclaration de l'acte de décès ne couvre pas à ce jour la totalité de la population décédée. Dérivée d'une technique générale développée par les démographes pour évaluer la mortalité aux âges adultes (Nations-Unies, 1984), la méthode de Preston et Coele permet, à l'image des autres techniques d'estimation indirectes en démographie, d'estimer le taux de couverture des décès d'âges adultes à partir des données des recensements. Les décès de moins d'un an sont corrigés à partir des valeurs produites par les enquêtes démographiques de 1968, 1988, 2001 et 2006. Ensuite un ajustement au modèle de Philippes Fargues donne les taux de couverture par année d'âge. Les séries des taux de correction ont été estimées par interpolation linéaire entre les années.

Tableau III-1: Taux de couverture estimés

Année	Masculin	Féminin	Ensemble
1975	0.7629	0.6689	0.7265
1984	0.8224	0.7749	0.7745
1994	0.8575	0.8006	0.8496
2004	0.9292	0.8527	0.9077

- Estimations intercensitaires de la population par âge et à chaque premier janvier :

Partant du recensement le plus récent, les estimations post-censitaires de la population par âge sont produites par application de la méthode des composantes qui consiste à retrancher à

l'effectif de la population le nombre de décès et y ajouter les naissances et le solde migratoire international.

L'estimation intercensitaire consiste à mettre à jour ces estimations tout en tenant compte des résultats du nouveau recensement réajusté par le sous dénombrement net (ou sur dénombrement). Il s'agit ainsi de recaler d'abord les résultats de chaque recensement au premier janvier précédent. Ensuite, au sein de chaque génération, on calcule la différence entre les effectifs estimés à partir du recensement précèdent et ceux du nouveau recensement. Enfin, on procède à une révision sur la répartition par âge en interpolant linéairement les effectifs par âge et sexe puis les aligner sur les effectifs révisés par correction proportionnelle.

- Estimation des taux instantanés de la mortalité :

En rapportant les décès corrigés aux populations estimées, on obtiendra les taux de mortalité par sexe et année d'âge. Ces séries de données seraient transformées en quotients de mortalité à partir des formules suivantes :

- Désignons par P_x^n l'effectif au 1er Janvier de l'année n de la population d'un sexe donné à l'âge révolu x. D_x^n est le nombre de décès correspondant. On estime le taux de mortalité t_x^n par la formule : $t_x^n = D_x^n / ((P_x^n + P_x^{n+1})/2)$
- Le quotient de mortalité Q_x^n (probabilité de mourir à l'âge révolu x pendant l'année t) est obtenu par « la méthode fruste » :

$$\boxed{Q_x^n = 1 - \exp(-t_x^n) \approx t_x^n / (1 + t_x^n / 2)}$$

Si nous adoptons l'hypothèse de constance par morceaux des taux instantanés de mortalité pendant une année t c.à.d :

$$pour 0 \leq ti \leq 1, \mu_{x+ti=} \mu_x, \forall x \in \mathrm{N}$$

$\mu_{x,t}$ est estimé par : $\mu^*{}_{x,t} = -\log(1 - Q_{x,t})$

Les taux brut de mortalité présentent, comme il ressort de la figure ci-dessous, des irrégularités importantes surtout aux âges élevés. Ainsi, il est nécessaire d'y substituer des taux lissés en se rapprochant d'une certaine loi connue. Plusieurs modèles de régression ont déjà fait leur preuve, tels que : la loi de Gompertz (1825), la loi de Makeham (1960), le modèle d'Heligman et Pollard (1980), la loi de Weibull ou la loi logistique (1951).

Le modèle d'Heligman et Pollard met en évidence trois termes de la mortalité :

- Le premier, une fonction exponentielle décroissante, reflète l'autonomie de l'enfant qui s'adapte à son nouvel environnement et les gains d'immunité contre les maladies du monde extérieur ;
- Le deuxième représente « la bosse accidentelle » ;
- Le troisième terme, le Gompertz, reflète la hausse géométrique des taux de mortalité aux âges adultes.

Figure III-1 : Modèle de Heligman et Pollard

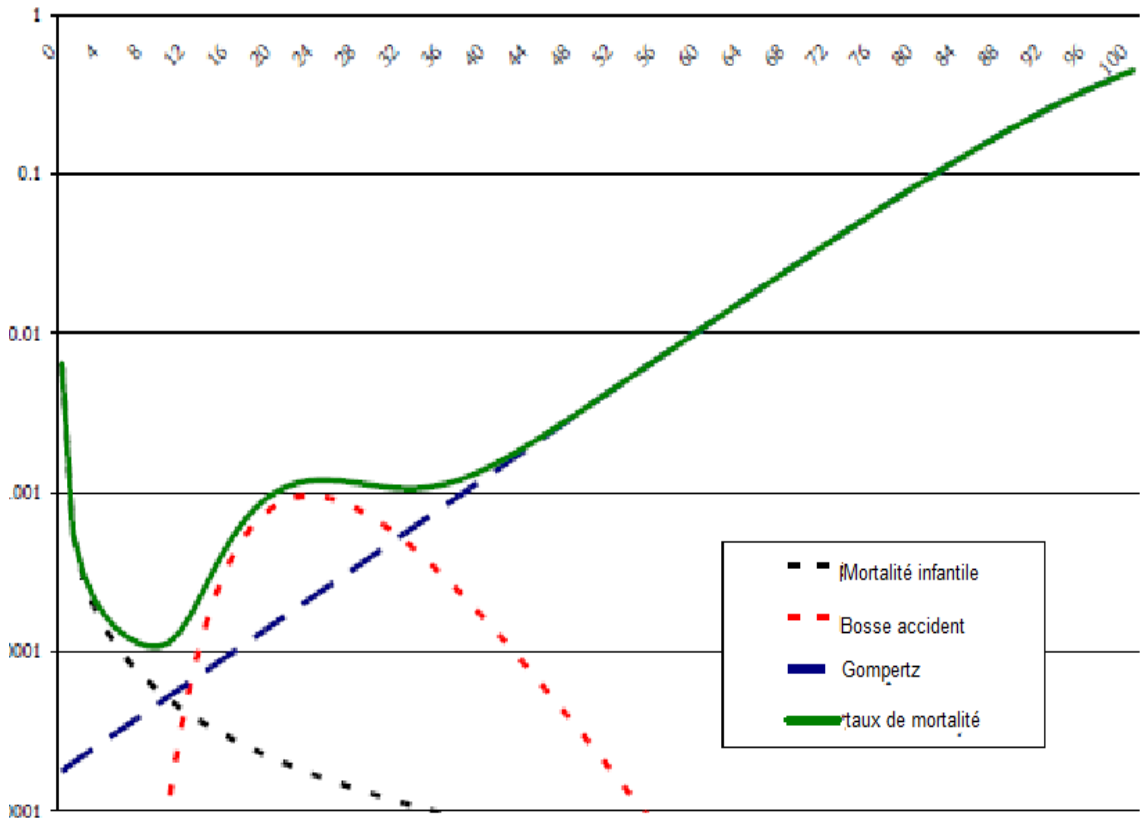
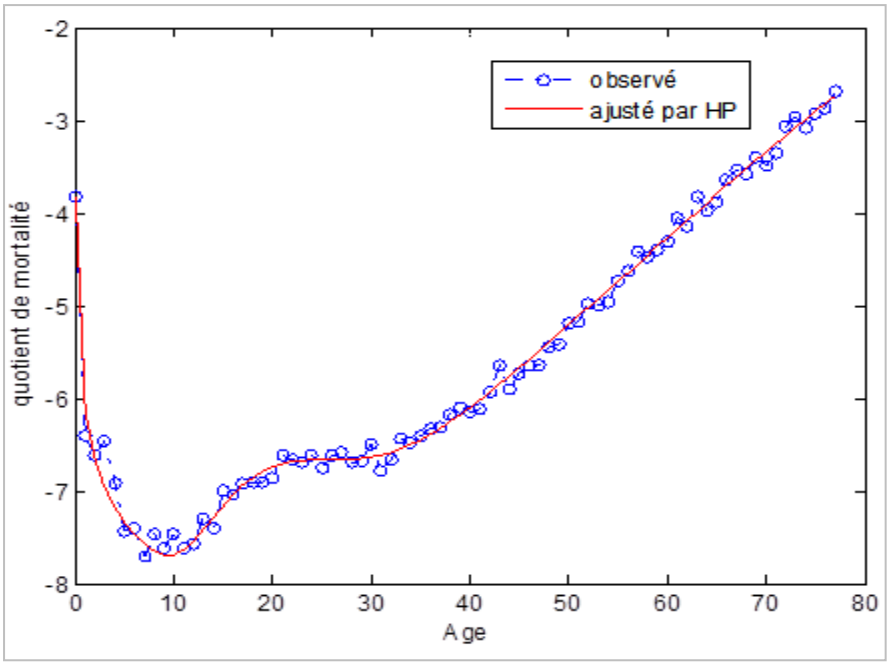


Figure III-2 : Quotients de mortalité observés et ajustés en 2003



$$qx/(1-qx) = \underbrace{A^{(x+B)^C}}_{1} + \underbrace{D \times Exp(-E \times (\ln(x) - \ln(F))^2)}_{2} + \underbrace{G \times H^x}_{3}$$

La qualité d'ajustement est mesurée par la somme des carrés des résidus (SSE : Sum of Squared Errors) et par RMSE. Ces deux critères doivent être proches de zéro.

Tableau III-2 : Paramètres estimés du modèle Lee et Carter

Paramètres estimés	1984	1989	1994	1999	2004
A	0,006129	0,004248	0,003541	0,002433	0,002129
B	0,0277	0,03	0,03	0,02998	0,01766
C	0,1445	0,1472	0,1446	0,1445	0,1186
D	0,0009961	0,0008914	0,0006803	0,0007336	0,0007567
E	3,92	2,101	4,999	4,995	4,99
F	25,69	27,94	22,09	22,21	21,56
G	2,70E-05	2,63E-05	6,68E-05	4,34E-05	4,29E-05
H	1,111	1,112	1,095	1,102	1,102
SSE	0,0004	0,0011	0,0008	0,0007	0,0002
R-Squared	0,9860	0,9614	0,9631	0,9712	0,9905
RMSE	0,0024	0,0040	0,0034	0,0031	0,0017

b. *Deuxieme étape : estimation des paramètres alpha beta et k*

L'estimation est basée sur la méthode des moindres carrés ordinaires. Il s'agit de résoudre le problème d'optimisation suivant :

$$(\widehat{\alpha_x}, \widehat{\beta_x}, \widehat{k_t}) = arg\ min_{\alpha_x, \beta_x, k_t} \sum_{x=x_{min}}^{x_{max}} \sum_{t=t_{min}}^{t_{max}} (ln(\widehat{\mu_x}(t) - \alpha_x - \beta_x\ k_t)^2$$

La solution de cette équation est fournie par la méthode de décomposition en valeurs singulières[7]. Effectuée sous Matlab, cette méthode nous permet d'estimer trois paramètres $\hat{\alpha}_x$, $\hat{\beta}_x$ et $\hat{k}_t$. Nous procédons à un réajustement des k_t afin que le nombre total des décès enregistrés chaque année $dx(t)$ corresponde à celui prédit par la décomposition des valeurs singulières étant donné $\hat{\alpha}_x$, et $\hat{\beta}_x$. Ainsi, pour chaque valeur de t, il faut ajuster $\hat{k}_t$ de façon à ce que :

$$\sum_x dx(t) = \sum \exp(\hat{\alpha}_x + \hat{\beta}_x * \hat{\hat{k}}_t) * L_x(t)$$

$dx(t)$: est le nombre des décès recensés à l'âge x durant l'année t et $L_x(t)$ le nombre d'années vécus par les individus d'âge x durant l'année t.

Pour respecter les contraintes, les estimations de k_t et α sont redéfinies par :

$$K_t^* = \hat{\hat{k}}_t - \bar{k}$$

et $$\alpha_x^* = \hat{\alpha}_x + \hat{\beta}_x * \hat{k}_t$$

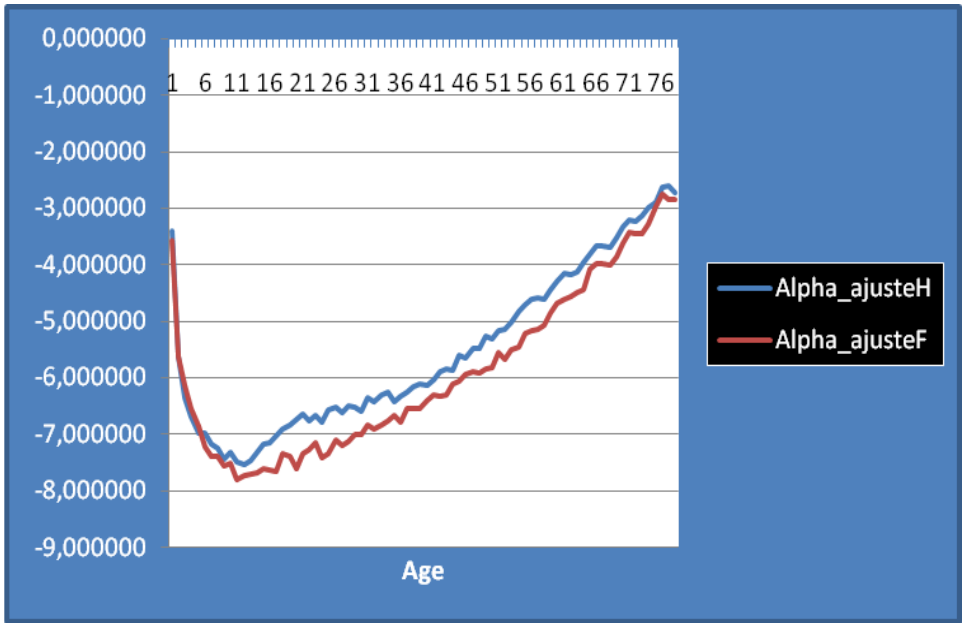
Où $\bar{k}$ est la moyenne des $\hat{\hat{k}}_t$ dans le temps.

L'application du modèle de Lee Carter aux données masculines et féminines tunisiennes a abouti aux résultats suivants :

---

[7]La décomposition en valeurs singulières d'une matrice A de taille m × n est la factorisation de A en produit de trois matrices: A = UΣV
Avec U une matrice m × m unitaire, V une matrice n × n unitaire et Σ une matrice m × n diagonale avec coefficients réels et positifs.

