

Une table de mortalité « limite évolutive » en vue d'une prospective de population à très long terme

André Lambert, démographe

asbl ADRASS

mars 2018

adrass@skynet.be

www.adrass.net

RESUME

Depuis toujours, les humains désirent vivre très longtemps. Depuis toujours, ils s'interrogent sur la durée maximale de vie et questionnent les biologistes et les démographes à ce sujet.

Depuis quelques décennies, on trouve même des personnes qui se demandent si la vie humaine a véritablement une limite ou, dans l'affirmative, s'il deviendra envisageable de vivre par exemple mille ans...

Dans ce texte, on ne donnera pas de réponse à ces questionnements. On présentera plutôt un outil qui permet d'explorer les potentialités humaines et de dessiner des scénarios d'avenir dans lesquels les humains vivraient beaucoup plus longtemps qu'aujourd'hui.

Pour ce faire, on a étudié l'évolution des probabilités de décès de la Belgique sur une période couvrant la deuxième moitié du 19^e siècle et tout le 20^e siècle. Ensuite, on a confectionné un processus, qu'on a appelé « dilution » qui permet de construire des tables de mortalité dans le prolongement de celles du passé mais capables d'explorer un avenir multi-séculaire.

On peut raisonnablement penser que de 80 ans d'espérance de vie aujourd'hui, on pourrait atteindre 100 ans dans un siècle et 110 ans un autre siècle plus tard.

ABSTRACT¹

Since always, humans want to live very long. Since always, they wonder about the maximum lifespan and they ask biologists and demographers about it.

In recent decades, we even find people who wonder if human life really has a limit or, if so, whether it will be possible to live for example a thousand years.

In this text, we will not give answers to these questions. Rather, we will present a tool that allows us to explore human potentialities and to sketch future scenarios in which humans would live much longer than today.

To do this, we studied the evolution of the probability of dying in Belgium over a period covering the second half of the 19th century and the whole of the 20th century. Then, we established a process, that we called "dilution" that allows us to construct life tables by extending those of the past but capable of exploring a multi-centennial future.

We can reasonably think that life expectancy of 80 years today, could reach 100 years in a century and 110 years another century later.

¹ Merci à Damien Courtney pour cette traduction.

Une table de mortalité « limite évolutive » en vue d'une prospective de population à très long terme

André Lambert², démographe asbl ADRASS mars 2018³
adrass@skynet.be www.adrass.net

1. Le problème

Quand en démographie on construit une « projection » ou une « perspective » ou une « prospective » d'une population, on se doit de faire varier les probabilités de décès par sexe et âge, généralement en envisageant leur baisse plus ou moins rapide, afin de s'inscrire dans la tendance fondamentale de déclin de la mortalité, quasi universelle depuis au moins un demi-siècle, sauf de temps à autre dans quelques régions particulières, telle la Russie ou certains pays d'Afrique noire.

Là où la mortalité est relativement élevée, il est facile de poser l'hypothèse qu'à terme, l'espérance de vie de la région considérée atteindra des niveaux analogues à ceux des régions les plus favorisées. Alors, il suffit de faire évoluer plus ou moins rapidement les probabilités de survie observées vers d'autres, en vigueur dans les pays les plus développés à cet égard, ou encore, de passer d'un niveau de mortalité à un autre à l'aide des systèmes de tables de mortalité mis au point par les Nations-Unies, l'université de Princeton ou l'OCDE.

Ces processus sont difficilement applicables à des régions très développées comme l'Europe occidentale, l'Amérique du Nord, l'Océanie ou l'Asie extrême orientale. En effet, les écarts de mortalité entre ces régions sont faibles et la vitesse de croissance de l'espérance de vie est si élevée que la mortalité de la région considérée arrive vite au niveau de la meilleure mortalité observée, qu'on ne peut cependant pas considérer comme « limite ».

2. Le recours aux tables de mortalité-limite

La question de la durée maximale de la vie humaine existe sans doute depuis aussi longtemps que l'Humanité. Les biologistes et les démographes ont tenté de la chiffrer à plusieurs reprises. Il est même arrivé à un Nathan Keyfitz⁴, brillant démographe canadien, de se demander si la vie humaine avait réellement une limite. Il n'a pas vraiment répondu à son interrogation, estimant qu'au mieux, la durée de la vie humaine pourrait être indéterminée mais finie. Et d'expliquer que l'amélioration des conditions de vie (médecine, alimentation, etc..) pouvait faire des miracles, contrariée cependant par le fait que tous les moyens nécessaires à la survie ne pouvaient pas être disponibles à tout moment pour toute personne et qu'on ne pourrait jamais empêcher un imprévisible accident mortel, qu'il soit causé par une cause externe ou une dégradation violente et rapide des fonctions vitales.

² Christine Wattelar, Anne Calcagni et Louis Lohlé-Tart ont relu ce texte avec beaucoup d'attention. Je les en remercie.

³ Une première version de ce texte a été confectionnée en avril 2012.

⁴ Je n'ai plus retrouvé la référence à cette opinion de Nathan Keyfitz.

En 1951, P. Vincent s'était déjà interrogé sur la difficulté de mesurer la mortalité des vieillards⁵. En 1952, Jean Bourgeois-Pichat⁶ a estimé une table de mortalité limite. Las, cette table est maintenant dépassée dans les faits, au moins pour les pays les plus développés.

En 1990, une table de mortalité limite a été mise au point par Wunsch et Duchêne⁷. La particularité de cette table est d'être basée sur la disparition de certaines causes de décès, principalement les maladies infectieuses. Les espérances de vie valaient 90 ans pour chacun des deux sexes.

Cette table permet d'établir un objectif vers où faire transiter les niveaux actuels. Elle souffre cependant de deux inconvénients :

- Dans beaucoup de pays, l'espérance de vie féminine dépasse déjà les 80 ans. Le risque est donc grand de voir dépassée, vers 2040, cette « limite » de 90 ans...
- La mortalité en dessous de l'âge de cinquante ans y est nulle. C'est là une vue théorique; certes entre la naissance et l'âge de cinquante ans, la mortalité actuelle est tellement faible qu'en prospective, on ne se trompe pas beaucoup en prenant cette hypothèse de « zéro mort avant l'âge de 50 ans »; cette caractéristique n'effraie pas le démographe mais bien ses interlocuteurs pour lesquels le choix d'un tel modèle décrédibilise tout le travail prospectif au motif qu'il est « irréaliste ».

