

ASPECTS DE LA SÉCURITÉ SOCIALE

Mortalité différentielle en Suisse
1990 - 2005

Rapport de recherche n° 10/12



Schweizerische Eidgenossenschaft
Confédération suisse
Confederazione Svizzera
Confederaziun svizra

Eidgenössisches Departement des Innern EDI
Département fédéral de l'intérieur DFI
Bundesamt für Sozialversicherungen BSV
Office fédérale des assurances sociales OFAS

L'Office fédéral des assurances sociales publie dans sa série « Aspects de la sécurité sociale » des articles de fond et des rapports de recherche ou d'évaluation sur des sujets d'actualité dans le domaine de la sécurité sociale pour les rendre accessibles au grand public et stimuler la discussion. Les conclusions et les recommandations présentées par les auteurs ne reflètent pas forcément l'opinion de l'Office fédéral des assurances sociales.

Auteurs: Philippe Wanner
Mathias Lerch
Université de Genève
Uni Mail
1211 Genève 4
Tél. +41 (0) 22 379 89 30
E-mail: Philippe.Wanner@unige.ch
Internet: <http://www.unige.ch/ses/demog/index.html>

Renseignements: Office fédéral des assurances sociales OFAS
Effingerstrasse 20 / 3003 Berne
Jean-François Rudaz
Tel. +41 (0) 31 322 87 63
E-mail : Jean-Francois.Rudaz@bsv.admin.ch

ISSN: 1663-4667

Copyright: Office fédéral des assurances sociales, CH-3003 Berne
Reproduction d'extraits autorisée – excepté à des fins commerciales – avec mention de la source ; copie à l'Office fédéral des assurances sociales.

Diffusion: OFCL, Diffusion publications, CH-3003 Berne
<http://www.bundespublikationen.admin.ch>

Numéro de commande: 318.010.10/12f



UNIVERSITÉ
DE GENÈVE

FACULTÉ DES SCIENCES
ÉCONOMIQUES ET SOCIALES
Institut d'études démographiques
et du parcours de vie



i-demo.

Mortalité différentielle en Suisse

1990-2005

Rapport final

rédigé pour l'Office fédéral des assurances sociales

Philippe Wanner

Mathias Lerch

Genève, le 4 mars 2012

Avant-propos de l'Office fédéral des assurances sociales

Pour garantir le financement à long terme des prestations de prévoyance vieillesse, nombre d'Etats relèvent l'âge de la retraite en une fois ou progressivement. Dans le débat sur l'adaptation de l'âge de la retraite, une question revient régulièrement : ne faudrait-il pas tenir compte des différences d'espérance de vie entre groupes d'individus ? Fixer un âge différencié permettrait d'offrir une durée de retraite équivalente à tous les groupes d'individus.

La présente étude traite principalement deux questions fondamentales. Quels facteurs exercent l'influence la plus déterminante sur l'espérance de vie ? Comment tenir compte concrètement de ces facteurs dans le cadre de la réforme du système de retraite ? Les premières analyses portant sur l'influence de la nationalité et du niveau de revenu n'ont pas donné de résultats. En revanche, il ressort que les professions du secteur tertiaire connaissent un risque de décès plus faible que les professions du secteur secondaire. Il est cependant impossible d'établir une classification plus fine par branche économique, dans la mesure où l'espérance de vie dépend fortement de la fonction exercée. Pour les auteurs de l'étude, les différences les plus marquées dans le risque de mortalité après le départ à la retraite sont liées au niveau de formation. Plus le niveau de formation est élevé, plus le risque de mortalité après 65 ans est faible. Ce lien confirme pour la Suisse les résultats observés à l'échelle de l'ensemble des pays industrialisés.

Se basant sur l'indicateur du niveau de formation, les auteurs ont élaboré divers modèles de différenciation de l'âge de la retraite. Ces modèles doivent montrer qu'il est théoriquement possible de différencier l'âge ordinaire de la retraite en tenant compte des différences de mortalité selon le niveau de formation. Contrairement à d'autres variables catégorisant la position sociale (par ex. la branche d'activité ou le revenu), le niveau de formation est relativement aisé à utiliser du fait que la formation acquise n'a pas tendance à fluctuer dans le temps. Les résultats des modèles développés dans l'étude suggèrent qu'une différenciation de la retraite de l'ordre de 2 à 4 ans entre les différents niveaux de formation permettrait de réduire les écarts de la durée moyenne de retraite en fonction du groupe d'appartenance. Les modèles intègrent en outre un second indicateur de nature biologique, la différence d'espérance de vie entre hommes et femmes. Si on en tient compte, il faudrait rajouter au moins deux ans de différenciation supplémentaires pour garantir une parfaite équité à l'échelle des sexes.

L'étude montre clairement que l'âge de la retraite pourrait être différencié en fonction de certains facteurs. Des analyses plus poussées sont encore nécessaires pour évaluer les conséquences individuelles et financières ainsi que les effets sur les assurances sociales ne relevant pas de la prévoyance vieillesse.

Werner Gredig, vice-directeur
Chef du domaine Mathématiques, analyses et statistiques

Vorwort des Bundesamtes für Sozialversicherungen

Um die Finanzierung von Altersvorsorgeleistungen langfristig zu sichern, erhöhen viele Staaten das Rentenalter einmalig oder in mehreren Schritten. In der Diskussion über die Anpassung des Rentenalters taucht immer wieder die Frage auf, ob dabei nicht der unterschiedlichen Lebenserwartung verschiedener Bevölkerungsgruppen besser Rechnung getragen werden müsste. Mit der Festlegung eines differenzierten Rentenalters könnte Bevölkerungsgruppen mit unterschiedlicher Lebenserwartung ungefähr gleich viele Rentenjahre garantiert werden.

Die vorliegende Studie konzentriert sich auf zwei grundlegende Fragen: Welche Faktoren haben den grössten Einfluss auf die Lebenserwartung? Wie könnten diese Faktoren bei der Anpassung der Rentensysteme konkret berücksichtigt werden? Erste Analysen zum Einfluss des Einkommens oder der Nationalität liefern keine eindeutigen Ergebnisse bezüglich gruppenspezifischer Sterberisiken. Dagegen ist bei Berufen des tertiären Sektors das Sterberisiko geringer als bei Berufen des sekundären Sektors. Da die branchenspezifische Lebenserwartung jedoch stark mit der ausgeübten Funktion variiert, ist keine eindeutige Branchenklassifikation möglich. Die grössten Unterschiede in den Überlebenswahrscheinlichkeiten nach der Pensionierung ermitteln die Autoren in Abhängigkeit vom höchsten Bildungsabschluss. Je höher der Bildungsstand, desto höher ist die Lebenserwartung im Alter von 65 Jahren. Dieser für die Schweiz beobachtete Zusammenhang deckt sich auch mit den Erkenntnissen aus Studien anderer Industrieländer.

Anhand des Bildungsstand-Indikators haben die Autoren verschiedene Modelle zur Differenzierung des Rentenalters ausgearbeitet. Sie sollen zeigen, dass eine Differenzierung des ordentlichen Rentenalters unter Berücksichtigung der Sterblichkeitsunterschiede nach Bildungsstand theoretisch möglich ist. Im Gegensatz zu anderen Variablen der sozialen Stellung, wie z.B. Branche oder Einkommen, lässt sich der Bildungsstand relativ einfach anwenden, da sich das erreichte Bildungsniveau im Lauf der Zeit tendenziell nicht verändert. Die Ergebnisse der in der Studie entwickelten Modelle lassen den Schluss zu, dass die Unterschiede der durchschnittlichen Rentenbezugsdauer der einzelnen Gruppen mit einer Differenzierung des Rentenalters zwischen den verschiedenen Bildungsniveaus um zwei bis vier Jahre verringert werden könnten. In den Modellen wird zudem mit der unterschiedlichen Lebenserwartung von Männern und Frauen ein zweiter, biologischer Indikator einbezogen. Unter Berücksichtigung dieses zweiten Indikators müsste das Rentenalter im Hinblick auf eine vollständige Geschlechtergleichheit um mindestens zwei weitere Jahre differenziert werden.

Die Studie macht deutlich, dass das Rentenalter hinsichtlich unterschiedlicher Dimensionen differenziert werden könnte. Vertiefte Abklärungen sind aber noch notwendig zu den individuellen und finanziellen Auswirkungen sowie zu den Folgen für die Sozialversicherungen ausserhalb der Altersvorsorge.

Werner Gredig, Vizedirektor
Leiter Geschäftsfeld Mathematik, Analysen, Statistiken

Premessa dell'Ufficio federale delle assicurazioni sociali

Per garantire il finanziamento a lungo termine delle prestazioni di vecchiaia numerosi Stati innalzano, gradualmente o in una volta sola, l'età di pensionamento. Nei dibattiti sull'adeguamento di questo parametro si ripresenta regolarmente la domanda se non si debbano prendere maggiormente in considerazione le diverse aspettative di vita dei vari gruppi demografici. Definendo limiti d'età differenziati a seconda dell'aspettativa di vita, ai diversi gruppi della popolazione si potrebbe così assicurare più o meno lo stesso numero di anni di pensionamento.

Il presente studio si concentra sui due seguenti quesiti fondamentali: quali sono i fattori che influenzano maggiormente l'aspettativa di vita? Come tenerne conto al momento dell'adeguamento dei sistemi pensionistici? Le prime analisi dell'influenza svolta dal reddito o dalla cittadinanza non hanno fornito risultati inequivocabili riguardo al rischio di decesso di singoli gruppi; quest'ultimo è però più basso nelle professioni del settore terziario che in quelle del secondario. Ma dato che l'aspettativa di vita specifica di una branca professionale varia notevolmente a seconda delle funzioni svolte, non è possibile procedere a una classificazione netta per branche. Gli autori hanno individuato le maggiori differenze nella speranza di vita dopo il pensionamento in collegamento con il titolo di studio: infatti, quanto più elevato è il livello d'istruzione, tanto maggiore è la speranza di vita a 65 anni. Questo nesso osservato per la Svizzera coincide anche con i risultati degli studi condotti in altri Paesi industrializzati.

Sulla base dell'indice del livello d'istruzione gli autori hanno elaborato vari modelli di differenziazione dell'età pensionabile, con cui mostrare che è possibile, teoricamente, distinguere fra diverse età pensionabili tenendo conto delle differenze nell'aspettativa di vita a seconda del livello d'istruzione. Rispetto ad altre variabili relative allo status sociale, come ad esempio la branca o il reddito, il livello d'istruzione è facile nell'applicazione, in quanto tende a non cambiare nel corso del tempo. Dai risultati ottenuti con questi modelli si può trarre la conclusione che la differenziazione dell'età pensionabile in base al livello d'istruzione permetterebbe di ridurre di due a quattro anni le differenze di durata di fruizione della rendita di vecchiaia dei singoli gruppi. I modelli considerano inoltre un secondo indicatore, di natura biologica, cioè la speranza di vita degli uomini e delle donne. Includendo anche questo indicatore in vista di una completa parità di genere, occorrerebbe differenziare ulteriormente l'età pensionabile di almeno due anni.

Dallo studio emerge chiaramente che sarebbe possibile differenziare l'età pensionabile secondo diversi parametri. Prima di operare una modifica in questo senso, occorre però approfondire alcuni aspetti riguardo alle sue ripercussioni individuali e finanziarie e alle conseguenze per le assicurazioni sociali al di fuori della previdenza per la vecchiaia.

Werner Gredig, vicedirettore
Responsabile Ambito matematica, analisi e statistica

Foreword of the Federal Social Insurance Office

In order to secure the financing of pension benefits in the long term, many countries are increasing the retirement age in one go or in several steps. In the debate surrounding a higher retirement age, it has repeatedly been asked whether more account should be taken of certain population groups' differing life expectancies. By setting differentiated retirement ages, it would be possible to guarantee population groups with diverse life expectancies roughly the same number of pension years.

The present study focuses on two fundamental questions: What factors have the greatest influence on life expectancy? How could these factors be specifically taken into account when amending pension systems? Initial analyses of income or nationality do not result in any clear findings as regards group-specific mortality risks. By contrast, the mortality risk is lower for tertiary-industry workers than for those working in secondary industry. As industry-specific life expectancy varies strongly in line with the function exercised, however, it is not possible to make a clear classification on the basis of industries. The authors of the study discovered that the biggest differences in life expectancy after retirement depend on the level of educational achievement. The higher the level of education, the higher the life expectancy at age 65. This correlation has been observed in Switzerland and coincides with the findings of studies carried out in other industrialized countries.

The authors of the study have used this education-level indicator to develop a variety of models for differentiated retirement ages. They are intended to demonstrate the theoretical possibility of setting different standard retirement ages by taking into account the differences in mortality attributable to education levels. Unlike other social-status variables, such as branch of industry or income, the level of education is relatively easy to apply because, as of a certain point, it tends not to change over time. The results of the models developed in the study allow us to conclude that the differences in the average pension payment periods of the individual groups could be reduced by between two to four years by setting different retirement ages. The models also incorporate a second – biological – indicator, namely the divergent life expectancies of men and women. If this second indicator were taken into account, a further two-year differentiation in the retirement age would be necessary in the interests of complete equality between men and women.

The study emphasizes that various dimensions could be used to differentiate retirement ages. However, more in-depth analyses are required into the individual and financial repercussions of this as well as the consequences for social insurance not related to retirement provision.

Werner Gredig, Vice Director
Head of Mathematics, Analyses, Statistics Division

Sommaire

Sommaire	I
Résumé	III
Zusammenfassung	IX
Riassunto	XV
Summary	XXI
Introduction	1
Inégalités devant la mort en Suisse	1
Structure du rapport	2
1. Données et méthodes	5
1.1 Données	5
1.1.1 Recensements fédéraux de la population	5
1.1.2 Statistique de la mortalité	6
1.1.3 Données des assurances sociales	7
1.2 Mise en relation des données	8
1.2.1 Ages et générations pris en compte	8
1.2.2 Mise en relation du registre des rentes avec les recensements	8
1.2.2 Mise en relation de la statistique des décès avec les recensements	10
1.3 Indicateurs de mortalité différentielle	14
1.3.1 Taux et probabilités de décès	16
1.3.2 Probabilités de survie entre deux âges (probabilités transversales)	16
1.3.3 Risques de décès et odds ratios	17
1.3.4 Espérances de vie	17
1.3.5 Mortalité par cause de décès	18
2. Description des données	19
2.1 Swiss National Cohort 1990 et 2000	19
2.2 Registres des rentes et comptes individuels	20
3. Mortalité différentielle en Suisse et en Europe, un état de la littérature	25
3. Approches adoptées dans les études sur la mortalité différentielle	25
3.1.1 Approches transversales	25
3.1.2 Approches longitudinales	26
3.1.3 Le choix du marqueur de la catégorie socioprofessionnelle	27
3.2 Etudes de la mortalité différentielle en Europe	28
3.3 Etudes sur la mortalité différentielle en Suisse	30
3.4 Mortalité différentielle et politiques sociales	33
4. Mortalité différentielle en Suisse. Données et interprétations	35
4.1 Exemple de lecture des résultats	35
4.2 Statut d'état civil au moment du recensement	37
4.3 Configuration familiale	41
4.4 Statut professionnel	45
4.5 Profession exercée	48
4.6 Profession apprise	57
4.7 Catégorie socioprofessionnelle	63
4.8 Revenu soumis à cotisation	68
4.9 Branche d'activité	71

4.10	Formation achevée	75
4.11	Origine	79
5.	Modélisation du risque de décès	83
5.1	Statut d'activité	83
5.2	Catégorie socioprofessionnelle	85
5.3	Secteur d'activité	87
5.4	Niveau de formation	88
6.	Mortalité différentielle et ses conséquences pour les politiques sociales	91
6.1	Flexibilisation des âges à la retraite en fonction de la mortalité différentielle	91
6.1.1	Introduction	91
6.1.2	La prise en compte de la mortalité différentielle pour l'élaboration de modèles de retraite : limites méthodologiques	94
6.2	Hypothèses de base	96
6.2.1	Choix de la variable de catégorisation sociale	96
6.2.2	Calcul des espérances de vie	97
6.2.3	Redressement des espérances de vie à la naissance	98
6.2.4	Définition des âges d'entrée dans la vie active	99
6.3	L'impact de la mortalité différentielle sur l'équité en matière de durée de retraite. L'exemple de la formation achevée	100
6.3.1	Durée moyenne de retraite identique pour tous les niveaux de formation	104
6.3.2	Durée moyenne de retraite identique pour tous les niveaux de formation et les sexes	106
6.3.3	Rapport entre durée théorique de cotisation (servant au calcul de la rente) et durée de retraite identique pour tous les niveaux de formation	106
6.3.4	Rapport entre durée d'activité et durée de retraite identique pour tous les niveaux de formation et les sexes	109
6.3.5	Rapport entre durée potentielle d'activité et durée de retraite identique pour tous les niveaux de formation	109
6.3.6	Rapport entre durée d'activité et durée de retraite identique pour tous les niveaux de formation et les sexes	112
6.4	Synthèse et remarques conclusives	112
	Conclusions	115
	Références	119

Résumé

Cette étude représente la première partie d'une étude effectuée sur mandat de l'Office fédéral des assurances sociales, visant à mesurer le risque de mortalité selon la profession, la catégorie socioprofessionnelle et d'autres facteurs sociodémographiques. Dans un premier chapitre, on présente les données ayant servi à cette analyse, qui sont de deux types : d'une part, nous avons utilisé la *Swiss National Cohort*, des données préparées par l'Institut de Médecine sociale et préventive de Zurich et celui de Berne. Ces données présentent l'intérêt de reposer sur un appariement de la statistique des décès avec les recensements 1990 et 2000. D'autre part, nous avons effectué un appariement des données des registres des rentes concernant les hommes et femmes nés jusqu'en 1950, en vue de récupérer des informations sur leur revenu en 1985, 1990, 1995 et 2000.