Figure III-3 : Paramètre ALPHA estimé pour les hommes et les femmes

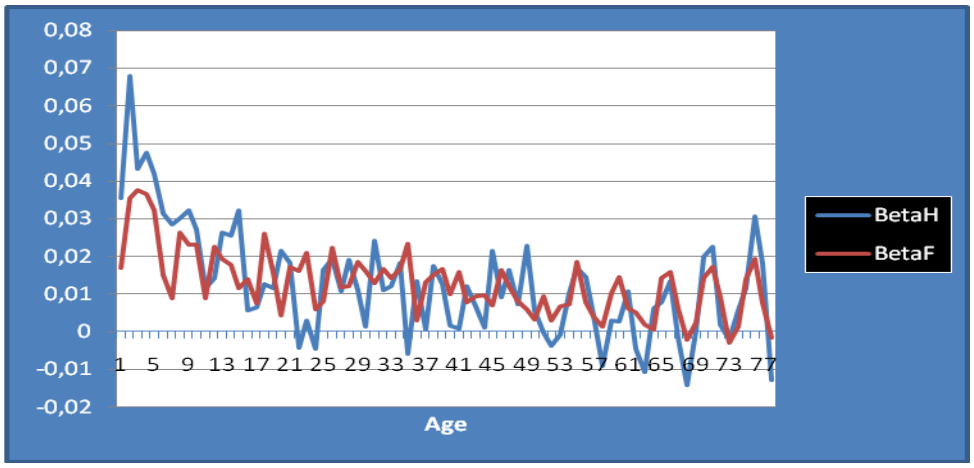


S'agissant de l'allure générale de la mortalité suivant l'âge, donnée par le paramètre Alpha, on y retrouve les trois termes définis précédemment par le modèle d'Heligman

et Pollard.

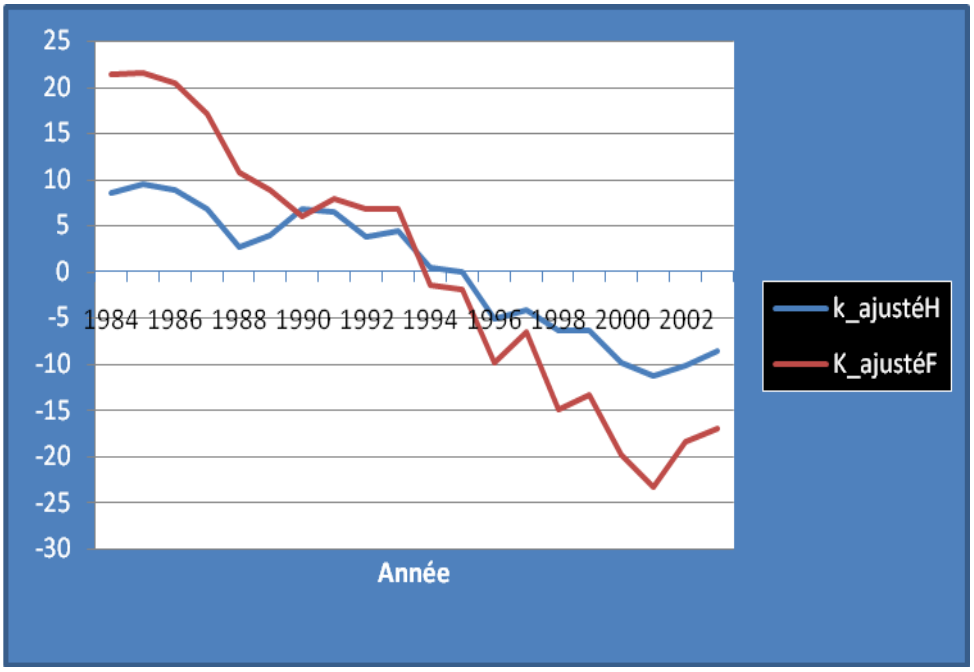
En effet, la courbe, relativement élevée chez les nouveaux nés et les nourrissons, décroît rapidement avec l'âge pour atteindre son minimum vers l'âge de dix ans. Par la suite, survient un pic de mortalité pudiquement appelé bosse des accidents. Cette bosse, qui touche surtout les jeunes hommes âgés entre 15 et 25 ans, est en fait composée essentiellement des accidents. Enfin, les logarithmes moyens des taux instantanés de mortalité augmentent quasiment linéairement avec l'âge. Les résultats confirment aussi la différence de la mortalité en faveur des femmes.

Figure III-4 : Paramètre BETA estimé pour les hommes et les femmes



Le déclin de la mortalité n'est pas identique pour tous les âges et se fait surtout ressentir chez les jeunes enfants de moins de 5 ans. Ces grandes variations temporelles des taux de mortalité sont probablement le résultat des progrès réalisés par la médecine pour freiner la mortalité infantile et juvénile pour les deux sexes.

Figure III-5 : Paramètre de la variable tendancielle K estimé pour les hommes et les femmes



La figure ci-dessus montre l'allure décroissante de cette variable au cours du temps. Pour les femmes, la baisse a été plus importante et s'explique par le progrès de la médecine induisant une baisse de la mortalité maternelle qui constitue une part importante de la mortalité féminine.

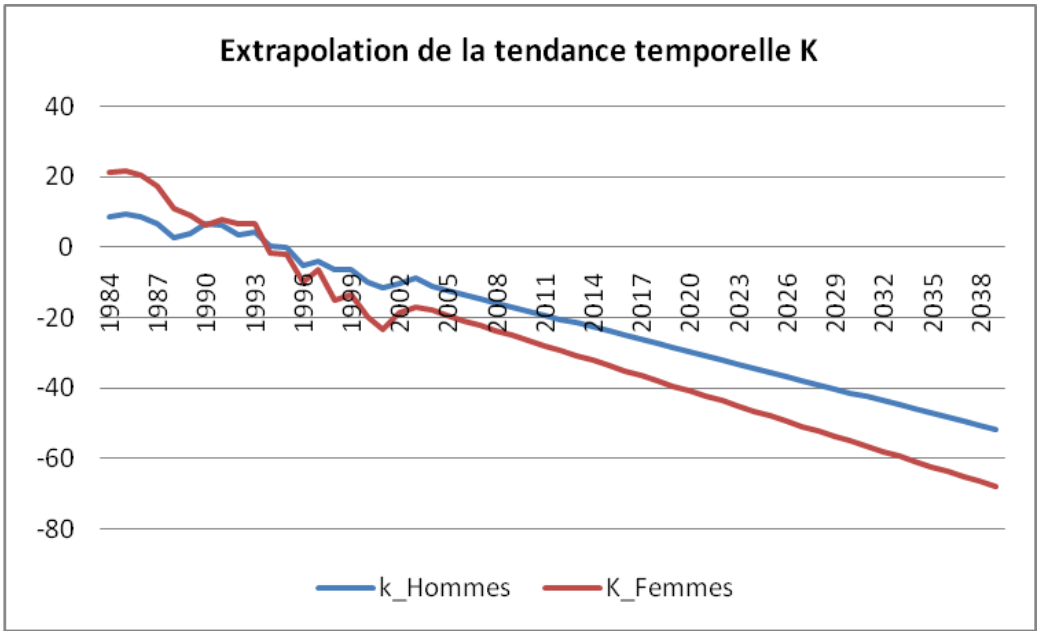
Le modèle Lee Carter présenté ci-dessus synthétise dans la série k_t toute l'information relative à l'évolution de la mortalité dans le temps. Le but se limite par la suite à extrapoler à travers cette variable les tendances observées dans le passé. Néanmoins, la mortalité étant influencée par l'interaction complexe des facteurs sociaux et biologiques d'une part et le progrès de la médecine d'autre part. La prédiction par extrapolation est en fait la technique par défaut vue la difficulté de modéliser ces facteurs dans le futur. En effet, cette démarche est incapable de prévoir les variations subites de la mortalité, notamment, liées à la découverte d'un nouveau traitement médical.

c. *Troisième étape : extrapolation de la variable tendancielle*

Afin de prévoir les taux instantanés de la mortalité des années futures, le modèle de Lee Carter se borne à extrapoler les tendances observées dans le passé. Par ce choix, les variations soudaines de la mortalité, par exemple la découverte d'un nouveau traitement médicale ou l'apparition des nouvelles maladies, ne seront pas prises en compte. Sachant que la mortalité est influencée par plusieurs facteurs biologiques et sociaux difficiles à modéliser, l'extrapolation est l'approche utilisée par défaut. Nous choisissons, ainsi, comme méthode de prévision le processus ARIMA (Auto Regressive Integrated Moving Average). Nous suivons par la suite pas à pas les étapes de la méthodologie de Box et Jenkins :

- Stationnarisation de la série : la première étape de la modélisation ARIMA consiste à s'assurer que la série est stationnaire en variance et en moyenne (stationnarité d'ordre 2).
- Plusieurs méthodes permettent de vérifier la stationnarité d'une série, certaines sont inférentielles (tests statistiques) d'autres sont des méthodes graphiques. Le corrélogramme et le test de Dickey Fuller appliqués aux séries Kh et Kf montrent qu'ils ne sont pas stationnaires. Par contre, la différence première des deux séries donne deux variables stationnaires.
- Identification du modèle ARMA(p,q) des séries différenciées : L'analyse des autocorrélogrammes et des autocorrélogrammes partiels nous permet de conjecturer que la série Kf suit un processus ARIMA(1,1,1) , Kh suit un processus ARIMA(1,1,1).

Figure III-6 : Kf et Kh extrapolés



d. Fermeture des tables de mortalité :

Pour les âges élevés, les données observées ne sont pas disponibles au-delà d'un âge limite (80 ans) pour plusieurs années et elles présentent une grande instabilité au delà de 50 ans comme il apparait dans la figure suivante.

A titre d'illustration on a fait recours à la méthode de Coele & Kisker, une des techniques d'extrapolation, afin de construire des tables de mortalité complètes.

La méthode se base sur la formule suivante :

$$\hat{\mu}_x = \hat{\mu}_{65} \times \exp(g_x \times (x-65))$$

g_x est le taux de croissance de la mortalité entre 65 et x ans.

Coele et Kisker fixent arbitrairement les taux de mortalité pour un âge ultime (110 ans) par :

$$\begin{cases} \hat{\mu}_{110} = 1 & \text{Pour les hommes} \\ \hat{\mu}_{110} = 0.8 & \text{Pour les femmes} \end{cases}$$

Ainsi, pour extrapoler au-delà de 80 ans, on utilise la formule suivante :

$$\begin{cases} \hat{\mu}_x = \hat{\mu}_{x-1} \times \exp(g_{80} + s \times (x-80)) \\ s = -(\ln(\hat{\mu}_{79} + 31 \times g_{80)} / 465 \text{ et } g_{80} = (\ln(\hat{\mu}_{80} / \hat{\mu}_{65}) / 15 \end{cases}$$

IV. Résultats

1. Evolution future de l'espérance de vie à la naissance

A partir des tables de mortalités prospectives construites, on calcule la durée de vie moyenne aux différents âges de 2004 jusqu'à 2039 pour les deux sexes.

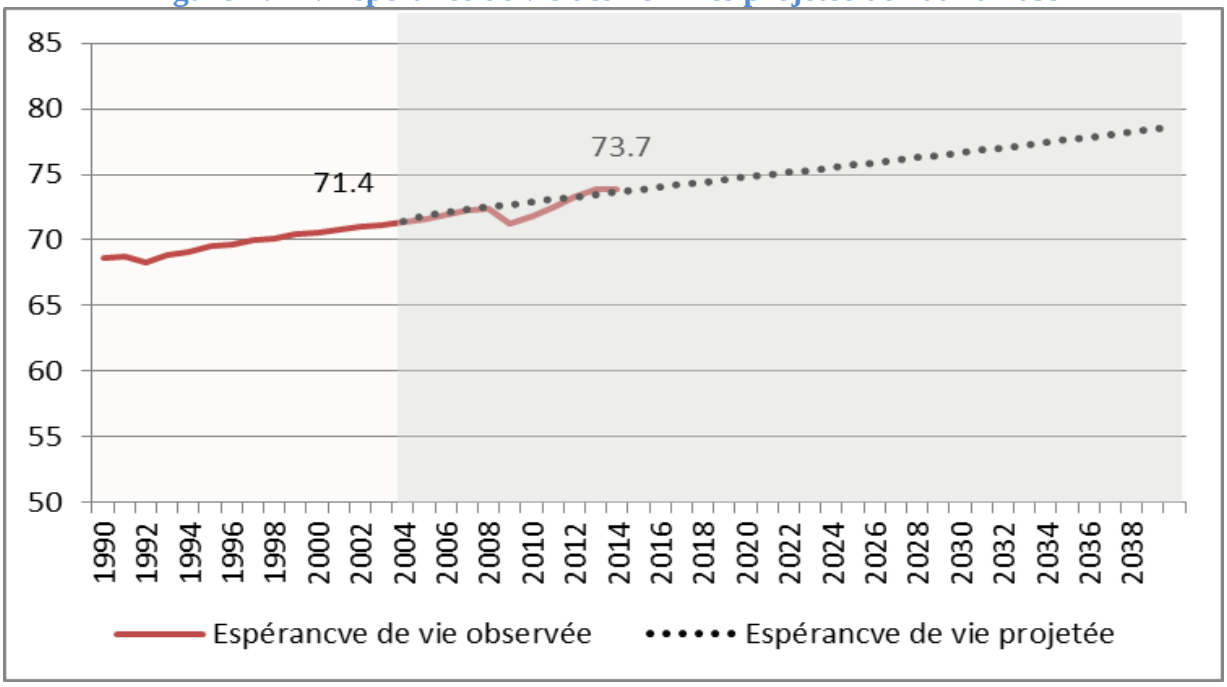
Tableau IV-1 : Espérance de vie par genre projetée de 2004 à 2039

Année		2004	2009	2014	2019	2024	2029	2034	2039
Hommes	Espérance de vie observée	71.4	71.3	73.9					
	Espérance de vie projetée	71.4	72.7	73.7	74.6	75.5	76.5	77.4	78.4
Femmes	Espérance de vie observée	75.3	76.3	77.2					
	Espérance de vie projetée	75.3	76.6	77.4	78.0	78.7	79.3	79.9	80.5

Il en résulte que l'allongement de l'espérance de vie à la naissance se poursuivrait entre 2014 et 2039. Cet allongement s'accompagnerait d'une réduction des écarts d'espérance de vie entre les hommes et les femmes, qui ne seraient plus que de 2.1 ans en 2039 contre 3.9 ans en 2014.

La poursuite des tendances de mortalité passées conduirait en 2039 à une espérance de vie à la naissance de 80.5 ans pour les femmes et 78.4 ans pour les hommes, contre respectivement 75.3 ans et 71.4 ans observées en 2014.

