

**ASSOCIATION POUR LE DEVELOPPEMENT  
DE LA RECHERCHE APPLIQUEE EN  
SCIENCES SOCIALES**

Fond de Bondry 190, 1342 Limelette (Belgique)

E-mail : [adrass@skynet.be](mailto:adrass@skynet.be)

Tél. : 0485 74 19 23

TVA : BE 0422 717 387

Iban : BE 0011 4052 8727

**A D R A S S**  
**asbl**

## **Les années perdues à cause de l'amiante**

**A partir de cas recensés en Belgique dans deux sites industriels**

**André Lambert<sup>1</sup>**

**septembre 2015**

[adrass@skynet.be](mailto:adrass@skynet.be)

[www.adrass.net](http://www.adrass.net)

---

<sup>1</sup> Je remercie vivement le docteur Louis Lohlé-Tart avec lequel j'ai beaucoup dialogué à ce sujet et les professeurs émérites C. Wattelar (UCL), G.Wunsch (UCL) et R. Lesthaeghe (VUB), ces deux derniers étant les fondateurs de l'enseignement et de la recherche en démographie en Belgique, pour leur relecture et suggestions.

# Les années perdues à cause de l'amiante

A partir de cas recensés en Belgique dans deux sites industriels : Harmignies (usine COVERIT) et Kapelle-op-den-Bos (usine ETERNIT)

André Lambert    septembre 2015    [adrass@skynet.be](mailto:adrass@skynet.be)    [www.adrass.net](http://www.adrass.net)

---

## 1. Introduction

Les dangers de l'amiante sont connus depuis plus d'un siècle. On trouve en effet dans un Bulletin de l'inspection française du travail de 1906 un document intitulé « *Note sur l'hygiène et la sécurité des ouvriers dans les filatures et tissages d'amiante* », écrit par M. Denis Auribault, inspecteur départemental du travail à Caen, qui notait ceci : « *En 1890, une usine de filature et de tissage d'amiante s'établissait dans le voisinage de Condé-sur-Noireau (Calvados). Au cours des cinq premières années de marche, aucune ventilation artificielle n'assurait d'évacuation directe des poussières siliceuses produites par les divers métiers ; cette inobservation totale des règles de l'hygiène occasionna de nombreux décès dans le personnel : une cinquantaine d'ouvriers et d'ouvrières moururent dans l'intervalle précité* ».

Des constatations similaires ont été faites en Belgique à la même époque mais dans le même temps, et même jusqu'à aujourd'hui, beaucoup ont émis des dénégations à ce sujet, y compris des médecins d'entreprises manipulatrices d'amiante, ou tout au moins, ont trouvé normal qu'il y ait dans les entreprises une surmortalité liée à des causes spécifiques.

Dans cette étude, on s'attache à mesurer le plus scientifiquement possible la surmortalité due à l'amiante à partir de données statistiques relatives aux personnes décédées du fait de la manipulation de ce produit dans le cadre de leur activité professionnelle. Généralement, ces personnes ont souffert d'un mésothéliome.

Après avoir présenté les données disponibles et les problèmes rencontrés du fait de leur incomplétude, on reconstituera pour les besoins de notre étude l'évolution de la mortalité générale par âge observée épisodiquement en Belgique depuis 1895 jusqu'à nos jours. On décrira ensuite notre méthode d'extrapolation de la mortalité générale par âge jusqu'en 2050.

On pourra ainsi comparer la réalité des durées de vie vécues par les victimes de l'amiante aux durées de vie effectives des générations dont ces victimes font partie.

## 2. Les données disponibles

Nous avons établi notre étude à partir de deux sources :

### 2.1. « La liste Verniers »

La première source est une liste commentée de décès de personnes travaillant ou ayant travaillé à l'usine COVERIT à Harmignies (petite commune de Belgique, située entre Mons et Beaumont), ou vivant à proximité, ou encore en contact avec les membres de l'entreprise. Cette liste a été réalisée par Michel Verniers, un ouvrier de COVERIT,

révolté par l'ampleur de la mortalité due à l'amiante, qui frappait ses camarades et qui d'ailleurs a fini par l'emporter lui-même. On ne peut que ressentir du respect pour cette réalisation qu'on peut considérer comme un témoignage, voire un mémorial, de cet épisode industriel centré sur la deuxième moitié du 20<sup>e</sup> siècle, même si on peut déplorer que cette liste soit restée une initiative personnelle de Michel Verniers, sans encadrement des autorités de santé, ni des représentants des travailleurs, ni des milieux scientifiques.

La conséquence de ce manque de soutien est un déficit de rigueur dans la compilation de la liste des décédés. Ainsi, la recension des décédés prend parfois une seule ligne, parfois plusieurs. Michel Verniers précise parfois la date de naissance et celle de décès, qui sont des informations capitales pour notre étude. Dans d'autres cas, il donne l'année du décès et l'âge atteint par la victime. Parfois hélas, seulement l'âge au décès ou même simplement le nom du décédé. A titre exemplatif mais aussi pour rappeler régulièrement que « la liste Verniers » et l'étude que nous en avons tirée sont l'expression d'un drame contemporain, nous avons parsemé notre texte d'encadrés dans lesquels on reprend quelques rubriques de la liste des morts établie par Michel Verniers. Par respect de la vie privée, on a seulement modifié les noms et prénoms des victimes ainsi que leur lieu de résidence.

**Tréval Jean-Pierre, Cancer pulmonaire 59 ans décédé à Jemappes entré à l'âge de 14 ans; 2003**

## 2.2. Les données du Fonds des Maladies Professionnelles (FMP-FBZ)

Nous avons alors pris contact avec le Fonds des Maladies Professionnelles en vue de compléter les données de « la liste Verniers ». Le président du FMP, Monsieur Georges Dallemagne, nous a rapidement mis en relation avec la direction du Fonds et particulièrement avec son conseiller général, Monsieur Patrick Strauss et sa collaboratrice Madame Safak Karatas. Grâce à leur disponibilité et à l'intérêt que le Fonds a tout de suite manifesté pour notre étude, nous avons pu compléter les données de « la liste Verniers », sans enfreindre les consignes de respect de la vie privée. Il est vrai que nous ne demandions comme données « confidentielles » que des années de naissance et de décès, pas même les mois et les jours.