Le premier chapitre présente également les outils d'analyse disponibles, en accordant une attention particulière à ceux utilisés dans cette étude : les probabilités de décès et de survie calculées de manière longitudinale (entre décembre 1990 et décembre 1995, entre décembre 2000 et décembre 2005 par exemple) ; les probabilités de décès et de survie entre 25 et 64 ans, estimées à partir de la méthode de la table de mortalité (approche transversale).

Le chapitre 2 décrit les données utilisées. En ce qui concerne la *Swiss National Cohort*, on fournit les taux d'appariement : 6% approximativement des décès ne sont pas appariés, et ne peuvent dès lors pas être imputés à des individus recensés. Même si ce pourcentage est faible, il peut perturber l'analyse, puisqu'on ne peut pas écarter l'hypothèse que ces décès appartiennent à un groupe précis de la population (et ne sont dès lors pas répartis aléatoirement dans la population). En outre, le chapitre 2 présente différentes informations sur la qualité des recensements 1990 et 2000 et sur les possibles limites liées au mode de collecte, limites au moment de la comparaison des résultats pour les deux dates.

Un troisième chapitre décrit l'état de la littérature sur la mortalité différentielle en Europe et en Suisse, en faisant référence également aux différentes approches méthodologiques. Cette rapide revue de la littérature a pour objectif de préciser quelles sont les questions actuelles de recherche dans le domaine. On relève en particulier l'hypothèse selon laquelle les inégalités de risques seraient croissantes depuis les années 1970 entre les différentes catégories socioprofessionnelles, un résultat qui marquerait une rupture par rapport à la lente convergence observée depuis le 18^e siècle. Un résultat qui signifierait également que les inégalités socioéconomiques et professionnelles ne répondent pas aux mêmes tendances à l'harmonisation des niveaux observées par exemple lorsqu'il est question des inégalités régionales ou entre les sexes.

Le chapitre 4 présente les principaux résultats d'une approche « démographique » reposant sur le calcul des probabilités de survie et de décès entre 2000 et 2005, entre 1990 et 1995 ainsi qu'entre 1990 et 2000, obtenues par la méthode longitudinale. Conformément au mandat, nous nous sommes focalisés sur les âges de 58, 65 et 67 ans, représentant des âges clés dans le domaine de la prévoyance sociale et professionnelle. Dans un ou l'autre cas, on a dû cependant considérer des cohortes triennales en vue d'accroître la taille de l'échantillon (57 à 59 ans). Une observation méthodologique doit être cependant faite : les personnes âgées de 65 et 67 ans à la date du recensement sont souvent retraitées, ce qui limite les possibilités d'analyse des facteurs liés à la

profession sur le risque de mortalité. On a également calculé des tables de mortalité en vue d'établir des probabilités de survie et de décès entre 25 et 64 ans. Relevons que le calcul d'espérances de vie par profession ou catégorie socioprofessionnelle n'est pas possible en raison de l'impossibilité de connaître ces dimensions pour les personnes retraitées. On peut par contre établir des espérances de vie par niveau de formation (et toute autre variable non modifiable, comme le lieu de naissance).

L'analyse démographique montre une série de résultats qui sont généralement attendus. Dans un premier temps, on s'est intéressé à mesurer les risques de mortalité pour des variables sociodémographiques, le statut matrimonial et le type de ménage. Les résultats montrent un risque accru pour les veufs¹ et divorcés comparativement aux mariés, et plus encore pour les célibataires. L'effet de sélection (les personnes en bonne santé ont plus de chance d'être mariés) et protecteur (le comportement de vie se modifie après le mariage) du mariage est donc confirmé, il est plus fort chez les hommes que chez les femmes. Toutes les causes de décès contribuent aux différentiels.

En outre, le croisement du statut matrimonial avec le type de ménage montre que la cohabitation hors mariage, qu'elle soit le fait des célibataires ou des ex-mariés (divorcés ou veufs), conduit à un risque plus élevé que la cohabitation maritale. Le fait de vivre dans un ménage individuel est un facteur de risque, mais ce facteur est plus important encore lorsque la personne dans ce ménage est un célibataire. Le fait de vivre dans un ménage collectif conduit logiquement à un accroissement du risque de décès, une partie de ces ménages étant des homes pour personnes âgées ou des institutions prodiguant des soins. Parmi les personnes vivant en couple, enfin, les différentiels entre mariés et non-mariés confirment également le rôle protecteur du mariage.

En ce qui concerne les facteurs liés au marché du travail, les résultats obtenus rejoignent dans les grandes lignes ceux observés dans d'autres pays, avec cependant certaines spécificités. Une constante est observée, liée au fait que l'activité professionnelle est un marqueur de l'état de santé. Dès lors, les personnes inactives, en particulier de sexe masculin, avant l'âge de la retraite, présentent un risque accru de mortalité. Chez les femmes, ce risque apparaît dans les années 2000 uniquement : dans les années 1990, le groupe des femmes professionnellement inactives était plus hétérogène, comprenant des femmes au foyer et d'autres ne pouvant exercer un emploi pour cause de maladie ou d'invalidité. Dans les années 2000, avec l'accroissement de la participation des femmes au marché du travail, ce groupe est devenu progressivement plus homogène et présente un risque accru de mortalité.

Le chômage accompagne également une augmentation significative du risque de mortalité, autant chez les hommes que chez les femmes, ceci même si le chômage est limité en Suisse, et souvent de courte durée. Logiquement, on observe que le statut d'activité est un bon marqueur du risque avant l'âge de la retraite, et en particulier chez les hommes. Par contre, l'activité après la retraite n'est pas un marqueur de risque.

Les différentiels de mortalité selon la profession confirment pour leur part le gradient observé dans de nombreux pays entre professions du secteur tertiaire, à faible risque – en particulier l'enseignement – et professions du secteur secondaire, à risque élevé. Les écarts sont plus importants pour les hommes que pour les femmes. Le nombre élevé de professions et les faibles

¹ Afin d'éviter d'alourdir le texte, le masculin désigne dans cette étude, sauf précision contraire, à la fois les hommes et les femmes.

effectifs ne permettent ni de conclure à un accroissement ni à une diminution de ces écarts entre les deux recensements.

Toutes les causes de décès interviennent sur les écarts observés entre groupes professionnels, à des degrés divers. On peut en particulier lier les écarts observés à la prise de risques (à la fois sur le lieu du travail et dans la vie courante), qui se répercute soit par des décès immédiats (accidents), soit à des décès différés (maladies cardiovasculaires, certains cancers).

Dans ses grandes lignes, l'analyse de la mortalité selon la profession apprise confirme celle de la mortalité selon la profession exercée à la date du recensement.

L'analyse des catégories socioprofessionnelles apporte un éclairage intéressant sur les différentiels de risques. Ces catégories ont été définies par l'OFS en fonction du niveau de formation, de la position dans la profession et du statut professionnel. En 2000, ouvriers et travailleurs non qualifiés présentaient la probabilité la plus élevée de décès durant la période consacrée aux âges actifs chez les hommes, tandis que les professions libérales et les cadres et ingénieurs présentaient le risque le plus faible. Dix ans plus tôt, les travailleurs non qualifiés se distinguaient des autres catégories socioprofessionnelles avec un risque particulièrement élevé (près de 25% de décès entre 25 et 64 ans), alors que les dirigeants et professions libérales présentaient le plus faible risque. Tant en 1990 et 2000, les hommes employés sans responsabilité présentent des niveaux de mortalité proches de ceux des ouvriers. Chez les femmes, les écarts sont plus faibles, avec un gradient relativement logique entre catégories supérieures et catégories inférieures. Les analyses effectuées pour les femmes de 58 ans montrent un risque relativement élevé pour les agricultrices, et très faible chez les artisanes. Par ailleurs, si l'on considère la mortalité entre 25 et 64 ans, on s'aperçoit que les différentiels ne diminuent pas : le rapport entre le groupe le plus protégé et celui le plus fragile est de 1.93 en 2000 chez les hommes, contre 1.83 en 1990. Pour les femmes, ces valeurs sont de 1.45 et 1.38. Parmi les causes de décès qui interviennent sur les différentiels socioéconomiques de mortalité, celles en relation avec un comportement à risque jouent un rôle prépondérant.

L'analyse de la mortalité sur le revenu fournit quelques enseignements complémentaires, de portée relativement limitée. En effet, les données sur le revenu sont issues des registres des cotisations individuelles et ne concernent que les rentiers actuels, pour qui les revenus ont été fournis rétroactivement. En outre, les données peuvent être parfois relativement volatiles, le revenu soumis à cotisation étant susceptible de se modifier rapidement, en particulier pour les personnes indépendantes. Néanmoins, le lien négatif entre revenu et risque de mortalité est avéré. Pour une catégorie socioprofessionnelle donnée, bénéficier d'un revenu élevé conduit également à une diminution de risque.

On s'est également intéressé au secteur d'activité et à son rôle sur la mortalité. Cette variable montre des variations de risques lorsque l'on considère les secteurs du primaire, du secondaire ou du tertiaire. Les différentiels sont plus importants lorsque l'on analyse le risque en fonction de la branche d'activité, avec des résultats qui confirment ceux observés en fonction de la profession. En outre, le fait d'être situé dans une catégorie socioprofessionnelle donnée (dirigeant, indépendant, intermédiaire, etc.) conduit à des risques parfois différents en fonction du secteur d'activité (secondaire ou tertiaire). Un ouvrier du secteur tertiaire sera par exemple protégé, comparativement à un ouvrier du secondaire.

Il existe par ailleurs une association étroite entre le niveau de formation et le risque de mortalité, plus marquée chez les hommes que chez les femmes. Plus le niveau de formation est élevé, plus faible est le risque de mortalité. Cette association confirme pour la Suisse les résultats observés à

l'échelle de l'ensemble des pays industrialisés. Pratiquement l'ensemble des causes de décès contribuent à ces différentiels. Les morts violentes chez les hommes et les cancers du sein chez les femmes sont les seules causes, parmi celles investiguées, qui ne montrent pas de différentiels de risques.

Les caractéristiques culturelles ont également été investiguées. Elles jouent un rôle moins prépondérant sur le risque que les caractéristiques familiales. En particulier, les différences entre Suisses et étrangers, et entre natifs et migrants, sont faibles. L'« emigrant unhealthy effect », appelé également « effet saumon », joue un rôle dans la limitation des risques de décès : une partie des personnes migrantes en mauvaise santé rentrent dans leur pays avant le décès, et n'apparaissent dès lors pas dans les cas de décès enregistrés en Suisse (Bouchardy et al., 2001, Raymond et al. (1996).

Au terme du quatrième chapitre, on s'aperçoit que deux indicateurs apparaissent non seulement comme fortement liés au risque de décès, mais en outre aisés à commenter : le niveau de formation et la catégorie socioprofessionnelle. Ces indicateurs suggèrent en outre que, entre le groupe le plus favorisé et le groupe le plus soumis à des risques de décès, le rapport dans le risque de décès est de l'ordre de 1 à 2.

Le cinquième chapitre vise à ajouter des analyses multivariées, dans le but de contrôler les résultats obtenus pour les variables socioprofessionnelles à partir des approches démographiques. Globalement, les résultats sont confirmés après contrôle des ressources individuelles (niveau de formation), familiales (état civil et type de ménage) et culturelles (nationalité et lieu de naissance). Les facteurs de confusion ont en règle générale un impact sur les modèles (en particulier le niveau de formation et l'état civil). Leur prise en compte ne modifie cependant pas énormément les odds ratios obtenus lors de modèles de régression non ajustés. En d'autres termes, la dimension professionnelle joue un rôle essentiel sur la mortalité, indépendant d'autres variables ayant pu être incluses dans le modèle.

Le chapitre 6 porte pour sa part sur la flexibilisation de l'âge de la retraite tenant compte des différentiels de durée de vie selon l'appartenance à un groupe socioprofessionnel. La variable « niveau de formation » a été utilisée en vue de mesurer l'impact de différentes hypothèses portant sur la flexibilité de l'âge à la retraite. Les hypothèses reposent sur une durée de retraite égale, un rapport entre durée de retraite et durée théorique de cotisation, et un rapport entre durée de retraite et durée d'activité égale. Pour chaque égalité, on a prévu une hypothèse considérant séparément les hommes et les femmes, et une autre hypothèse considérant ensemble les deux sexes et imposant également une égalité entre sexes. Le groupe de formation « Secondaire II » représente le groupe de référence, pour lequel l'âge à la retraite est fixé à 65 ans (en cas de traitement séparé des hommes et des femmes). Pour les modèles visant à l'équité entre les sexes (sections 6.2.2, 6.2.4 et 6.2.6), on a utilisé comme référence la valeur de retraite estimée pour l'ensemble de la population, quels que soient le sexe et le niveau de formation. Les modèles ont été effectués pour l'année 2000.

Des modèles prospectifs ont été également construits, reposant sur l'évolution de l'espérance de vie à 65 ans de 2010 jusqu'en 2050 selon les hypothèses moyennes, basses et hautes de l'OFS.

L'hypothèse de durée de retraite égale selon le niveau de formation reviendrait à différencier l'âge ordinaire de la retraite de 2,7 ans chez les hommes et de 2,0 ans chez les femmes. Cet écart serait de 6,4 ans si on pose l'hypothèse d'une durée de retraite qui soit égale pour les hommes et pour les femmes.

Un rapport constant entre durée théorique de cotisation et durée de retraite nécessiterait une moindre flexibilité de l'âge à la retraite, l'écart atteignant 2,0 ans chez les hommes, 1,4 an chez les femmes, et 4,6 ans si on pose l'hypothèse d'un rapport égal pour chacun des deux sexes. Enfin, un rapport constant entre durée potentielle d'activité et durée de retraite nécessiterait de flexibiliser de 3,6 ans (hommes) et de 3,3 ans (femmes) l'âge de départ à la retraite. L'écart d'âge atteindrait même 6,3 ans dans le cas où un ratio identique était imposé aux hommes et aux femmes. Tout en restant théoriques, les modèles proposés fournissent quelques informations utiles sur les niveaux de flexibilisation nécessaires afin d'améliorer l'équité devant la retraite.

Zusammenfassung

Diese Untersuchung bildet den ersten Teil einer im Auftrag des Bundesamtes für Sozialversicherungen durchgeführten Studie zum Mortalitätsrisiko nach Beruf, sozioprofessioneller Kategorie und anderen soziodemografischen Faktoren. In einem ersten Kapitel werden die beiden Datengrundlagen der Untersuchung dargelegt. Zum einen wurden die von den Instituten für Sozial- und Präventivmedizin in Zürich und Bern aufbereiteten Daten der *Swiss National Cohort* verwendet. Sie haben den Vorteil, dass sie auf einer Verknüpfung der Todesfallstatistik mit den Volkszählungen von 1990 und 2000 basieren. Zum anderen wurden die Daten aus den Rentenregistern zu Frauen und Männern bis und mit Geburtsjahr 1950 zusammengeführt, um Informationen über ihr Einkommen in den Jahren 1985, 1990, 1995 und 2000 zu erhalten.

Kapitel 1 stellt zudem die Analyseinstrumente vor und schenkt dabei den in dieser Studie verwendeten Instrumenten besondere Aufmerksamkeit. Es sind dies die im Längsschnitt berechnete Sterbe- und Überlebenswahrscheinlichkeit (z.B. von Dezember 1990 bis Dezember 1995 und von Dezember 2000 bis Dezember 2005) und die nach der Sterbetafelmethode (Querschnittsansatz) ermittelte Überlebenswahrscheinlichkeit zwischen 24 und 64 Jahren.

Kapitel 2 stellt die verwendeten Daten dar. Für die *Swiss National Cohort* werden die Matching-Quoten angegeben: 6 Prozent der Todesfälle sind nicht verknüpft und lassen sich somit nicht den erfassten Personen zuordnen. Obwohl es sich dabei um einen kleinen Prozentsatz handelt, kann er die Analyse dennoch verfälschen, denn es ist nicht auszuschliessen, dass sich diese Todesfälle in einer bestimmten Bevölkerungsgruppe ereignet haben und nicht zufällig auf die Bevölkerung verteilt sind. Im Weiteren präsentiert Kapitel 2 verschiedene Informationen zur Qualität der Volkszählungen von 1990 und 2000, zu möglichen, durch die Art der Datenerhebung bedingten Grenzen und zur eingeschränkten Vergleichbarkeit der Ergebnisse dieser beiden Jahre.

Ein drittes Kapitel beschreibt den Stand der Fachliteratur zur differenziellen Sterblichkeit in Europa und der Schweiz und verweist dabei auf die methodischen Ansätze. Mit dem kurzen Literaturüberblick sollen die aktuellen Forschungsfragen in diesem Bereich aufgezeigt werden. Es wird insbesondere die Hypothese aufgestellt, dass die Risikungleichheiten zwischen den verschiedenen sozioprofessionellen Kategorien seit den 1970er-Jahren zugenommen haben und somit eine Trendumkehr im Verhältnis zu der seit dem 18. Jahrhundert rückläufigen Bewegung stattgefunden hat. Eine solche Wende würde bedeuten, dass die soziodemografischen und beruflichen Ungleichheiten nicht den gleichen Harmonisierungstendenzen gehorchen wie zum Beispiel die regionalen oder geschlechterspezifischen Ungleichheiten.