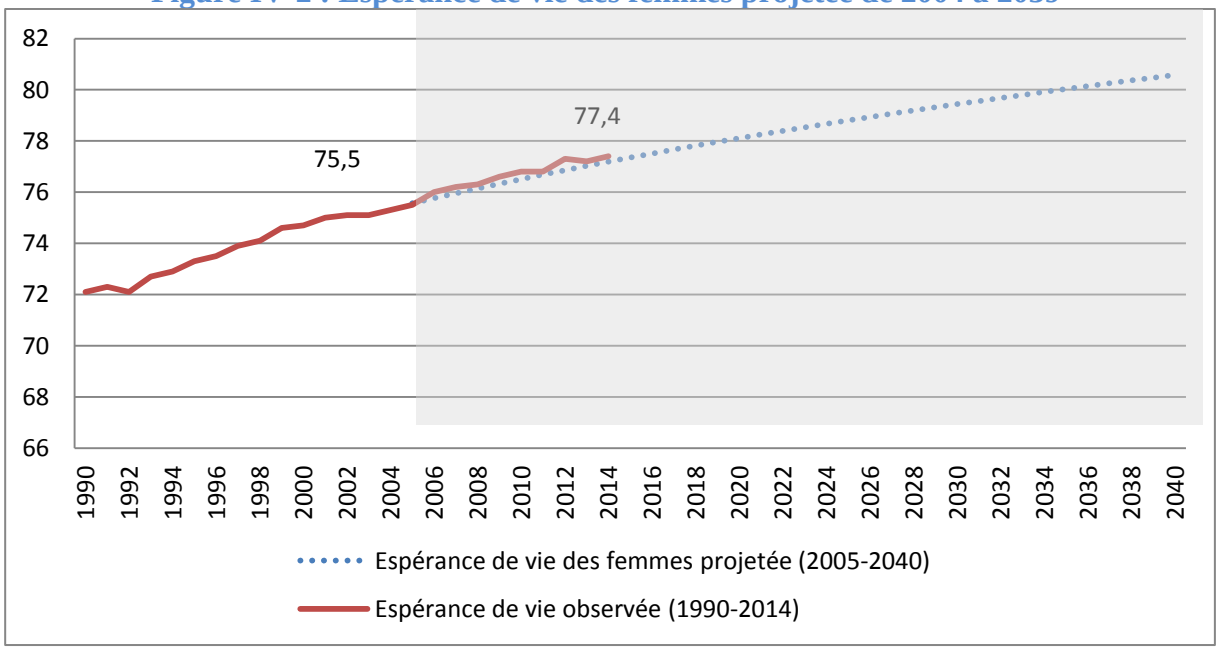
Figure IV-1 : Espérance de vie des hommes projetée de 2004 à 2039



En 25 ans, les hommes et les femmes gagneraient en espérance de vie à la naissance respectivement 7 ans et 5.2 ans.

Les gains annuels moyens d'espérance de vie entre 2014 et 2039 seraient respectivement de 0.28 an et 0.2 an pour les hommes et les femmes.

Figure IV-2 : Espérance de vie des femmes projetée de 2004 à 2039



Pour les femmes, l'espérance de vie à la naissance en 2039 atteindrait 80.5 ans. Dès 2014, l'augmentation annuelle de l'espérance de vie à la naissance serait donc de 4 à 10 semaines chez les femmes. En effet, en début de période, l'espérance de vie à la naissance progresse en moyenne de 0,2 an chaque année, et en fin de période (entre 2029 et 2039) de 0,15 an.

2. Espérance de vie des personnes âgées :

La population tunisienne âgée de 60 ans est plus doublerait d'ici 2039, selon les dernières projections de la population 2014-2044 élaborées par l'Institut National de la Statistique (INS).

En effet, le nombre des personnes âgées de 60 ans et plus a été estimé à 1289809 personnes en 2014. Il passerait à un effectif de 2870156 personnes en 2039. Ainsi, leur part passerait de 11.7% de la population actuelle estimée en 2014 à 11007326 habitants à 20.1% en 2039. Cette augmentation du nombre de personnes âgées est une conséquence d'une transition démographique rapide correspondant au passage de taux élevés à de faibles taux de fécondité et de mortalité.

L'espérance de vie à 60 ans mesure pour une année donnée l'âge moyen des individus d'une génération fictive âgée de 60 ans, qui aurait connu à chaque âge la probabilité de décéder observée l'année considérée. Elle exprime donc le nombre moyen d'années restant à vivre au-delà de 60 ans dans les conditions de mortalité par âge de cette année.

L'espérance de vie à 60 ans a progressé assez régulièrement en Tunisie depuis 1984. Elle est ainsi passée de 18.1 ans en 1984 à 19 ans en 2014 pour les hommes et de 18.2 à 20.5 ans pour les femmes, soit une progression annuelle moyenne estimée respectivement à 0.5 mois et 1.4 mois.

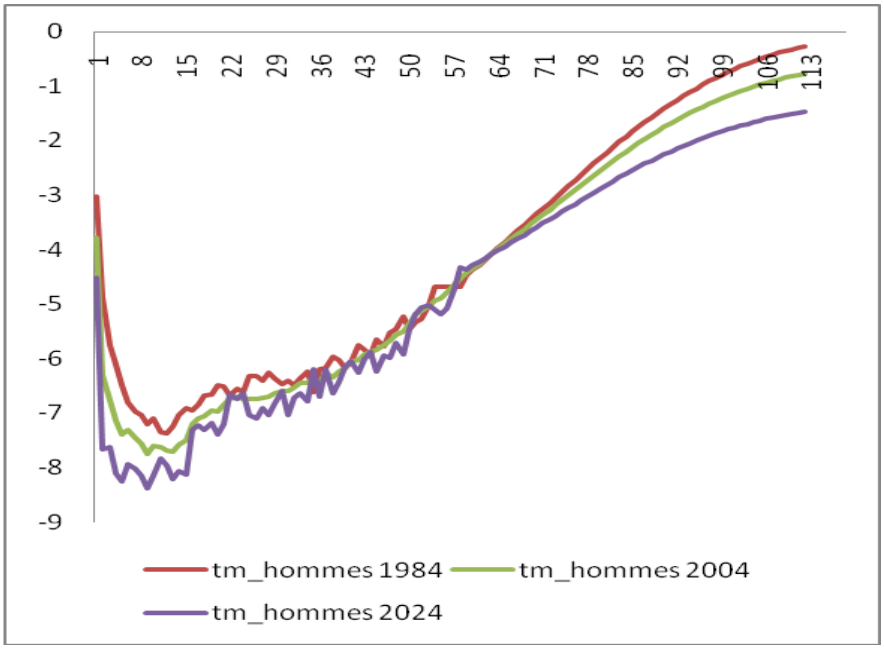
D'ici 2039, l'espérance de vie à 60 ans augmenterait à 19.8 ans chez les hommes et 22.3 ans chez les femmes.

3. Evolution future de la mortalité tunisienne

On dispose finalement, pour chaque sexe et pour l'ensemble des deux sexes, d'une série de tables de mortalité complètes de 2004 à 2039. Examinons ainsi les grands traits d'évolution de la courbe de la mortalité à partir de cette base d'information.

La courbe de mortalité suivrait une translation verticale vers le bas. Chaque groupe d'âge suit sans discontinuer son propre rythme de baisse. Avec le temps, la courbe s'écarterait de plus en plus du modèle exponentiel.

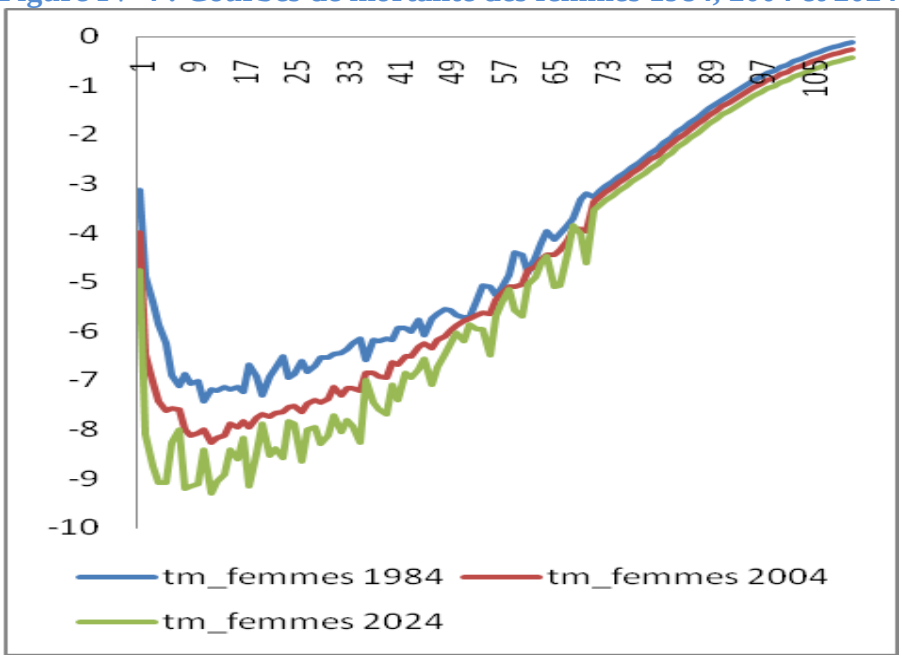
Figure IV-3 : Courbes de mortalité des hommes 1984, 2004 et 2024



À tous les âges, les hommes ont un risque de décéder plus élevé que les femmes. La surmortalité des hommes est maximale vers 20 ans. Le risque est alors trois fois plus élevé pour les hommes que pour les femmes du même âge.

La fréquence annuelle des décès diminue dans l'enfance jusque vers l'âge de 10 ans. Le risque de mourir s'accroît ensuite rapidement et il retrouve celui de la première année de vie vers 70 ans. Un palier est observé autour de l'âge de 25 ans, palier dû à un surcroît de mortalité traumatique chez les jeunes adultes et chez les adolescents (accidents de la circulation, suicides).

Figure IV-4 : Courbes de mortalité des femmes 1984, 2004 et 2024



D'après les courbes de mortalité projetées en 2039, les reculs les plus importants de la mortalité seront produits avant l'âge de 10 ans. La mortalité des enfants âgés de moins de 5 ans deviendrait pratiquement négligeable pour les deux sexes.

L'ample baisse de la mortalité observée ci-dessus sera notamment accompagnée par sa concentration aux grands âges. On mesure encore mieux ici le relais pris récemment par la baisse de la mortalité aux grands âges sur celle de la mortalité infantile et juvénile.

A mesure qu'elles avancent en âge les générations bénéficient de progrès sanitaires de plus en plus importants et aux mortalités infantiles de jadis correspondent des mortalités adultes puis des mortalités aux grands âges beaucoup plus faibles que celles qu'on aurait pu attendre des tables correspondant aux années de naissance.

La mortalité par âge spécifique notamment le taux de mortalité infantile marquera une baisse plus conséquente d'un peu plus de 11 points en 2039, fixant sa valeur à 5,2‰ contre 16,3‰ en 2011.

Les filles présenteront désormais moins de~~s~~ risque~~s~~ de mourir durant la petite enfance que les garçons. En 2039, sur 1000 naissances, 4 mourront avant leur premier anniversaire chez les filles contre 6 chez les garçons. Ces taux sont respectivement estimés à 14,7‰ et 17,9‰ en 2014.

Références bibliographiques

- ✓ Bureau fédéral du Plan et Direction générale Statistique, « Perspectives démographiques 2014-2060, Population, ménages et quotients de mortalité prospectifs », 2015
- ✓ Office fédéral de la statistique (OFS), Laurence Seematter-Bagnoud, Lausanne, Fred Paccaud et Lausanne Jean-Marie Robine, « Le futur de la longévité en Suisse »/Série «Statistique de la Suisse» 2009
- ✓ Institut de statistique, Université catholique de Louvain, Natacha Brouhns, Antoine Delwarde et Michel Denuit, « Elaboration de tables de mortalité prospectives », 2002
- ✓ Institut national d'études démographiques, Jacques Vallin et France Meslé, « Tables de mortalité françaises pour les XIXe et XXe siècles et projections pour le XXIe siècle », 2001
- ✓ Institut des Sciences Actuarielles & Institut de Statistique, Aki Quashie & Michel Denuit, « Modèles d'extrapolation de la mortalité aux grands âges », 2005

- ✓ Institut des Sciences Actuarielles & Institut de Statistique, Université Catholique de Louvain, Natacha Brouhns & Michel Denuit, belgian actuarial bulletin, Vol. 2, No. 1, 2002
- ✓ Statistique Vaud, Jacques Menthonnex, « Tables de mortalité longitudinales pour la Suisse », 2006.

ANNEXE 1 : Tables de mortalité prospectives tunisiennes

Tableau I-1: Tables de mortalité en 2014

Hommes					Femmes				
Age	**qx**	**Sx**	**Dx**	**EVX**	**Age**	**qx**	**Sx**	**Dx**	**EVX**
0	0.0157	100000	1568	**73.7**	**0**	0.01243	100000	1243	**77.3**
1	0.0009	98432	90	**73.8**	**1**	0.00068	98757	67	**78.0**
2	0.0008	98341	74	**72.9**	**2**	0.00037	98690	37	**77.1**
3	0.0005	98267	48	**71.9**	**3**	0.00026	98653	25	**76.1**
4	0.0004	98219	39	**71.0**	**4**	0.00023	98628	23	**75.2**
5	0.0005	98180	48	**70.0**	**5**	0.00036	98605	35	**74.2**
6	0.0004	98132	42	**69.0**	**6**	0.00041	98570	40	**73.2**
7	0.0004	98090	38	**68.1**	**7**	0.00018	98530	18	**72.3**
8	0.0003	98052	31	**67.1**	**8**	0.00018	98512	17	**71.3**
9	0.0004	98021	37	**66.1**	**9**	0.00018	98495	18	**70.3**
10	0.0004	97984	43	**65.1**	**10**	0.00027	98476	27	**69.3**
11	0.0004	97941	39	**64.2**	**11**	0.00015	98450	15	**68.3**
12	0.0003	97902	34	**63.2**	**12**	0.00018	98435	18	**67.3**
13	0.0004	97868	39	**62.2**	**13**	0.00020	98417	19	**66.4**
14	0.0004	97829	39	**61.2**	**14**	0.00029	98397	28	**65.4**
15	0.0007	97790	68	**60.3**	**15**	0.00025	98369	25	**64.4**
16	0.0008	97721	75	**59.3**	**16**	0.00033	98344	33	**63.4**
17	0.0008	97646	74	**58.4**	**17**	0.00019	98311	19	**62.4**
18	0.0009	97572	83	**57.4**	**18**	0.00029	98293	29	**61.5**
19	0.0008	97489	74	**56.5**	**19**	0.00041	98264	40	**60.5**
20	0.0009	97415	87	**55.5**	**20**	0.00029	98223	28	**59.5**
21	0.0012	97329	120	**54.5**	**21**	0.00032	98195	32	**58.5**
22	0.0012	97208	117	**53.6**	**22**	0.00030	98163	29	**57.5**
23	0.0012	97092	120	**52.7**	**23**	0.00045	98134	44	**56.6**
24	0.0010	96972	99	**51.7**	**24**	0.00045	98090	44	**55.6**
25	0.0010	96872	96	**50.8**	**25**	0.00029	98046	28	**54.6**
26	0.0011	96777	105	**49.8**	**26**	0.00043	98017	42	**53.6**
27	0.0010	96671	100	**48.9**	**27**	0.00045	97975	45	**52.7**
28	0.0012	96571	116	**47.9**	**28**	0.00038	97930	37	**51.7**
29	0.0014	96455	131	**47.0**	**29**	0.00042	97893	42	**50.7**
30	0.0011	96324	106	**46.1**	**30**	0.00059	97852	58	**49.7**
31	0.0013	96218	128	**45.1**	**31**	0.00046	97794	45	**48.8**
32	0.0014	96090	138	**44.2**	**32**	0.00055	97749	54	**47.8**
33	0.0013	95952	128	**43.2**	**33**	0.00053	97695	52	**46.8**
34	0.0019	95824	179	**42.3**	**34**	0.00043	97643	42	**45.9**
35	0.0014	95645	133	**41.4**	**35**	0.00099	97601	96	**44.9**
36	0.0020	95512	188	**40.4**	**36**	0.00078	97505	76	**43.9**
37	0.0015	95324	145	**39.5**	**37**	0.00070	97429	68	**43.0**
38	0.0018	95179	169	**38.6**	**38**	0.00066	97360	64	**42.0**
39	0.0021	95010	200	**37.6**	**39**	0.00104	97296	101	**41.0**