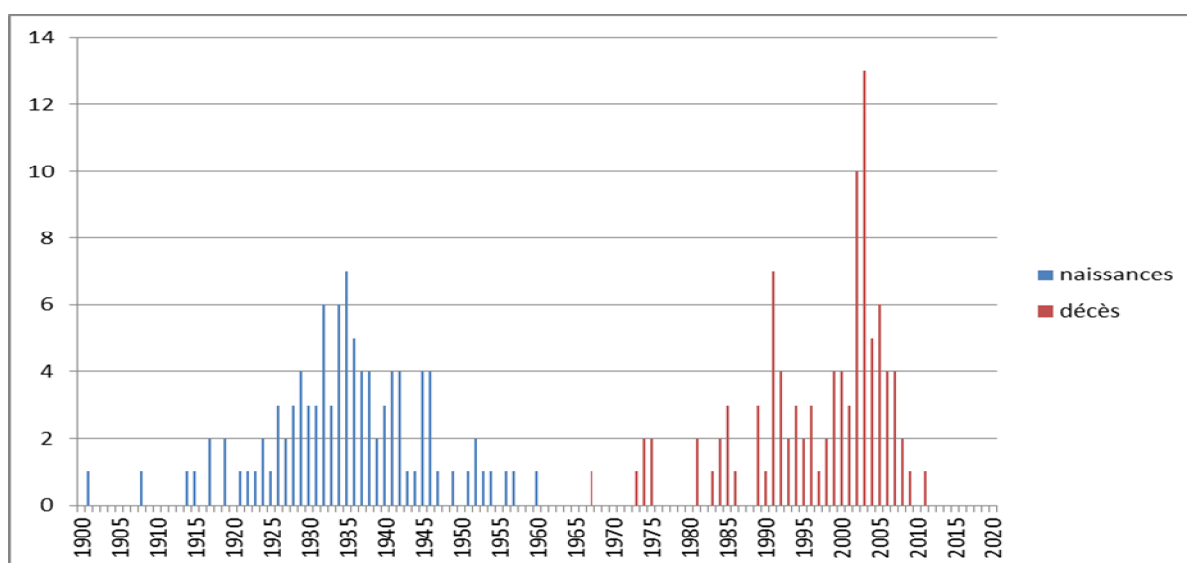
Sous l'impulsion de l'Association Belge des Victimes de l'Amiante (asbl ABEVA), nous avons obtenu d'elle et du Fonds les données nous permettant de confectionner une deuxième « liste », relative aux victimes de l'amiante des usines « ETERNIT » de Kapelle-op-den-Bos (commune de Belgique, située entre Willebroek et Grimbergen, à l'ouest de Malines) et de Tisselt (partie de la commune de Willebroek).

Nous avons donc des données qui regroupent un très grand nombre de personnes mortes de l'amiante dans deux sites industriels belges. Généralement, il s'agit d'ouvriers ou de cadres des deux entreprises, parfois de voisins immédiats, voire d'épouses contaminées par la poussière contenue dans les vêtements de travail de leurs maris, qu'elles devaient lessiver. On ne travaille donc pas ici sur l'ensemble des victimes de l'amiante en Belgique au 20<sup>e</sup> siècle mais seulement sur une forte proportion de morts survenues dans deux entreprises emblématiques, soit à partir du témoignage de camarades, soit à partir des dossiers introduits au FMP.

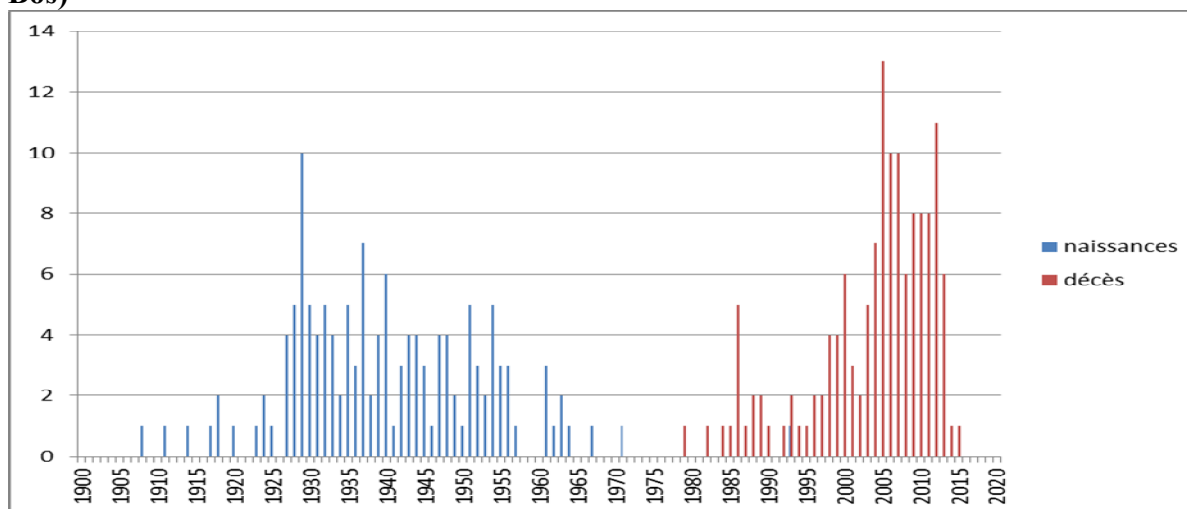
Pour COVERIT, cela représente exactement 100 décès pour lesquels on connaît – ou on peut reconstituer facilement - les dates de naissance et de décès. A cela s’ajoutent quelques cas pour lesquels on ne connaît que les durées de vie. La quasi-totalité des morts sont de sexe masculin : on n’y recense en effet que sept femmes parmi les victimes. Pour Kapelle-op-den-Bos, cela représente 137 décès bien documentés (dates de naissance et de décès connues ou déductibles).

Les figures 1 et 2 présentent pour chacun des deux sites industriels la répartition des naissances et des décès des personnes décédées du fait de l’amiante. On observe une antériorité de ces événements à COVERIT. En effet, cette usine a fermé ses portes en 1987 alors que celles de Kapelle-op-den-Bos et de Tisselt sont encore en activité.

**Figure 1: la répartition des 100 morts de « COVERIT » (Harmignies) selon les années de naissance et de décès**



**Figure 2 : la répartition des naissances et des décès chez ETERNIT (Kapelle-op-den-Bos)**



### 3. Les problèmes liés à ces données

Il est habituellement assez facile d'étudier la mortalité d'une population. Pour la mesurer, il suffit de rapporter les nombres de morts aux populations soumises au risque de mortalité. En ce qui concerne l'amiante, il suffirait alors de rapporter les décès des personnes atteintes de maladies dues à l'amiante dans un site industriel à la population générale de ce site.

Mais si nous avons une connaissance très complète des nombres de morts dus à l'amiante dans les deux sites industriels (qui constituent les numérateurs), nous ne possédons pas les populations soumises au risque, et il est inimaginable d'espérer les connaître un jour. Pour plusieurs raisons :

- L'entreprise COVERIT a fermé ses portes en 1987. Après la fermeture définitive, les entreprises – et les syndicats - ne gardent pas de fichiers de leurs personnels, qui permettraient de reconstituer la population soumise au risque.
- L'activité se poursuit à Kapelle-op-den-Bos et à Tisselt. Il existe évidemment des fichiers du personnel présent actuellement sur les sites. Mais nous avons besoin de fichiers pour chaque année du passé. A supposer même que de tels fichiers existent, leur exploitation serait sans doute hasardeuse si l'on admet qu'il faudrait tenir compte non d'une population moyenne de l'entreprise mais d'effectifs présents à différents moments du temps, classés par âge ET durée d'ancienneté. On serait par ailleurs confronté à des effectifs tellement faibles, tant au numérateur qu'au dénominateur, que toute interprétation deviendrait très vite fortement discutable.