In Kapitel 4 werden die wichtigsten Ergebnisse eines «demografischen Ansatzes» erläutert, der auf einer Längsschnittberechnung der Überlebenswahrscheinlichkeit für die Zeiträume von 2000 bis 2005, von 1990 bis 1995 und von 1990 bis 2000 beruht. Entsprechend dem Auftrag des BSV wurden die Altersklassen der 58-, 65- und 67-Jährigen untersucht. Sie stellen im Bereich der sozialen und beruflichen Vorsorge Schlüsselalter dar. In Einzelfällen mussten zur Vergrößerung der Stichprobe Dreijahreskohorten herangezogen werden (57 bis 59 Jahre). In Bezug auf die Methode ist anzumerken, dass Personen im Alter von 65 bis 67 Jahren zum Erhebungszeitpunkt oft schon pensioniert sind, was die Analysemöglichkeiten der berufsbedingten Faktoren für das Sterblichkeitsrisiko einschränkt. Um die Überlebens- und Sterbewahrscheinlichkeit zwischen 25 und 64 Jahren zu ermitteln, wurden zudem Sterbetafeln erstellt. Es ist jedoch nicht möglich, die Sterbewahrscheinlichkeit nach Beruf oder sozioprofessioneller Kategorie zu berechnen, da die

entsprechenden Angaben für Pensionierte fehlen. Ermitteln lässt sich dagegen die Lebenserwartung nach Bildungsstand (und nach jeder anderen unveränderbaren Variablen wie dem Geburtsort).

Die Ergebnisse der demografischen Analyse entsprachen den allgemeinen Erwartungen. In einem ersten Schritt wurde das Sterblichkeitsrisiko nach soziodemografischen Variablen, Zivilstand und Haushaltstyp gemessen. Wie sich herausgestellt hat, ist das Risiko bei verwitweten und geschiedenen Personen höher als bei Verheirateten und nimmt bei den ledigen Personen gar noch etwas zu. Die Ergebnisse bestätigen den Selektionseffekt (gesunde Personen haben eine grössere Chance verheiratet zu sein) und den Schutzeffekt der Ehe (der Lebensstil verändert sich nach der Heirat), wobei er bei Männern auffälliger ist als bei Frauen. Alle Todesursachen tragen zu den Ungleichheiten bei.

Wie die Kreuzung des Zivilstandes mit dem Haushaltstyp zeigt, haben zusammenlebende unverheiratete Partnerinnen und Partner – egal, ob es sich um ledige, geschiedene oder verwitwete Personen handelt – ein höheres Sterblichkeitsrisiko als Ehepartnerinnen und -partner, was darauf hinweist, dass das Leben in einem Einpersonenhaushalt ein Risikofaktor ist. Dieser ist sogar noch grösser, wenn die alleinlebende Person ledig ist. Da es sich bei Mehrpersonenhaushalten teilweise um Alters- oder Pflegeheime handelt, erhöht sich logischerweise das Sterberisiko bei diesem Haushaltstyp. Bei den Paarhaushalten untermauern die Unterschiede zwischen verheirateten und unverheirateten Paaren die schützende Rolle der Ehe.

In Bezug auf die Arbeitsmarktfaktoren decken sich die Ergebnisse im Grossen und Ganzen mit denen aus anderen Ländern, weisen aber dennoch einige Besonderheiten auf. Es wurde eine Konstante beobachtet, die sich dadurch erklären lässt, dass die Berufstätigkeit ein Marker für den Gesundheitszustand ist. Erwerbslose Personen im Erwerbsalter, insbesondere Männer, sind einem höheren Sterberisiko ausgesetzt. Bei den Frauen zeigt sich dieses Risiko nur in den Jahren 2000. In den 1990er-Jahren bildeten beruflich inaktive Frauen eine uneinheitlichere Gruppe aus Hausfrauen und krankheits- oder invaliditätsbedingt erwerbslosen Frauen. Mit der zunehmenden Arbeitsmarktbeteiligung der Frauen ist diese Gruppe homogener geworden und weist ein höheres Sterblichkeitsrisiko auf.

Arbeitslosigkeit erhöht das Sterblichkeitsrisiko sowohl bei Männern als auch bei Frauen ebenfalls merklich, obwohl sich die Arbeitslosigkeit in der Schweiz in Grenzen hält und meist nur von kurzer Dauer ist. Der Erwerbsstatus ist demnach vor allem bei Männern im Erwerbsalter ein guter Risikomarker. Kein Risikomarker bildet hingegen die Berufstätigkeit nach der Pensionierung.

Die berufsbedingten Sterblichkeitsunterschiede bestätigen den in vielen Ländern beobachteten Gradient zwischen Berufen des risikoschwachen tertiären Sektors – insbesondere im Bildungsbereich – und den Berufen des sekundären Sektors mit hohem Risiko. Bei den Männern sind die Unterschiede grösser als bei den Frauen. Allerdings lassen die hohe Anzahl an Berufen und die kleinen Bestände keine Rückschlüsse auf eine Zu- oder Abnahme dieser Unterschiede zwischen den beiden Volkszählungen zu.

Alle Todesursachen schlagen sich auf die Unterschiede zwischen den Berufsgruppen nieder, allerdings mit unterschiedlicher Intensität. Insbesondere können die beobachteten Unterschiede mit den Risiken (am Arbeitsplatz und im täglichen Leben) in Zusammenhang gebracht werden, die entweder zu einem plötzlichen Tod (Unfälle) oder einem langsamen Tod (Herz-Kreislaufkrankheiten, bestimmte Krebsarten) führen.

Die Analyse der Mortalität nach ausgeübtem Beruf zum Erhebungszeitpunkt wird von der Analyse der Sterblichkeit nach erlerntem Beruf weitgehend bestätigt.

Mithilfe der Analyse der sozioprofessionellen Kategorien können interessante Erkenntnisse zu den Risikoungleichheiten gewonnen werden. Die Kategorien wurden vom BFS nach Bildungsstand, Stellung im Beruf und beruflichem Status festgelegt. Im Jahr 2000 war die Sterbewahrscheinlichkeit im Erwerbssalter bei Arbeitern und ungelernten männlichen Arbeitskräften am höchsten, während die freien Berufe, Kader und Ingenieure das niedrigste Risiko aufwiesen. Zehn Jahre davor hoben sich die ungelernten Arbeitskräfte durch ein besonders hohes Risiko von den anderen sozioprofessionellen Kategorien ab (nahezu 25% Todesfälle zwischen 25 und 64 Jahren). Das geringste Risiko hatten hingegen das obere Management und die freien Berufe. Sowohl 1990 als auch 2000 war die Sterblichkeit der angestellten Männer ohne Verantwortung ähnlich hoch wie die der Arbeiter. Bei den Frauen sind die Unterschiede weniger markant und der Gradient zwischen den höheren und den tieferen Kategorien ist relativ einleuchtend. Wie die Analyse der 58-jährigen Frauen gezeigt hat, weisen Landwirtinnen ein relativ hohes und im Kunstgewerbe tätige Frauen ein sehr geringes Risiko auf. Betrachtet man die Sterblichkeit zwischen 25 und 64 Jahren, fällt ausserdem auf, dass sich die Unterschiede nicht verringern: Das Verhältnis zwischen der am stärksten und der am schwächsten geschützten Gruppe betrug bei den Männern im Jahr 2000 1.93 und im Jahr 1990 1.83. Bei den Frauen lagen diese Werte bei 1.45 bzw. 1.38. Bei den Todesursachen, die Einfluss auf die sozioökonomischen Sterblichkeitsunterschiede haben, ist vor allem das Risikoverhalten von entscheidender Bedeutung.

Die Analyse der Mortalität nach Einkommen liefert zusätzliche Erkenntnisse, die jedoch nur eine relativ beschränkte Aussagekraft haben. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die Einkommensdaten aus den Registern der individuellen Beiträge stammen und sich nur auf die heutigen Rentnerinnen und Rentner beziehen, für die die Informationen zu den Einkommen rückwirkend geliefert wurden. Hinzu kommt, dass diese Angaben Schwankungen unterworfen sein können, da sich vor allem bei Selbstständigerwerbenden das beitragspflichtige Einkommen schnell verändern kann. Dennoch ist der negative Zusammenhang zwischen Einkommen und Sterblichkeit erwiesen. Ein hohes Einkommen in einer bestimmten sozioprofessionellen Kategorie führt zu einer Verringerung des Risikos.

Ebenfalls untersucht wurde der Einfluss des Wirtschaftssektors auf die Sterblichkeit. Bei dieser Variablen ist das Risiko im primären, sekundären und tertiären Sektor unterschiedlich hoch. Betrachtet man das Risiko nach Wirtschaftsbranche, fallen die Unterschiede deutlicher aus, wobei die Ergebnisse diejenigen des Risikos nach Beruf bestätigen. Ausserdem kann die sozioprofessionelle Kategorie (oberstes Management, Selbstständigerwerbende, intermediäre Berufe) innerhalb eines Wirtschaftssektors (sekundär oder tertiär) zu unterschiedlich hohen Risiken führen. So sind Arbeiter bzw. Arbeiterinnen im tertiären Sektor besser geschützt als solche im sekundären Sektor.

Ein Zusammenhang besteht auch zwischen dem Bildungsstand und dem Sterblichkeitsrisiko. Dieser ist bei Männern stärker ausgeprägt als bei Frauen. Je höher der Bildungsstand, desto tiefer das Sterblichkeitsrisiko. Diesbezüglich decken sich die Ergebnisse mit den Beobachtungen in allen Industrieländern. Nahezu alle Todesursachen tragen zu diesen Unterschieden bei. Gewaltsame Todesarten bei den Männern und Brustkrebs bei den Frauen sind die einzigen untersuchten Todesursachen, bei denen keine Risikoungleichheiten festzustellen sind.

Schliesslich wurden auch die kulturellen Merkmale analysiert. Sie sind in Bezug auf das Risiko weniger ausschlaggebend als die Familienmerkmale. Gering sind insbesondere die Unterschiede

zwischen schweizerischen und anderen Staatsangehörigen und zwischen Migrantinnen und Migranten und im Inland geborenen Personen. Der «Emigrant unhealthy effect» oder «Saumon-Effekt» beeinflusst das Sterberisiko: Ein Teil der Migrantinnen und Migranten mit schlechtem Gesundheitszustand kehren vor ihrem Tod in ihr Heimatland zurück und erscheinen deshalb nicht in den Todesfallregistern der Schweiz (Bouchardy et al., 2001, Raymon et al. 1996).

Am Ende des 4. Kapitels wird deutlich, dass zwei Indikatoren – der Bildungsstand und die sozioprofessionelle Kategorie – nicht nur in engem Zusammenhang mit dem Sterberisiko stehen, sondern auch einfach zu kommentieren sind. Diese Indikatoren lassen zudem den Schluss zu, dass die Gruppe mit dem tiefsten und die mit dem höchsten Sterberisiko in einem Verhältnis von 1 bis 2 zueinander stehen.

In Kapitel 5 werden die Untersuchungen mit multivariaten Analysen ergänzt, damit die Ergebnisse für die sozioprofessionellen Variablen anhand demografischer Ansätze überprüft werden können. Die Untersuchung der individuellen (Bildungsstand), familialen (Zivilstand und Haushaltstyp) und kulturellen (Nationalität und Geburtsort) Ressourcen bestätigen die Ergebnisse insgesamt. Obwohl die Verzerrungsfaktoren die Modelle im Allgemeinen beeinflussen (insbesondere den Bildungsstand und den Zivilstand), ändern sich die mit den unbereinigten Regressionsmodellen ermittelten Odds Ratios durch ihre Berücksichtigung nur wenig. Anders ausgedrückt spielt die berufliche Dimension unabhängig von anderen, im Modell einbezogenen Variablen für die Sterblichkeit eine wesentliche Rolle.

Kapitel 6 befasst sich mit der Flexibilisierung des Rentenalters unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Lebensdauer der verschiedenen sozioprofessionellen Gruppen. Mithilfe der Variable «Bildungsstand» wurden die Auswirkungen verschiedener Hypothesen zur Flexibilisierung des Rentenalters gemessen. Die Hypothesen beruhen auf einem gleich langen Lebensabschnitt nach der Pensionierung, einem Verhältnis zwischen Rentenjahren und theoretischen Beitragsjahren und einem Verhältnis zwischen Rentenjahren und gleich vielen Erwerbsjahren. Für jedes dieser Verhältnisse wurden Männer und Frauen getrennt betrachtet. Zusätzlich wurde eine geschlechterunabhängige Hypothese mit den gleichen Bedingungen für Männer und Frauen aufgestellt. Referenzgruppe bildet die Ausbildungsgruppe «Sekundarstufe II», für die das Rentenalter auf 65 Jahre festgelegt wurde (bei getrennter Betrachtung der Männer und Frauen). Für die Modelle mit Geschlechtergleichheit (Abschnitte 6.2.2, 6.2.4 und 6.2.6) wurde als Richtwert ein für die gesamte Bevölkerung geschätztes Rentenalter, unabhängig vom Geschlecht und dem Bildungsstand, verwendet. Die Modelle beziehen sich auf das Jahr 2000.

Im Weiteren wurden anhand der Entwicklung der Lebenserwartung mit 65 Jahren für 2010 bis 2050 nach den mittleren, tiefen und hohen Hypothesen des BFS Prognosemodelle erstellt.

Die Hypothese einer gleich langen Rentendauer nach Bildungsstand hätte eine Abweichung vom ordentlichen Rentenalter von 2,7 Jahren bei den Männern und 2,0 Jahren bei den Frauen zur Folge. Unter der Annahme einer gleich langen Rentendauer von Männern und Frauen würde die Abweichung 6,4 Jahren betragen.

Ein gleichbleibendes Verhältnis zwischen theoretischen Beitragsjahren und Rentenjahren würde eine weniger grosse Flexibilität des Rentenalters erfordern, da in diesem Szenario die Abweichung bei den Männern 2,0 Jahre und bei den Frauen 1,4 Jahre beträgt. Bei einem konstanten Verhältnis zwischen potenziellen Erwerbsjahren und Rentenjahren müsste das Pensionsalter um 3,6 Jahre bei den Männern und um 3,3 Jahre bei den Frauen flexibilisiert werden. Würde für Männer und Frauen der gleiche Quotient gelten, würde die Altersabweichung 6,3 Jahre betragen. Die Modelle sind

zwar theoretisch, liefern aber einige nützliche Informationen zur Flexibilisierung des Rentenalters im Hinblick auf mehr Gleichheit in Bezug auf die Pensionierung.

Riassunto

Questo riassunto presenta la prima parte di uno studio condotto su incarico dell'Ufficio federale delle assicurazioni sociali con l'obiettivo di misurare il rischio di mortalità secondo la professione, la categoria socioprofessionale e altri fattori sociodemografici. Nel primo capitolo presentiamo i dati utilizzati per la ricerca, che erano di due tipi: da una parte ci siamo serviti dei dati dello *Swiss National Cohort* messi a punto dall'Istituto di Medicina sociale e preventiva dell'Università di Zurigo e dall'istituto omologo dell'Università di Berna. Essi sono di particolare interesse perché collegano i risultati ottenuti dai censimenti del 1990 e 2000 con la statistica della mortalità. D'altra parte abbiamo incrociato i dati dei registri delle rendite relativi agli uomini e alle donne nati prima del 1950 con l'intento di ottenere informazioni sul loro reddito nel 1985, 1990, 1995 e 2000.

Nello stesso capitolo illustriamo inoltre gli strumenti d'analisi disponibili, prestando particolare attenzione a quelli utilizzati nello studio: le probabilità di morire e di sopravvivere calcolate in base a uno studio longitudinale (ad esempio, tra dicembre 1990 e dicembre 1995 e tra dicembre 2000 e dicembre 2005) e le probabilità di morire e di sopravvivere tra i 25 e i 64 anni, stimate secondo il metodo della tavola di mortalità (approccio trasversale).

Il secondo capitolo comprende una descrizione dei dati utilizzati. Per quanto concerne quelli dello *Swiss National Cohort*, si forniscono i tassi di collegamento tra i dati: circa il 6% dei dati sui decessi non è collegato, e non è quindi attribuibile a soggetti censiti. Nonostante sia una percentuale bassa, può lo stesso interferire con l'analisi, perché non si può escludere l'ipotesi che questi decessi appartengano a un determinato gruppo della popolazione (e pertanto non sarebbero casualmente distribuiti fra la popolazione). Si presentano inoltre alcune informazioni sul tipo di censimento svolto nel 1990 e nel 2000 e sui limiti posti dal metodo della raccolta dei dati al momento in cui si confrontano i risultati dei due censimenti.

Il terzo capitolo passa in rassegna le pubblicazioni sulla mortalità differenziale in Europa e in Svizzera, facendo inoltre riferimento ai diversi approcci metodologici usati e precisando quali sono le questioni attuali poste al centro degli studi del settore. Si rileva in particolare l'ipotesi secondo cui dagli anni 1970 le disparità di rischio tra le diverse categorie socioprofessionali starebbero nuovamente crescendo, il che rappresenterebbe una rottura rispetto alla lenta convergenza dei dati osservata fin dal 18° secolo. Questo risultato significherebbe anche che le disuguaglianze socioeconomiche e professionali non seguono la tendenza all'armonizzazione dei livelli osservati, ad esempio, nell'ambito delle differenze regionali o tra i sessi.