40	0.0024	94810	223	**36.7**
41	0.0022	94587	203	**35.8**
42	0.0025	94384	241	**34.9**
43	0.0028	94143	261	**34.0**
44	0.0024	93882	224	**33.1**
45	0.0029	93659	268	**32.2**
46	0.0029	93390	274	**31.2**
47	0.0036	93116	332	**30.3**
48	0.0033	92785	306	**29.4**
49	0.0045	92479	412	**28.5**
50	0.0056	92067	515	**27.7**
51	0.0061	91552	558	**26.8**
52	0.0065	90994	594	**26.0**
53	0.0066	90400	594	**25.2**
54	0.0064	89807	578	**24.3**
55	0.0072	89229	642	**23.5**
56	0.0092	88587	812	**22.7**
57	0.0118	87775	1032	**21.9**
58	0.0122	86743	1057	**21.1**
59	0.0132	85686	1131	**20.4**
60	0.0143	84555	1209	**19.7**
61	0.0155	83346	1290	**19.0**
62	0.0168	82056	1375	**18.3**
63	0.0181	80681	1464	**17.6**
64	0.0196	79217	1556	**16.9**
65	0.0213	77661	1651	**16.2**
66	0.0230	76009	1750	**15.6**
67	0.0249	74260	1850	**14.9**
68	0.0270	72409	1953	**14.3**
69	0.0292	70457	2056	**13.7**
70	0.0316	68401	2160	**13.1**
71	0.0342	66240	2263	**12.6**
72	0.0370	63977	2365	**12.0**
73	0.0400	61612	2464	**11.5**
74	0.0433	59148	2558	**11.0**
75	0.0468	56590	2647	**10.5**
76	0.0506	53943	2728	**10.0**
77	0.0547	51215	2800	**9.5**
78	0.0591	48414	2862	**9.0**
79	0.0639	45552	2910	**8.6**
80	0.0690	42643	2943	**8.2**
81	0.0744	39699	2954	**7.8**
82	0.0801	36745	2942	**7.4**
83	0.0860	33803	2906	**7.1**

40	0.00087	97195	85	**40.1**
41	0.00125	97110	122	**39.1**
42	0.00119	96989	115	**38.2**
43	0.00142	96874	137	**37.2**
44	0.00165	96736	160	**36.3**
45	0.00121	96577	117	**35.4**
46	0.00155	96459	150	**34.4**
47	0.00184	96309	178	**33.5**
48	0.00218	96132	210	**32.5**
49	0.00255	95922	244	**31.6**
50	0.00249	95678	238	**30.7**
51	0.00302	95440	288	**29.8**
52	0.00295	95152	280	**28.9**
53	0.00303	94871	287	**28.0**
54	0.00228	94584	216	**27.1**
55	0.00394	94368	372	**26.1**
56	0.00481	93996	452	**25.2**
57	0.00592	93543	554	**24.4**
58	0.00479	92990	445	**23.5**
59	0.00460	92544	426	**22.6**
60	0.00735	92118	677	**21.8**
61	0.00825	91441	755	**20.9**
62	0.01017	90686	922	**20.1**
63	0.01149	89764	1031	**19.3**
64	0.00850	88732	754	**18.5**
65	0.00890	87978	783	**17.7**
66	0.01366	87196	1191	**16.9**
67	0.02003	86004	1722	**16.1**
68	0.01864	84282	1571	**15.5**
69	0.01370	82711	1133	**14.7**
70	0.03145	81578	2566	**14.0**
71	0.03451	79012	2726	**13.2**
72	0.03785	76286	2887	**12.5**
73	0.04150	73398	3046	**11.9**
74	0.04551	70352	3202	**11.4**
75	0.04989	67151	3350	**10.7**
76	0.05467	63801	3488	**10.0**
77	0.05991	60312	3613	**9.5**
78	0.06562	56699	3721	**9.1**
79	0.07186	52978	3807	**8.9**
80	0.07867	49171	3868	**8.6**
81	0.08753	45303	3965	**8.5**
82	0.09707	41338	4013	**8.3**
83	0.10732	37325	4006	**8.1**

84	0.0921	30897	2846	**6.8**
85	0.0985	28052	2762	**6.4**
86	0.1050	25290	2656	**6.1**
87	0.1118	22633	2531	**5.9**
88	0.1188	20102	2388	**5.6**
89	0.1259	17714	2231	**5.3**
90	0.1332	15483	2063	**5.1**
91	0.1407	13421	1888	**4.9**
92	0.1482	11533	1709	**4.7**
93	0.1558	9824	1531	**4.5**
94	0.1635	8293	1356	**4.3**
95	0.1712	6938	1187	**4.1**
96	0.1789	5750	1029	**4.0**
97	0.1865	4722	881	**3.8**
98	0.1942	3841	746	**3.7**
99	0.2017	3095	624	**3.6**
100	0.2091	2471	517	**3.4**
101	0.2164	1954	423	**3.3**
102	0.2235	1531	342	**3.2**
103	0.2304	1189	274	**3.1**
104	0.2371	915	217	**3.0**
105	0.2435	698	170	**2.9**
106	0.2496	528	132	**2.8**
107	0.2555	396	101	**2.6**
108	0.2610	295	77	**2.5**
109	0.2661	218	58	**2.4**

84	0.11827	33319	3941	**7.9**
85	0.12993	29379	3817	**7.7**
86	0.14228	25561	3637	**7.5**
87	0.15531	21924	3405	**7.3**
88	0.16899	18519	3130	**7.1**
89	0.18329	15390	2821	**6.8**
90	0.19816	12569	2491	**6.6**
91	0.21356	10078	2152	**6.4**
92	0.22943	7926	1818	**6.2**
93	0.24570	6108	1501	**5.9**
94	0.26231	4607	1208	**5.7**
95	0.27918	3398	949	**5.5**
96	0.29622	2450	726	**5.2**
97	0.31336	1724	540	**5.0**
98	0.33051	1184	391	**4.8**
99	0.34758	793	275	**4.5**
100	0.36448	517	188	**4.3**
101	0.38113	329	125	**4.0**
102	0.39745	203	81	**3.8**
103	0.41337	123	51	**3.5**
104	0.42879	72	31	**3.2**
105	0.44367	41	18	**2.9**
106	0.45792	23	10	**2.6**
107	0.47149	12	6	**2.2**
108	0.48434	7	3	**1.8**
109	0.49641	3	2	**1.2**

Tableau I-2 : Tables de mortalité en 2019

Hommes

Age	qx	Sx	Dx	EVX
0	0.0130	100000	1305	**74.6**
1	0.0007	98695	64	**74.6**
2	0.0006	98631	60	**73.6**
3	0.0004	98572	37	**72.7**
4	0.0003	98534	32	**71.7**
5	0.0004	98503	41	**70.7**
6	0.0004	98462	37	**69.7**
7	0.0003	98425	33	**68.8**
8	0.0003	98392	26	**67.8**
9	0.0003	98365	32	**66.8**
10	0.0004	98333	41	**65.8**
11	0.0004	98293	37	**64.9**
12	0.0003	98256	30	**63.9**
13	0.0004	98226	34	**62.9**
14	0.0003	98192	34	**61.9**
15	0.0007	98158	67	**60.9**
16	0.0007	98091	73	**60.0**
17	0.0007	98018	70	**59.0**
18	0.0008	97948	79	**58.1**
19	0.0007	97870	66	**57.1**
20	0.0008	97803	79	**56.2**
21	0.0013	97724	123	**55.2**
22	0.0012	97601	116	**54.3**
23	0.0013	97485	124	**53.3**
24	0.0009	97361	92	**52.4**
25	0.0009	97269	88	**51.5**
26	0.0010	97182	101	**50.5**
27	0.0009	97081	92	**49.6**
28	0.0011	96989	111	**48.6**
29	0.0014	96878	131	**47.7**
30	0.0010	96746	95	**46.7**
31	0.0013	96651	122	**45.8**
32	0.0014	96529	132	**44.8**
33	0.0012	96398	118	**43.9**
34	0.0019	96279	186	**42.9**
35	0.0013	96093	126	**42.0**
36	0.0020	95967	190	**41.1**
37	0.0014	95777	135	**40.2**
38	0.0017	95642	161	**39.2**
39	0.0021	95480	201	**38.3**
40	0.0024	95279	224	**37.4**

Femmes

Age	qx	Sx	Dx	EVX
0	0.01025	100000	1025	**78.0**
1	0.00046	98975	45	**77.8**
2	0.00024	98930	24	**76.8**
3	0.00017	98906	17	**75.8**
4	0.00016	98889	16	**74.8**
5	0.00030	98873	30	**73.8**
6	0.00037	98843	36	**72.9**
7	0.00013	98807	13	**71.9**
8	0.00014	98794	13	**70.9**
9	0.00014	98781	14	**69.9**
10	0.00025	98767	24	**68.9**
11	0.00012	98742	12	**67.9**
12	0.00015	98731	14	**66.9**
13	0.00016	98716	16	**66.0**
14	0.00025	98700	25	**65.0**
15	0.00021	98675	21	**64.0**
16	0.00031	98654	30	**63.0**
17	0.00014	98624	14	**62.0**
18	0.00025	98610	24	**61.0**
19	0.00039	98586	39	**60.0**
20	0.00024	98547	23	**59.1**
21	0.00027	98524	27	**58.1**
22	0.00023	98497	23	**57.1**
23	0.00042	98474	42	**56.1**
24	0.00041	98433	40	**55.1**
25	0.00022	98392	22	**54.2**
26	0.00038	98370	37	**53.2**
27	0.00040	98333	39	**52.2**
28	0.00031	98294	30	**51.2**
29	0.00035	98264	35	**50.2**
30	0.00051	98229	50	**49.2**
31	0.00038	98179	37	**48.3**
32	0.00047	98142	46	**47.3**
33	0.00044	98095	43	**46.3**
34	0.00033	98053	32	**45.3**
35	0.00095	98020	94	**44.3**
36	0.00067	97927	66	**43.4**
37	0.00059	97861	58	**42.4**
38	0.00055	97803	53	**41.4**
39	0.00093	97750	91	**40.5**
40	0.00073	97659	71	**39.5**

41	0.0020	95055	193	**36.5**
42	0.0025	94863	236	**35.5**
43	0.0028	94627	262	**34.6**
44	0.0021	94365	203	**33.7**
45	0.0027	94163	257	**32.8**
46	0.0027	93906	253	**31.9**
47	0.0034	93653	321	**31.0**
48	0.0030	93331	275	**30.1**
49	0.0043	93056	404	**29.2**
50	0.0056	92652	517	**28.3**
51	0.0062	92135	569	**27.4**
52	0.0065	91566	599	**26.6**
53	0.0063	90967	570	**25.8**
54	0.0059	90398	537	**25.0**
55	0.0067	89861	599	**24.1**
56	0.0090	89262	800	**23.3**
57	0.0123	88462	1091	**22.5**
58	0.0124	87371	1081	**21.8**
59	0.0133	86290	1151	**21.0**
60	0.0144	85139	1224	**20.3**
61	0.0155	83916	1300	**19.6**
62	0.0167	82616	1379	**18.9**
63	0.0180	81237	1461	**18.2**
64	0.0194	79776	1546	**17.6**
65	0.0209	78230	1633	**16.9**
66	0.0225	76597	1723	**16.3**
67	0.0242	74874	1814	**15.7**
68	0.0261	73060	1907	**15.1**
69	0.0281	71152	2001	**14.5**
70	0.0303	69152	2094	**13.9**
71	0.0326	67057	2187	**13.3**
72	0.0351	64870	2278	**12.8**
73	0.0378	62592	2367	**12.2**
74	0.0407	60225	2452	**11.7**
75	0.0438	57772	2532	**11.2**
76	0.0472	55240	2606	**10.7**
77	0.0508	52634	2673	**10.3**
78	0.0546	49961	2730	**9.8**
79	0.0588	47231	2777	**9.4**
80	0.0632	44454	2811	**9.0**
81	0.0679	41643	2828	**8.6**
82	0.0728	38815	2824	**8.2**
83	0.0778	35991	2800	**7.8**
84	0.0830	33191	2756	**7.5**

41	0.00115	97588	112	**38.5**
42	0.00107	97476	104	**37.6**
43	0.00127	97372	123	**36.6**
44	0.00152	97249	148	**35.7**
45	0.00101	97100	98	**34.7**
46	0.00135	97002	131	**33.7**
47	0.00168	96871	163	**32.8**
48	0.00204	96708	197	**31.8**
49	0.00245	96511	237	**30.9**
50	0.00224	96274	216	**30.0**
51	0.00293	96059	281	**29.0**
52	0.00273	95778	262	**28.1**
53	0.00279	95516	266	**27.2**
54	0.00185	95250	176	**26.3**
55	0.00361	95074	343	**25.3**
56	0.00460	94731	435	**24.4**
57	0.00583	94295	550	**23.5**
58	0.00426	93745	399	**22.7**
59	0.00390	93346	364	**21.8**
60	0.00685	92982	637	**20.8**
61	0.00779	92345	720	**20.0**
62	0.00995	91625	912	**19.1**
63	0.01143	90713	1037	**18.3**
64	0.00722	89676	648	**17.5**
65	0.00743	89029	662	**16.6**
66	0.01274	88367	1125	**15.8**
67	0.02052	87241	1790	**15.0**
68	0.01814	85451	1550	**14.3**
69	0.01165	83901	978	**13.5**
70	0.03014	82923	2499	**12.7**
71	0.03306	80424	2658	**12.1**
72	0.03625	77766	2819	**11.5**
73	0.03975	74947	2979	**10.9**
74	0.04358	71968	3136	**10.3**
75	0.04776	68832	3288	**9.7**
76	0.05234	65544	3431	**9.2**
77	0.05734	62113	3562	**8.7**
78	0.06281	58551	3678	**8.2**
79	0.06878	54874	3774	**7.7**
80	0.07529	51100	3847	**7.2**
81	0.08378	47252	3959	**6.8**
82	0.09294	43293	4024	**6.3**
83	0.10278	39270	4036	**5.9**
84	0.11330	35234	3992	**5.6**

85	0.0885	30434	2692	**7.2**
86	0.0941	27742	2609	**6.9**
87	0.0998	25133	2508	**6.6**
88	0.1057	22624	2391	**6.3**
89	0.1117	20233	2260	**6.0**
90	0.1179	17973	2118	**5.8**
91	0.1241	15854	1968	**5.6**
92	0.1304	13887	1811	**5.3**
93	0.1368	12076	1652	**5.1**
94	0.1432	10424	1493	**4.9**
95	0.1497	8931	1337	**4.8**
96	0.1561	7594	1186	**4.6**
97	0.1625	6408	1042	**4.4**
98	0.1689	5367	907	**4.3**
99	0.1752	4460	781	**4.1**
100	0.1814	3679	667	**4.0**
101	0.1875	3011	565	**3.8**
102	0.1935	2447	473	**3.7**
103	0.1993	1973	393	**3.6**
104	0.2049	1580	324	**3.4**
105	0.2102	1256	264	**3.3**
106	0.2154	992	214	**3.2**
107	0.2203	779	172	**3.0**
108	0.2250	607	137	**2.8**
109	0.2293	470	108	**2.6**