On peut aussi extrapoler les probabilités de décès à partir des trajectoires observées par chacune de ces probabilités dans un passé plus ou moins lointain. Cette manière de procéder se heurte au fait qu'elle détruit toute notion de continuité dans les valeurs de la table puisqu'on travaille sur les quotients d'un même âge, sans les relier aux autres. En réalité, elle abolit la notion même de table pour la remplacer par un faisceau de trajectoires indépendantes. On découvre alors qu'aux grands âges, les extrapolations risquent de donner à certaines probabilités des valeurs absurdes en elles-mêmes ou par rapport aux probabilités des âges voisins.

3. Une table de mortalité « évolutive » issue d'une démarche purement démographique

La philosophie de base proposée ici est l'approche démographique pure, sans considérations de nature biologique ou médicale. Donc, contrairement à la table « Wunsch-Duchêne », on ne veut rien savoir de l'impact éventuel de découvertes scientifiques ou de modifications des modes de vie des populations. On procède de la façon extrêmement classique qui consiste à tenter de reproduire dans le futur ce qu'on a connu dans le passé. Mais, pour éviter les inconvénients des extrapolations, on tentera de conserver à la table de mortalité « évolutive » les relations implicites qui lient entre elles les valeurs aux différents âges.

⁵ Vincent P., *La mortalité des vieillards*, Population, 1951, n°6, pp 181-204.

⁶ Bourgeois-Pichat, M.J. *Essai sur la mortalité « biologique » de l'homme*, Population, 1952, 7-3, pp381-394. Les espérances de vie maximales étaient alors estimées à 76,3 ans pour les hommes et 78,2 ans pour les femmes.

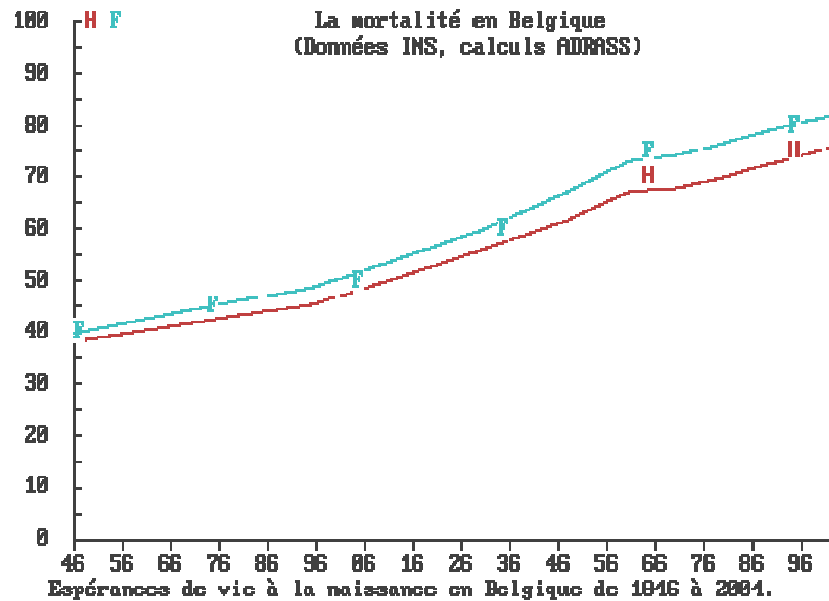
⁷ Duchêne, Josianne; Wunsch, Guillaume. *Les tables de mortalité limite: quand la biologie vient au secours du démographe*. In Michel Loriaux, Dominique Rémy et Eric Vilquin, *Populations âgées et révolution grise; les hommes et les sociétés face à leur vieillissements*, Chaire Quetelet '86, CIACO: Louvain-la-Neuve 1990, p. 321-332.

4. Aperçu du passé de la mortalité en Belgique

Sur la période allant 1846 à 2004, on peut résumer l'évolution de la mortalité de la façon suivante :

- En termes globaux, l'espérance de vie à la naissance n'a cessé d'augmenter, si pas à un rythme constant, en tous les cas de manière monotone (figure 1).

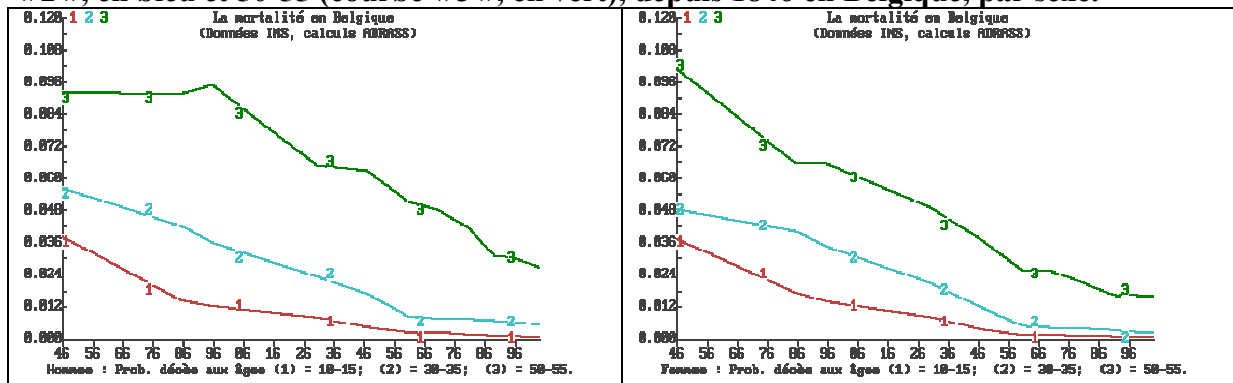
Figure 1 : Les espérances de vie à la naissance, par sexe, en Belgique de 1846 à 2004.