Il quarto capitolo presenta i principali risultati di quello che si potrebbe definire un approccio demografico, basato sul calcolo delle probabilità di sopravvivere o di morire tra il 2000 e il 2005, tra il 1990 e il 1995 e tra il 1990 e il 2000, ottenute con il metodo longitudinale. Come da mandato, abbiamo focalizzato la nostra attenzione sull'età di 58, 65 e 67 anni, ossia i momenti chiave per il settore della previdenza sociale e professionale. In alcuni casi, però, abbiamo dovuto considerare coorti triennali (da 57 a 59 anni) per ottenere un campione più numeroso. Per quel che riguarda il metodo occorre tuttavia osservare quanto segue: le persone che al momento del censimento avevano tra i 65 e i 67 anni spesso erano già pensionate, ciò che ha limitato le possibilità di analisi dei fattori professionali legati al rischio di mortalità. Inoltre, sono state allestite tavole di mortalità per stabilire le probabilità di sopravvivere o di morire tra i 25 e i 64 anni. A tale proposito va rilevato che non è possibile calcolare la speranza di vita per professione o categoria socioprofessionale, perché è impossibile conoscere questo dato per i pensionati. È invece possibile

stabilire la speranza di vita per livello di formazione (se le altre variabili non sono modificate, come ad esempio il luogo di nascita).

Dall'analisi demografica si ottiene una serie di risultati generalmente prevedibili. In un primo momento si è misurato il rischio di mortalità legato ad alcune variabili sociodemografiche, allo stato civile e al tipo di economia domestica. I risultati dimostrano un rischio accresciuto per i vedovi e i divorziati rispetto alle persone sposate e, in maniera ancora più pronunciata, alle persone single. L'effetto della scelta di sposarsi (le persone che godono di una buona salute hanno maggiori probabilità di essere coniugate) e l'effetto protettivo del matrimonio (il comportamento di vita cambia dopo il matrimonio) sono dunque confermati, effetti che sono più forti per gli uomini che per le donne. Tutte le cause di decesso contribuiscono alla variazione dei risultati.

Inoltre, dall'incrocio dei dati sullo stato civile con quelli sul tipo di economia domestica emerge che la convivenza al di fuori del matrimonio fra persone non sposate o già sposate (divorziate o vedove)² comporta un rischio più elevato rispetto alla convivenza fra persone legate dal vincolo matrimoniale. Vivere in un'economia domestica individuale costituisce un fattore di rischio, che incide maggiormente se la persona che vi vive è single. Vivere in un'economia domestica collettiva porta logicamente a un aumento del rischio di decesso, dato che parte di queste economie sono istituti per anziani o case di cura. Per quanto concerne le persone conviventi, infine, la differenza fra coppie sposate e non sposate conferma ulteriormente il ruolo protettivo svolto dal matrimonio.

I risultati ottenuti nell'ambito dei fattori legati al mercato del lavoro coincidono a grandi linee con quelli osservati in altri Paesi, presentando tuttavia alcune caratteristiche specifiche. È osservabile una costante legata al fatto che l'attività professionale è un indicatore dello stato di salute. Di conseguenza, le persone, soprattutto di sesso maschile, che si trovano senza lavoro prima dell'età di pensionamento presentano un rischio di mortalità più elevato. Per le donne questo rischio emerge solo a partire dagli anni 2000: negli anni 1990 il gruppo delle donne inattive, più eterogeneo, comprendeva sia le casalinghe, sia le donne che non potevano lavorare a causa di una malattia o un'invalidità. A partire dal 2000, con la crescita della partecipazione delle donne al mercato del lavoro, questo gruppo è diventato sempre più omogeneo e presenta ora un accresciuto rischio di mortalità.

Anche la disoccupazione determina un aumento significativo del rischio di mortalità negli uomini e nelle donne, nonostante in Svizzera sia piuttosto contenuta e spesso di breve durata. Ne consegue che la situazione lavorativa è un valido indicatore del rischio di mortalità prima dell'età pensionabile, in particolar modo per gli uomini; dopo quell'età, invece, non lo è più.

I differenziali di mortalità per professione confermano tra l'altro il gradiente osservato in numerosi Paesi tra le professioni del settore terziario, a basso rischio, in particolare l'insegnamento, e quelle del settore secondario, che presentano un rischio elevato. Gli scarti sono più importanti per gli uomini che per le donne. L'elevato numero di professioni e gli scarsi effettivi di ciascuna di loro non permettono di trarre conclusioni in merito alla crescita o diminuzione degli scarti tra i due censimenti.

² Per motivi di leggibilità in questo studio usiamo soltanto la forma maschile, pur rivolgendoci anche alle donne, salvo precisazioni contrarie.

Tutte le cause di morte incidono, seppure in misura diversa, sugli scarti osservati fra i vari gruppi professionali. In particolare è possibile collegare gli scarti osservati con l'esposizione a determinati rischi (sul posto di lavoro e nella vita quotidiana), che ha per effetto o il decesso immediato (infortunio) o il decesso differito nel tempo (malattie cardiovascolari, certi tipi di tumore).

L'analisi della mortalità per professione imparata conferma a grandi linee quella della mortalità per professione svolta al momento del censimento.

È interessante notare come l'analisi delle categorie socioprofessionali porti luce sui differenziali di rischio. Queste categorie sono state definite dall'Ufficio federale di statistica (UST) in funzione del livello di formazione, della posizione raggiunta nel proprio ambito professionale e della situazione lavorativa. Nel 2000, operai e lavoratori non qualificati presentavano il maggiore rischio di decesso nel corso della vita lavorativa all'interno del gruppo degli uomini, mentre gli appartenenti alle professioni liberali, i quadri e gli ingegneri presentavano il rischio più basso. Dieci anni prima, i lavoratori non qualificati si distinguevano dalle altre categorie socioprofessionali per un rischio particolarmente elevato (quasi il 25% di decessi tra i 25 e i 64 anni), mentre i dirigenti e gli appartenenti alle professioni liberali erano esposti al minor rischio. Nel 1990 come nel 2000, gli uomini impiegati senza responsabilità dirigenziale presentano livelli di mortalità simili a quelli degli operai. Per le donne gli scarti sono meno pronunciati e presentano un gradiente più logico fra categorie più qualificate e meno qualificate. L'analisi della mortalità delle donne mostra livelli di rischio relativamente più elevati per le agricoltrici e molto esigui per le artigiane. Tra l'altro, considerando la mortalità tra i 25 e i 64 anni, si nota che i differenziali non diminuiscono: il rapporto tra il gruppo più protetto e quello più esposto fra gli uomini è di 1,93 nel 2000 e di 1,83 nel 1990. Per le donne, questi valori sono pari a 1,45 e 1,38. Fra le cause di decesso che incidono sui differenziali socioeconomici di mortalità spetta un ruolo preponderante a quelle relative a comportamenti a rischio.

L'analisi della mortalità rapportata al reddito fornisce alcune nozioni complementari, ma di importanza relativamente limitata. In effetti, i dati sul reddito, tratti dai registri dei contributi individuali, non riguardano i pensionati attuali, per i quali i redditi sono stati forniti retroattivamente. Oltretutto, i dati possono essere a volte molto volatili, visto che il reddito soggetto a contribuzione è suscettibile di cambiare rapidamente, soprattutto nel caso delle persone esercitanti un'attività indipendente. Ciononostante, il rapporto negativo tra reddito e rischio di mortalità è un dato di fatto. Per una determinata categoria socioprofessionale, percepire un reddito elevato comporta una riduzione del rischio.

Ci siamo occupati inoltre dei vari settori d'attività e del loro ruolo rispetto alla mortalità. Essi presentano variazioni di rischio se si considerano separatamente le attività del settore primario, secondario e terziario. I differenziali sono più importanti se l'analisi del rischio è rapportata al ramo di attività; i risultati così ottenuti confermano quelli osservati in funzione della professione. Tra l'altro, il fatto di appartenere a una determinata categoria socioprofessionale (dirigente, lavoratore indipendente, intermediario ecc.) a volte comporta rischi diversi a seconda del settore d'attività (secondario o terziario). Un operaio del terziario, ad esempio, sarà più protetto di un operaio del secondario.

Esiste tra l'altro un nesso diretto, più pronunciato negli uomini che nelle donne, tra il livello di formazione e il rischio di mortalità: tanto più elevato è il primo, quanto più basso è il secondo. Questo nesso conferma per la Svizzera i risultati osservati nell'insieme dei Paesi industrializzati. Praticamente tutte le cause di decesso concorrono all'ottenimento questi differenziali. Le morti

violente per gli uomini e il cancro al seno per le donne sono le uniche cause, fra quelle analizzate, che non presentano differenziali di rischio.

Abbiamo studiato inoltre le caratteristiche culturali, che rispetto alle caratteristiche familiari svolgono, però, un ruolo meno preponderante per il rischio di mortalità. In particolare le differenze fra Svizzeri e stranieri e fra nativi della Svizzera e immigrati sono esigue. Il cosiddetto "unhealthy emigrant effect", detto anche "effetto salmone", contribuisce a limitare i rischi di decesso: una parte degli immigrati ritorna nel proprio Paese di origine prima di morire e non appare dunque nelle statistiche sui decessi registrati in Svizzera (Bouchardy et al. 2001, Raymond, Bouchardy et al. [1996]).

Alla fine del quarto capitolo si discutono due indicatori che non solo appaiono strettamente legati al rischio di decesso, ma risultano anche facili da commentare: il livello di formazione e la categoria socioprofessionale. Questi indicatori rivelano tra l'altro che il rapporto tra il rischio di decesso del gruppo più avvantaggiato e di quello più svantaggiato è di 1 a 2.

Nel quinto capitolo abbiamo svolto alcune analisi multivariate con l'obiettivo di verificare i risultati ottenuti per le variabili socioprofessionali mediante l'approccio demografico. Complessivamente, i risultati sono confermati dopo la verifica delle risorse individuali (livello di formazione), familiari (stato civile e tipo di economia domestica) e culturali (cittadinanza e luogo di nascita). I fattori di confusione hanno, di regola, un impatto sui modelli (soprattutto il livello di formazione e lo stato civile). Tenerne conto non significa tuttavia modificare enormemente le *odds ratio* ottenute mediante modelli di regressione non rettificati. In altre parole, la sfera professionale gioca un ruolo fondamentale per la mortalità, a prescindere dalle altre variabili incluse nel modello.

Il sesto capitolo è incentrato sulla flessibilizzazione dell'età pensionabile tenuto conto delle differenze riscontrate a livello di durata della vita a seconda dell'appartenenza a un determinato gruppo socioprofessionale. La variabile "livello di formazione" è stata utilizzata per misurare l'impatto delle diverse ipotesi sull'età di pensionamento, le quali si basano su una durata del pensionamento uguale per tutti e su un rapporto tra durata del pensionamento e durata teorica del periodo di contribuzione e tra durata del pensionamento e durata della vita lavorativa uguale per tutti. Per ogni tipo di uguaglianza si è ipotizzata una variante separata per gli uomini e per le donne e una per l'insieme dei due sessi con l'imposizione dell'uguaglianza fra i due sessi. Il gruppo di formazione "livello secondario II" rappresenta il gruppo di riferimento, per il quale l'età pensionabile è stata fissata a 65 anni (in caso di trattamento separato per uomini e donne). Per i modelli che prevedono l'equità fra i sessi (sezioni 6.2.2, 6.2.4 e 6.2.6), abbiamo utilizzato come riferimento l'età pensionabile stimata per l'insieme della popolazione a prescindere dal sesso e dal livello di formazione. I modelli sono stati elaborati per l'anno 2000.

Abbiamo inoltre messo a punto modelli di previsione basati sull'evoluzione della speranza di vita a 65 anni dal 2010 al 2050 secondo le ipotesi medie, basse e alte formulate dall'UST.

L'ipotesi della durata del pensionamento uguale per ciascun livello di formazione farebbe sì che l'età di pensionamento ordinaria verrebbe nuovamente differenziata per gli uomini (2,7 anni) e per le donne (2,0 anni). Lo scarto sarebbe di 6,4 anni se si ipotizza un'età pensionabile uguale per gli uomini e per le donne.

Un rapporto costante tra durata teorica del periodo di contribuzione e durata del pensionamento richiederebbe una minore flessibilizzazione dell'età pensionabile; lo scarto sarebbe di 2,0 anni per gli uomini, di 1,4 per le donne e di 4,6 anni ipotizzando lo stesso rapporto per i due sessi. Infine, un

rapporto costante tra durata potenziale della vita attiva e durata del pensionamento renderebbe necessaria la flessibilizzazione del pensionamento di 3,6 anni per gli uomini e di 3,3 anni per le donne. Lo scarto raggiungerebbe ben 6,3 anni se si imponesse lo stesso rapporto per gli uomini e per le donne. Sebbene solo teorici, i modelli proposti forniscono alcune informazioni utili sul tipo di flessibilizzazione richiesto per migliorare l'equità di fronte al pensionamento.

Summary

This is the first part of a study commissioned by the Swiss Federal Social Insurance Office (FSIO) to measure the risk of death by occupation, socio-professional category and other socio-demographic factors. In the first chapter, we present the two types of data used for analysis purposes: on the one hand, the *Swiss National Cohort*, consisting of data prepared by the Zurich and Basel-based Institutes of Social and Preventive Medicine. The interesting thing about these data is that they are based on a matching of death statistics with the 1990 and 2000 censuses. On the other hand, we matched data from the *registres des rentes* (registers of OASI/DI insured persons) for men and women born up to 1950, with a view to obtaining information as to their incomes in 1985, 1990, 1995 and 2000.

The first chapter also presents the analysis tools available to us, in particular those used in this study: probabilities of death and survival calculated longitudinally (between December 1990 and December 1995, between December 2000 and December 2005, for example); probabilities of death and survival between ages 25 and 64, estimated using the mortality table method (cross-sectional approach).

Chapter 2 describes the data used. Where the Swiss National Cohort is concerned, the matching rates are as follows: approximately 6% of deaths are not matched, and therefore cannot be ascribed to individuals recorded in the census. Although this is a low percentage, it may distort the analysis, since we cannot rule out the possibility that these deaths pertain to a specific group (and are not therefore randomly distributed among the population at large). In addition, Chapter 2 presents various items of information regarding the quality of the 1990 and 2000 censuses and possible limitations in the way the data was gathered, which might affect comparison of the results for the two dates.

Our third chapter describes the state of the literature on differential mortality in the EU and in Switzerland, with reference to the different methodological approaches. The purpose of this rapid review is to clarify exactly what issues are being researched at the present time. One hypothesis we noted is that since the 1970s inequalities of risk between the different socio-political categories have been increasing, which would indicate a break with the trend of gradual convergence observed since the 18th century. This would also mean that socio-economic and occupational inequalities are not in step with the trends towards harmonization observed, for example, in the case of regional inequalities or inequalities between the sexes.

Chapter 4 presents the principal results of a “demographic” approach based on the calculation of probabilities of survival and death between 2000 and 2005, 1990 and 1995, and 1990 and 2000, obtained by the longitudinal method. In accordance with our mandate, we focused on ages 58, 65 and 67, which are key ages in the field of social and occupational insurance. In both cases, however, we had to take into account three-year cohorts in order to increase the size of the sample (57 to 59 years old). However, we need to make one methodological observation: individuals aged 65 and 67 at the time of a census are in many cases retired, which limits the possibilities of analysing the influence of occupational factors on the risk of mortality. We also calculated mortality tables with a view to establishing probabilities of survival and death between ages 25 and 64. We have to point out that it is not possible to calculate life expectancy by occupation or socio-professional category, because these factors do not apply to persons who are

retired. It is however possible to establish life expectancy by level of education (and other fixed variables, such as place of birth).

The results of this demographic analysis were much as expected. Initially, we concentrated on measuring risks of death in relation to socio-demographic variables, marital status and type of household. The results showed an increased risk for widowers³ and divorcees, as compared with married people, and even more so for single people. The selective and protective effects of marriage (persons in good health are more likely to get married; behaviour and habits tend to change after marriage) are therefore confirmed, though they are more pronounced among men than women. All causes of death contribute to the differentials.

In addition, crossing marital status with type of household shows that cohabitation outside of marriage, whether in the cases of those never married or those formerly married (divorcees and widowers), involves a higher risk than does marital cohabitation. The fact of living in a one-person household is a risk factor, but this factor is greater when the person concerned has never been married. The fact of living in a “collective household” logically increases the risk of death, since some such “households” are homes for the elderly or healthcare institutions. Finally, among people living as couples, the differentials between the married and the unmarried also confirm the protective role of marriage.

Where factors relating to the labour market are concerned, the results obtained are generally similar to those observed in other countries, though with some distinctive features. We found one constant: the fact of being in work or not being in work is a marker of state of health. Hence, persons not in work before retirement age, in particular males, present an increased risk of death. Among women, this risk does not appear until the first decade of the new millennium: in the 1990s, the group of women not in work was more mixed, including housewives and others who could not do a job outside the home due to illness or invalidity. In the 2000s, with women’s increased involvement in the labour market, this group became increasingly uniform, and presented an increased risk of death.

Unemployment is also associated with a significant increase in the risk of death, in the case of both men and women, though unemployment is not common in Switzerland, and often of short duration. Logically, we found that whether or not a person is working or not prior to retirement age is a good risk marker, particularly among men. On the other hand, working or not working post retirement is not a risk marker.