Puisqu'il est impossible de rapporter des événements (les décès dus à l'amiante) à une population soumise au risque, on doit trouver une méthode indirecte de mesure de l'impact des ravages causés par l'amiante sur la survie de ceux qui y sont exposés.

C'est la raison pour laquelle on préférera comparer les durées de vie des victimes de l'amiante à celles qu'elles auraient eues si elles n'avaient pas été soumises à cet environnement délétère.

Pour atteindre cet objectif, on s'attachera d'abord à reconstituer par sexe et âge la mortalité générale passée. Ensuite, on décrira une méthode d'extrapolation des tendances de la mortalité générale pour l'avenir, compte tenu des évolutions constatées. Enfin, on calculera pour chaque victime de l'amiante le nombre d'années perdues du fait des dommages causés par cette matière dangereuse.

**DEVILLE Albert ; Asbestose 60 ans reconnu à 80% à sa mort 100% sa femme m'a dit que l'on a beaucoup chipoté sur Monsieur Devillé, à tel point qu'il vomissait du sang et se plaignait des souffrances qu'il ressentait. Décédé en 2001 à Ciplu**

### 4. La table de mortalité classique et son expression synthétique : l'espérance de vie

Cette reconstitution sur le passé et cette extrapolation sur l'avenir produira ce que nous appelons un « tapis de tables de mortalité », soit des probabilités de survie pour chaque année entre 1895 et 2050 et pour chaque âge entre 0 et 99 ans. On se donne ainsi la possibilité de suivre année par année et âge par âge toute génération née depuis 1895 en lui appliquant les

probabilités de survie idoines. Ce « tapis » permet donc de suivre au cours du temps une génération née une année donnée alors que les tables de mortalité classiques, telles celles répertoriées dans le tableau 1, sont des mesures de la mortalité à un moment donné.

A l'époque où les ordinateurs n'existaient pas, la construction d'une table de mortalité classique nécessitait des investissements en personnel très importants. En effet, on doit d'abord commencer par collecter les nombres de décès par sexe et âge (et parfois selon l'année de naissance) pour quelques années situées de part et d'autre d'une année – généralement censitaire- pour laquelle on connaît aussi les effectifs de population par sexe et âge. Dans le passé en effet, et jusqu'à la mise en service du Registre National, on ne connaissait la répartition de la population par sexe et âge qu'au moment des recensements<sup>2</sup>.

On doit alors rapporter les décès aux effectifs d'âges correspondants. On transforme algébriquement ces taux de mortalité en probabilités de survie qu'on applique à une racine représentant un nombre de naissance a priori, par exemple 100 000. On applique à cette racine la probabilité de mourir entre le jour de la naissance et l'arrivée à l'âge d'un an; à ce nombre de survivants, on applique la probabilité de mourir entre l'âge d'un an et l'âge de deux ans; on obtient alors le nombre de survivants à l'âge de deux ans. On procède ainsi jusqu'à l'âge d'extinction (jusqu'à récemment, 99 ans ; actuellement jusqu'à 112 ou 120 ans). Il suffit alors d'additionner les survivants à tous les âges et de diviser la somme par la racine pour obtenir ce qu'on appelle l'espérance de vie à la naissance.

On peut aussi calculer des espérances de vie à n'importe quel âge. Ainsi, on peut calculer l'espérance de vie des jeunes gens de 20 ans en additionnant les survivants à partir de l'âge 21 et en divisant la somme par le nombre de survivants à l'âge 20.

On comprend qu'avant la fin du siècle précédent, on ne construisait pas de tables de mortalité tous les ans, ni pour tous les sous-ensembles d'un pays. Cette courte description n'est pas proposée fortuitement. En effet, on peut en déduire deux choses utiles pour notre approche:

- Jusque dans un passé récent, on ne connaissait les probabilités de décès (ou de survie) par âge – et donc aussi les espérances de vie - que pour quelques années par siècle.
- Ces probabilités et ces espérances ne mesurent pas la vie moyenne d'un individu né à un moment donné mais bien la force de la survie à ce moment-là. Par exemple, l'espérance de vie des hommes calculée autour de l'année 1930 est de 56 ans. Mais, si on observe la génération née en 1930, on voit que son espérance de vie réelle est au moins de 63,7 ans. L'explication de cette différence est qu'à l'âge de 50 ans par exemple, soit en 1980, la probabilité de décéder est devenue beaucoup plus faible que ce qu'elle était à cet âge-là en 1930.

## **5. La reconstitution de la mortalité passée par sexe et âge pour toutes les années passées depuis 1846**

Pendant la plus grande partie du 20<sup>e</sup> siècle, jusqu'en 1970, les tables sont seulement disponibles au niveau national. Par la suite, elles sont calculées quasi chaque année tant au niveau national que pour des entités plus petites par exemple les régions et les provinces.

---

<sup>2</sup> Même si depuis 1954 on produisait des estimations pour les années intercensitaires.

Dans cette étude, on s'est limité à l'exploitation des tables nationales. Celles-ci sont disponibles entre autres pour les années indiquées au tableau 1. Elles forment en quelque sorte le canevas à partir duquel nous allons réaliser un tapis de tables de mortalité, spécifiques pour chaque année entre 1895 et 2008.

**Tableau 1 : Tables de mortalité belges utilisées pour la confection du tapis de tables<sup>3</sup>**

Table de mortalité nationale	Remarques
1846	Première table, créée par Adolphe Quetelet
1881 – 1890	
1891 – 1900	Première table utilisée dans cette étude (Création de tables provinciales)
1928 – 1932	
1947	Table de mortalité construite à partir d'une seule année d'observation des décès, pour combler les lacunes dues au déclenchement de la la guerre.
1959 – 1962	
1968 – 1972	(Emergence de tables régionales, provinciales et par arrondissement)
1979 – 1982	
1988 – 1990	
1991 – 1993	
1998 – 2000	
2007 - 2009	Table qui a servi de base à l'extrapolation de la mortalité jusqu'en 2050.

Il est possible, à partir de ces probabilités de décès par âge uniquement disponibles pour les années listées dans le tableau ci-dessus, d'estimer les probabilités pour chaque année intercalaire. Prenons par exemple la situation entre 1947 et 1960. On possède une table construite avec les décès répertoriés en 1947.. On possède aussi une table constituée à partir des décès des années 1959-1962 qu'on centre sur l'année 1960,5.. On trace l'évolution des probabilités de décès pour chaque âge entre 1947 et 1960,5, par interpolation linéaire. On a donc des valeurs pour chaque sexe, âge et année entre 1947 et 1960,5.

On obtient alors ce qui ressemble à un *tapis* qui couvre toutes les années pour lesquelles il n'y a pas de tables. Ce tapis est constitué de probabilités de survie par âge et sexe pour chaque année depuis 1846, époque à laquelle le célèbre Adolphe Quetelet a créé la première table de mortalité belge.