- Les probabilités de décès ont évolué de façon différente selon l'âge et la période considérée : ainsi, au début, on a d'abord vu une diminution lente des valeurs aux âges jeunes, s'accroissant ensuite pour s'amortir enfin. Pendant ce temps, les probabilités de décès aux âges supérieurs sont restées relativement constantes, voire croissantes. Au fur et à mesure qu'on se rapproche de la période actuelle, on voit les valeurs aux âges jeunes d'abord continuer à diminuer de façon de plus en plus lente puis devenir quasiment constantes tandis que les valeurs des plus grands âges expérimentent à leur tour un déclin de forme logistique, modéré d'abord, extrêmement rapide par la suite puis de plus en plus lent (figure 2).

Pour reconstituer les évolutions des espérances de vie (figure 1) et des probabilités de décès dont certaines sont dessinées aux figures 2 à 4, on a rassemblé les tables de mortalité par sexe et âge de la Belgique depuis 1846, en fait depuis celle calculée par A. Quetelet, jusqu'en 2004. Ces tables ont été calées sur l'année centrale de leur élaboration (par exemple 1930 pour la table 1928-1932) et quinquennalisées. On a ensuite interpolé linéairement les valeurs des probabilités de décès entre ces années centrales. On est ainsi en mesure de dessiner les évolutions, par hypothèse en ligne brisée, pour toutes les années depuis 1846 (figure 2). Certes, stricto sensu, l'interpolation linéaire fait également fi de la philosophie même d'une table de mortalité. Sauf qu'en l'occurrence, l'intervalle est le plus souvent limité à une décennie, empêchant par là même tout dérapage.

Figure 2: Probabilités de décès aux âges 10-15 (courbe « 1 », en rouge), 30-35 (courbe « 2 », en bleu et 50-55 (courbe « 3 », en vert), depuis 1846 en Belgique, par sexe.



Historiquement, les probabilités ont commencé à décliner fortement aux âges jeunes d'abord, même si à l'âge cinquante, on constate que les probabilités féminines décroissent déjà tout au long du 19^e siècle alors qu'elles demeurent constantes chez les hommes de la même époque.

A partir de 1900 (figure 3), le déclin des probabilités est de plus en plus modéré aux âges jeunes alors qu'il devient important à l'âge 50. Le ralentissement est d'autant plus remarquable que l'âge est jeune. Durant tout le 20^e siècle, la tendance observée au cours du siècle précédent aux âges « jeunes » s'observe pour les âges « élevés » comme on le voit pour les âges 50, 60 et 75 à la figure 4.

Figure 3 : Les mêmes probabilités de décès depuis 1900 en Belgique, par sexe.

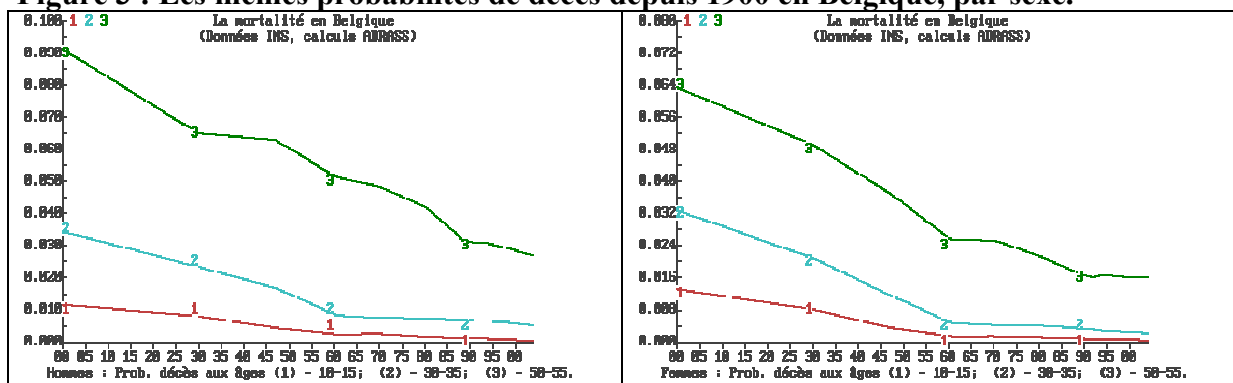
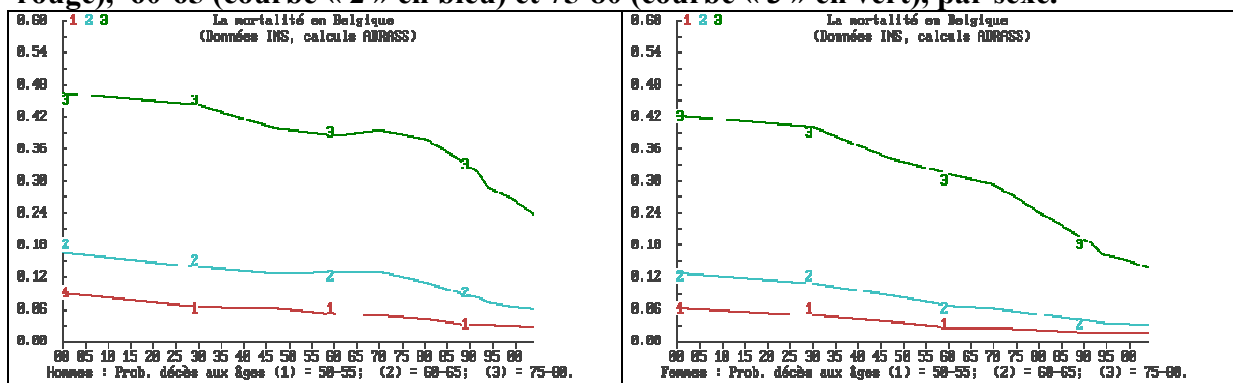


Figure 4 : Probabilités de décès depuis 1900 en Belgique, aux âges 50-55 (courbe « 1 » en rouge), 60-65 (courbe « 2 » en bleu) et 75-80 (courbe « 3 » en vert), par sexe.



(Pour visualiser au mieux, on a choisi des échelles différentes selon les figures mais les courbes indicées « 1 » à la figure 4 sont bien les mêmes que celles indicées « 3 » à la figure 3).