Mortality differentials by occupation, meanwhile, confirm the gradient observed in many countries between tertiary-sector occupations, which are low risk – particularly teaching – and occupations in the secondary sector, where the risk is high. The differences are greater for men than for women. Owing to the large number of different occupations and the low number of individuals employed in each, it is not possible to draw conclusions as to an increase or decrease in these difference from one census to the next.

All causes of death had an effect on the differences observed between occupational groups, to varying degrees. The observed differences can be linked in particular to risk-taking (both in the

³ For the sake of simplicity, and unless stated otherwise, the masculine gender is used in this study to designate both men and women.

workplace and in daily life), leading to both immediate deaths (accidents) and deaths occurring subsequently (cardiovascular disease, certain cancers).

On the whole, analysis of mortality by occupation for which a person was trained confirms that of mortality by occupation exercised at the date of the census.

Analysis of socio-professional categories sheds an interesting light on risk differentials. These categories have been defined by the FSO in terms of level of education, position held and occupational status. In 2000, unqualified manual workers presented the highest probability of death at the ages of working activity in the case of men, while the liberal professions, managers and engineers presented the lowest risk. Ten years earlier, unqualified workers had presented a particularly high level of risk as compared with other socio-professional categories (almost 25% of deaths between ages 25 and 64), while managers and members of the liberal professions presented the lowest risk. In both 1900 and 2000, men employed without any special responsibility present risks of mortality close to those of manual workers. Among women, the differences are less pronounced, with a relatively logical gradient between higher and lower-category employees. The analyses performed in the case of 58-year-old women reveal a relatively high risk for those in agriculture, but a very low risk among those engaged in skilled crafts. Moreover, where mortality between 25 and 64 years of age is concerned, there is no observed reduction in differentials: the ratio between the most protected and the most fragile group of men was 1.93 in 2000, as against 1.83 in 1990. The corresponding ratios for women were 1.45 and 1.38. Among the causes of death affecting the socio-economic mortality differentials, those relating to risk behaviour play a preponderant role.

Analysis of mortality in relation to income provides some additional information, albeit of relatively limited importance. This was because the data relating to incomes are taken from the registers of individual contributions and concern only current retirement benefit recipients, for whom income figures were supplied retroactively. In addition, such data can be rather volatile, income subject to contribution being susceptible to change at short notice, particularly in the case of the self-employed. Nevertheless, the negative link between income and risk of death is an established fact. For any given socio-professional category, the fact of enjoying a high income also reduces risk.

We also looked at sector of activity and its role in relation to mortality. Risk variation was evident here, depending on the sector concerned: primary, secondary or tertiary. The differentials are greater if one analyses risk by branch of activity, the results confirming those observed in relation to occupation. In addition, the level of risk run by a person in a given socio-professional category (senior manager, self-employed, middle manager, etc.) may sometimes vary according to sector of activity (secondary or tertiary). A worker in the tertiary sector, for example, will be relatively more protected than a worker in the secondary sector.

There is also a close association between level of education and risk of mortality, which is more pronounced among men than women. The higher the educational level, the lower the risk of death. This association, observed here in the case of Switzerland, confirms results from all industrialized countries. Practically all causes of death contribute to these differentials. Violent deaths among men and breast cancers among women are the only causes, among those investigated, that do not exhibit risk differentials

We also investigated the role of cultural characteristics. Where risk is concerned, they are less important than family characteristics. In particular, there are only small differences between Swiss people and foreigners, natives and migrants. The “unhealthy emigrant effect”, also referred to as

the “salmon effect”, plays a part in limiting the risk of death: some people who are in poor health return to their country of origin to die, and therefore their deaths are not recorded in Switzerland (Bouchardy et al., 2001, Raymond et al. (1996).

By the end of the fourth chapter, it is clear that two indicators are not only closely linked with the risk of death, but are also easy to comment on: educational level and socio-professional category. These indicators also suggest that, between the most favoured group and the group most subject to the risk of death, the ratio is of the order of 1 : 2.

The fifth chapter adds multi-variable analyses, with the aim of checking the results obtained for socio-professional variables using demographic approaches. Overall, the results are confirmed following checks of individual resources (level of education), family resources (civil status and type of household) and cultural resources (nationality and place of birth). Models are as a general rule impacted by confusion factors (in particular level of education and civil status). Taking these factors into account does not however greatly change the odds ratios obtained from non-adjusted regression models. In other words, the occupational dimension plays an essential role where mortality is concerned, independently of other variables which may have been included in the model.

Chapter 6 is concerned with making the retirement age more flexible, taking into account life expectancy differentials by socio-professional group membership. We used the “level of education” variable to measure the impact of different retirement-age flexibility hypotheses. The hypotheses were based on equal length of retirement, relationship between length of retirement and theoretical time spent making contributions, and relationship between length of retirement and equal length of working life. For each equality, we adopted a hypothesis considering men and women separately and a hypothesis considering both sexes together and also imposing an equality between sexes. The “Secondary II” education group is taken as the reference group, for which age on retirement is fixed at 65 (in the case of separate treatment of men and women). For the models aiming to achieve fairness between the sexes (sections 6.2.2, 6.2.4 and 6.2.6), we took as our reference the retirement figure as estimated for the population as a whole, regardless of sex and level of education. These models were prepared for the year 2000.

We also constructed prospective models, based on increases in life expectancy at 65 from 2010 to 2050, according to the FOS’s average, low and high hypotheses.

The hypothesis of equal length of retirement by level of education would make a difference in the ordinary age of retirement of 2.7 years in the case of men, 2.0 in the case of women. Assuming equal duration of retirement for men and women, the difference would be 6.4 years.

A constant ratio between the theoretical duration of the contribution period and length of retirement would require a lesser flexibility of retirement age, the difference being 2.0 years in the case of men, 1.4 in the case of women, and 4.6 years assuming an equal ratio for both sexes. Finally, to achieve a constant ratio between potential duration of working life and length of retirement, it would be necessary to flexibilize the retirement age by 3.6 years (men) and 3.3 years (women). The age difference would be as high as 6.3 years if an identical ratio was imposed on both men and women. Although theoretical, the proposed models provide some useful information on the levels of flexibilization required to improve fairness in respect of retirement.

Introduction

Inégalités devant la mort en Suisse

Cette étude trouve sa source dans l'observation que des inégalités existent en ce qui concerne la durée de vie, non seulement à l'échelle des individus, mais aussi à l'échelle des groupes définis par le niveau de formation, la profession, ou d'autres caractéristiques sociodémographiques. Ces différentiels de mortalité ne sont encore que partiellement documentés en Suisse.

En effet, les récentes analyses portant sur l'évolution et les tendances générales de la mortalité et de la longévité en Suisse, la plupart se sont consacrées aux niveaux de mortalité de l'ensemble de la population (par exemple Cheung et al., non publié ; Kohli, 2007). Les différentiels de risques entre groupes ont été abordés à ce jour de manière marginale, si l'on excepte les études se consacrant à l'interprétation des différentiels de mortalité selon le sexe (Schumacher et Vilpert, 2011).

En effet, jusqu'au milieu des années 1990, les analyses traitant de la mortalité pour les différents groupes formant la population étaient plutôt rares, excepté l'établissement des quotients de mortalité selon l'état civil effectué à des fins actuarielles dans le cadre de l'établissement des tables de mortalité pour la Suisse, par l'Office fédéral de la statistique tous les dix ans.

La mortalité cantonale, par cause de décès, a également donné lieu à différentes analyses centrées autour des recensements (Neury, 1969 ; OFS, 1984), et certaines informations sont disponibles sur le site de l'Observatoire de la Santé⁴.

Depuis 1990 et jusqu'en 2005, l'analyse de la mortalité différentielle a connu ses premières tentatives. La mortalité par nationalité a été traitée à partir des données du recensement 1990 (Wanner et al., 2000), tandis que la mortalité par profession n'a à ce jour donné lieu qu'à de très rares analyses spécifiques (portant sur un canton, une catégorie professionnelle, une cause de décès, cf. chapitre 2).

En vue de combler ce vide, un groupe de chercheurs des universités de Zurich et de Berne ont mis en place la Swiss National Cohorte, une base de données permettant l'analyse de la mortalité différentielle. En même temps, le Laboratoire de démographie de l'Université de Genève a entrepris une analyse systématique des risques de mortalité par catégorie sociodémographique ou professionnelle formant la population, analyse financée par le Fonds national suisse de la recherche scientifique (FNS).

La présente étude accompagne celle effectuée pour le FNS. Elle présente des résultats visant à répondre à différentes interrogations de l'Office fédéral des assurances sociales et s'intéresse en particulier à la mortalité de celles et de ceux arrivant aux âges de la retraite.

4

http://www.obsan.admin.ch/bfs/obsan/fr/index/04/01/ind26.indicator.149007.260102.html?open=149001_14. Site consulté le 14 décembre 2011.

L'analyse repose sur deux types de données. D'une part, des données des recensements 1990 et 2000 et de la mortalité en Suisse (statistique des décès), qui mises ensemble offrent la possibilité de mesurer le risque de mortalité et la probabilité de survie entre deux âges. Ces données sont issues de la *Swiss National Cohort*, qui fournit un appariement décennal entre les recensements et les statistiques de la mortalité ; d'autre part, les registres des assurances sociales (données issues de la centrale de compensation (CdC) portant sur les rentes AVS), qui permettent une mise en relation du risque de décès avec l'historique des revenus perçus et le statut de rentier/non rentier. Mettre ensemble ces deux séries de données permet de mieux comprendre les facteurs à l'origine du risque de décès, en intégrant aux variables explicatives, sociodémographiques et économiques, issues des recensements, des informations liées aux revenus, issues des données des assurances sociales.

Structure du rapport

Cette étude porte dans un premier temps (chapitres 1 à 5) sur la mesure systématique du risque des différents groupes formant la population suisse en âge de préretraite ; dans une seconde partie (chapitre 6), nous discuterons des conséquences des inégalités pour la prévoyance sociale. En effet, dans le cadre de la formulation des politiques vieillesse, il importe de connaître l'évolution non seulement de la mortalité générale (qui est un facteur de l'évolution de la durée de la retraite et des rentes), mais également les différentiels de mortalité des différents groupes formant la population.

Le rapport introduit, dans un premier chapitre, les données, leur préparation, ainsi que les méthodes utilisées. Un deuxième chapitre décrit les données et donne quelques indications statistiques sur leur qualité.

Un troisième chapitre constitue un tour d'horizon des connaissances acquises dans le domaine de la mortalité différentielle. En premier lieu, les approches adoptées pour l'étude des différentiels de mortalité sont présentées. Puis, on résume quelques résultats issus de l'analyse de la mortalité différentielle en Europe, ainsi qu'en Suisse. Enfin, on s'intéresse aux analyses portant sur les liens entre mortalité différentielle et assurances sociales.

Puis, des analyses sont effectuées visant à mettre en évidence les différentiels de risque en fonction du groupe social et professionnel, en particulier pour les personnes dont l'âge précède (58 ans), s'accorde (65 ans) ou suit (67 ans) l'âge actuel de la retraite. Ces trois âges correspondent à l'âge minimum d'accès à une rente de 2^e pilier pour cause de retraite, à l'âge actuel de la retraite et à un âge qui s'impose dans d'autres pays d'Europe, et qui a été parfois articulé comme un âge possible de retraite dans le futur.

Les analyses ont été effectuées à partir de différentes dimensions que sont l'état civil, la configuration familiale, le statut professionnel, la profession exercée et apprise, la catégorie socioprofessionnelle, le revenu, la branche d'activité, la formation achevée et les caractéristiques socioculturelles.

Les évolutions de la mortalité entre la période 1990 et 2000 ont également été mises en évidence, de même que la mortalité par cause de décès.

Les facteurs intervenant sur les différentiels de risques selon le groupe ont été ensuite analysés par des modèles de régression logistique (chapitre 5).

Le sixième chapitre effectue pour sa part différents modèles visant à montrer quels devraient être les âges de départ à la retraite après prise en compte des différentiels de mortalité, en vue de répondre à certains principes d'équité dans les années de retraite, et les ratios entre durée d'activité / de cotisation et durée de retraite. Une discussion de type conclusive termine ce rapport.

1. Données et méthodes

1.1 Données

1.1.1 Recensements fédéraux de la population

Les recensements fédéraux de la population de 1990 et 2000 ont été utilisés en vue de disposer d'informations par rapport à la formation, la profession et d'autres caractéristiques démographiques ou liées à l'activité économique. Les recensements ont eu lieu au cours de la première semaine de décembre des deux années mentionnées. Les principales informations incluses dans les recensements sont les suivantes :

- la date de naissance et le sexe ;
- l'état civil ainsi que les relations entre les membres du ménage et le nombre d'enfants (en 2000 uniquement) ;
- le type de ménage et la position dans le ménage ;
- la nationalité, le lieu de naissance (pays ou commune), la nationalité à la naissance et le statut de naturalisation (en 2000 uniquement) ;
- le lieu de domicile (commune) ;
- le plus haut niveau de formation achevé ;
- les professions apprises et celle exercée à la date du recensement ;
- le statut d'activité, la situation dans la profession, la branche d'activité (pour les personnes actives uniquement).

Ces données reposent sur l'auto-déclaration de l'individu, validée en 1990 par l'agent recenseur et en 2000 par l'Office fédéral de la statistique (le mode de collecte ayant changé, les questionnaires n'étaient pas recueillis par un agent recenseur).

L'ensemble de la population résidente figure dans les recensements, selon le critère du domicile économique (domicile où la personne réside la majeure partie de la semaine). Pour la population étrangère, sont compris les titulaires d'un permis d'établissement ou d'un permis de séjour (y compris les réfugiés reconnus), les saisonniers, les titulaires d'un permis de séjour de courte durée, les requérants d'asile, les personnes admises à titre provisoire, les fonctionnaires des organisations internationales, les employés des représentations diplomatiques ou des entreprises d'Etat étrangères ainsi que les membres de leur famille vivant en Suisse. En revanche, les frontaliers travaillant quotidiennement en Suisse (qui cotisent aux assurances sociales), les touristes et les personnes en visite ou en voyage d'affaires sont exclus.

En 1990, 6.87 millions de personnes ont été recensées. Au recensement 2000, la population a atteint 7,29 millions d'individus. Comme dit précédemment, le recensement 1990 a été organisé en faisant recours aux agents recenseurs. Il était également obligatoire, et le nombre de refus de répondre était faible. En outre, les personnes n'ayant pas répondu au recensement ou ayant répondu de manière visiblement erronée à une ou plusieurs questions se sont vues imputer des informations au moment de la validation des données. Ainsi, la non-réponse n'était pas possible, et l'on dispose pour chaque variable recensée d'une valeur soit auto-déclarée soit imputée. Lors du recensement 2000, un questionnaire a été envoyé à chaque résident en Suisse, avec une

enveloppe-réponse. La possibilité était aussi offerte de remplir ce questionnaire par internet. L'absence d'agent recenseur se rendant au domicile de la personne a conduit à une situation où plusieurs milliers de questionnaires n'ont pas été remplis. Malgré des tentatives de récupérer ces informations par des rappels, l'Office fédéral de la statistique s'est trouvé confronté à un taux anormalement élevé de non réponses pour un recensement. Au terme de la validation des données, de nombreuses variables présentent des proportions élevées de non-réponse. Ainsi, le lieu de naissance, pour les personnes âgées de 25 à 64 ans, compte 3,3% de non-réponse. Le niveau de formation n'est pas disponible pour 6,4% des personnes en âge d'activité. La profession apprise fait défaut pour 28,5%, la profession exercée pour 18,9% et la branche d'activité pour 10,5%. La catégorie socioprofessionnelle compte 17,7% d'inconnus. En ce qui concerne le type de ménage, de nombreux individus n'ont pas pu être rattachés à un logement, pour des raisons techniques. Ils ont été placés dans des « ménages administratifs », qui n'ont aucune valeur informative.

Ces difficultés conduisent à un devoir de prudence lors de la comparaison des résultats entre les deux recensements, puisque les modes de collecte, la proportion de répondants et le traitement de la non-réponse varient.

1.1.2 Statistique de la mortalité

Les données de mortalité sont issues de la statistique de l'état civil (statistique BEVNAT), établie à partir des registres du même nom. Sont inclus dans ces registres l'ensemble des décès survenant en Suisse au sein de la population domiciliée, ainsi que les décès survenant à l'étranger de personnes domiciliées en Suisse (l'information étant transmise par les consulats et les représentations diplomatiques).

La statistique de la mortalité informe sur les caractéristiques démographiques de la personne décédée (âge, sexe, état civil, lieu de domicile, etc.) et sur la cause de décès, certifiée par le médecin constatant le décès. La cause de décès est codée selon la classification internationale CIM-8 jusqu'en 1994, et à partir de 1995 selon la classification CIM-10. La déclaration des décès est généralement considérée comme étant de bonne qualité en Suisse, avec un haut niveau d'exhaustivité et une faible proportion de causes non définies⁵. Le nombre de décès observés en Suisse chaque année est stable, légèrement supérieur à 60 000 (Tableau 1.1). On remarque que jusqu'au début des années 1990, les décès sont plus nombreux chez les hommes que chez les femmes, le rapport de masculinité au moment du décès étant de 105 hommes pour 100 femmes en 1991 (il avait même atteint le niveau de 113 hommes pour 100 femmes en 1977). Cependant, dès 1995, le rapport de masculinité s'est inversé, et on compte au milieu des années 2000 environ 95 décès masculins pour 100 décès féminins. Cette évolution s'explique par l'effectif des personnes de chaque sexe en fin de vie (les femmes étant plus nombreuses après l'âge de 65 ans).