#### **DURANT Christine ; Cancer du poumon décédée à Vellereille-le-Sec à 65 ans**

Certes, entre deux tables créées par observation des décès, on a réalisé des interpolations linéaires entre les probabilités de décès aux mêmes âges. En procédant de la sorte, on a pu, épisodiquement, lisser des évolutions en réalité peu linéaires, par exemple comme cela s'est passé durant les années de guerre 14-18. Cette période est en fait la seule où la réalité a sensiblement divergé de la linéarité<sup>4</sup>. Mais en ce qui concerne notre problématique, cette approximation ne concerne que les personnes nées avant 1918, soit 6 % de l'effectif chez

<sup>3</sup> Jusqu'en 1988-1990, il s'agit des seules tables existantes. Par la suite, des tables ont été construites presque chaque année. Dans cet exercice, le « tapis » n'est utilisé que depuis l'année 1895.

<sup>4</sup> Voir par exemple : « La population belge durant la guerre 14-18 », André Lambert, sur le site [www.adrass.net](http://www.adrass.net)

COVERIT et 5% chez ETERNIT. Pour le reste, si des non-linéarités apparaissent constamment, elles s'avèrent de faible intensité et se compensent mutuellement.

L'intérêt de constituer le tapis de tables de mortalité est de permettre la lecture de l'évolution de la survie « en diagonale » : plutôt que d'examiner les avatars des évolutions des probabilités de survie ou des espérances de vie selon les années, par exemple de 1900 à 2000. Nous pouvons ainsi nous attacher à suivre le cycle de vie d'une génération depuis sa naissance: alors, on examine par exemple la probabilité de survivre de zéro à un an des personnes nées en 1900. On obtient alors le nombre de survivants à un an en 1901. On leur applique la probabilité de survivre entre l'âge un et deux estimée pour l'année 1901 et on obtient les survivants de la génération née en 1900 qui ont deux ans en 1902 et ainsi de suite. Ce calcul a permis de dire qu'une personne née en 1930 et représentative de sa génération a vécu en moyenne non pas 56 ans comme on pouvait le croire à la vue des données relatives à cette année-là, mais au moins 63,7 ans.

## 6. L'extrapolation de la mortalité dans l'avenir

On a écrit « au moins 63,7 ans » à deux reprises et ce n'est pas par goût de l'approximation mais simplement parce qu'à partir de 2008, année centrale de la dernière table observée que nous avons utilisée pour l'élaboration de ce calcul, on a posé que la mortalité ne déclinerait plus. Or, elle l'a fait et on a toutes les raisons de croire que ce déclin va se poursuivre dans l'avenir.

Il est donc bien indiqué de pouvoir transformer cette table de mortalité 2007-2009 en vue de pouvoir continuer à disposer pour toutes les années futures de probabilités de décès par sexe et âge caractérisées par une évolution compatible avec celle observée dans le passé. Bref, de continuer de tisser notre « *tapis* » par sexe, âge et années jusqu'en 2050 ou plus..

Pour cela, commençons par observer le passé, depuis 1846 :

- 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 monotonique (<sup>5</sup>).
- 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'accélégrant 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 aux plus grands âges connaissent à leur tour un déclin de forme logistique, modéré d'abord, extrêmement rapide par la suite puis de plus en plus lent.

Un moyen simple de traduire cette évolution pour l'appliquer aux décennies à venir est de « diluer » progressivement les probabilités de mourir à l'âge « x » par les valeurs à l'âge « x-1 ». On établit en fait pour chaque âge « x » et pour chaque année, une moyenne, pondérée

---

<sup>5</sup> Pour plus de détails, voir : « Une table-limite évolutive », André Lambert, sur le site [www.adrass.net](http://www.adrass.net)



par un coefficient de dilution variable (et à déterminer) des valeurs des probabilités aux âges « x » et « x-1 ».

Le procédé est contraint de la façon suivante :

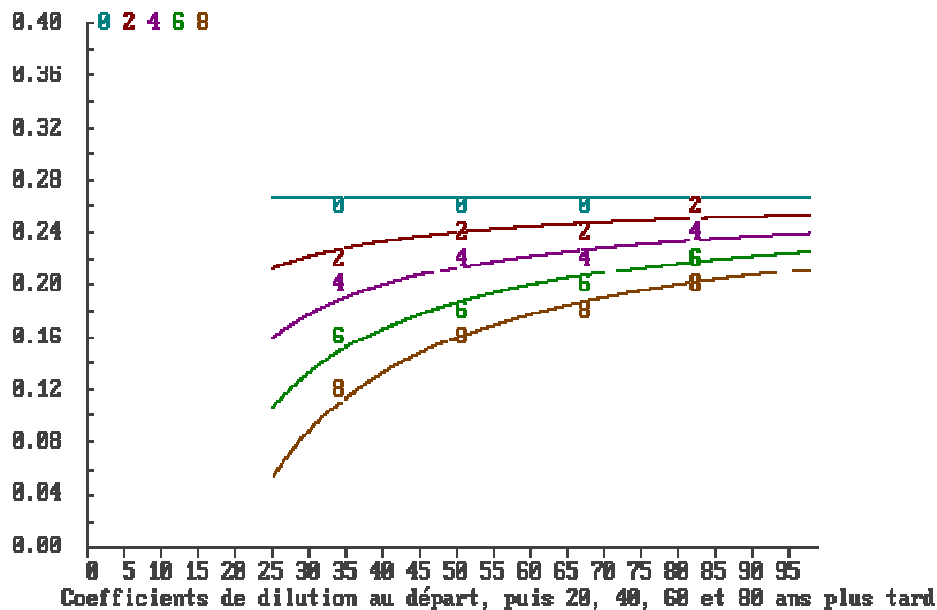
- On garde constantes les probabilités de mourir avant 25 ans parce que dans nos sociétés, ces valeurs sont très petites et que dans cette tranche d'âge, il est difficile de gérer des valeurs fluctuant entre un âge et le suivant. Ceci est sans conséquence car ces probabilités sont déjà si faibles que les gains éventuels qu'on pourrait observer à l'avenir sont anecdotiques et dépourvues d'impact perceptible sur l'espérance de vie.
- Au début du processus d'évolution des probabilités, le coefficient de dilution agit de manière égale à tous les âges. Ensuite, pour reproduire le mieux possible l'évolution passée, on recule progressivement vers l'âge final cette limite d'âge basée initialement à 25 ans. Ainsi, on établit progressivement des probabilités par âge qui demeurent différentes d'un âge à l'autre, mais qui deviennent progressivement constantes dans le temps jusqu'à un âge de plus en plus élevé à mesure de l'écoulement du temps. En procédant de la sorte, on évite la création de probabilités minimales toutes égales sur une large plage d'âge.
- Là où ils ne sont pas encore nuls, les « coefficients de dilution » s'effritent au cours du temps entraînant une baisse des probabilités de plus en plus ténues jusqu'à en devenir nulle. La programmation de l'effritement a pour conséquence de reproduire l'évolution passée proche, où l'on a observé un tel tassement des changements de valeurs des probabilités jusqu'à ce que celles-ci deviennent quasi constantes.
- En accord avec l'observation la plus récente, on programme un rétrécissement de l'écart entre les valeurs des espérances de vie masculines et féminines, qui devient nul au bout d'un siècle.