5. La modélisation de la table de mortalité « limite-évolutive »

Un moyen simple de traduire cette évolution pour les décennies à venir est de « diluer » progressivement les probabilités de mourir à l'âge « x » par les valeurs à l'âge « x-1 »⁸. On établit en fait pour chaque âge « x » et pour chaque année, une moyenne, pondérée par un coefficient de dilution variable (à déterminer), des valeurs de « x » et de « x-1 », en commençant par l'âge le plus élevé, par exemple l'âge 1000. Evidemment, au départ, les probabilités au delà de l'âge 110 ou 120 sont égales à l'unité.

Le procédé est le suivant :

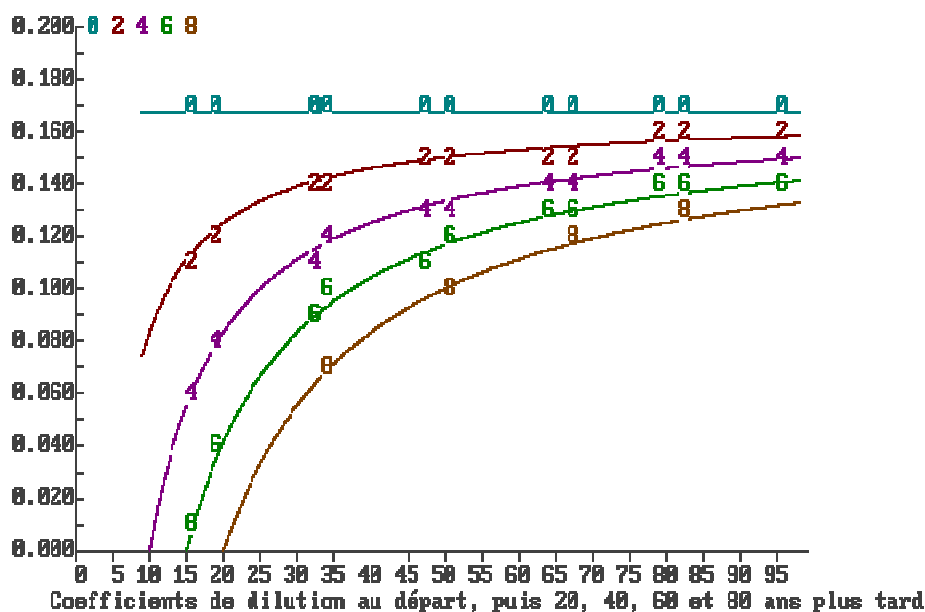
- On garde constantes les probabilités de mourir entre la naissance et l'âge à partir duquel la tendance est à la croissance. Ainsi, dans la table belge de 1997-1999, le changement de tendance se produit à l'âge de neuf ans. Le fait de ne pas modifier les valeurs des probabilités avant cet âge est sans impact. En effet, à supposer qu'il n'y ait pas de risque de décès avant cet âge, les espérances de vie n'augmenteraient que de cinq centièmes pour les hommes et quatre centièmes pour les femmes. Dans les tables européennes actuelles, il arrive, dans la phase croissante, qu'une probabilité à l'âge « x » soit inférieure à celle de l'âge « x-1 ». On lisse alors cette valeur en prenant la moyenne des valeurs aux âges « x-1 » et « x+1 ». Ce lissage est sans impact : appliqué à la table belge 1997-1999, la perte d'espérance de vie qui en résulte ne dépasse pas 11 jours, soit trois centièmes d'année!
- Au début du processus d'évolution des probabilités, le coefficient de dilution agit de manière égale à tous les âges, hormis ceux de l'enfance. Ensuite, pour reproduire le mieux possible l'évolution passée, on *peut* augmenter progressivement l'âge à partir duquel la dilution se fait. Alors, on établit progressivement des probabilités qui demeurent différentes par âge mais qui peuvent devenir progressivement constantes dans le temps. Il n'est pas obligatoire d'enclencher le processus d'augmentation de l'âge à partir duquel la dilution s'exerce ; dans ce cas, on assiste à la création de probabilités minimales toutes égales à la valeur observée à l'âge initial minimum (de neuf ans dans notre exemple), sur une plage d'âge de plus en plus étendue.
- Quand on augmente progressivement l'âge à partir duquel la dilution se produit, les « coefficients de dilution » s'effritent⁹ au cours du temps entraînant une baisse des probabilités de plus en plus ténue jusqu'à en devenir nulle. En procédant de la sorte, on veut reproduire l'évolution proche passée où on a observé un tassement des changements de valeurs des probabilités jusqu'à ce que celles-ci deviennent quasi constantes.
- En accord avec l'observation la plus récente, et indépendamment du processus de dilution, on peut programmer un rétrécissement de l'écart entre les valeurs des espérances de vie masculines et féminines, au cours d'un intervalle de temps à déterminer.

⁸ On pourrait aussi accroître la mortalité en diluant « x » dans « x+1 »

⁹ L'effritement est calculé de la manière suivante : pour chaque âge à partir de l'âge minimal en vigueur cette année-là, on calcule la différence entre la valeur de l'âge étudié et l'âge minimal et on rapporte cette différence à l'âge étudié. On applique ce rapport, qui est d'autant plus faible que l'âge est jeune, au coefficient de dilution.

On a voulu obtenir un gain annuel initial d'espérance de vie masculine de 21 centièmes d'année. Pour ce faire, on a estimé par approches successives la valeur que doit avoir le coefficient de dilution. Les tests montrent qu'il doit s'élever à 0,167.¹⁰ On a aussi introduit une croissance de l'âge minimal d'application de ce coefficient d'un quart d'année par an, qui aboutit à un gain de vie de 15 centièmes d'année au bout d'un siècle, compte tenu du processus d'effritement. Dans la figure 5, la courbe bleue, indiquée « 0 » représente les coefficients de dilution par âge à l'initialisation; au fur et à mesure de l'évolution temporelle, ces coefficients de dilution se réduisent d'autant plus vite que l'âge est jeune. On voit ainsi qu'entre chaque intervalle de vingt ans, la plage à laquelle s'applique les coefficients se situe cinq ans plus tard. Si on n'avait pas introduit cet augmentation de l'âge minimal, toutes les probabilités à partir de l'âge 9 auraient continuellement été impactées par les coefficients constants représentés par la courbe bleue. La conséquence est un alignement graduel de toutes les probabilités sur la valeur de celle pour l'âge minimal initial (neuf ans dans notre exemple).