⁵ La Suisse n'a pas répondu à l'enquête organisée en 2005 par l'OMS sur l'estimation de la qualité des données de mortalité (cf. <http://www.who.int/healthinfo/mort2005survey/en/index.html>, consulté le 14 décembre 2011). Pour cette raison, des informations comparables avec d'autres pays ne sont pas disponibles.

Tableau 1.1. : Statistique des décès selon le sexe, entre 1990 et 2006, en Suisse

Année	Hommes	Femmes	Total	Sex ratio au décès	Progression en %
1990	32491	31247	63738	104.0	...
1991	32075	30553	62628	105.0	-1.7
1992	31673	30635	62308	103.4	-0.5
1993	31532	30975	62507	101.8	0.3
1994	31236	30758	61994	101.6	-0.8
1995	31624	31761	63385	99.6	2.2
1996	30784	31860	62644	96.6	-1.2
1997	30672	32185	62857	95.3	0.3
1998	30994	31549	62543	98.2	-0.5
1999	30388	32043	62431	94.8	-0.2
2000	30387	32102	62489	94.7	0.1
2001	29884	31362	61246	95.3	-2.0
2002	29733	32038	61771	92.8	0.9
2003	30293	32793	63086	92.4	2.1
2004	29024	31231	60255	92.9	-4.5
2005	29722	31424	61146	94.6	1.5
2006	29166	31026	60192	94.0	-1.6
Total	521678	535542	1057220	97.4	

Source : Office fédéral de la statistique/Statistique BEVNAT

1.1.3 Données des assurances sociales

Les données des assurances sociales regroupent les rentes versées du 1^{er} pilier (registres des rentes) et les revenus soumis à cotisation (comptes individuels). Ces données sont exhaustives et couvrent l'ensemble des personnes ayant cotisé au cours de leur vie aux assurances sociales. Nous disposons d'une extraction de ces données, livrée par l'OFAS durant l'année 2008 : celle-ci porte sur les rentiers nés en 1950 ou avant.

Registre des rentes pour les années 1992 à 2006

Le registre des rentes couvre un effectif de 3 369 979 personnes rentières du 1^{er} pilier, nées en 1950 ou avant et ayant perçu une rente entre 1992 et 2006. Les informations disponibles font référence au type de rente, au montant de la rente, au canton de domicile, ainsi qu'au statut de survie (année du décès éventuel).

Pour les couples mariés, les informations sur les rentes sont disponibles pour l'ensemble du couple dans le cas seulement où les deux conjoints ont atteint l'âge de la retraite. Dans le cas où seul un des deux conjoints a atteint l'âge légal de la retraite, l'information se limite à cette personne. Pour les personnes mariées, les informations sur le conjoint font défaut pour environ 1% des couples.

Comptes individuels des années 1985, 1990, 1995, 2000 et 2005

L'information sur les comptes individuels, qui concernent les personnes soumises à cotisation AVS, est disponible pour cinq années choisies entre 1985 et 2005. Cette information permet de préciser,

au moment de l'analyse de la mortalité différentielle, l'impact du revenu et de son évolution sur le statut de survie ou de décès. Cette mesure d'impact ne pourra être effectuée que pour un échantillon de la population sous étude, puisque les résidents suisses, en particulier les personnes ayant atteint l'âge de la retraite, n'ont pas tous été actifs au cours de la période pour laquelle les données sont disponibles.

Les comptes individuels ont été fournis pour les personnes nées en 1950 ou avant. Au total, on dispose des comptes individuels de 1 777 127 personnes ayant cotisé au premier pilier durant la période comprise entre 1985 et 2005, et plus exactement au cours de l'une des cinq années qui ont été extraites (1985, 1990, 1995, 2000 et 2005) et figurant également dans le registre des rentes (rentiers AI, AV ou AS). En outre, 111 774 individus nés en 1950 ou avant figurent dans le registre des cotisations individuelles, mais n'apparaissent pas dans le registre des rentes. Ces personnes sont soit toujours actives, soit décédées avant 1992.

Ainsi, dans l'échantillon de 3 369 979 rentiers, nous disposons pour environ la moitié d'entre eux d'informations sur les comptes individuels (revenus professionnels avant la retraite) ; pour l'autre moitié des rentiers, aucune information n'est disponible sur leurs revenus précédant la retraite.

Les comptes individuels fournissent le revenu total soumis à cotisation AVS et le nombre d'inscriptions annuelles, une donnée qui permet d'approximer le nombre d'employeurs différents.

1.2 Mise en relation des données

1.2.1 Ages et générations pris en compte

L'analyse fait référence aux personnes actives ou aux âges de la retraite, à l'exclusion des personnes âgées de moins de 25 ans. Pour certaines dimensions (en particulier le revenu), on se focalise sur les personnes nées en 1950 ou avant, âgées donc de 50 ans et plus en 2000 (et de 40 ans et plus en 1990). Ces personnes sont âgées de 56 ans et plus à la date à laquelle se termine l'observation (2006).

1.2.2 Mise en relation du registre des rentes avec les recensements

Aucun numéro d'identification permettant la mise en relation directe des différentes bases de données statistiques en Suisse n'est disponible pour la période couverte par l'étude ; en outre, toutes les données transmises sont anonymes (absence du nom, du prénom et de l'adresse). On doit dès lors se reposer sur des variables communes aux différents fichiers (date de naissance, état civil, sexe, nationalité) pour identifier dans les différentes statistiques les paires d'enregistrements pouvant correspondre à la même personne (procédure d'appariement).

L'appariement des différentes sources de données est effectué à partir d'une approche probabiliste, adaptée de Fellegi et Sunter (1969), visant à comparer chaque paire d'enregistrements (dans deux fichiers différents, les enregistrements sont comparés les uns aux autres) et à attribuer des poids en fonction du degré de ressemblance entre les enregistrements (cf. Gabadinho et Wanner, 2006). A partir d'un certain critère de ressemblance, les enregistrements sont considérés comme appartenant à la même personne.

Afin d'améliorer la qualité de ces appariements, on a effectué l'appariement sur différents groupes de personnes définies selon leur état civil. Ainsi, dans une première étape, les couples mariés sont

appariés. Cet appariement est aisé puisque l'on dispose des informations pour les deux membres du couple, ce qui permet d'identifier strictement chaque ménage.

Puis, les personnes mariées non appariées (par exemple parce que le/la conjoint(e) n'a pas atteint l'âge de la retraite), ainsi que celles ne vivant pas en couple à la date du recensement, font l'objet d'un deuxième appariement. Celui-ci donne également de bons résultats, compte tenu du nombre relativement limité de cas.

Une troisième étape vise à appairer les personnes seules (mariées restant non appariées, divorcées, célibataires et veuves). Les deux dernières étapes sont effectuées de manière séparée selon le sexe.

Cette procédure a été effectuée dans un premier temps à partir d'un échantillon de personnes en vue de mettre en place la méthode et les différents critères d'appariement. L'encadré en annexe A.1 présente les résultats obtenus par les appariements effectués pour la génération née en 1920, qui a été utilisée pour cet échantillon. Dans une deuxième étape, l'appariement a été appliqué à l'ensemble des personnes figurant dans le recensement et les registres. Les effectifs et proportions d'appariés parmi les personnes vivant en couple sont présentés au tableau 1.2.

Tableau 1.2 : Rentiers âgés de 65 ans et plus vivant en couple marié, appariés avec le recensement 1990 et 2000.

	Appariés		Non appariés		Total
	Effectif	%	Effectif	%	N
1990					
Sexe					
Masculin	237822	81.3	54784	18.7	292606
Féminin	188055	84.7	33847	15.3	221902
Année naissance					
1882-1889	0	0.0	4	100.0	4
1890-1899	1268	61.1	806	38.9	2074
1900-1909	43262	76.0	13667	24.0	56929
1910-1919	185962	85.6	31176	14.4	217138
1920-1925	195385	82.0	42978	18.0	238363
Total	425877	82.8	88631	17.2	514508
2000					
Sexe					
Masculin	262961	76.4	81131	23.6	344092
Féminin	249186	91.8	22346	8.2	271532
Année naissance					
1890-1899	2	22.2	7	77.8	9
1900-1909	3376	76.0	1068	24.0	4444
1910-1919	63535	87.7	8918	12.3	72453
1920-1929	251009	90.7	25587	9.3	276596
1930-1935	194225	74.1	67897	25.9	262122
Total	512147	83.2	103477	16.8	615624

Source : propres calculs

Les taux d'appariement sont calculés en mesurant la proportion de personnes figurant dans le registre des rentes ayant été retrouvées dans le recensement. Un appariement de 100% n'est pas possible, car de nombreux rentiers sont domiciliés à l'étranger (c'est le cas des personnes ayant été actives en Suisse durant une partie seulement de leur vie).

Pour l'appariement entre le recensement 1990 et les données sur les rentiers, les taux sont de 81% chez les hommes âgés de 65 ans et plus, et de 85% chez les femmes. L'appariement est le meilleur parmi les personnes âgées de 80 à 89 ans au recensement et le plus faible parmi celles âgées de 90 ans et plus.

Concernant l'appariement du recensement 2000 avec le registre des rentes, le taux d'appariement atteint 76% chez les hommes et 92% chez les femmes. Le taux est à nouveau le plus élevé parmi les personnes âgées de 80 à 89 ans, et le plus faible parmi celles âgées de 65 à 70 ans (ce qui explique le faible taux d'appariement des hommes, plus jeunes que les femmes) ; il est faible pour les centenaires. La détérioration du taux d'appariement des hommes âgés de 65 à 70 ans s'explique par le fait qu'une partie de ces hommes vivent avec une conjointe n'ayant pas atteint l'âge de la retraite en 2006 (dernière année de livraison des données). Il devient dès lors plus difficile d'apparier ces personnes. En outre, les taux sont influencés par le fait que de nombreux hommes ayant été actifs en Suisse au cours des années 1950 à 1970 sont rentrés dans leur pays d'origine après quelques années d'activité en Suisse.

1.2.2 Mise en relation de la statistique des décès avec les recensements

Le lien entre le recensement et la statistique des décès a pour sa part été effectué par la Swiss National Cohort (cf. Bopp et al., 2008). L'appariement concerne 590 175 décès survenus durant la période intercensitaire 1990-2000 avec les personnes du recensement précédent. Pour le recensement 2000, 236 058 personnes décédées après le recensement ont été repérées. Les décès font référence à la période comprise entre décembre 2000 et 2005. Il est à noter que l'appariement a tenu compte du statut migratoire des personnes de nationalité étrangère : les procédures tiennent compte du départ de la Suisse (ou perdus de vue) et de l'arrivée en Suisse (personnes décédées ne figurant pas dans le recensement qui précède). Les décès de personnes immigrées après le recensement sont écartés de la base de données.

Les taux d'appariement entre les décès de l'état civil et le recensement sont élevés (compris entre 94% et 95% selon l'année, tableau 1.3), ce qui s'explique par le recours à des données sur la migration internationale des étrangers, mais aussi par des stratégies d'appariement plutôt larges : ainsi, les auteurs ont cherché à associer le plus de cas de décès possibles avec des données du recensement, quitte à admettre certaines erreurs dans l'appariement. Il résulte alors un possible effet lié à des « faux positifs » (appariements erronés), qui ne devrait cependant pas biaiser les analyses.

Les 5,8% de décès non appariés peuvent être répartis en trois catégories :

- d'une part, des décès survenant parmi des personnes non recensées, par exemple des personnes (principalement de nationalité suisse) arrivées ou rentrées en Suisse après le recensement ;
- d'autre part, des décès survenant parmi des personnes domiciliées légalement en Suisse, mais vivant de fait à l'étranger (et n'ayant pas été déclarées au recensement) ; Cela peut être le cas de personnes ayant un domicile légal en Suisse mais n'y résidant qu'occasionnellement ;

- enfin, des décès survenant parmi des personnes recensées, mais pour lesquelles l'enregistrement correspondant n'a pas pu être retrouvé. La cause du non-appariement est certainement liée à des problèmes de déclaration à la date du recensement.

Ce troisième cas, dont l'importance est mal connue, conduit à une sous-estimation du risque de décès.

Tableau 1.3 : Taux d'appariement de la Swiss National Cohort, 1991-2005

Année	Nombre de décès enregistrés par l'état civil	Nombre de décès appariés	Taux d'appariement des décès
1990 ¹	4754	4337	91.23
1991	62668	58890	93.97
1992	62336	58701	94.17
1993	62533	58879	94.16
1994	62011	58394	94.17
1995	63406	59736	94.21
1996	62658	58918	94.03
1997	62862	59253	94.26
1998	62551	59678	95.41
1999	62514	59086	94.52
2000	62551	58638	93.74
2001	61318	58530	95.45
2002	61837	58837	95.15
2003	63185	59524	94.21
2004	60393	56267	93.17
2005	56430	52445	92.94
Total	934007	880113	94.23

Source : Swiss National Cohort

¹ : les décès sont classés selon l'année de déclaration (et non l'année de l'évènement), ce qui explique les écarts par rapport au tableau 1.1.

Le Tableau 1.4 résume les résultats de différentes régressions logistiques visant à expliquer les causes du non-appariement des décès avec le recensement. Sont pris en compte les décès survenus à l'âge de 60 ans et plus. Les régressions ont été effectuées sur l'ensemble de la population, mais aussi après distinction des sexes et des états matrimoniaux.

Les modèles de régression visent à mesurer le rôle d'un état donné ou variable explicative (par exemple l'âge) sur le fait qu'un décès ne soit pas apparié. Sans entrer dans les détails méthodologiques de la régression logistique (on peut se référer à Cox et Snell, 1989 pour une explication détaillée), celle-ci s'applique aux variables dichotomiques (« oui/non »). Dans les régressions effectuées, on mesurera le rôle d'un état après contrôle (ou prise en compte) des autres variables explicatives introduites dans le modèle. Les modèles de régression logistique fournissent un coefficient dit « beta », et l'on présente dans les tableaux l'exponentiel de ce

coefficient. Cet exponentiel est appelé un « odds ratio », qui est pour les événements rares une estimation du risque relatif.

Pour chaque variable explicative, on définit une modalité de référence (par exemple âge au décès compris entre 60 et 64 ans). Pour les autres modalités, la valeur exponentielle du coefficient beta représente une estimation du risque relatif, qui s'interprète de la manière suivante (par exemple âge compris entre 65 et 69 ans) : (1) dans le cas où la valeur est de 1, le risque de non-appariement des personnes âgées de 65-69 ans est identique à celui des 60-64 ans, après contrôle des autres variables explicatives introduites dans le modèle ; (2) dans le cas où la valeur est supérieure à 1 (par exemple 2.0), le risque d'être apparié est plus élevé pour les 65-69 ans par rapport aux 60-64 ans. Après prise en compte des autres facteurs, il pourrait être doublé (sous l'hypothèse que le odds ratio estime bien le risque relatif) ; (3) enfin, dans le cas où la valeur est inférieure à 1 (par exemple 0.5), le risque d'être apparié est deux fois moins élevé pour les 65-69 ans par rapport aux 60-64 ans. Après prise en compte des autres facteurs, il pourrait être divisé par deux (sous l'hypothèse que le odds ratio estime bien le risque relatif).

La qualité de l'appariement est plus faible pour les sexagénaires que pour les personnes plus âgées. Ceci s'explique par le nombre restreint de personnes aux âges élevés et par leur mobilité réduite. Cependant, le facteur qui détermine le plus étroitement le risque de ne pas retrouver un individu correspondant au décès enregistré consiste en l'état matrimonial : les décès de personnes célibataires, divorcées ou veuves connaissent un taux d'appariement plus faible que celui des personnes mariées. Ce résultat s'explique par la procédure d'appariement : on a notamment mobilisé des informations relatives aux conjoints survivants des décédés (notamment la date de naissance) pour améliorer la qualité de l'appariement des personnes mariées. Combiné à la date de naissance des décédés, celle des conjoints survivants augmente significativement le pouvoir discriminatoire des données. Cet avantage est plus important pour les hommes car ils meurent souvent plus tôt que leurs conjointes et sont donc moins souvent veufs.

Les femmes décédées connaissent généralement un plus faible taux d'appariement que les hommes, en particulier si elles sont mariées et, dans une moindre mesure, divorcées ou veuves. La nationalité ne joue qu'un rôle marginal avec un sous-appariement plus important parmi les défunts étrangers comparés aux Suisses.

Ces résultats suggèrent une légère sous-estimation de la mortalité des catégories de personnes plutôt jeunes à la date du décès, des femmes, des non-mariés et des étrangers. Cependant, la comparaison des indicateurs de mortalité calculés à partir des données de la Swiss National Cohort et de données exhaustives (statistique de décès) montre des écarts faibles, et pour cette raison des risques négligeables de biais pour ces variables.

Cependant, la qualité de l'appariement pourrait varier en fonction d'autres variables économiques telles que le statut d'activité ou la profession exercée. On ne peut pas mesurer cette qualité, mais on pose l'hypothèse ici d'une répartition uniforme des cas non appariés en fonction de critères économiques. Cette hypothèse n'est pas trop contraignante dans la mesure où la proportion d'appariés est élevée (94,2%).