A la figure 3, on présente l'évolution de ces coefficients de dilution au cours du temps, selon l'âge. Au début de la simulation, le coefficient est posé à .22 à tous les âges (courbe indicée « 0 »). Cela revient à créer une probabilité de décès à 32 ans qui est un mélange de 22% de la probabilité de mourir à 31 ans et de 78% de la probabilité de mourir à 32 ans. 20 ans plus tard, tous ces coefficients ont faibli, surtout ceux relatifs aux âges jeunes (courbe indicée « 2 »). 80 ans plus tard, les coefficients de dilution n'agissent déjà presque plus aux âges jeunes. Ainsi, la probabilité de mourir à l'âge de 32 ans est de 0,000953 au début de l'exercice, de 0,000345 20 ans plus tard et de 0,000293 80 ans plus tard, époque à laquelle elle est devenue constante.

On peut évidemment choisir librement la valeur de départ des coefficients de dilution ainsi que la vitesse d'extinction de leur action sur les âges. Cependant, on a décidé de demeurer vraisemblable en choisissant de définir la valeur initiale de ce coefficient et son recul parmi les âges de telle sorte que les gains d'espérance de vie et les courbes des probabilités de décès par âge au cours du temps soient conformes à l'observation récente.

**PLUNUS Paul. Ex Directeur de Coverit décédé d'un cancer à l'âge de 73 ans à Beaumont 2006 il dormait avec deux bombonnes d'oxygène.**

**Figure 3 : les valeurs des coefficients de dilution de 0 à 100 ans au départ puis de vingt en vingt ans.**



La table de mortalité « évolutive » ainsi créée possède les qualités suivantes:

- la croissance de l'espérance de vie est dans le parfait prolongement de la tendance du passé.
- Les évolutions des courbes de probabilités de décès par âge sont dans le droit fil de l'observation passée (allure logistique de chaque courbe par âge au cours du temps).
- au départ de la simulation, elle représente le niveau réel de la mortalité.

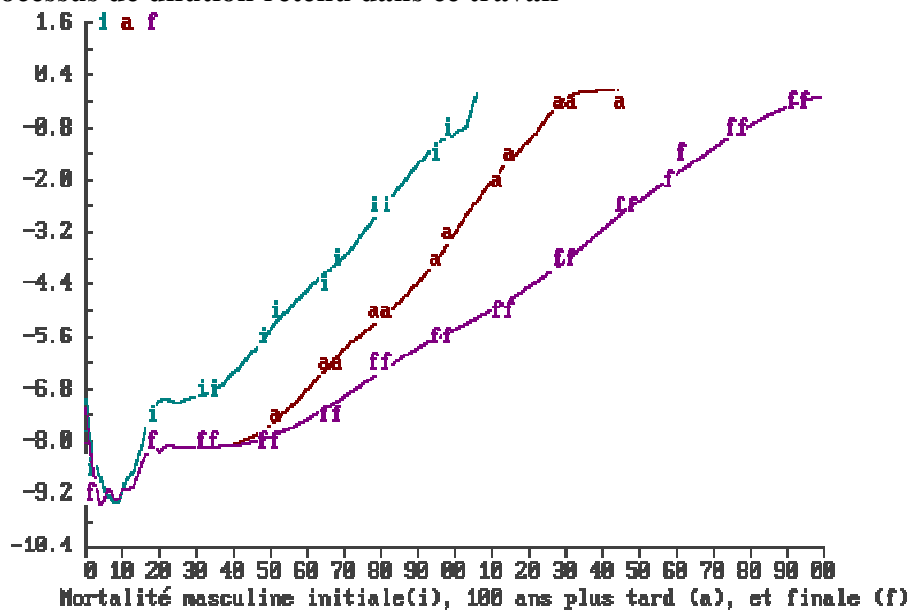
A contrario, on n'établit plus LA table de mortalité limite dont on voudrait croire qu'elle dessine l'état ultime de la durée de vie humaine mais bien une « table limite évolutive » produite selon les spécifications décrites ici, donc contingente à l'environnement auquel elle s'applique.

Certes, on finit par aboutir à une limite : grâce à ce procédé, et selon les paramètres de gouvernance de la mortalité retenus ici, l'espérance de vie masculine augmente de 21,5 ans en 100 ans. Cependant, en procédant de la sorte, on abandonne en quelque sorte la question presque philosophique de la durée de la vie humaine au profit d'un outil robuste d'estimation 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 !

A titre d'avantage collatéral, ce procédé permet d'éviter les déboires des extrapolations de probabilités aux grands âges. Il permet surtout de réaliser des scénarios séculaires aptes à rendre compte du vieillissement à partir de deux paramètres calculables, le coefficient de dilution et la vitesse d'extinction de leur action sur les âges, du moins si l'on veut s'inscrire dans la ligne du passé, qu'il soit proche ou séculaire.

Les trois figures suivantes illustrent cette méthodologie dite de « dilution ». La transformation des probabilités en logarithmes a été réalisée uniquement en vue de mieux visualiser les évolutions des probabilités par âge au cours du temps. En 2008, année sur laquelle est centrée la table de mortalité que nous allons extrapoler, les logarithmes des probabilités sont ceux de la courbe indiquée « i » dans la figure 4. Si on transforme les probabilités selon la méthode décrite ci-dessus, les logarithmes finaux sont ceux indicés « f ». A ce moment, le processus de transformation s'éteint et les niveaux d'espérances de vie à la naissance sont de 135 ans. En 2108, soit 100 ans après le début de la transformation, les logarithmes des probabilités sont représentés par la courbe indiquée « a ». A ce moment-là, les espérances de vie à la naissance sont de 103 ans tant pour les hommes que les femmes<sup>6</sup>. Ce niveau correspond à une croissance moyenne de l'espérance de vie d'environ un quart d'année par an, en conformité avec ce qu'on a pu constater au cours des années récentes.

**Figure 4 : logarithmes des probabilités de décès masculins en Belgique de 2010 à 2110 selon le processus de dilution retenu dans ce travail**



On constate qu'au terme d'un siècle d'évolution de la mortalité, les probabilités de décès entre les âges 0 et 40 sont devenues minimales et constantes. Si l'on avait continué la simulation durant 100 ans de plus, la courbe indiquée « a » aurait été confondue avec la courbe « f » jusqu'aux âges 80.

A la figure 5, on dresse un panorama de l'évolution des espérances de vie depuis 1895 jusqu'en 2045<sup>7</sup>. Le fait le plus caractéristique est la croissance régulière, sauf durant la décennie soixante : alors que le pays vivait les « Golden Sixties », jamais la croissance de l'espérance de vie ne fut aussi médiocre. On constate que notre méthode d'extrapolation de la mortalité, et donc de l'espérance de vie, est conforme avec l'observation réalisée entre 1895 et 2008.

**De BRUYNE RAOUL ; 50 ans Asbestose ; décédé à HARMIGNIES**

<sup>6</sup> Par hypothèse, on a programmé un rattrapage des niveaux féminins d'espérances de vie par les hommes. Ce rattrapage est progressif et se déroule sur le siècle.

<sup>7</sup> Rappelons que le tapis de table couvre une période commençant en 1846 et pouvant se prolonger très loin dans l'avenir. A la figure 5, on visualise les évolutions pour l'intervalle de temps utile à notre étude.