Figure 5 : les valeurs des coefficients de dilution de 0 à 100 ans en 2010 puis de vingt en vingt ans avec une croissance de l'âge minimal d'application d'un quart d'année par an.



6. Quelques illustrations d'évolutions de l'espérance vie que l'on peut simuler

Si on veut s'inscrire dans le prolongement des tendances, on introduira des coefficients de dilution reproduisant les gains réels d'espérances de vie observés dans le proche passé. Plus problématique est le choix du rythme de croissance de l'âge minimal de modification de la probabilité. En effet, en Belgique de 1846 à 2000, on ne constate pas d'arrêt de la diminution des probabilités de décès, même aux jeunes âges. Ce n'est pas un handicap rédhibitoire si on veut bien se souvenir qu'on se trouve dans un univers de scénarios exploratoires.

Au tableau 1, on indique les valeurs des gains des espérances de vie au bout d'un siècle selon quatre hypothèses de départ pour lesquelles on imagine quatre augmentations différentes de l'âge minimal. On y a inclus un effacement progressif de l'écart d'espérance de vie entre sexes, réduit à zéro en cent ans.

¹⁰ Les valeurs des coefficients de dilution, facilement calculables, ne veulent rien dire en elles-mêmes et dépendent à la fois de la table de départ et des gains d'espérance qu'on veut simuler. On ne les publie donc pas.

Tableau 1 : Gains d'espérances de vie en années 100 après, selon divers rythmes d'augmentation de l'âge minimal d'application, pour quatre hypothèses initiales de gains de vie, avec suppression progressive de l'écart d'espérance de vie entre sexes.

Quatre paires de gains initiaux de vie souhaités, en année et par sexe (*)	Gains 100 ans après selon que la croissance de l'âge minimal est nulle, ou d'un dixième d'année ou d'un quart d'année ou d'une demi année
.21 et .14	.18 et .14
	.17 et .13
	.15 et .10
	.10 et .05
.26 et .19	.23 et .19
	.21 et .17
	.18 et .13
	.12 et .08
.31 et .23	.27 et .23
	.24 et .21
	.21 et .17
	.15 et .10
.35 et .28	.30 et .27
	.28 et .25
	.24 et .20
	.17 et .12

(*) : Rappelons que le choix d'une paire de gains initiaux entraîne l'activation de coefficients de dilution produisant les gains – variables - d'espérance de vie tout au long de la simulation séculaire; ces coefficients, estimés par essai et erreur, ne sont pas publiés ici car en eux-mêmes, ils ne veulent rien dire.

7. Quelques résultats

S'il n'y a pas d'augmentation de l'âge minimal de modification, la croissance de l'espérance de vie est infinie. Alors, toutes les probabilités finissent par valoir celle de l'âge minimal de modification et petit à petit, l'âge auquel disparaît le dernier survivant croît. On peut calculer que sous ces conditions, le dernier millième d'une génération aurait 69 196 ans...

Dans tous les autres cas où il existe une croissance de l'âge à partir duquel les probabilités ne bougent plus, l'espérance de vie finit par devenir stationnaire. Plus l'augmentation de l'âge à partir duquel les probabilités deviennent constantes est important, et plus l'espérance de vie finale est faible. Notons que les moyennes des espérances de vie «100 ans après» ou «200 ans après» sont approximativement de 100 ans et 110 ans (Tableau 2)

Au tableau 3, on calcule le nombre d'années nécessaires avant qu'il ne subsiste qu'un millième de génération, selon diverses dates de naissance. On observe naturellement que plus vite grandit l'âge minimal de modification, et plus vite on arrive à une stabilisation de l'espérance de vie.

Tableau 2 : Espérances de vie. Au départ elles sont de 76,86 ans pour les hommes et de 82,29 ans pour les femmes.

gain à l'initialisation	100 ans après	200 ans après	valeur finale	années nécessaires pour obtenir la valeur finale
sans croissance de l'âge de début de modification				
.21 et .14	96,72	111,12	225,63	Ici, il s'agit des valeurs après 1000 ans. La croissance est sans limite
.26 et .19	101,32	120,44	271,68	
.31 et .23	105,69	129,03	313,87	
.35 et .28	109,82	137,28	354,50	
avec croissance de l'âge de début de modification d'un dixième d'année par an				
.21 et .14	95,79	107,76	170,88	La croissance perdue plus que 1000 ans mais est limitée
.26 et .19	100,20	116,27	210,84	
.31 et .23	104,28	124,21	249,66	
.35 et .28	108,22	131,88	287,62	
avec croissance de l'âge de début de modification d'un quart d'année par an				
.21 et .14	94,35	102,43	109,45	391
.26 et .19	98,36	109,95	121,70	445
.31 et .23	102,10	116,32	135,20	502
.35 et .28	105,73	122,98	159,71	564
avec croissance de l'âge de début de modification d'une demi d'année par an				
.21 et .14	91,99	94,24	94,25	172
.26 et .19	95,30	98,73	98,77	185
.31 et .23	98,82	103,16	103,27	225
.35 et .28	101,47	107,67	107,92	240

Tableau 3 : nombre d'années nécessaires avant qu'il ne subsiste qu'un millième de la génération, selon diverses dates de naissance.

gain à l'initialisation	Nés en 2010	Nés en 2210	Nés en 2410	Nés en 2610
sans croissance de l'âge de début de modification				
.21 et .14	120	155	189	224
.26 et .19	127	175	224	273
.31 et .23	133	196	260	323
.35 et .28	140	219	298	377
avec croissance de l'âge de début de modification d'un dixième d'année par an				
.21 et .14	119	147	170	189
.26 et .19	125	164	197	226
.31 et .23	131	181	225	264
.35 et .28	138	200	254	305
avec croissance de l'âge de début de modification d'un quart d'année par an				
.21 et .14	118	135	140	
.26 et .19	123	148	157	
.31 et .23	128	160	174	176
.35 et .28	134	173	193	197
avec croissance de l'âge de début de modification d'une demi d'année par an				
.21 et .14	116	120		
.26 et .19	120	126		
.31 et .23	124	132		
.35 et .28	128	138		