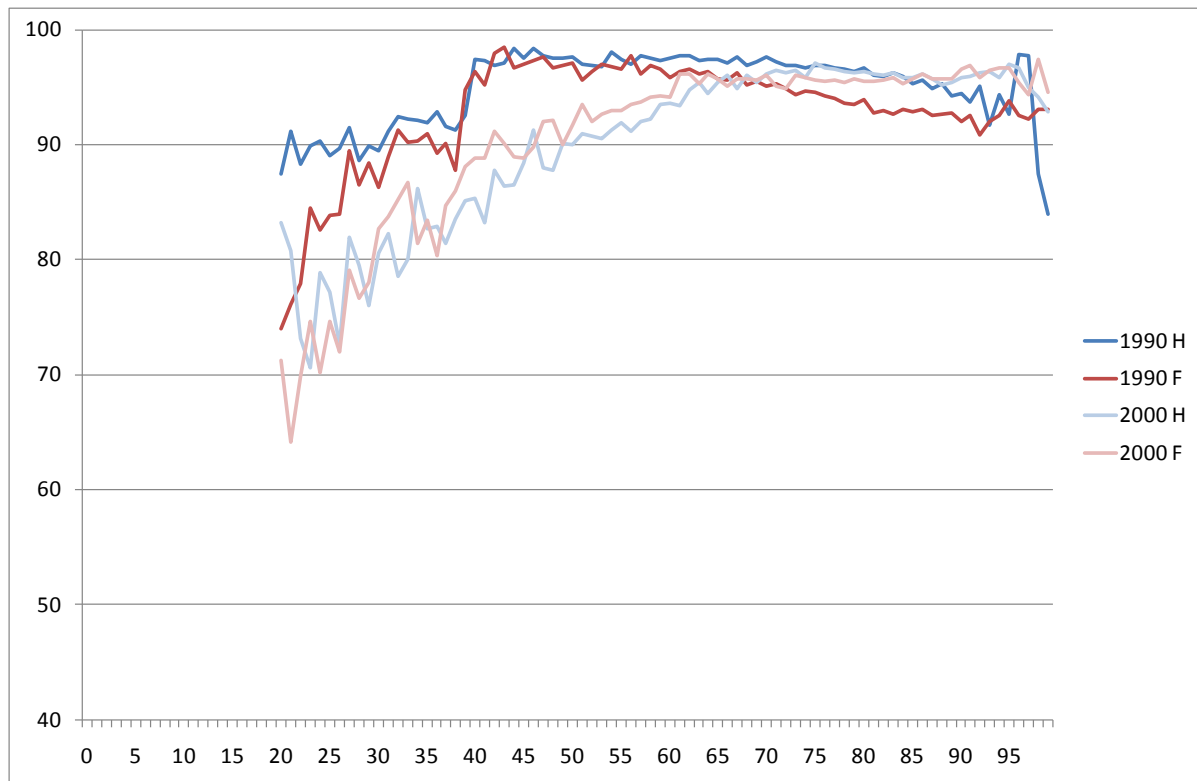
Tableau 1.4 : Résultats des régressions logistiques sur le risque de non-appariement, décès à 60 ans et plus entre le décembre 1990 et décembre 2005.

Variables	Total		Hommes		Femmes		Célibataire		Marié		Divorcé/Veufs	
	RR	Sign. Stat.	RR	Sign. Stat.	RR	Sign. Stat.	RR	Sign. Stat.	RR	Sign. Stat.	RR	Sign. Stat.
Groupe d'âge au décès												
60-64	1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00	
65-69	0.91	**	0.89	**	0.98	ns	1.15	*	0.88	**	0.85	**
70-74	0.88	**	0.85	**	0.98	ns	1.25	**	0.80	**	0.83	**
75-79	0.90	**	0.83	**	1.06	ns	1.33	**	0.75	**	0.89	**
80-84	0.92	**	0.84	**	1.09	*	1.32	**	0.79	**	0.91	**
85-89	0.93	**	0.83	**	1.11	**	1.28	**	0.79	**	0.93	*
90-94	0.89	**	0.83	**	1.05	ns	1.09	ns	0.88	*	0.89	**
95-99	0.85	**	0.79	**	1.01	ns	0.97	ns	1.13	ns	0.86	**
100+	0.78	**	0.71	**	0.93	ns	1.01	ns	2.31	**	0.77	**
Sexe												
Homme	1.00						1.00		1.00		1.00	
Femme	1.07	**					0.94	**	1.30	**	1.05	**
Etat civil												
Célibataire	3.54	**	4.05	**	2.87	**						
Marié	1.00		1.00		1.00							
Divorcé/Veuf	3.27	**	3.54	**	2.76	**						
Nationalité												
Suisse	1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00	
Etranger	1.004	**	1.004	**	1.004	**	1.003	**	1.006	**	1.003	**

Source. Swiss National Cohort. ** <0.05, * <0.1, ns non-significatif

Les taux d'appariement par âge sont présentés au graphique 1.1. Ils sont particulièrement élevés entre 35 et 64 ans, principalement en 1990. Les taux sont un peu plus faibles en 2000 parmi les plus jeunes actifs. Ceci s'explique par le fait que l'appariement des données du recensement 1990 avec les décès observés entre 1990 et 2000 a utilisé le recensement 2000 pour vérifier le statut de survie ou non des personnes recensées en 1990. En 2000, une telle approche n'a pas pu être réalisée, faute d'un recensement exhaustif en 2010. Il est aussi possible que la mobilité croissante et la diversification des flux migratoires expliquent les plus faibles taux d'appariement chez les jeunes décédés au début des années 2000.

Graphique 1.1 : Taux d'appariement des 20 ans et plus entre le recensement et la statistique des décès, selon la période et le sexe.



Source : Swiss National Cohort

Bases de données à disposition

Au terme de ces procédures de prise en charge des données, nous disposons des bases d'analyse suivantes :

1. Swiss National Cohort pour la période 1990-2006 ;
2. Appariement Swiss National Cohort-Registre de l'AVS pour les personnes nées en 1950 et avant ;

Chaque série de données présente ses propres spécificités. La seconde regroupe le plus de variables explicatives, mais voit sa taille limitée par le fait que l'information sur les rentes et les revenus soumis à cotisation ne concernent pas l'ensemble de la population.

1.3 Indicateurs de mortalité différentielle

Différents indicateurs sont disponibles afin de mesurer les différences de mortalité entre sous-populations. Le choix de l'un ou l'autre de ces indicateurs dépend du type de caractéristique étudiée. Ainsi, pour une caractéristique attribuée à la naissance et ne se modifiant pas au cours de la vie (comme le sexe ou l'origine), il est conseillé de calculer des espérances de vie. Cet indicateur

est facile à interpréter. Cependant, un tel indicateur ne peut par contre pas être calculé pour des caractéristiques se modifiant au cours de la vie⁶, pour lesquelles on préférera l'estimation d'espérance de vie à un âge donné (par exemple 25 ans), de probabilités de survie entre deux âges ou de taux de mortalité standardisés.

D'autres approches sont possibles, comme la mesure des années potentielles de vie perdues avant un âge donné, souvent mises à contribution pour l'estimation des impacts de causes de décès. Le tableau 1.5 fournit une liste non exhaustive des indicateurs pouvant être utilisés, en fonction du statut de la caractéristique individuelle étudiée. Le choix de l'indicateur peut varier selon d'autres paramètres tels que le nombre de cas de décès, l'approche utilisée (épidémiologique, démographique) ou encore suivant si l'on analyse ou non les causes de décès.

Tableau 1.5 : Statut de la caractéristique étudiée et suggestion d'indicateurs adaptés.

Statut de la caractéristique	Exemple	Indicateur descriptif
Attribuée à la naissance et non modifiable	Sexe, lieu de naissance	Espérance de vie à la naissance
Attribuée en cours de vie ou à un âge donné et non (rarement) modifiable	Niveau de formation, lieu de scolarisation	Espérance de vie à 25 ans, taux de mortalité standardisés, probabilité de décès ou de survie entre deux âges
Attribuée en cours de vie et modifiable, et donc définie à la date du recensement (ou à une date donnée), pour l'ensemble des individus	Etat civil, profession apprise, revenu	Probabilité de décès (ou probabilité de survie) entre deux âges (approche longitudinale), Taux de mortalité standardisés
Modifiable, et donc définie à la date du recensement, mais se limitant à un groupe d'âge (par exemple les personnes actives)	Profession actuellement exercée, commune de domicile, etc.	Probabilité de survie entre 25 et 65 ans Probabilité de décès (ou probabilité de survie) entre deux âges (approche longitudinale) Années potentielles de vie active perdues

Les indicateurs mentionnés au tableau ci-dessus sont essentiellement descriptifs. En outre, ils fournissent une information sur le risque associé à une modalité (par exemple le statut de chef d'entreprise) sans contrôle des autres facteurs pouvant intervenir sur le risque (par exemple le sexe, le niveau de formation, l'état civil des individus formant le groupe « chef d'entreprise »). Pour aller plus loin dans l'analyse et mesurer un éventuel effet « net » d'une variable, il importe de construire des modèles de risque. Les modèles de régression logistique sont adaptés aux variables dichotomiques (décédé/en vie) et seront pour cette raison également utilisés dans cette étude (cf. chapitre 5).

⁶ Il est cependant possible de calculer des tables de mortalité à extinction multiple, permettant d'estimer des probabilités de survie dans un état donné (par exemple en tant qu'ouvrier ou directeur d'entreprise).

1.3.1 Taux et probabilités de décès

La plupart des indicateurs utilisés pour l'analyse de la mortalité différentielle reposent sur des taux ou des quotients (ou probabilités) de décès. Le taux représente le nombre de décès pour une personne-année, et est estimé en ramenant le nombre de décès dans une population à la population moyenne. Le quotient se calcule par le rapport entre le nombre de décès et la population soumise au risque, c'est-à-dire présente en début de période et observée sur une durée donnée, par exemple une année. Il représente le risque pour une personne de décéder au cours de l'année à venir. Le quotient est, dans une population fermée, toujours inférieur au taux.

Le fait de disposer d'une population identifiée à un moment donné (dans notre cas un recensement) et de pouvoir suivre cette population dans le temps permet d'estimer des quotients longitudinaux de décès entre deux périodes.

Dans cette étude, le quotient est calculé de manière prospective en divisant le nombre de décès observés par exemple en 2001 par la population correspondante au recensement. Afin d'éviter les biais liés à la migration, on exclura du calcul les personnes recensées dont on sait qu'elles ont émigré. Le calcul des quotients s'effectue pour un âge donné.

Une probabilité de survie à un âge donné est calculée en faisant le complément à un de la probabilité de décès.

Comme le recensement a lieu début décembre, les personnes nées par exemple en 1950 sont âgées à la date du recensement entre 49 ans et 11 mois (si elles sont nées le 31 décembre 1950) et 50 ans et 11 mois (si elles sont nées le 1^{er} janvier 1950) à la date du recensement 2000. Pour éviter ce décalage avec un âge révolu entre deux anniversaires, on a recalculé la population recensée au 31 décembre 2000 en tenant compte des décès observés dans l'échantillon, de manière à disposer d'une population effectivement âgée de 50 ans révolu (soit entre 50 et 51 ans exact), qui peut être suivie après le recensement.

La population est recalculée au 31 décembre sous l'hypothèse d'une migration neutre entre début et fin décembre (les partants sont remplacés par des arrivants présentant les mêmes caractéristiques), une hypothèse acceptable, car les flux migratoires du mois de décembre sont peu nombreux.

1.3.2 Probabilités de survie entre deux âges (probabilités transversales)

La probabilité de survie entre deux âges (par exemple entre 25 et 65 ans) ne peut pas être obtenue de la même manière, car il faudrait effectuer une observation sur une longue période (par ex. 40 ans). Elle est alors obtenue par le produit des probabilités de survie à chaque âge. La probabilité de décès entre deux âges est égale au complément à un de la probabilité de survie.

Comme précisé précédemment, tous les décès n'ont pas été appariés avec les recensements. Il résulte une sous-estimation de la mortalité, qui n'est pas corrigée en ce qui concerne les probabilités de décès entre 25 et 64 ans. Par contre, les espérances de vie estimées au chapitre 6 seront corrigées.

1.3.3 Risques de décès et odds ratios

Dans cette étude, on calculera également les risques relatifs de mortalité, estimés par des *odds ratios*, pour différents groupes, et par rapport à un groupe de référence (chapitre 5). Ces odds ratios sont calculés à partir de régressions logistiques modélisant le statut de survie/décès de chaque individu dans la population (cf. Cox et Snell, 1989).

L'avantage de cette approche est de fournir un odds ratio, qui représente une estimation du risque relatif⁷ après prise en compte de différentes variables dites « de contrôle » (par exemple l'âge). La valeur des odds ratios – obtenus en prenant l'exponentiel du coefficient β issu du modèle de régression logistique – exprime donc le risque calculé pour un groupe (niveau de formation secondaire I, niveau de formation tertiaire, par exemple) par rapport à un groupe de référence (niveau de formation secondaire II). Une valeur supérieure à l'unité signifie un risque de mortalité augmenté, comparativement à la modalité de référence. Un risque inférieur à l'unité signifie un risque diminué, toujours comparativement à la modalité de référence.

De cette manière, on peut vérifier quelles caractéristiques socioéconomiques ou démographiques interviennent significativement sur le risque de mortalité. Le rôle de la variable est net ou corrigé du rôle de variables « confondantes » ou « de contrôle », par exemple l'âge ou la nationalité, également introduites dans le modèle.

Les variables de contrôle introduites dans le modèle sont limitées à l'information disponible. Ainsi, on ne peut pas contrôler le rôle de certains facteurs associés au risque de décès, tels les comportements de santé. Le caractère explicatif des modèles de régression logistique ne doit dès lors pas être surestimé, vu l'absence de telles informations. Cependant, ils fournissent une information complémentaire à la seule description des niveaux de mortalité, puisqu'ils vérifient l'impact d'une caractéristique sur le risque, après contrôle d'autres caractéristiques.

1.3.4 Espérances de vie

Des espérances de vie à l'âge de 25, de 65 et de 67 ans ont également été calculées. Ces espérances de vie sont transversales, en d'autres termes elles ont été calculées pour les années qui suivent immédiatement les recensements, à partir des probabilités de décès. On peut se référer à Pressat (1983) pour la méthode de construction de la table de mortalité permettant la mesure de l'espérance de vie.

Comme indiqué précédemment, tous les décès n'ont pas pu être appariés. Dès lors, le calcul de l'espérance de vie à partir des données de la Swiss National Cohort conduit nécessairement à une sous-estimation de la mortalité et une surestimation de l'espérance de vie. Pour éviter les divergences qui résulteraient de ce calcul, comparativement aux tables de mortalité officielles, on a pondéré les décès par un facteur calculé à partir du taux de non-appariement. Ainsi, les espérances de vie obtenues sont cohérentes avec celles mesurées par l'Office fédéral de la statistique dans le cadre de l'établissement des tables de mortalité (Kohli, 2005).

Ce redressement des données de la Swiss National Cohort repose sur l'hypothèse que les décès non appariés sont répartis uniformément dans les différents groupes formant la population. Cette

⁷ Un odds ratio est une bonne estimation du risque relatif pour les événements survenant rarement dans la population.

hypothèse peut être remise en question, puisqu'il n'est pas exclu que les décès pour lesquels on n'a pas retrouvé de correspondance dans le recensement concernent des groupes spécifiques, en termes d'état civil, de profession ou de formation. Compte tenu de la faible proportion de décès non appariés, cette limite reste cependant acceptable.

1.3.5 Mortalité par cause de décès

Afin de mieux comprendre les différences de risques observés entre groupes, certaines analyses ont été effectuées en tenant compte de la cause de décès. Compte tenu du faible effectif pour certains groupes, on a dû regrouper les causes de décès en tenant compte de leur fréquence, mais aussi de leurs caractéristiques étiologiques. Les groupes suivants ont été définis : Cancers de la plèvre et du poumon, cancers du sein (chez les femmes uniquement, les quelques cas masculins ayant été classés dans le groupe des autres tumeurs), autres tumeurs, maladies de l'appareil circulatoire (y compris les maladies cérébrovasculaires), morts violentes, autres causes de décès. L'isolement des cancers du poumon s'explique par la forte association de ce cancer avec des facteurs de risques tels que le tabagisme, tandis que la prise en compte des cancers du sein s'explique par l'observation effectuée dans certains pays d'un accroissement du risque parmi les classes sociales privilégiées, une hypothèse qui devrait être vérifiée en Suisse.

Des taux standardisés ont été calculés pour les 25-64 ans, en appliquant le standard européen de l'OMS. Celui-ci prévoit une pyramide des âges de forme rectangulaire, avec 7000 personnes par classe d'âge entre 25 et 54 ans, 6000 entre 55 et 59 ans, et 5000 entre 60 et 64 ans. Afin de faciliter la lecture, on a multiplié les effectifs de manière à ce que la population de 25 à 64 ans soit égale à 100 000 (d'où des taux standardisés exprimés pour 100 000 personnes en âge d'activité). Ne connaissant pas la distribution des décès non appariés selon le groupe, les taux standardisés n'ont pas été redressés. Ils sous-estiment donc le niveau de risque d'environ 5%. Malgré cette limite, on dispose d'un indicateur permettant de comparer le risque d'un groupe socioéconomique à l'autre, car calculé en standardisant la structure par âge de la population.