Figure 5 : l'évolution des espérances de vie observées entre 1895 et 2008, extrapolées entre 2008 et 2045

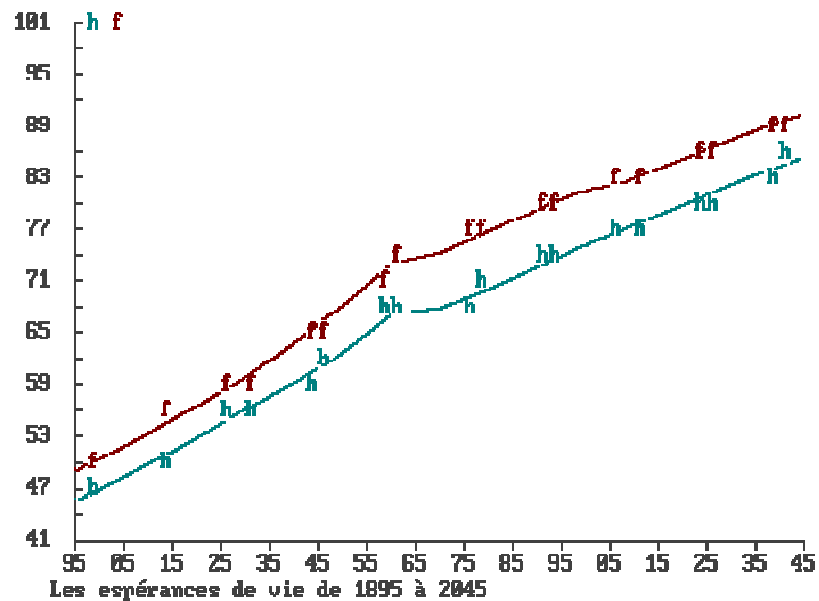
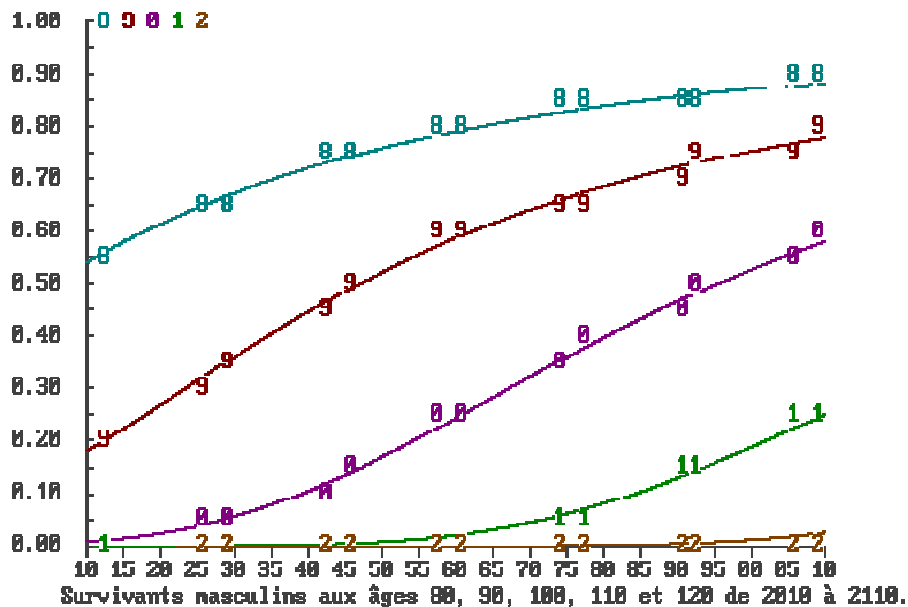


Figure 6 : Les courbes de survie masculine aux grands âges



On distingue des différences d'allure : à l'âge 80, les gains de survie deviennent de plus en plus faibles. A l'âge 90, on se situe encore, dans les premières années, dans une période de gains importants. Aux âges 100, et surtout 110 et 120, les gains de survie ne font que commencer.

## 7. Le « tapis » : un moyen de déplacement bien utile

Et pourtant, ce n'est pas un tapis volant. En réalité, grâce à ce tapis, on peut dessiner précisément le chemin de survie de n'importe quelle génération et prédire, pour n'importe quel âge, la survie résiduelle, même si le cycle de vie des générations n'est pas encore terminé. Ainsi, l'espérance de vie de la génération née en 1930 - dont nous disions qu'elle était « au moins de 63,7 ans » si la mortalité demeure constante à partir de 2008 - est en réalité de 64,2 ans si on accepte l'hypothèse de la poursuite du déclin.

Ainsi, dans notre mesure de la surmortalité due à l'amiante, on pourra calculer, pour chaque individu mort en l'année « y » et à l'âge « x » le nombre d'années supplémentaires de vie qu'il aurait vécues si les maladies de l'amiante (particulièrement le mésothéliome) ne l'avaient pas terrassé.

## 8. La méthode de calcul des années perdues du fait des ravages de l'amiante

Une première tentative a consisté à reconstituer une durée de vie complète pour toute personne morte d'une maladie causée par l'amiante. Ainsi, si une personne née en 1951 est décédée en 2010 d'une maladie due à l'amiante, on mettra en balance les 59 ans de sa vie avec la durée de vie moyenne de sa génération, soit son espérance de vie à la naissance. Et on trouvera que dans cette génération, et sous les hypothèses de notre « tapis », la durée de vie serait de 70,8 ans. On en déduira que cette personne a perdu 11,8 ans de vie.

Cette manière de calculer semble absolument logique. Pourtant elle pêche par deux défauts et aboutit parfois à une conséquence qui serait cocasse s'il ne s'agissait pas de mortalité.

Les défauts sont les suivants :

- La personne qui meurt en 2010 à l'âge de 59 ans « valait » un peu plus que l'unité 59 ans plus tôt. En effet, pour obtenir une personne en 2010, il faut, en l'absence de migrations, disposer d'un effectif plus grand en 1951, car, entre 1951 et 2010, la mortalité a aussi fait son œuvre en érodant le volume initial des naissances.
- On découvrirait par exemple qu'une personne née en 1931 et décédée en 2006 à l'âge de 75 ans des suites de l'exposition à l'amiante aurait bénéficié de 10,8 ans d'espérance de vie en plus que ses congénères. De là à dire que l'amiante l'aurait gratifiée d'une vie substantiellement plus longue, il y a un pas gênant à franchir...

La deuxième tentative, qu'on a adoptée, consiste précisément à calculer pour toute personne morte d'une cause due à l'amiante, ce qu'aurait été son espérance de vie résiduelle si elle n'avait pas subi les irrémédiables dommages dus à l'amiante. Alors, sous cette hypothèse, notre victime née en 1959 et décédée en 2010 a perdu 21,7 ans de vie tandis que celle née en 1931 aurait encore pu vivre 10,2 ans. .