85	0.12450	31242	3890	**5.2**
86	0.13637	27352	3730	**4.9**
87	0.14891	23622	3518	**4.6**
88	0.16208	20105	3259	**4.3**
89	0.17586	16846	2963	**4.0**
90	0.19020	13883	2641	**3.8**
91	0.20507	11243	2306	**3.6**
92	0.22040	8937	1970	**3.3**
93	0.23613	6968	1645	**3.2**
94	0.25221	5322	1342	**3.0**
95	0.26855	3980	1069	**2.8**
96	0.28508	2911	830	**2.7**
97	0.30172	2081	628	**2.5**
98	0.31839	1453	463	**2.4**
99	0.33500	991	332	**2.3**
100	0.35147	659	232	**2.2**
101	0.36771	427	157	**2.1**
102	0.38365	270	104	**2.0**
103	0.39921	166	66	**1.9**
104	0.41431	100	41	**1.8**
105	0.42888	59	25	**1.7**
106	0.44287	33	15	**1.6**
107	0.45621	19	9	**1.6**
108	0.46884	10	5	**1.4**
109	0.48072	5	3	**1.3**

Tableau I-3 : Tables de mortalité en 2024

Hommes

Age	Qx	Sx	Dx	Evx
0	0.0108	100000	1085	**75.5**
1	0.0005	98915	45	**75.4**
2	0.0005	98870	48	**74.4**
3	0.0003	98821	29	**73.4**
4	0.0003	98792	25	**72.4**
5	0.0004	98767	35	**71.5**
6	0.0003	98732	32	**70.5**
7	0.0003	98700	29	**69.5**
8	0.0002	98671	22	**68.5**
9	0.0003	98649	28	**67.5**
10	0.0004	98621	38	**66.6**
11	0.0003	98582	34	**65.6**
12	0.0003	98548	26	**64.6**
13	0.0003	98522	30	**63.6**
14	0.0003	98491	29	**62.7**
15	0.0007	98463	65	**61.7**
16	0.0007	98398	71	**60.7**
17	0.0007	98327	66	**59.8**
18	0.0008	98261	74	**58.8**
19	0.0006	98186	60	**57.8**
20	0.0007	98127	73	**56.9**
21	0.0013	98054	126	**55.9**
22	0.0012	97928	115	**55.0**
23	0.0013	97813	128	**54.1**
24	0.0009	97686	86	**53.1**
25	0.0008	97600	80	**52.2**
26	0.0010	97520	96	**51.2**
27	0.0009	97424	85	**50.3**
28	0.0011	97339	106	**49.3**
29	0.0014	97233	132	**48.4**
30	0.0009	97102	85	**47.4**
31	0.0012	97016	116	**46.5**
32	0.0013	96900	125	**45.5**
33	0.0011	96775	109	**44.6**
34	0.0020	96666	194	**43.6**
35	0.0012	96472	119	**42.7**
36	0.0020	96353	193	**41.8**
37	0.0013	96160	126	**40.9**
38	0.0016	96034	154	**39.9**
39	0.0021	95880	202	**39.0**
40	0.0024	95678	225	**38.1**

Femmes

Age	Qx	Sx	Dx	Evx
0	0.00845	100000	1025	**78.7**
1	0.00030	99155	45	**78.3**
2	0.00016	99125	24	**77.4**
3	0.00011	99109	17	**76.4**
4	0.00011	99098	16	**75.4**
5	0.00025	99087	30	**74.4**
6	0.00033	99062	36	**73.4**
7	0.00010	99029	13	**72.4**
8	0.00010	99019	13	**71.4**
9	0.00011	99009	14	**70.4**
10	0.00022	98998	24	**69.5**
11	0.00009	98976	12	**68.5**
12	0.00012	98967	14	**67.5**
13	0.00013	98955	16	**66.5**
14	0.00022	98942	25	**65.5**
15	0.00018	98920	21	**64.5**
16	0.00028	98902	30	**63.5**
17	0.00011	98874	14	**62.5**
18	0.00021	98864	24	**61.5**
19	0.00037	98844	39	**60.6**
20	0.00020	98807	23	**59.6**
21	0.00022	98787	27	**58.6**
22	0.00018	98765	23	**57.6**
23	0.00039	98747	42	**56.6**
24	0.00037	98708	40	**55.6**
25	0.00017	98671	22	**54.7**
26	0.00033	98654	37	**53.7**
27	0.00035	98622	39	**52.7**
28	0.00025	98588	30	**51.7**
29	0.00029	98563	35	**50.7**
30	0.00044	98534	50	**49.7**
31	0.00032	98490	37	**48.7**
32	0.00040	98459	46	**47.8**
33	0.00036	98420	43	**46.8**
34	0.00025	98384	32	**45.8**
35	0.00092	98360	94	**44.8**
36	0.00058	98269	66	**43.9**
37	0.00050	98212	58	**42.9**
38	0.00045	98163	53	**41.9**
39	0.00083	98119	91	**40.9**
40	0.00061	98038	71	**39.9**

41	0.0019	95454	183	**37.1**
42	0.0024	95271	231	**36.2**
43	0.0028	95040	263	**35.3**
44	0.0019	94778	184	**34.4**
45	0.0026	94594	246	**33.5**
46	0.0025	94348	233	**32.6**
47	0.0033	94115	311	**31.6**
48	0.0026	93804	248	**30.7**
49	0.0042	93556	395	**29.8**
50	0.0056	93161	519	**29.0**
51	0.0063	92642	579	**28.1**
52	0.0066	92062	604	**27.3**
53	0.0060	91459	546	**26.5**
54	0.0055	90912	498	**25.6**
55	0.0062	90414	558	**24.8**
56	0.0088	89856	787	**23.9**
57	0.0129	89069	1152	**23.1**
58	0.0126	87917	1104	**22.4**
59	0.0135	86813	1170	**21.7**
60	0.0144	85643	1238	**21.0**
61	0.0155	84406	1308	**20.3**
62	0.0166	83097	1381	**19.7**
63	0.0178	81716	1457	**19.0**
64	0.0191	80260	1534	**18.3**
65	0.0205	78725	1614	**17.7**
66	0.0220	77112	1695	**17.1**
67	0.0236	75417	1777	**16.4**
68	0.0253	73639	1861	**15.8**
69	0.0271	71778	1945	**15.3**
70	0.0290	69834	2028	**14.7**
71	0.0311	67806	2111	**14.1**
72	0.0334	65695	2192	**13.6**
73	0.0358	63502	2271	**13.0**
74	0.0383	61231	2347	**12.5**
75	0.0411	58884	2419	**12.0**
76	0.0440	56466	2485	**11.5**
77	0.0471	53981	2545	**11.1**
78	0.0505	51435	2598	**10.6**
79	0.0541	48838	2642	**10.2**
80	0.0579	46196	2676	**9.8**
81	0.0619	43519	2695	**9.4**
82	0.0661	40824	2698	**9.0**
83	0.0704	38126	2684	**8.6**
84	0.0749	35442	2653	**8.3**

41	0.00105	97978	112	**39.0**
42	0.00096	97875	104	**38.0**
43	0.00113	97781	123	**37.1**
44	0.00141	97670	148	**36.1**
45	0.00084	97533	98	**35.1**
46	0.00118	97451	131	**34.2**
47	0.00153	97336	163	**33.2**
48	0.00191	97187	197	**32.3**
49	0.00236	97001	237	**31.3**
50	0.00202	96772	216	**30.4**
51	0.00283	96577	281	**29.5**
52	0.00253	96304	262	**28.5**
53	0.00257	96060	266	**27.6**
54	0.00150	95814	176	**26.7**
55	0.00330	95670	343	**25.7**
56	0.00439	95354	435	**24.8**
57	0.00575	94936	550	**23.9**
58	0.00379	94390	399	**23.0**
59	0.00331	94032	364	**22.1**
60	0.00638	93721	637	**21.2**
61	0.00736	93123	720	**20.3**
62	0.00974	92438	912	**19.5**
63	0.01137	91537	1037	**18.7**
64	0.00614	90497	648	**17.9**
65	0.00621	89941	662	**17.0**
66	0.01187	89383	1125	**16.1**
67	0.02102	88322	1790	**15.3**
68	0.01767	86465	1550	**14.6**
69	0.00991	84938	978	**13.8**
70	0.02887	84096	2499	**13.0**
71	0.03166	81668	2658	**12.3**
72	0.03472	79082	2819	**11.7**
73	0.03806	76336	2979	**11.1**
74	0.04172	73430	3136	**10.6**
75	0.04573	70367	3288	**10.0**
76	0.05011	67149	3431	**9.5**
77	0.05489	63784	3562	**8.9**
78	0.06012	60283	3678	**8.4**
79	0.06582	56659	3774	**7.9**
80	0.07205	52930	3847	**7.4**
81	0.08019	49116	3959	**7.0**
82	0.08897	45178	4024	**6.6**
83	0.09841	41158	4036	**6.1**
84	0.10852	37108	3992	**5.8**

85	0.0795	32789	2605	**8.0**
86	0.0842	30184	2541	**7.6**
87	0.0890	27643	2461	**7.3**
88	0.0940	25182	2367	**7.1**
89	0.0991	22815	2260	**6.8**
90	0.1042	20555	2142	**6.5**
91	0.1094	18413	2015	**6.3**
92	0.1147	16398	1881	**6.1**
93	0.1201	14517	1743	**5.8**
94	0.1254	12774	1602	**5.6**
95	0.1308	11172	1461	**5.4**
96	0.1362	9711	1322	**5.2**
97	0.1415	8388	1187	**5.1**
98	0.1468	7201	1057	**4.9**
99	0.1521	6144	934	**4.7**
100	0.1573	5209	819	**4.6**
101	0.1624	4390	713	**4.4**
102	0.1674	3677	615	**4.2**
103	0.1722	3062	527	**4.1**
104	0.1769	2534	448	**3.9**
105	0.1814	2086	378	**3.7**
106	0.1858	1708	317	**3.5**
107	0.1899	1390	264	**3.3**
108	0.1939	1126	218	**3.1**
109	0.1976	908	179	**2.8**

85	0.11928	33081	3890	**5.4**
86	0.13069	29135	3730	**5.1**
87	0.14275	25327	3518	**4.7**
88	0.15543	21712	3259	**4.5**
89	0.16870	18337	2963	**4.2**
90	0.18253	15244	2641	**3.9**
91	0.19687	12461	2306	**3.7**
92	0.21167	10008	1970	**3.5**
93	0.22688	7890	1645	**3.3**
94	0.24243	6100	1342	**3.1**
95	0.25825	4621	1069	**2.9**
96	0.27427	3428	830	**2.8**
97	0.29042	2487	628	**2.6**
98	0.30660	1765	463	**2.5**
99	0.32275	1224	332	**2.4**
100	0.33878	829	232	**2.2**
101	0.35462	548	157	**2.1**
102	0.37017	354	104	**2.0**
103	0.38536	223	66	**2.0**
104	0.40013	137	41	**1.9**
105	0.41440	82	25	**1.8**
106	0.42811	48	15	**1.7**
107	0.44119	28	9	**1.6**
108	0.45360	15	5	**1.5**
109	0.46528	8	3	**1.3**

Tableau I-4 : Tables de mortalité en 2029

Hommes					Femmes				
Age	**Qx**	**Sx**	**Dx**	**Evx**	**Age**	**Qx**	**Sx**	**Dx**	**Evx**
0	0.0090	100000	902	**76.5**	**0**	0.00575	100000	697	**79.3**
1	0.0003	99098	32	**76.2**	**1**	0.00014	99425	20	**78.9**
2	0.0004	99066	39	**75.2**	**2**	0.00007	99412	10	**77.9**
3	0.0002	99027	23	**74.2**	**3**	0.00005	99405	7	**76.9**
4	0.0002	99004	20	**73.2**	**4**	0.00005	99400	8	**75.9**
5	0.0003	98983	30	**72.3**	**5**	0.00018	99395	21	**74.9**
6	0.0003	98954	28	**71.3**	**6**	0.00027	99377	30	**73.9**
7	0.0002	98926	25	**70.3**	**7**	0.00005	99350	7	**72.9**
8	0.0002	98901	19	**69.3**	**8**	0.00006	99345	8	**71.9**
9	0.0002	98882	25	**68.3**	**9**	0.00006	99339	8	**71.0**
10	0.0004	98858	36	**67.3**	**10**	0.00018	99332	20	**70.0**
11	0.0003	98821	32	**66.4**	**11**	0.00005	99314	7	**69.0**
12	0.0002	98789	23	**65.4**	**12**	0.00008	99309	9	**68.0**
13	0.0003	98766	27	**64.4**	**13**	0.00009	99301	11	**67.0**
14	0.0002	98739	25	**63.4**	**14**	0.00017	99293	19	**66.0**
15	0.0006	98715	63	**62.4**	**15**	0.00013	99276	15	**65.0**
16	0.0007	98651	69	**61.5**	**16**	0.00024	99263	26	**64.0**
17	0.0006	98582	62	**60.5**	**17**	0.00006	99239	8	**63.0**
18	0.0007	98521	70	**59.6**	**18**	0.00015	99233	17	**62.0**
19	0.0005	98450	53	**58.6**	**19**	0.00034	99219	35	**61.0**
20	0.0007	98397	66	**57.6**	**20**	0.00013	99185	16	**60.1**
21	0.0013	98330	129	**56.7**	**21**	0.00016	99172	18	**59.1**
22	0.0012	98202	114	**55.7**	**22**	0.00011	99157	14	**58.1**
23	0.0013	98088	131	**54.8**	**23**	0.00034	99146	36	**57.1**
24	0.0008	97956	80	**53.9**	**24**	0.00031	99111	34	**56.1**
25	0.0008	97877	73	**52.9**	**25**	0.00010	99081	13	**55.1**
26	0.0009	97803	92	**52.0**	**26**	0.00025	99070	29	**54.1**
27	0.0008	97712	78	**51.0**	**27**	0.00026	99045	30	**53.2**
28	0.0010	97634	101	**50.1**	**28**	0.00016	99019	20	**52.2**
29	0.0014	97533	132	**49.1**	**29**	0.00020	99003	24	**51.2**
30	0.0008	97401	77	**48.2**	**30**	0.00033	98983	38	**50.2**
31	0.0011	97325	111	**47.2**	**31**	0.00022	98950	26	**49.2**
32	0.0012	97214	119	**46.3**	**32**	0.00029	98929	34	**48.2**
33	0.0010	97095	101	**45.3**	**33**	0.00025	98900	29	**47.2**
34	0.0021	96994	202	**44.4**	**34**	0.00015	98876	19	**46.3**
35	0.0012	96792	112	**43.5**	**35**	0.00086	98861	88	**45.3**
36	0.0020	96680	195	**42.5**	**36**	0.00043	98776	49	**44.3**
37	0.0012	96484	117	**41.6**	**37**	0.00035	98734	41	**43.3**
38	0.0015	96367	146	**40.7**	**38**	0.00031	98699	37	**42.3**
39	0.0021	96221	202	**39.7**	**39**	0.00066	98668	73	**41.4**
40	0.0023	96019	226	**38.8**	**40**	0.00042	98603	50	**40.4**