8. Trois qualités de ce procédé : passage d'un concept de « limite » unique à un concept de « limite-évolutive »

- le « calage » sur une situation de départ vécue : en prospective, il est souvent élégant de caler un outil de simulation sur les conditions réellement observées au moment du début de la simulation. Ici, il suffit d'introduire la table de mortalité par sexe et âge de la région considérée et pour l'année la plus récente¹¹. On peut aussi obliger le simulateur à produire durant les premières années des gains d'espérance de vie analogues à ceux observés.
- On peut produire des probabilités dans une optique de prospective, éventuellement à très long terme tout en gardant aux courbes de survie une allure familière bien que devenue « élastique ». On est ainsi en mesure de tester par exemple l'affirmation du Professeur Beaulieu¹² selon laquelle la moitié des petites filles nées en 2000 seront centenaires. On peut aussi dessiner les contours d'une population qui vivrait plusieurs centaines d'années, comme l'imaginent certains transhumanistes.
- On n'établit plus LA table de mortalité limite dont on croit qu'elle dessine l'état ultime de la durée de vie humaine mais bien une « table limite évolutive » produite selon les spécifications décrites ici, donc contingente à l'environnement auquel elle s'applique.

En procédant de la sorte, on abandonne en quelque sorte la question presque philosophique de la durée de la vie humaine mais on se donne un outil robuste de simulation de la mortalité future pour au moins un siècle à venir, compte tenu de ce que nous savons de l'évolution de la mortalité depuis au moins un siècle. On accepte donc l'idée que la « limite » ainsi calculée est le résultat du « state of the art » et qu'en toute vraisemblance, cette limite ...évoluera ! En effet, on peut penser qu'un démographe utilisant ce procédé en 2030 aboutira à une limite de durée de vie humaine encore plus tardive, du moins si les tendances du présent perdurent. Mais si dès demain on observe que le gain d'espérance de vie est différent de celui en vigueur aujourd'hui, il sera très facile d'aménager le coefficient de dilution pour rendre compte de ce changement. Et on se dirigera vers une autre table-limite.

9. L'illustration de ce procédé dans le cas de la Belgique : les probabilités de décès

On a pris l'hypothèse que les gains annuels d'espérance de vie initiaux serait de 21 et 14 centièmes d'années, avec une augmentation d'un quart d'année par an de l'âge minimal de modification.

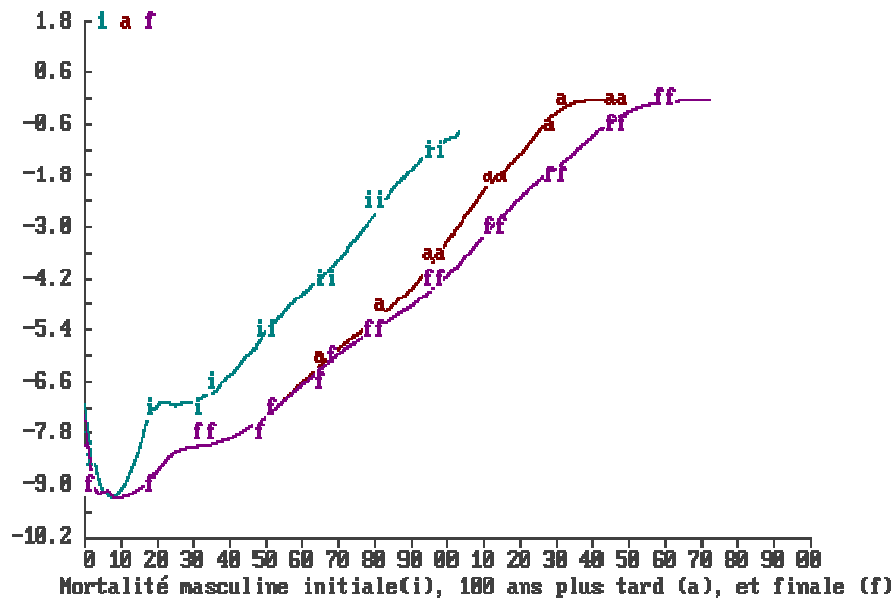
On a aussi posé l'hypothèse optimiste que la mortalité des hommes allait se rapprocher de celle des femmes jusqu'à s'y confondre au bout d'un siècle. Cela implique qu'en 2010 par exemple, le gain annuel moyen d'espérance de vie masculine soit augmenté à 25% d'année, au lieu de 21%.

La figure 6 présente en logarithmes les mortalités masculines initiales, cent ans après et finale. Si on se réfère au tableau 2, on voit que les espérances de vie correspondantes sont de 76,86 ans, de 102,43 ans et de 109,45 ans.

¹¹ Cela suppose que le processus de déclin différencié des probabilités de décès par âge soit analogue à celui observé en Belgique au cours des deux derniers siècles.

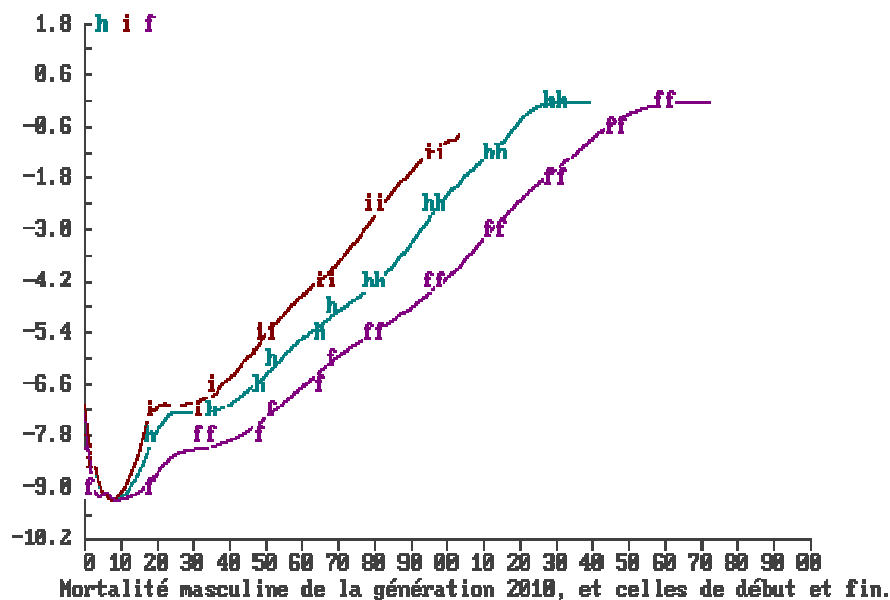
¹² Beaulieu, E., *Longévité, vieillissement : la recherche nécessaire*, présentation faite à la Chaire Transitions démographiques/économiques, 16-10-2014, INSERM, Collège de France.