**LAPORTE Pierre; Mésothéliome; j'ai du intervenir pour demander de faire une autopsie pour le faire reconnaître à 100% il été papa de trois enfants de 9, 14 et 17 ans décédé en 1997 d'un mésothéliome ; Estinnes. Entré à l'usine à 14 ans**

## 9. Un exemple concret de calcul des années perdues

Reprenons notre victime, née en 1951 et décédée en 2010. En différence de millésime, elle a donc vécu 59 ans. Pour calculer les années perdues, on étudie l'évolution de la survie de l'ensemble de la génération née en 1951.

En 1951, la probabilité de survie entre la naissance et l'âge de un an de la génération née cette année-là est une valeur comprise entre celles de la table de 1947 et celle de la table de 1959-1962, qu'on a centrée sur l'année 1960,5. On interpole linéairement entre ces deux valeurs de table. La valeur de la probabilité est celle de 1947 à laquelle on ajoute  $\frac{4}{13,5}$  de l'écart entre la valeur de 1947 et celle de 1959-1962, le numérateur étant la différence entre 1951 et 1947 tandis que le dénominateur étant la différence entre 1960,5 et 1947.

En 1964, la génération a treize ans. On calcule sa probabilité de survie jusqu'à l'âge de quatorze ans en interpolant entre les valeurs de la survie à l'âge de treize ans des tables 1959-1962 et 1968-1972.

On comprend que pour chaque génération, les probabilités de survie à un âge donné seront toujours toutes différentes les unes des autres.

On finit donc par obtenir pour chaque génération le nombre de survivants subsistants à partir de l'année de décès de chacune des victimes de l'amiante. Dans notre exemple, il s'agira de  $x$  individus âgés de 59 ans en 2010, de 60 ans en 2011, etc.. Il suffit alors d'additionner ces survivants de chacune des générations au cours du temps pour obtenir la durée de vie moyenne qu'il reste à chaque génération à partir de l'année et de l'âge au décès de la victime de l'amiante appartenant à cette génération.

## 10. L'interprétation des résultats produits par notre méthode

Clarifions encore le fondement de ce calcul, de six manières:

- dans une génération, l'espérance de vie est équivalente à la durée de vie moyenne dans cette génération. Cela veut implicitement dire que si l'espérance de vie à la naissance est de 75 ans, il existe nécessairement des personnes dont la durée de vie est plus courte, et d'autres pour lesquels elle est plus longue. On comprend intuitivement que dans cette génération, une personne arrivée à l'âge de 75 ans – une survivante depuis sa naissance – ait encore un potentiel de vie. D'ailleurs, si on imagine que le dernier âge de vie est 112 ans, on trouvera encore quelques personnes de 111 ans dont le potentiel de vie moyen est de six mois.
- En multipliant les calculs de façon à couvrir le plus complètement possible les décès de travailleurs et de leurs proches dus à l'amiante et connus au Fonds des Maladies professionnelles (FMP),- presque 250 personnes - on en arrivera à dire que le nombre moyen d'années perdues par les victimes de l'amiante est par exemple de 18 ou 20 ans. Ces mêmes calculs appliqués par exemple à des décès issus de professions particulières mettraient peut-être en évidence des différences significatives dans le nombre d'années perdues. Ainsi, on pourrait par exemple tenter d'estimer les années perdues des agriculteurs et voir si l'utilisation de produits nocifs, le travail à

l'extérieur, les accidents dus aux machines ou aux bêtes entraînent finalement ou pas une grande perte moyenne d'années de vie.

- On n'oubliera pas cette évidence que tout le monde meurt et que donc, quelles qu'en soient les multiples causes, il s'agit toujours de pertes de vie. A supposer qu'une maladie mortelle ne frappe que les personnes nonagénaires, et seulement un petit pourcentage de celles-ci, on pourra toujours légitimement dire que sans cette maladie, elles auraient encore vécu quelques années. Finalement, toute suppression de cause spécifique de décès procure à ses bénéficiaires des années de vie supplémentaires. Mais pour survivre éternellement, il faudrait supprimer toute cause de décès...
- Ce procédé produirait des biais s'il était appliqué automatiquement au calcul d'années perdues du fait d'une cause de décès particulièrement importante, ou d'un ensemble de causes représentant un pourcentage important de décès. En effet, quand on compare le cycle de vie d'une victime de l'amiante à celui d'un représentant moyen de sa génération, on admet que l'impact de la mortalité due à l'amiante sur la mortalité générale de cette génération est insignifiant. Notre procédé fonctionne donc sans problème dans toutes les problématiques où l'on analyse la surmortalité d'un ensemble limité d'individus précisément décédé d'une cause très spécifique. Par contre, si on mesurait le nombre d'années perdues à cause d'une grande cause de décès ou d'un ensemble de causes, tel l'ensemble des maladies cardio-vasculaires, il serait indiqué d'établir des tables de mortalité expurgées de la cause étudiée, comme on le fait classiquement.
- Ce procédé serait ambigu si l'on tenait compte de tous les décès d'une population particulière, par exemple celle de l'usine « COVERIT ». Mais on ne tient compte dans notre démarche que des décès reconnus en lien avec l'amiante, en premier lieu le mésothéliome (cancer de la plèvre causé par l'amiante) et accessoirement d'autres cancers des voies respiratoires et même par exemple quelques suicides pour lesquels il est avéré qu'ils sont dus au désespoir ou à la crainte de souffrance de personnes bien au fait des conséquences du diagnostic posé.
- Enfin, les calculs des années perdues sont estimés par rapport à la survie des générations dont font partie les victimes. Il s'agit donc d'une confrontation de durées de vie de victimes de telle génération par rapport à la durée de vie de l'ensemble des personnes de la même génération. Les résultats eussent été différents si on avait comparé les durées de vie des victimes de l'amiante à celles des professeurs d'université, vraisemblablement beaucoup plus élevées que celles de la population générale ou à celles des mineurs ou des ouvriers des bâtiment, peut-être plus proches qu'on ne le pense de la durée de vie des victimes de l'amiante ...

**VAN KASTEEL Guy, s'est tiré une balle dans la tête quand il a su qu'il avait le Cancer du poumon décédé à Genly à 50 ans**

## **11. Les résultats issus de la prise en compte de la totalité des cas connus et des hypothèses d'extrapolation de la mortalité**

On présente au tableau 2 les nombres d'années perdues parmi les personnes répertoriées par la Liste Verniers et/ou par les données du Fonds des Maladies professionnelles pour le site

d'Harmignies et celui de Kapelle-op-den-Bos. Les différences entre les résultats selon le site ne sont pas significatives. On peut résumer la mesure en déclarant que l'activité dans les milieux professionnels manipulateurs de l'amiante a ôté 21 ans de la vie des personnes atteintes par une maladie générée par cette matière.

**Tableau 2 : Les années perdues du fait de l'exposition professionnelle à l'amiante dans l'hypothèse où la mortalité générale continue de décliner comme par le passé**

	Harmignies	Kapelle-op-den-Bos
Nombre de cas étudiés	100	137
Nombre d'années perdues	20,77	21,17
Durée moyenne de vie des victimes	61,93	63,88
Durée moyenne de vie des générations auxquelles appartiennent les victimes	82,70	85,05

Les nombres d'années perdues et les durées moyennes sont exprimés en années et centièmes d'années.