41	0.0018	95793	173	**37.9**
42	0.0024	95620	226	**37.0**
43	0.0028	95394	263	**36.0**
44	0.0017	95131	166	**35.1**
45	0.0025	94965	235	**34.2**
46	0.0023	94730	215	**33.3**
47	0.0032	94515	301	**32.4**
48	0.0024	94214	223	**31.5**
49	0.0041	93991	387	**30.5**
50	0.0056	93604	521	**29.7**
51	0.0063	93083	590	**28.8**
52	0.0066	92494	608	**28.0**
53	0.0057	91886	523	**27.2**
54	0.0051	91363	462	**26.4**
55	0.0057	90901	519	**25.5**
56	0.0086	90381	774	**24.6**
57	0.0136	89607	1216	**23.9**
58	0.0127	88391	1127	**23.2**
59	0.0136	87264	1188	**22.5**
60	0.0145	86076	1251	**21.8**
61	0.0155	84826	1315	**21.1**
62	0.0166	83510	1382	**20.5**
63	0.0177	82128	1451	**19.8**
64	0.0189	80677	1521	**19.2**
65	0.0201	79156	1593	**18.5**
66	0.0215	77563	1666	**17.9**
67	0.0229	75897	1740	**17.3**
68	0.0245	74157	1814	**16.7**
69	0.0261	72343	1888	**16.1**
70	0.0279	70455	1962	**15.6**
71	0.0297	68492	2035	**15.0**
72	0.0317	66457	2107	**14.5**
73	0.0338	64350	2176	**13.9**
74	0.0361	62174	2243	**13.4**
75	0.0385	59931	2306	**12.9**
76	0.0410	57624	2365	**12.4**
77	0.0438	55259	2419	**12.0**
78	0.0467	52840	2466	**11.5**
79	0.0498	50374	2507	**11.1**
80	0.0531	47867	2540	**10.7**
81	0.0565	45327	2560	**10.3**
82	0.0600	42767	2567	**9.9**
83	0.0637	40200	2560	**9.5**
84	0.0674	37640	2539	**9.2**

41	0.00088	98562	95	**39.4**
42	0.00078	98474	85	**38.5**
43	0.00091	98398	100	**37.5**
44	0.00120	98308	127	**36.5**
45	0.00058	98191	68	**35.6**
46	0.00090	98134	101	**34.6**
47	0.00127	98046	137	**33.6**
48	0.00167	97921	174	**32.7**
49	0.00219	97758	221	**31.7**
50	0.00163	97544	176	**30.8**
51	0.00265	97384	266	**29.9**
52	0.00218	97126	227	**28.9**
53	0.00218	96915	228	**28.0**
54	0.00098	96704	117	**27.1**
55	0.00276	96609	290	**26.1**
56	0.00400	96342	402	**25.2**
57	0.00558	95956	541	**24.3**
58	0.00300	95421	320	**23.4**
59	0.00237	95135	265	**22.5**
60	0.00554	94909	561	**21.6**
61	0.00656	94383	652	**20.7**
62	0.00933	93764	888	**19.8**
63	0.01124	92889	1043	**19.0**
64	0.00443	91845	476	**18.2**
65	0.00433	91437	471	**17.3**
66	0.01031	91041	999	**16.4**
67	0.02206	90102	1923	**15.6**
68	0.01675	88114	1502	**14.9**
69	0.00716	86639	723	**14.2**
70	0.02650	86018	2355	**13.3**
71	0.02905	83739	2510	**12.6**
72	0.03185	81306	2669	**12.0**
73	0.03491	78716	2828	**11.4**
74	0.03825	75969	2987	**10.8**
75	0.04191	73063	3142	**10.3**
76	0.04591	70001	3292	**9.7**
77	0.05028	66787	3433	**9.2**
78	0.05506	63429	3562	**8.7**
79	0.06027	59937	3675	**8.2**
80	0.06596	56325	3769	**7.7**
81	0.07344	52609	3906	**7.2**
82	0.08152	48746	4003	**6.8**
83	0.09021	44772	4051	**6.3**
84	0.09952	40733	4047	**5.9**

85	0.0713	35102	2504	**8.8**
86	0.0753	32598	2455	**8.5**
87	0.0794	30143	2393	**8.2**
88	0.0835	27750	2318	**7.9**
89	0.0878	25431	2233	**7.6**
90	0.0921	23199	2137	**7.4**
91	0.0965	21062	2032	**7.1**
92	0.1009	19031	1920	**6.8**
93	0.1053	17111	1802	**6.6**
94	0.1098	15309	1681	**6.4**
95	0.1143	13628	1557	**6.2**
96	0.1187	12071	1433	**6.0**
97	0.1232	10638	1311	**5.8**
98	0.1276	9327	1190	**5.6**
99	0.1320	8137	1074	**5.4**
100	0.1364	7062	963	**5.2**
101	0.1406	6099	858	**5.0**
102	0.1448	5242	759	**4.8**
103	0.1488	4483	667	**4.6**
104	0.1528	3816	583	**4.4**
105	0.1566	3233	506	**4.2**
106	0.1603	2726	437	**3.9**
107	0.1638	2289	375	**3.7**
108	0.1672	1914	320	**3.4**
109	0.1704	1594	272	**3.0**

85	0.10944	36679	3987	**5.6**
86	0.11998	32665	3871	**5.2**
87	0.13113	28746	3699	**4.9**
88	0.14286	24976	3478	**4.6**
89	0.15516	21408	3213	**4.3**
90	0.16800	18086	2915	**4.1**
91	0.18132	15048	2594	**3.8**
92	0.19511	12319	2263	**3.6**
93	0.20929	9916	1934	**3.4**
94	0.22381	7841	1617	**3.2**
95	0.23862	6086	1321	**3.0**
96	0.25364	4634	1055	**2.9**
97	0.26881	3458	823	**2.7**
98	0.28405	2529	626	**2.6**
99	0.29928	1810	465	**2.5**
100	0.31443	1269	337	**2.3**
101	0.32943	870	237	**2.2**
102	0.34419	583	163	**2.1**
103	0.35864	382	109	**2.0**
104	0.37272	245	71	**1.9**
105	0.38635	154	45	**1.9**
106	0.39947	94	28	**1.8**
107	0.41202	57	17	**1.7**
108	0.42395	33	10	**1.5**
109	0.43520	19	6	**1.3**

Tableau I-5 : Tables de mortalité en 2034

Hommes					Femmes				
Age	**Qx**	**Sx**	**Dx**	**Evx**	**Age**	**Qx**	**Sx**	**Dx**	**Evx**
0	0.0075	100000	750	**77.4**	**0**	0.00575	100000	575	**79.9**
1	0.0002	99250	23	**77.0**	**1**	0.00014	99425	14	**79.4**
2	0.0003	99227	31	**76.0**	**2**	0.00007	99412	7	**78.4**
3	0.0002	99196	18	**75.1**	**3**	0.00005	99405	5	**77.4**
4	0.0002	99178	16	**74.1**	**4**	0.00005	99400	5	**76.4**
5	0.0003	99162	25	**73.1**	**5**	0.00018	99395	18	**75.4**
6	0.0002	99136	24	**72.1**	**6**	0.00027	99377	27	**74.4**
7	0.0002	99112	21	**71.1**	**7**	0.00005	99350	5	**73.4**
8	0.0002	99091	16	**70.1**	**8**	0.00006	99345	6	**72.4**
9	0.0002	99074	21	**69.1**	**9**	0.00006	99339	6	**71.4**
10	0.0003	99053	34	**68.2**	**10**	0.00018	99332	18	**70.4**
11	0.0003	99019	30	**67.2**	**11**	0.00005	99314	5	**69.5**
12	0.0002	98989	20	**66.2**	**12**	0.00008	99309	7	**68.5**
13	0.0002	98969	24	**65.2**	**13**	0.00009	99301	9	**67.5**
14	0.0002	98945	21	**64.2**	**14**	0.00017	99293	17	**66.5**
15	0.0006	98924	62	**63.3**	**15**	0.00013	99276	13	**65.5**
16	0.0007	98862	67	**62.3**	**16**	0.00024	99263	24	**64.5**
17	0.0006	98795	58	**61.3**	**17**	0.00006	99239	6	**63.5**
18	0.0007	98737	66	**60.4**	**18**	0.00015	99233	14	**62.5**
19	0.0005	98671	48	**59.4**	**19**	0.00034	99219	34	**61.5**
20	0.0006	98623	61	**58.4**	**20**	0.00013	99185	13	**60.5**
21	0.0013	98562	132	**57.5**	**21**	0.00016	99172	15	**59.5**
22	0.0011	98430	113	**56.6**	**22**	0.00011	99157	11	**58.6**
23	0.0014	98317	135	**55.6**	**23**	0.00034	99146	34	**57.6**
24	0.0008	98182	74	**54.7**	**24**	0.00031	99111	31	**56.6**
25	0.0007	98109	67	**53.7**	**25**	0.00010	99081	10	**55.6**
26	0.0009	98041	88	**52.8**	**26**	0.00025	99070	25	**54.6**
27	0.0007	97954	71	**51.8**	**27**	0.00026	99045	26	**53.6**
28	0.0010	97883	97	**50.9**	**28**	0.00016	99019	16	**52.6**
29	0.0013	97786	132	**49.9**	**29**	0.00020	99003	20	**51.6**
30	0.0007	97654	69	**49.0**	**30**	0.00033	98983	33	**50.7**
31	0.0011	97586	106	**48.0**	**31**	0.00022	98950	21	**49.7**
32	0.0012	97480	113	**47.1**	**32**	0.00029	98929	29	**48.7**
33	0.0010	97367	93	**46.1**	**33**	0.00025	98900	24	**47.7**
34	0.0022	97274	210	**45.2**	**34**	0.00015	98876	15	**46.7**
35	0.0011	97064	106	**44.3**	**35**	0.00086	98861	85	**45.7**
36	0.0020	96958	198	**43.3**	**36**	0.00043	98776	42	**44.7**
37	0.0011	96760	109	**42.4**	**37**	0.00035	98734	35	**43.8**
38	0.0014	96651	139	**41.4**	**38**	0.00031	98699	30	**42.8**
39	0.0021	96512	203	**40.5**	**39**	0.00066	98668	65	**41.8**
40	0.0023	96309	226	**39.6**	**40**	0.00042	98603	42	**40.8**

41	0.0017	96083	164	**38.7**
42	0.0023	95919	220	**37.7**
43	0.0028	95699	264	**36.8**
44	0.0016	95435	150	**35.9**
45	0.0024	95285	225	**35.0**
46	0.0021	95060	198	**34.1**
47	0.0031	94862	291	**33.1**
48	0.0021	94571	200	**32.2**
49	0.0040	94370	378	**31.3**
50	0.0056	93992	522	**30.4**
51	0.0064	93470	600	**29.6**
52	0.0066	92870	612	**28.8**
53	0.0054	92258	501	**28.0**
54	0.0047	91757	428	**27.1**
55	0.0053	91330	483	**26.3**
56	0.0084	90846	760	**25.4**
57	0.0142	90086	1283	**24.6**
58	0.0129	88803	1149	**24.0**
59	0.0137	87654	1205	**23.3**
60	0.0146	86448	1263	**22.6**
61	0.0155	85186	1322	**22.0**
62	0.0165	83864	1382	**21.3**
63	0.0175	82481	1444	**20.7**
64	0.0186	81037	1507	**20.0**
65	0.0198	79530	1572	**19.4**
66	0.0210	77958	1636	**18.8**
67	0.0223	76322	1702	**18.2**
68	0.0237	74620	1767	**17.6**
69	0.0251	72853	1832	**17.1**
70	0.0267	71021	1897	**16.5**
71	0.0284	69124	1961	**16.0**
72	0.0301	67164	2023	**15.4**
73	0.0320	65141	2083	**14.9**
74	0.0340	63058	2141	**14.4**
75	0.0361	60916	2196	**13.9**
76	0.0383	58720	2248	**13.4**
77	0.0406	56473	2295	**12.9**
78	0.0431	54178	2337	**12.5**
79	0.0458	51841	2373	**12.1**
80	0.0486	49468	2403	**11.6**
81	0.0515	47065	2423	**11.2**
82	0.0545	44641	2432	**10.8**
83	0.0576	42209	2430	**10.5**
84	0.0608	39779	2417	**10.1**

41	0.00088	98562	87	**39.8**
42	0.00078	98474	77	**38.9**
43	0.00091	98398	89	**37.9**
44	0.00120	98308	118	**36.9**
45	0.00058	98191	57	**36.0**
46	0.00090	98134	88	**35.0**
47	0.00127	98046	125	**34.0**
48	0.00167	97921	164	**33.1**
49	0.00219	97758	214	**32.1**
50	0.00163	97544	159	**31.2**
51	0.00265	97384	258	**30.3**
52	0.00218	97126	211	**29.3**
53	0.00218	96915	211	**28.4**
54	0.00098	96704	95	**27.5**
55	0.00276	96609	267	**26.5**
56	0.00400	96342	386	**25.6**
57	0.00558	95956	536	**24.7**
58	0.00300	95421	286	**23.8**
59	0.00237	95135	226	**22.9**
60	0.00554	94909	526	**21.9**
61	0.00656	94383	620	**21.0**
62	0.00933	93764	875	**20.2**
63	0.01124	92889	1044	**19.4**
64	0.00443	91845	407	**18.6**
65	0.00433	91437	396	**17.6**
66	0.01031	91041	939	**16.7**
67	0.02206	90102	1988	**15.9**
68	0.01675	88114	1476	**15.2**
69	0.00716	86639	620	**14.5**
70	0.02650	86018	2280	**13.6**
71	0.02905	83739	2433	**12.9**
72	0.03185	81306	2589	**12.3**
73	0.03491	78716	2748	**11.7**
74	0.03825	75969	2906	**11.1**
75	0.04191	73063	3062	**10.5**
76	0.04591	70001	3214	**10.0**
77	0.05028	66787	3358	**9.4**
78	0.05506	63429	3492	**8.9**
79	0.06027	59937	3612	**8.4**
80	0.06596	56325	3715	**7.9**
81	0.07344	52609	3864	**7.4**
82	0.08152	48746	3974	**7.0**
83	0.09021	44772	4039	**6.5**
84	0.09952	40733	4054	**6.1**

85	0.0640	37362	2392	**9.8**
86	0.0674	34970	2356	**9.4**
87	0.0708	32615	2308	**9.1**
88	0.0742	30306	2250	**8.8**
89	0.0778	28056	2182	**8.5**
90	0.0814	25874	2106	**8.2**
91	0.0850	23768	2021	**8.0**
92	0.0887	21748	1929	**7.7**
93	0.0924	19819	1831	**7.4**
94	0.0961	17988	1729	**7.2**
95	0.0998	16259	1623	**6.9**
96	0.1036	14636	1516	**6.7**
97	0.1073	13120	1408	**6.5**
98	0.1110	11713	1300	**6.3**
99	0.1146	10413	1194	**6.0**
100	0.1183	9219	1090	**5.8**
101	0.1218	8129	990	**5.6**
102	0.1253	7139	895	**5.4**
103	0.1288	6244	804	**5.1**
104	0.1321	5440	719	**4.9**
105		4721	639	**4.6**
106		4082	565	**4.3**
107		3516	498	**4.0**
108		3018	436	**3.6**
109		2582	380	**3.2**