Figure 6 : Les probabilités de décès (en logarithmes) masculines initiales, 100 ans après et finale.



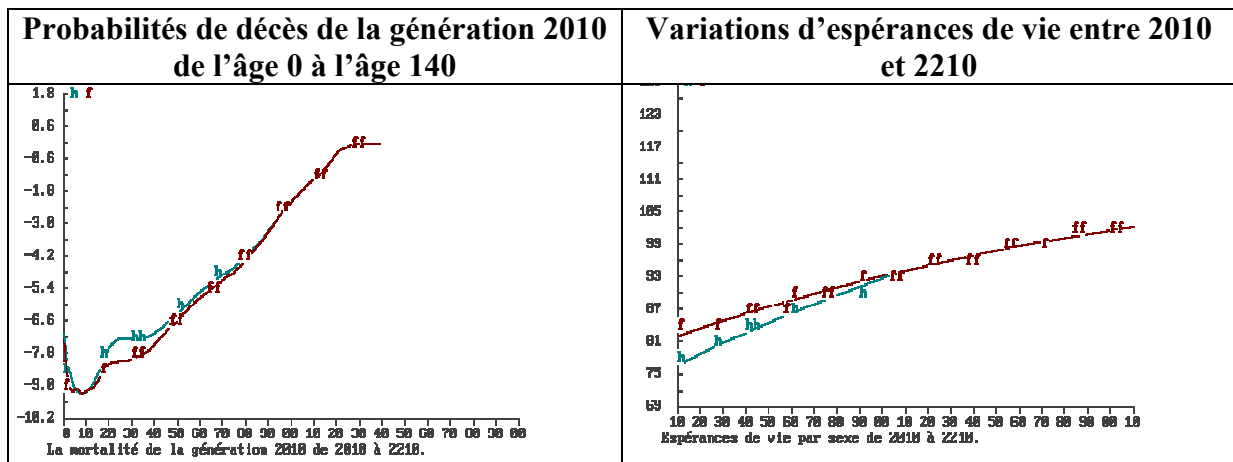
La figure 7 présente le cheminement des probabilités de décès de la génération née en 2010. Celle qui naîtra 140 ans plus tard, lorsque le processus sera arrivé à terme verra sa courbe des probabilités de décès confondue avec la courbe finale.

Figure 7 : Les probabilités de décès (en logarithmes) masculines initiales, finales et celle de la génération née en 2010



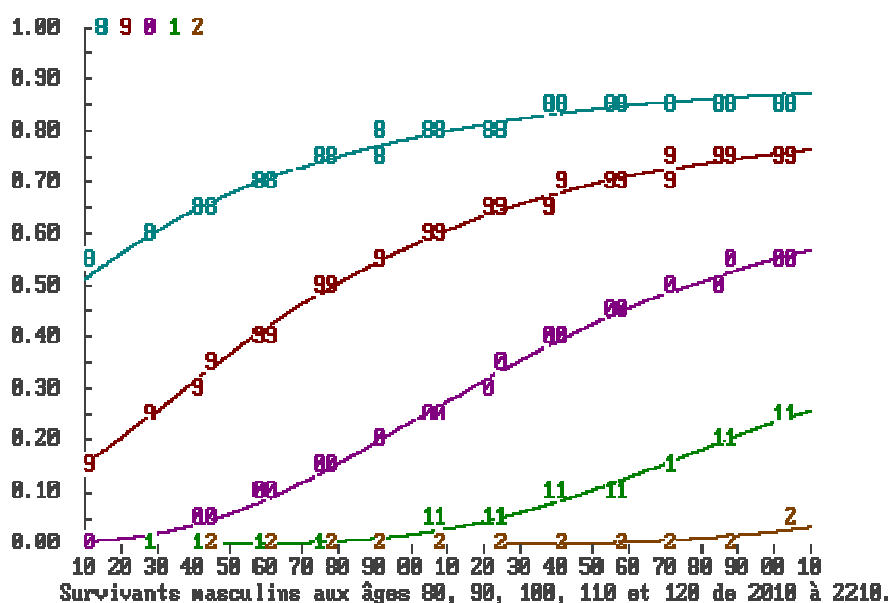
A la figure 8, on illustre l'extinction progressive de l'écart entre mortalités masculines et féminines de la génération née en 2010. Les courbes indicées « h » des figures 7 d'une part, et 8 partie gauche d'autre part, sont identiques.

Figure 8 : extinction progressive des écarts de mortalité par sexe, au sein de la génération née en 2010



A la figure 9, on dessine les évolutions des nombres de survivants masculins durant deux siècles. De manière analogue à ce que l'on a pu observer aux âges plus jeunes durant les 19^e et 20^e siècles, on constate que les survivants à l'âge 80 voient déjà leur croissance progressivement diminuer tandis que ceux de l'âge 100 connaîtront une accélération de leur survie puis un ralentissement. Et pendant ce temps-là, les survivants aux âges 110 et 120 vont seulement commencer leur croissance. On a ainsi la satisfaction de reproduire pour les grands âges les évolutions constatées aux deux siècles précédent pour des âges considérablement plus jeunes.