## 12. Les pertes d'années de vie si la mortalité actuelle demeurerait à ce niveau à l'avenir

Ce scénario est destiné à prévenir toute critique relative à notre méthode d'extrapolation de la baisse de la mortalité dans l'avenir. Par souci de simplicité, on imagine ci-dessous qu'à partir de 2009, la mortalité demeure constante au niveau atteint cette année-là. Alors, les nombres d'années perdues sont de l'ordre de 19 ans au lieu de 21 ans. On constate, en comparant le tableau 3 au tableau 2 que l'écart entre les deux simulations de mortalité est plus prononcé à Kapelle qu'à Harmignies. Cette différence est due au fait que les populations concernées à Kapelle sont plus contemporaines que celles d'Harmignies, comme on le voit dans les figures 1 et 2, car, plus récentes, elles ont plus à gagner aux progrès futurs estimés en matière de mortalité.

**Tableau 3 : Les années perdues du fait de l'exposition professionnelle à l'amiante dans l'hypothèse où la mortalité générale demeure constante à partir de 2009.**

	Harmignies	Kapelle-op-den-Bos
Nombre de cas étudiés	100	137
Nombre d'années perdues	19,25	18,66
Durée moyenne de vie des victimes	61,93	63,88
Durée moyenne de vie des générations auxquelles appartiennent les victimes	81,18	82,54

Les nombres d'années perdues et les durées moyennes sont exprimés en années et centièmes d'années.

## 13. Les pertes d'années de vie selon que les victimes soient nées tôt dans le siècle ou non

On se pose maintenant la question de savoir si le danger d'exposition à l'amiante a évolué au cours du temps. On a donc sélectionné les cas selon que les personnes sont nées avant 1930, entre 1930 et 1939 ou à partir de 1940. Le calcul a été fait sous l'hypothèse d'une poursuite du déclin de la mortalité. Au tableau 4, on voit que les résultats du calcul font apparaître une croissance du nombre d'années perdues de plus en plus forte au fur et à mesure qu'on considère des victimes nées plus tardivement.



**Tableau 4 : Les années perdues du fait de l'exposition professionnelle à l'amiante, selon la période de naissance des victimes, dans l'hypothèse où la mortalité générale continue de décliner comme par le passé.**

	Harmignies	Kapelle-op-den-Bos
Génération nées avant 1930		
Nombre de cas étudiés	26	31
Nombre d'années perdues	14,53	10,91
Durée moyenne de vie des victimes	67,23	74,97
Durée moyenne de vie des générations auxquelles appartiennent les victimes	81,76	85,87
Génération nées entre 1930 et 1939		
Nombre de cas étudiés	43	41
Nombre d'années perdues	18,79	14,42
Durée moyenne de vie des victimes	64,14	70,76
Durée moyenne de vie des générations auxquelles appartiennent les victimes	82,93	85,18
Génération nées à partir de 1940		
Nombre de cas étudiés	31	65
Nombre d'années perdues	28,76	30,32
Durée moyenne de vie des victimes	54,42	54,25
Durée moyenne de vie des générations auxquelles appartiennent les victimes	83,18	84,57

Les nombres d'années perdues et les durées moyennes sont exprimés en années et centièmes d'années.

Il ne faut cependant pas en tirer trop vite une conclusion péremptoire qui soulignerait que la situation des travailleurs se serait détériorée plus fortement au cours des années récentes.

En effet, si l'on considère les générations nées avant 1930, on peut considérer que toutes les personnes qui ont été malades sont décédées. Par contre, dans le groupe des générations nées entre 1930 et 1939, et plus encore à partir de 1940, seules sont prises en compte les victimes décédées à un âge jeune, donc ayant perdu un grand nombre d'années de vie par rapport au potentiel de leurs générations respectives. Mais il y aura sans doute encore des décès de personnes ayant survécu plus longtemps à la maladie. Ces décès à venir et les âges auxquels ils surviendront contribueront à faire diminuer les nombres d'années perdues mesurés actuellement sur un processus encore en cours.

Il ne faudrait pas non plus déduire, à la lecture des durées de vie des générations du tableau 4, surtout à Kapelle, que l'espérance de vie des générations les plus jeunes diminuerait. En réalité, la durée de vie résiduelle des générations est fonction de l'âge au décès des victimes: plus celui-ci est précoce et moins longue est la durée de vie résiduelle. Ainsi, une personne née en 1940 et décédée en 1988 aurait du vivre en moyenne jusqu'à l'âge de 80,4 ans tandis qu'une autre, née aussi en 1940 mais décédée en 2005 aurait du vivre jusqu'à 84,19 ans.

**BREX Jules 70 ans Asbestose en 2005 on lui a enlevé un ¼ de poumon il est reconnu pendant 1 ans à 100 %, 1 ans après on lui dit qu'il est guéri au mois de janvier il passe des examens à Bruxelles, on lui dit que tout est bon Début du mois de mars il est hospitalisé 4 jours on lui dit qu'il peut retourner chez lui, le jour d'après il doit de nouveau retourner en urgence à l'hôpital- décédé à Mons en 2007**

Cependant, quand on classe les décès par décennie d'occurrence et compte tenu de la période de naissance, on constate une très nette baisse du nombre de morts après 2010 (tableau 5).

**Tableau 5 : Répartition des victimes de l'amiante selon la période de naissance et la décennie de décès.**

Naissance : Décès :	Harmignies (Coverit)			Kapelle-op-den-Bos (Eternit)		
	< 1930	1930-1939	>=1940	< 1930	1930-1939	>=1940
avant 1970	1	0	0	0	0	0
1970-1979	4	1	0	1	0	0
1980-1989	6	5	0	8	2	3
1990-1999	9	10	11	6	3	10
2000-2009	6	27	19	10	30	32
2010-2015	0	0	1	6	6	20

On peut certes penser que la période « après 2010 » ne comporte encore que 4 années et demie. On peut aussi penser qu'au cours de la deuxième moitié du 20<sup>e</sup> siècle des progrès considérables ont été réalisés en ce qui concerne la protection du personnel. Ou encore que la rotation du personnel, éventuellement de nationalité de plus en plus étrangère, se soit accélérée, avec comme conséquence une durée moindre d'exposition au risque et/ou une absence de prise en compte statistique.

#### **14. Conclusions et ouverture vers d'autres applications**

En résumé, on peut affirmer que les travailleurs décédés de l'amiante ont perdu en moyenne une vingtaine d'années de vie. On peut aussi penser que la mortalité due à l'amiante est maintenant beaucoup mieux contrecarrée par toutes sortes de mesure, même s'il n'est pas interdit de penser qu'il y a d'abord eu une aggravation de la mortalité dans les générations nées à partir de 1940 avant une diminution peut-être importante par la suite, à confirmer dans les années qui viennent.

Cette approche n'est évidemment pas limitée aux travailleurs exposés à l'amiante. On pourrait la reproduire pour toute cause spécifique de décès, que la cause soit industrielle ou sociétale, à condition que cette cause concerne un nombre limité de cas. On pense par exemple à la mortalité du fait du SIDA ou dans le secteur de la construction.