85	0.10944	36679	4014	**5.8**
86	0.11998	32665	3919	**5.4**
87	0.13113	28746	3769	**5.1**
88	0.14286	24976	3568	**4.8**
89	0.15516	21408	3322	**4.5**
90	0.16800	18086	3038	**4.2**
91	0.18132	15048	2729	**4.0**
92	0.19511	12319	2404	**3.7**
93	0.20929	9916	2075	**3.5**
94	0.22381	7841	1755	**3.3**
95	0.23862	6086	1452	**3.2**
96	0.25364	4634	1175	**3.0**
97	0.26881	3458	930	**2.8**
98	0.28405	2529	718	**2.7**
99	0.29928	1810	542	**2.6**
100	0.31443	1269	399	**2.4**
101	0.32943	870	287	**2.3**
102	0.34419	583	201	**2.2**
103	0.35864	382	137	**2.1**
104	0.37272	245	91	**2.0**
105	0.38635	154	59	**1.9**
106	0.39947	94	38	**1.8**
107	0.41202	57	23	**1.7**
108	0.42395	33	14	**1.6**
109	0.43520	19	8	**1.4**

Tableau I-6 : Tables de mortalité en 2039

Hommes

Age	Qx	Sx	Dx	Evx
0	0.0062	100000	623	**78.4**
1	0.0002	99377	16	**77.9**
2	0.0003	99360	25	**76.9**
3	0.0001	99335	14	**75.9**
4	0.0001	99321	13	**74.9**
5	0.0002	99308	22	**74.0**
6	0.0002	99286	21	**73.0**
7	0.0002	99265	18	**72.0**
8	0.0001	99247	14	**71.0**
9	0.0002	99233	19	**70.0**
10	0.0003	99215	32	**69.0**
11	0.0003	99182	28	**68.1**
12	0.0002	99154	18	**67.1**
13	0.0002	99136	21	**66.1**
14	0.0002	99115	18	**65.1**
15	0.0006	99098	60	**64.1**
16	0.0007	99038	65	**63.1**
17	0.0006	98973	55	**62.2**
18	0.0006	98918	63	**61.2**
19	0.0004	98855	43	**60.3**
20	0.0006	98812	55	**59.3**
21	0.0014	98757	134	**58.3**
22	0.0011	98622	112	**57.4**
23	0.0014	98510	139	**56.5**
24	0.0007	98371	68	**55.5**
25	0.0006	98303	61	**54.6**
26	0.0009	98242	84	**53.6**
27	0.0007	98158	65	**52.7**
28	0.0009	98093	92	**51.7**
29	0.0013	98000	132	**50.7**
30	0.0006	97869	61	**49.8**
31	0.0010	97807	101	**48.8**
32	0.0011	97707	107	**47.9**
33	0.0009	97599	85	**46.9**
34	0.0022	97514	219	**46.0**
35	0.0010	97295	100	**45.1**
36	0.0021	97195	200	**44.1**
37	0.0010	96995	101	**43.2**
38	0.0014	96894	132	**42.3**
39	0.0021	96761	204	**41.3**
40	0.0023	96558	227	**40.4**

Femmes

Age	Qx	Sx	Dx	Evx
0	0.00474	100000	474	**80.5**
1	0.00009	99526	9	**79.9**
2	0.00004	99517	4	**78.9**
3	0.00003	99513	3	**77.9**
4	0.00004	99510	4	**76.9**
5	0.00015	99506	15	**75.9**
6	0.00024	99491	24	**74.9**
7	0.00004	99467	4	**73.9**
8	0.00005	99463	5	**72.9**
9	0.00005	99458	5	**71.9**
10	0.00016	99453	16	**70.9**
11	0.00004	99437	4	**69.9**
12	0.00006	99433	6	**68.9**
13	0.00007	99427	7	**67.9**
14	0.00015	99419	15	**66.9**
15	0.00011	99405	11	**65.9**
16	0.00022	99393	22	**65.0**
17	0.00004	99372	4	**64.0**
18	0.00012	99367	12	**63.0**
19	0.00032	99355	32	**62.0**
20	0.00011	99323	11	**61.0**
21	0.00013	99312	13	**60.0**
22	0.00009	99300	9	**59.0**
23	0.00032	99291	32	**58.0**
24	0.00028	99259	28	**57.0**
25	0.00008	99231	8	**56.0**
26	0.00022	99223	22	**55.1**
27	0.00023	99201	23	**54.1**
28	0.00013	99178	13	**53.1**
29	0.00017	99165	17	**52.1**
30	0.00029	99148	28	**51.1**
31	0.00018	99120	18	**50.1**
32	0.00025	99102	24	**49.1**
33	0.00020	99078	20	**48.1**
34	0.00011	99058	11	**47.1**
35	0.00083	99046	82	**46.1**
36	0.00037	98964	37	**45.2**
37	0.00030	98927	29	**44.2**
38	0.00026	98898	25	**43.2**
39	0.00059	98873	58	**42.2**
40	0.00035	98814	35	**41.2**

41	0.0016	96331	155	**39.5**
42	0.0022	96176	215	**38.6**
43	0.0028	95961	264	**37.7**
44	0.0014	95697	136	**36.8**
45	0.0022	95561	215	**35.8**
46	0.0019	95346	182	**34.9**
47	0.0030	95164	281	**34.0**
48	0.0019	94883	180	**33.1**
49	0.0039	94702	370	**32.1**
50	0.0055	94333	523	**31.3**
51	0.0065	93810	610	**30.4**
52	0.0066	93200	615	**29.6**
53	0.0052	92584	479	**28.8**
54	0.0043	92105	396	**28.0**
55	0.0049	91709	449	**27.1**
56	0.0082	91259	747	**26.2**
57	0.0149	90513	1353	**25.5**
58	0.0131	89160	1171	**24.8**
59	0.0139	87989	1222	**24.2**
60	0.0147	86767	1274	**23.5**
61	0.0155	85493	1327	**22.9**
62	0.0164	84165	1382	**22.2**
63	0.0174	82783	1437	**21.6**
64	0.0184	81346	1493	**21.0**
65	0.0194	79854	1549	**20.4**
66	0.0205	78304	1606	**19.8**
67	0.0217	76698	1663	**19.2**
68	0.0229	75035	1720	**18.6**
69	0.0242	73316	1776	**18.1**
70	0.0256	71539	1832	**17.5**
71	0.0271	69707	1887	**17.0**
72	0.0286	67820	1940	**16.4**
73	0.0302	65880	1992	**15.9**
74	0.0320	63888	2042	**15.4**
75	0.0338	61846	2089	**14.9**
76	0.0357	59757	2133	**14.4**
77	0.0377	57624	2173	**14.0**
78	0.0398	55451	2210	**13.5**
79	0.0421	53242	2241	**13.1**
80	0.0445	51000	2268	**12.7**
81	0.0469	48732	2287	**12.3**
82	0.0495	46445	2297	**11.9**
83	0.0521	44148	2298	**11.5**
84	0.0547	41850	2290	**11.1**

41	0.00081	98780	80	**40.3**
42	0.00070	98699	69	**39.3**
43	0.00081	98630	80	**38.3**
44	0.00110	98550	109	**37.4**
45	0.00048	98441	47	**36.4**
46	0.00078	98394	77	**35.4**
47	0.00116	98317	114	**34.4**
48	0.00157	98203	154	**33.5**
49	0.00211	98049	207	**32.5**
50	0.00147	97843	144	**31.6**
51	0.00257	97699	251	**30.6**
52	0.00202	97448	197	**29.7**
53	0.00200	97252	195	**28.8**
54	0.00079	97057	77	**27.8**
55	0.00253	96980	245	**26.9**
56	0.00382	96735	370	**25.9**
57	0.00550	96365	530	**25.0**
58	0.00267	95835	256	**24.2**
59	0.00201	95579	192	**23.2**
60	0.00516	95387	492	**22.3**
61	0.00620	94895	588	**21.4**
62	0.00913	94307	861	**20.5**
63	0.01118	93446	1045	**19.7**
64	0.00377	92401	348	**18.9**
65	0.00362	92053	333	**18.0**
66	0.00961	91719	882	**17.0**
67	0.02260	90838	2053	**16.2**
68	0.01631	88785	1448	**15.6**
69	0.00609	87337	532	**14.8**
70	0.02539	86805	2204	**13.9**
71	0.02783	84601	2354	**13.3**
72	0.03050	82247	2509	**12.6**
73	0.03342	79738	2665	**12.0**
74	0.03662	77073	2822	**11.4**
75	0.04012	74251	2979	**10.8**
76	0.04394	71272	3132	**10.2**
77	0.04812	68140	3279	**9.7**
78	0.05268	64861	3417	**9.2**
79	0.05767	61444	3543	**8.6**
80	0.06311	57901	3654	**8.1**
81	0.07028	54247	3812	**7.6**
82	0.07802	50435	3935	**7.2**
83	0.08636	46500	4016	**6.8**
84	0.09529	42484	4048	**6.3**

85	0.0574	39560	2273	**10.8**
86	0.0602	37287	2246	**10.4**
87	0.0631	35041	2210	**10.1**
88	0.0660	32831	2166	**9.8**
89	0.0689	30665	2113	**9.4**
90	0.0719	28552	2053	**9.1**
91	0.0749	26499	1986	**8.8**
92	0.0780	24513	1912	**8.6**
93	0.0811	22601	1832	**8.3**
94	0.0842	20769	1748	**8.0**
95	0.0873	19022	1660	**7.7**
96	0.0904	17362	1569	**7.5**
97	0.0935	15793	1476	**7.2**
98	0.0966	14316	1383	**7.0**
99	0.0997	12934	1289	**6.7**
100	0.1027	11645	1196	**6.4**
101	0.1057	10449	1105	**6.2**
102	0.1087	9344	1016	**5.9**
103	0.1116	8329	930	**5.6**
104	0.1145	7399	847	**5.3**
105	0.1173	6552	769	**5.0**
106	0.1200	5783	694	**4.7**
107	0.1227	5089	624	**4.3**
108	0.1252	4465	559	**3.9**
109	0.1277	3906	499	**3.4**

85	0.10481	38436	4029	**6.0**
86	0.11494	34407	3955	**5.6**
87	0.12565	30453	3826	**5.3**
88	0.13694	26626	3646	**4.9**
89	0.14877	22980	3419	**4.7**
90	0.16113	19561	3152	**4.4**
91	0.17397	16410	2855	**4.1**
92	0.18726	13555	2538	**3.9**
93	0.20094	11017	2214	**3.7**
94	0.21497	8803	1892	**3.5**
95	0.22928	6911	1584	**3.3**
96	0.24381	5326	1299	**3.1**
97	0.25850	4028	1041	**2.9**
98	0.27327	2986	816	**2.8**
99	0.28805	2170	625	**2.7**
100	0.30276	1545	468	**2.5**
101	0.31734	1077	342	**2.4**
102	0.33170	735	244	**2.3**
103	0.34578	492	170	**2.2**
104	0.35950	322	116	**2.1**
105	0.37280	206	77	**2.0**
106	0.38562	129	50	**1.9**
107	0.39789	79	32	**1.8**
108	0.40956	48	20	**1.6**
109	0.42058	28	12	**1.4**

ANNEXE 2 : Estimations des paramètres du modèle Lee et Carter

Tableau II-1 : Alpha estimé et alpha ajusté (H : hommes ; F : femmes)

Age	Alpha H	Alpha_ ajuste H	AlphaF	Alpha_ ajusteF	Age	Alpha H	Alpha_ ajuste H	AlphaF	Alpha_ ajusteF
0	-3,418	-3,423	-3,584	-3,584	39	-6,154	-6,154	-6,405	-6,405
1	-5,632	-5,641	-5,624	-5,625	40	-6,052	-6,052	-6,299	-6,299
2	-6,348	-6,353	-6,136	-6,137	41	-5,894	-5,895	-6,322	-6,322
3	-6,692	-6,698	-6,548	-6,549	42	-5,857	-5,858	-6,298	-6,299
4	-6,978	-6,983	-6,854	-6,854	43	-5,881	-5,881	-6,102	-6,102
5	-6,996	-7,000	-7,219	-7,220	44	-5,616	-5,619	-6,072	-6,072
6	-7,189	-7,193	-7,391	-7,391	45	-5,655	-5,656	-5,945	-5,946
7	-7,264	-7,268	-7,379	-7,380	46	-5,496	-5,498	-5,899	-5,900
8	-7,440	-7,445	-7,566	-7,567	47	-5,503	-5,504	-5,913	-5,913
9	-7,330	-7,334	-7,516	-7,516	48	-5,275	-5,278	-5,854	-5,854
10	-7,502	-7,504	-7,800	-7,800	49	-5,310	-5,311	-5,815	-5,815
11	-7,547	-7,549	-7,730	-7,731	50	-5,181	-5,181	-5,560	-5,561
12	-7,466	-7,469	-7,711	-7,711	51	-5,159	-5,159	-5,666	-5,666
13	-7,328	-7,332	-7,690	-7,691	52	-5,044	-5,044	-5,514	-5,514
14	-7,194	-7,198	-7,605	-7,606	53	-4,834	-4,836	-5,458	-5,459
15	-7,156	-7,157	-7,632	-7,632	54	-4,717	-4,720	-5,209	-5,210
16	-7,044	-7,045	-7,655	-7,656	55	-4,617	-4,619	-5,166	-5,166
17	-6,925	-6,927	-7,346	-7,347	56	-4,601	-4,601	-5,143	-5,144
18	-6,839	-6,841	-7,398	-7,399	57	-4,631	-4,630	-5,065	-5,065
19	-6,748	-6,751	-7,599	-7,599	58	-4,444	-4,445	-4,856	-4,857
20	-6,663	-6,665	-7,338	-7,338	59	-4,317	-4,317	-4,695	-4,695
21	-6,769	-6,768	-7,273	-7,273	60	-4,162	-4,164	-4,616	-4,616
22	-6,676	-6,677	-7,136	-7,137	61	-4,184	-4,183	-4,556	-4,556
23	-6,802	-6,802	-7,421	-7,421	62	-4,127	-4,126	-4,494	-4,494
24	-6,580	-6,582	-7,333	-7,333	63	-3,963	-3,964	-4,438	-4,438
25	-6,539	-6,542	-7,101	-7,101	64	-3,826	-3,827	-4,092	-4,092
26	-6,624	-6,625	-7,198	-7,198	65	-3,685	-3,687	-3,974	-3,974
27	-6,509	-6,511	-7,127	-7,128	66	-3,689	-3,689	-3,994	-3,995
28	-6,538	-6,540	-7,003	-7,003	67	-3,695	-3,693	-4,001	-4,001
29	-6,595	-6,595	-7,007	-7,007	68	-3,534	-3,535	-3,862	-3,862
30	-6,358	-6,361	-6,832	-6,832	69	-3,325	-3,328	-3,612	-3,612
31	-6,424	-6,425	-6,905	-6,905	70	-3,208	-3,211	-3,431	-3,432
32	-6,314	-6,315	-6,828	-6,828	71	-3,238	-3,238	-3,444	-3,444
33	-6,270	-6,272	-6,763	-6,763	72	-3,155	-3,155	-3,447	-3,447
34	-6,436	-6,436	-6,657	-6,658	73	-2,998	-2,998	-3,285	-3,285
35	-6,328	-6,329	-6,776	-6,776	74	-2,891	-2,892	-2,980	-2,980
36	-6,259	-6,259	-6,547	-6,548	75	-2,633	-2,637	-2,754	-2,754
37	-6,169	-6,171	-6,550	-6,550	76	-2,611	-2,613	-2,843	-2,844
38	-6,111	-6,113	-6,542	-6,543	77	-2,734	-2,733	-2,853	-2,853