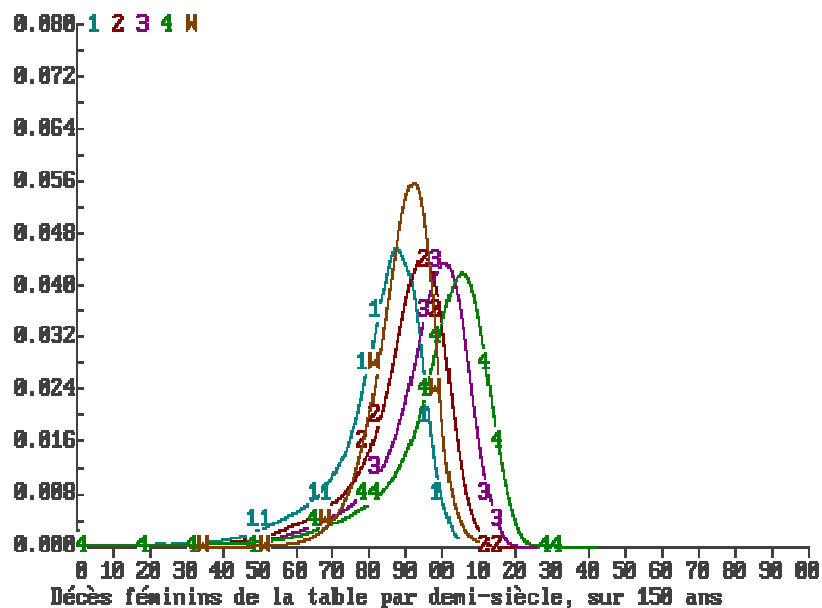
Figure 9 : L'évolution des survivants masculins aux grands âges durant deux siècles



Au cours du siècle passé, On a observé que le déclin de la mortalité se traduisait par un déplacement vers la droite de la courbe des décès de la table et une augmentation de la hauteur du pic des décès¹³. A la figure 10, on présente les courbes de décès des tables avant le début du processus de dilution, puis 50, 100 et 150 ans plus tard. On y a ajouté la courbe des décès de la table limite de Wunsch-Duchêne. On constate quatre faits :

- Les courbes de décès des tables diluées se déplacent progressivement vers la droite, comme observé au siècle passé.
- Cependant, les pics de mortalité sont de plus en plus faibles, parce que, contrairement au passé, les probabilités de décès aux grands âge déclinent fortement depuis quelques temps et le processus n'est pas achevé.
- Le pic de la table de Wunsch-Duchêne est très élevé pour deux raisons: l'absence de décès avant l'âge de cinquante ans et l'extinction des derniers survivants avant l'âge de 115 ans.
- Les décès de la table Wunsch-Duchêne sont cependant proches de la table ayant subi le processus de dilution durant environ 80 ans.

Figure 10 : les courbes de décès de la table initiale (indicée « 1 »), puis 50, 100 et 150 ans plus tard (indicées « 2 », « 3 » et « 4 ») ainsi que la courbe de la table limite Wunsch-Duchêne, (en rouge et indicée « W »).

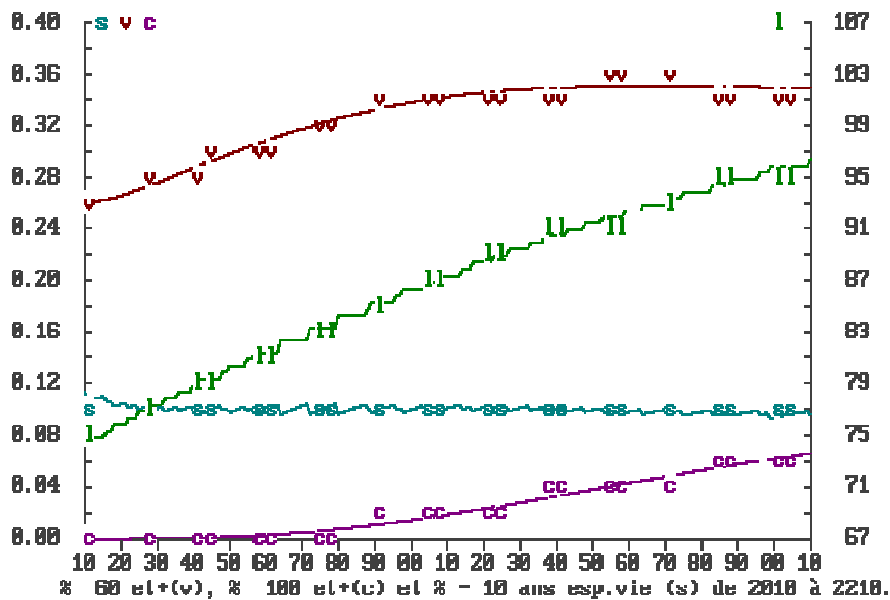


¹³ Wattelar C., Perspectives démographiques par sexe et âge : les indices de mortalité et le calcul des survivants, Département de Démographie, Université catholique de Louvain, Cabay, Libraire-Editeur S.A., Louvain-La-Neuve, Recherches Démographiques, cahier n°2, (voir particulièrement la page 53).

10. Clin d'œil final !

A la figure 11, on conserve les hypothèses utilisées précédemment (21 et 14 centièmes d'années de vie en plus à l'initialisation et une croissance d'un quart d'année par an de l'âge de modification) et on dessine l'évolution des « 60 ans et plus » (courbe rouge indiquée « v »), des centenaires (courbe mauve, indiquée « c ») et des « vieux » si on considère comme tels les personnes dont l'espérance de vie résiduelle ne dépasse plus 10 ans (courbe bleue, indiquée « s »); la courbe verte, indiquée « l », et échelonnée à droite indique l'âge de début de la vieillesse ainsi définie. Qui a parlé de vieillissement catastrophique ?

Figure 11 : les « vieux » selon trois points de vue de 2010 à 2210 : la courbe rouge indiquée « v » représente les « soixante ans et plus », la courbe bordeaux indiquée « c » les centenaires et la courbe bleue indiquée « s » les personnes dont l'espérance de vie résiduelle ne dépasse plus 10 ans ; cette espérance résiduelle est dessinée par la courbe verte indiquée « l » et étalonnée sur l'échelle de droite.



Cette table de mortalité limite évolutive vous permet même d'étudier l'extinction vraisemblable de la génération à laquelle vous appartenez ...