Tableau II-2 : Béta estimé hommes et femmes

Age	BetaH	BetaF	Age	BetaH	BetaF
0	0,036	0,017	39	0,002	0,010
1	0,068	0,035	40	0,001	0,016
2	0,043	0,038	41	0,012	0,008
3	0,048	0,037	42	0,007	0,009
4	0,042	0,032	43	0,001	0,010
5	0,031	0,015	44	0,022	0,007
6	0,029	0,009	45	0,009	0,016
7	0,030	0,026	46	0,016	0,012
8	0,032	0,023	47	0,007	0,008
9	0,027	0,023	48	0,023	0,006
10	0,012	0,009	49	0,006	0,003
11	0,014	0,023	50	0,000	0,009
12	0,026	0,019	51	-0,004	0,003
13	0,026	0,018	52	-0,001	0,007
14	0,032	0,012	53	0,010	0,007
15	0,006	0,014	54	0,017	0,019
16	0,007	0,007	55	0,015	0,008
17	0,013	0,026	56	0,004	0,004
18	0,012	0,016	57	-0,009	0,001
19	0,022	0,004	58	0,003	0,010
20	0,018	0,017	59	0,003	0,015
21	-0,004	0,016	60	0,011	0,006
22	0,003	0,021	61	-0,004	0,005
23	-0,005	0,006	62	-0,011	0,002
24	0,016	0,008	63	0,006	0,000
25	0,019	0,022	64	0,008	0,014
26	0,011	0,012	65	0,013	0,016
27	0,019	0,012	66	-0,001	0,006
28	0,011	0,019	67	-0,014	-0,002
29	0,001	0,016	68	0,000	0,002
30	0,024	0,013	69	0,020	0,014
31	0,011	0,017	70	0,023	0,017
32	0,012	0,014	71	0,002	0,009
33	0,018	0,017	72	-0,002	-0,003
34	-0,006	0,023	73	0,006	0,001
35	0,014	0,003	74	0,012	0,014
36	0,001	0,013	75	0,031	0,019
37	0,018	0,015	76	0,018	0,007
38	0,013	0,017	77	-0,013	-0,002

Tableau II-3: K estimé et K ajusté homes et femmes

Année	KH_estime	KH_ajuste	K_ajustéF	K_estimeF
1984	8,406	8,656	21,280	21,930
1985	11,354	9,690	21,506	23,433
1986	10,068	9,057	20,455	20,535
1987	7,489	6,973	17,101	15,309
1988	3,139	2,833	10,777	7,324
1989	3,390	4,057	8,845	4,081
1990	6,074	6,876	5,990	9,260
1991	5,774	6,540	7,793	7,078
1992	2,235	3,817	6,748	3,815
1993	0,738	4,383	6,721	5,191
1994	-0,231	-0,166	-1,579	1,088
1995	-1,844	-0,135	-1,923	-2,358
1996	-3,939	-5,124	-9,904	-12,287
1997	-4,783	-4,172	-6,557	-10,056
1998	-6,869	-6,394	-14,959	-16,519
1999	-7,723	-6,429	-13,411	-14,755
2000	-7,306	-9,999	-19,966	-16,316
2001	-9,610	-11,446	-23,409	-17,787
2002	-9,305	-10,370	-18,441	-15,479
2003	-7,058	-8,648	-17,064	-13,487

ANNEXE 3 : Extrapolation de la variable tendancielle Kt

KF_ajuste

Date: 01/17/13 Time: 09:19
Sample: 1984 2061
Included observations: 20

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. |******|	. |******|	1	0.868	0.868	17.462	0.000
. |***** |	. *| . |	2	0.730	-0.097	30.493	0.000
. |**** |	.**| . |	3	0.531	-0.329	37.791	0.000
. |*** |	. |* . |	4	0.379	0.081	41.734	0.000
. |**. |	. |* . |	5	0.264	0.111	43.778	0.000
. |* . |	.**| . |	6	0.147	-0.213	44.460	0.000
. | . |	. *| . |	7	0.044	-0.108	44.525	0.000
. *| . |	. *| . |	8	-0.094	-0.168	44.846	0.000
. *| . |	. | . |	9	-0.198	0.006	46.419	0.000
.**| . |	. | . |	10	-0.297	-0.064	50.299	0.000
.**| . |	. | . |	11	-0.334	0.048	55.744	0.000
***| . |	. *| . |	12	-0.376	-0.176	63.531	0.000

Null Hypothesis: KF_AJUSTE has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.858758	0.1980
Test critical values:	1% level	-4.616209	
	5% level	-3.710482	
	10% level	-3.297799	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 17

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KF_AJUSTE)
Method: Least Squares
Date: 01/17/13 Time: 10:50
Sample (adjusted): 1987 2003
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KF_AJUSTE(-1)	-1.306429	0.456992	-2.858758	0.0144
D(KF_AJUSTE(-1))	0.598695	0.387355	1.545597	0.1482
D(KF_AJUSTE(-2))	0.671203	0.296674	2.262423	0.0430
C	31.08833	12.65546	2.456515	0.0302
@TREND(1984)	-2.911029	1.111346	-2.619372	0.0224

R-squared	0.550578	Mean dependent var	-2.037097
Adjusted R-squared	0.400770	S.D. dependent var	3.953004
S.E. of regression	3.060017	Akaike info criterion	5.314647
Sum squared resid	112.3645	Schwarz criterion	5.559710
Log likelihood	-40.17450	Hannan-Quinn criter.	5.339007
F-statistic	3.675238	Durbin-Watson stat	1.872010
Prob(F-statistic)	0.035461		

D(KF_ajuste)

Date: 01/17/13 Time: 09:21
Sample: 1984 2061
Included observations: 19

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.**| . |	.**| . |	1	-0.335	-0.335	2.4804	0.115
. |**. |	. |* . |	2	0.277	0.186	4.2815	0.118
***| . |	***| . |	3	-0.473	-0.392	9.8724	0.020
. |* . |	. *| . |	4	0.132	-0.159	10.335	0.035
. *| . |	. | . |	5	-0.126	0.022	10.791	0.056
. |**. |	. | . |	6	0.224	0.037	12.328	0.055
. *| . |	. *| . |	7	-0.103	-0.069	12.682	0.080
. | . |	. *| . |	8	-0.003	-0.132	12.682	0.123
. *| . |	. *| . |	9	-0.199	-0.174	14.267	0.113
. | . |	. *| . |	10	0.046	-0.082	14.363	0.157
. | . |	. | . |	11	0.042	0.023	14.450	0.209
. |* . |	. | . |	12	0.148	0.032	15.694	0.206

Null Hypothesis: D(KF_AJUSTE) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.665004	0.0013
Test critical values:	1% level	-4.571559	
	5% level	-3.690814	
	10% level	-3.286909	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 18

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KF_AJUSTE,2)
Method: Least Squares
Date: 01/17/13 Time: 09:23
Sample (adjusted): 1986 2003
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KF_AJUSTE(-1))	-1.354383	0.239079	-5.665004	0.0000
C	-4.052907	2.064872	-1.962788	0.0685
@TREND(1984)	0.131015	0.171002	0.766160	0.4555

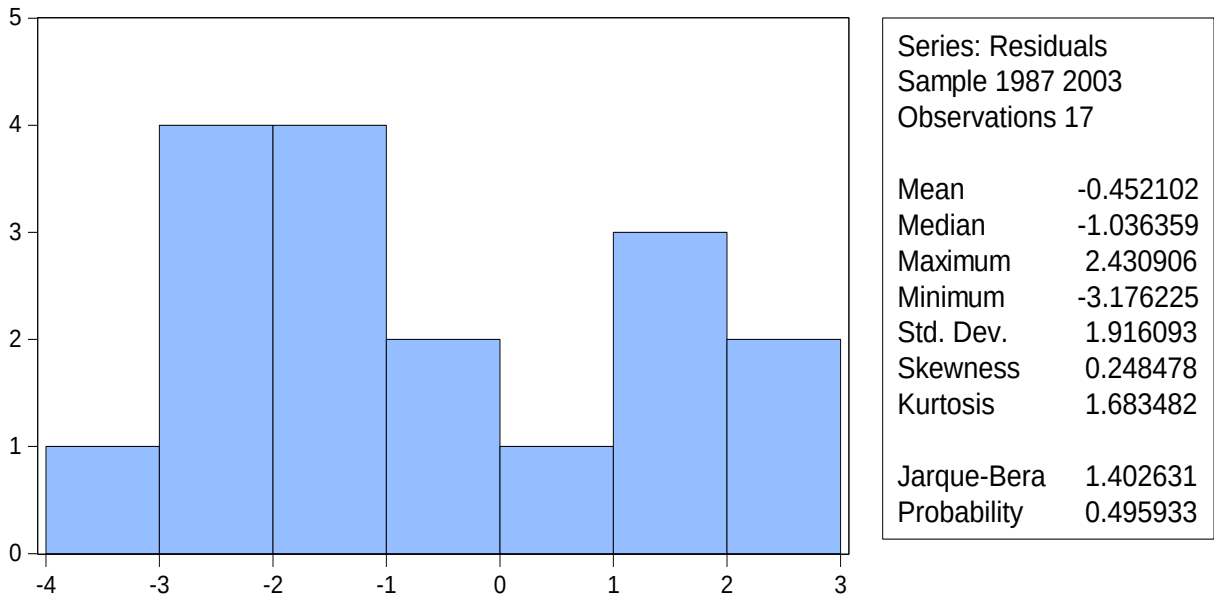
R-squared	0.684631	Mean dependent var	0.031646
Adjusted R-squared	0.642581	S.D. dependent var	6.295288
S.E. of regression	3.763606	Akaike info criterion	5.639644
Sum squared resid	212.4710	Schwarz criterion	5.788039
Log likelihood	-47.75680	Hannan-Quinn criter.	5.660106
F-statistic	16.28164	Durbin-Watson stat	1.840261
Prob(F-statistic)	0.000174		

Null Hypothesis: D(KF_AJUSTE) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.729183	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.857386	
	5% level	-3.040391	
	10% level	-2.660551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 18

Test de normalité des résidus



Skewness=0.24 Kurtosis=1.68

Jarque-Bera=0.495>0.05 Donc les résidus suivent la loi normale

Test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.674833	Prob. F(2,14)	0.2228
Obs*R-squared	3.282157	Prob. Chi-Square(2)	0.1938
Scaled explained SS	0.673024	Prob. Chi-Square(2)	0.7143

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 01/17/13 Time: 14:31
Sample: 1987 2003
Included observations: 17
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.286405	0.778944	4.219051	0.0009
GRADF_01^2	-8.10E-08	4.75E-08	-1.707805	0.1097
GRADF_03^2	0.001791	0.001049	1.707581	0.1098

R-squared	0.193068	Mean dependent var	3.659843
Adjusted R-squared	0.077792	S.D. dependent var	2.933583
S.E. of regression	2.817169	Akaike info criterion	5.068127
Sum squared resid	111.1102	Schwarz criterion	5.215165
Log likelihood	-40.07908	Hannan-Quinn criter.	5.082743
F-statistic	1.674833	Durbin-Watson stat	2.262476
Prob(F-statistic)	0.222771		

La probabilité du test de White est de 0.1938 > 5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des erreurs

Test d'auto-corrélation des erreurs

Date: 01/17/13 Time: 14:41
Sample: 1987 2003
Included observations: 17
Q-statistic
probabilities adjusted
for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. | . |	. | . |	1	-0.024	-0.024	0.0114	
. *| . |	. *| . |	2	-0.095	-0.096	0.2073	
. | . |	. | . |	3	0.060	0.056	0.2914	0.589
. | . |	. | . |	4	-0.051	-0.059	0.3572	0.836
. |* . |	. |* . |	5	0.135	0.147	0.8509	0.837
. | . |	. | . |	6	0.047	0.038	0.9170	0.922
. *| . |	. *| . |	7	-0.163	-0.131	1.7733	0.880
. | . |	. | . |	8	-0.041	-0.059	1.8322	0.934
. *| . |	. *| . |	9	-0.160	-0.192	2.8721	0.897
. *| . |	. *| . |	10	-0.118	-0.144	3.5172	0.898
. |** . |	. |* . |	11	0.242	0.202	6.6724	0.671
. **| . |	. *| . |	12	-0.219	-0.202	9.7723	0.461

Toutes les probabilités sont supérieures à 0.05, donc il n'y a pas auto-corrélation des erreurs.

Conclusion : On choisit le modèle ARIMA(1,2,1) qui présente les statistiques d'information : BIC et AIC les moins élevées.

KH_ajuste

Date: 01/17/13 Time: 14:49

Sample: 1984 2061

Included observations: 20

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. |******|	. |******|	1	0.868	0.868	17.452	0.000
. |***** |	. *| . |	2	0.710	-0.177	29.775	0.000
. |**** |	.**| . |	3	0.522	-0.209	36.825	0.000
. |*** |	. |* . |	4	0.388	0.131	40.971	0.000
. |**. |	. | . |	5	0.284	0.004	43.341	0.000
. |* . |	.**| . |	6	0.166	-0.228	44.212	0.000
. | . |	.**| . |	7	0.020	-0.207	44.226	0.000
. *| . |	. *| . |	8	-0.132	-0.071	44.860	0.000
.**| . |	. | . |	9	-0.239	0.054	47.141	0.000
***| . |	.**| . |	10	-0.348	-0.268	52.471	0.000
***| . |	. |* . |	11	-0.376	0.158	59.397	0.000
***| . |	. | . |	12	-0.395	0.007	67.990	0.000

La série n'est pas stationnaire

Null Hypothesis: D(KH_AJUSTE) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.795704	0.0015
Test critical values:	1% level	-3.857386	
	5% level	-3.040391	
	10% level	-2.660551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 18

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KH_AJUSTE,2)
Method: Least Squares
Date: 01/17/13 Time: 14:53
Sample (adjusted): 1986 2003
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KH_AJUSTE(-1))	-1.198156	0.249839	-4.795704	0.0002
C	-1.228245	0.611046	-2.010071	0.0616

R-squared	0.589731	Mean dependent var	0.038234
Adjusted R-squared	0.564089	S.D. dependent var	3.540897
S.E. of regression	2.337826	Akaike info criterion	4.640759
Sum squared resid	87.44691	Schwarz criterion	4.739690
Log likelihood	-39.76683	Hannan-Quinn criter.	4.654401
F-statistic	22.99878	Durbin-Watson stat	1.914441
Prob(F-statistic)	0.000198		

KH_ajusté est stationnaire en différence première