Les taux standardisés pour les hommes et les femmes (avant distinction des catégories socioprofessionnelles) sont présentés au tableau 1.6. Les effectifs des décès pour la période 2000-2005, qui ont servi de base au calcul, sont également présentés. Pour 100 000 personnes âgées de 25 à 64 ans, on observe selon les données et sous hypothèse que la population présente la structure par âge définie par le standard utilisé, en moyenne annuelle, un peu plus de 640 décès masculins et 345 décès féminins. Ces taux représentent la référence à partir de laquelle les taux standardisés par groupe seront analysés.

Tableau 1.6 : Taux de mortalité standardisés annuels pour 100 000 pour la population de 25 à 64 ans classée selon le sexe, entre 2000 et 2005.

	Cancers du poumon	Cancers du sein	Autres cancers	Maladies de l'appareil Circulatoire	Morts violentes	Autres causes	Total des décès
Taux standardisés							
Hommes	72.7	...	181.6	155.7	72.3	158.4	640.6
Femmes	27.4	40.5	104.3	58.3	31.3	83.7	345.5
Effectifs							
Hommes	5223	...	13177	11123	6411	11860	47794
Femmes	2274	3392	8272	4346	2775	6580	27639

Source : Propres calculs, Swiss National Cohort

2. Description des données

Il est utile, avant de débiter l'analyse, de récapituler les effectifs à disposition et de présenter les structures par âge des personnes concernées par l'analyse. On distingue la Swiss National Cohort (section 2.1) et les données des registres des rentes (section 2.2).

2.1 Swiss National Cohort 1990 et 2000

Le tableau 2.1 présente quelques indicateurs issus des données de la Swiss National Cohort. La pyramide des âges ci-dessous (Graphique 2.1) présente la structure par âge de la population 1990 et la répartition par âge des décès observés entre décembre 1990 et décembre 2000.

Tableau 2.1 : Effectifs de la Swiss National Cohort

Population recensée	
1990	6794971
2000	7287379
Nombre de décès	
1990-2000	620891
2000-2005	310707
Nombre de décès appariés	
1990-1999	590175
2000-2005	294588

Source : Swiss National Cohort

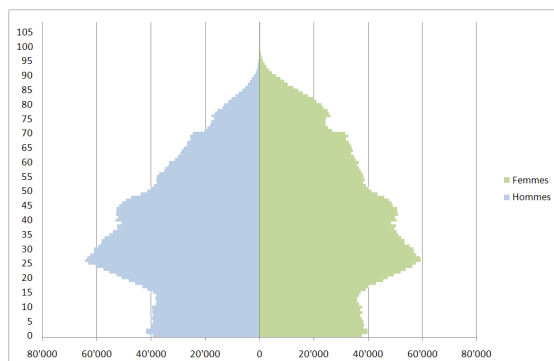
Note : les effectifs des recensements peuvent différer légèrement des données publiées, certains cas considérés comme des doublons ayant été supprimés dans le recensement.

Le graphique 2.2 en fait de même pour le recensement 2000 et les décès observés entre décembre 2000 et fin 2005. Nous faisons systématiquement la distinction dans les graphiques entre décès appariés et non appariés ; les taux d'appariement étant élevés, les décès non appariés forment une minorité des cas.

Les différences entre 1990 et 2000 sont faibles autant en ce qui concerne la forme de la pyramide des âges que celle de la répartition des décès par âge. Une observation attentive permet de distinguer un léger vieillissement de la population, ainsi qu'un léger accroissement des âges au décès.

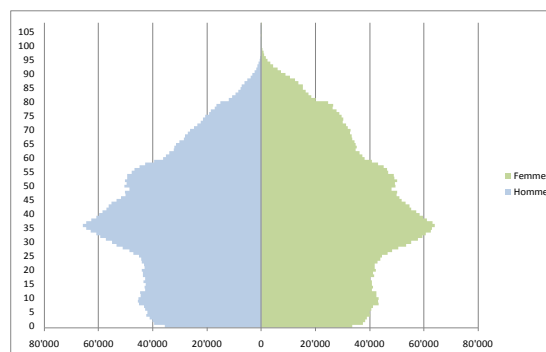
Graphique 2.1

Pyramide des âges au recensement de décembre 1990

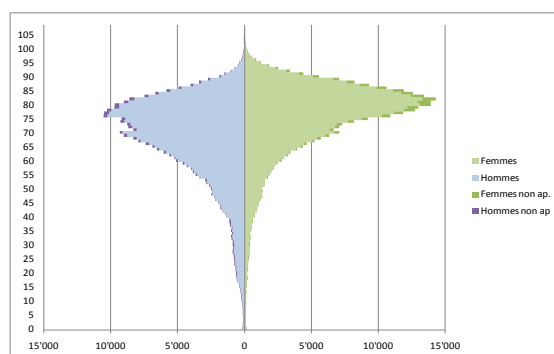


Graphique 2.2

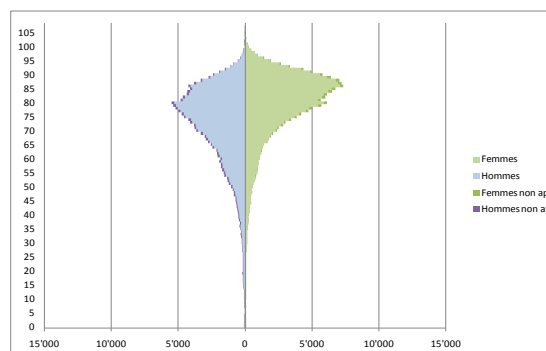
Pyramide des âges au recensement de décembre 2000



Décès appariés ou non appariés entre 1990 et 2000



Décès appariés ou non appariés entre 2000 et 2005



2.2 Registres des rentes et comptes individuels

Les effectifs des comptes individuels livrés figurent au tableau 2.2. Seules les personnes nées en 1950 et avant figurent dans ces données. Le nombre de comptes individuels diminue fortement en raison du vieillissement de cette population née au cours de la première moitié du siècle (âgée de 35 ans et plus en 1985, donc majoritairement active, mais de 55 ans et plus en 2005). Par contre, le nombre de rentiers (bénéficiaires d'une rente AV, AI ou AS) s'accroît progressivement du fait de l'augmentation de l'âge des générations prises en compte mais aussi de l'accroissement de la durée de vie en tant que rentier. Concernant les rentiers, le registre des rentes couvre à la fois ceux vivant en Suisse et ceux vivant à l'étranger. En 1992, 83,8% des rentiers vivaient en Suisse, le solde de 16,2% était domicilié à l'étranger : l'Italie, l'Allemagne et la France étaient les principaux pays de domicile des rentiers résidant à l'étranger. En 2006, 71,7% des rentiers étaient domiciliés en Suisse, et 28,3% à l'étranger. L'Italie, l'Allemagne et l'Espagne dénombrèrent parmi les pays étrangers les plus grands effectifs de rentiers de la prévoyance sociale suisse : ces trois pays accueillèrent à cette

date 19,1% de la population rentière du 1^{er} pilier. Au total, 2 940 309 rentiers figurent dans les registres des rentes qui nous ont été transmis.

Tableau 2.2 : Effectif des comptes individuels et des rentes, par année. Personnes nées en 1950 ou avant

Comptes individuels	
1985	1241191
1990	1298206
1995	982950
2000	740070
2005	359514
Rentes	
1992	1478108
1993	1506665
1994	1535083
1995	1568626
1996	1603780
1997	1632227
1998	1658942
1999	1691044
2000	1722782
2001	1750339
2002	1759176
2003	1794523
2004	1838547
2005	1886526
2006	1904917

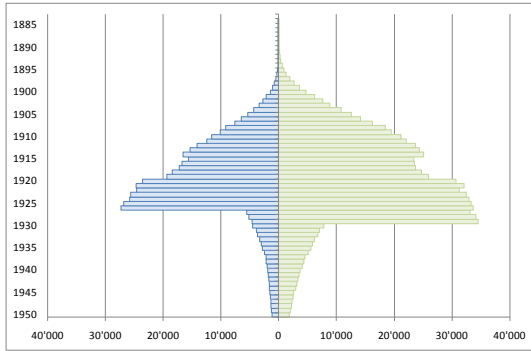
Source : *Registre des comptes individuels et registre des rentes*

La structure par âge des rentiers domiciliés en Suisse est présentée en 1992 et 2000, par génération, au graphique 2.3. Les rentes ne sont pas disponibles avant 1992. Les effectifs des rentiers augmentent logiquement parmi ceux n'ayant pas atteint l'âge légal de la retraite en 1992 : ainsi, dans la génération 1940, âgée de 52 et 60 ans aux deux dates considérées, l'effectif des rentiers est multiplié par 2,5 chez les hommes et 1,9 chez les femmes, du fait de l'accès plus fréquent à des rentes invalidité ou de veuve avec l'avancée en âge. L'accroissement de l'effectif est plus important encore pour les générations ayant atteint l'âge de la retraite durant la période considérée. Par contre, les générations déjà à la retraite en 1992 voient leur effectif de rentiers diminuer en l'espace de huit ans, du fait de la mortalité. Ainsi la génération 1920 âgée de 72 et 80 ans aux deux dates considérées voit son effectif diminuer de 1/3 chez les hommes et de 20% chez les femmes.

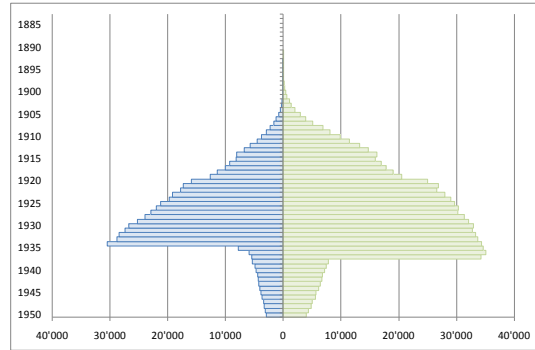
Source : *Registre des rentes*

Graphique 2.3 : Effectif des rentiers en 1992 et 2000

1992

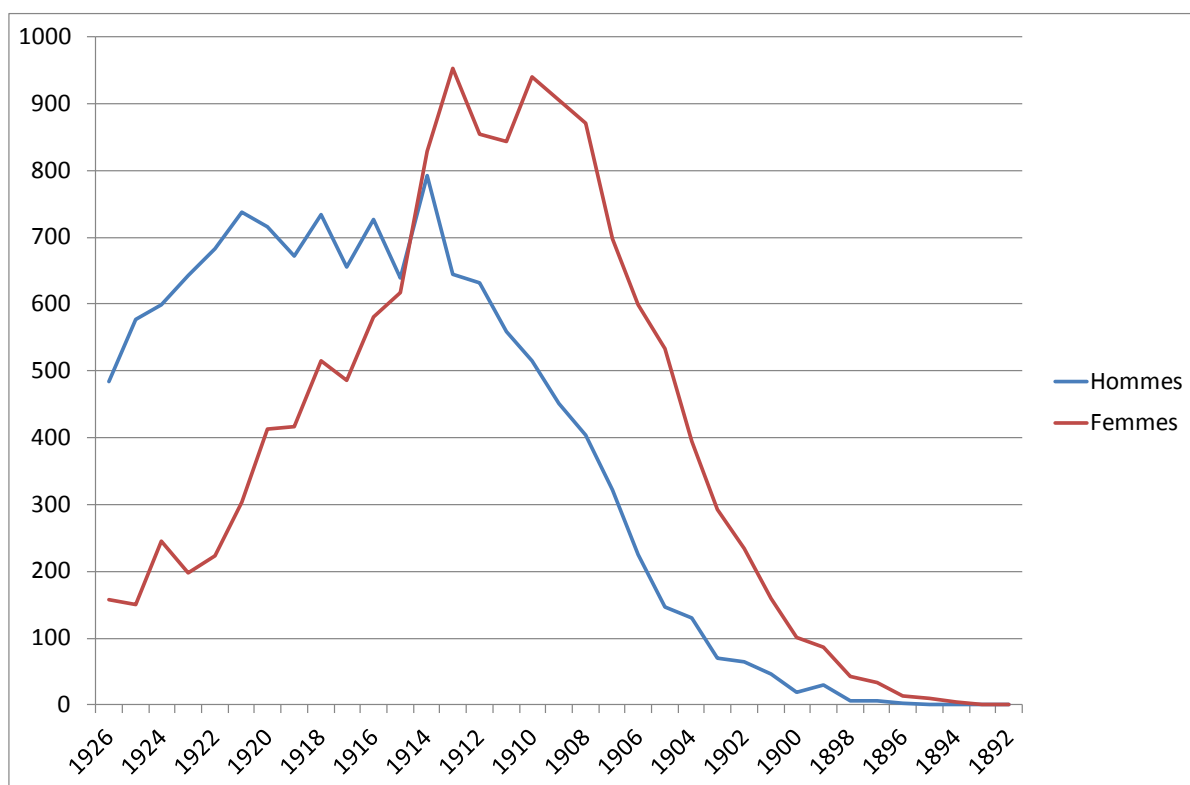


2000



Le nombre de personnes figurant dans le registre des rentes tend à surestimer celui des individus dans le recensement. Les différences figurant au graphique 2.4 montre que ce sont surtout les personnes en fin de vie (âgées de 80 ans et plus) qui sont concernées par ces différences. Dans la génération 1910, on compte ainsi 900 rentes versées à des femmes de plus que le nombre de femmes recensées. La migration et d'éventuels retard dans la mise à jour des décès expliquent ces différences.

Graphique 2.4 : Différence dans les effectifs entre le registre des rentes et le recensement, en 2000



Source : recensement de la population et registre des rentes

3. Mortalité différentielle en Suisse et en Europe⁸, un état de la littérature

Dans ce chapitre qui vise à faire un tour d'horizon des études existant sur la mortalité différentielle en vue de positionner cette étude parmi celles déjà existantes, on décrit en premier lieu les approches méthodologiques adoptées (section 3.1), en distinguant les approches longitudinales des approches transversales. Dans une deuxième partie, on présente les études de référence en Europe (section 3.2) avant de se focaliser sur la Suisse (section 3.3). Enfin, on conclut cette revue de la littérature en mentionnant les études faisant le lien entre les différentiels de mortalité et la politique sociale.

Compte tenu du nombre élevé d'études effectuées au cours des récentes années en Europe ou dans les pays anglo-saxons, il est impossible de prétendre à une revue de littérature exhaustive. Certaines parmi les principales études portant sur l'Europe ou la Suisse sont mentionnées, d'autres études présentant des résultats similaires étant laissées de côté.

3.1 Approches adoptées dans les études sur la mortalité différentielle

Aux approches traditionnelles, dites transversales (section 3.1.1), qui visent à mettre en relation le nombre de décès observés au cours d'une période et la population totale moyenne de la période, on oppose les approches longitudinales (section 3.1.2), qui consistent en un suivi de la population jusqu'à son décès.

3.1.1 Approches transversales

Les méthodes transversales font référence à l'analyse de la mortalité des groupes mesurée à un moment donné, par exemple une année de calendrier. Les taux et quotients de mortalité sont en règle générale obtenus en calculant le rapport entre le nombre de décès observé dans un groupe étudié, durant une période définie préalablement, et le nombre moyen (pour le quotient le nombre initial) de personnes appartenant au groupe. Les décès sont issus de la statistique de l'état civil tandis que la population soumise au risque est issue d'un recensement ou d'un registre des habitants. Des taux de mortalité sont ainsi obtenus, qui peuvent être calculés après prise en compte de différents facteurs de confusion, comme l'âge, le sexe, l'état civil, etc. Cette manière de procéder est facile à mettre en place et a constitué le fondement méthodologique des premières études sur la mortalité différentielle, même si elle présente certaines limites, liées à la disponibilité et la comparabilité des données.

Par exemple, si l'on s'intéresse à la mortalité différentielle selon le niveau de formation ou la profession, il est nécessaire de disposer de ces informations dans les deux sources de données, registres d'état civil et recensement. Il faut aussi que, pour un individu qui décède après le dénombrement, les réponses apportées au moment du recensement soient les mêmes que celles figurant sur le registre d'état civil (ainsi un « enseignant » au recensement doit avoir le même statut professionnel à la date du décès). Sinon, un biais s'observe, lié au fait que le décès est attribué à un autre groupe.

⁸ Rédigé en collaboration avec Yannic Forney, doctorant, UNIGE

L'approche transversale traditionnelle peut conduire à des imprécisions liées à l'absence de lien direct entre le décès (qui provient de la statistique de la mortalité) et la population de référence (qui est généralement issue d'un recensement). D'une part, il est difficile de mesurer précisément la population soumise au risque de décès : lorsque l'on divise les décès observés durant une période péricensitaire (par exemple 1998-2002) à la population recensée (par exemple en 2000), il importe que la population recensée soit une bonne estimation de celle observée durant la période sous étude.

Ce n'est pas toujours le cas. Des flux migratoires peuvent modifier rapidement la taille et la structure de la population, et les recensements ne sont pas toujours représentatifs. Pour donner un exemple, le recensement suisse de 2000 surestime la population de la République Yougoslave comparativement à la population moyenne observée entre 1998 et 2002, tandis qu'il sous-estime la taille de la population allemande. Une analyse transversale de la mortalité de ces groupes entre 1998 et 2002, reposant sur les effectifs du recensement, conduirait à une sous-estimation de la mortalité des ressortissants de la République Yougoslave et, au contraire, à une surestimation de celle des ressortissants allemands.

Un autre problème est lié à la codification des catégories sous étude, qui peut varier en fonction de la source.

Malgré ces limites associées à la mobilité des individus et aux sources de données, l'analyse transversale a été fréquemment utilisée dans l'étude de la mortalité, en particulier en raison de l'absence de données longitudinales. L'analyse de la mortalité régionale en Suisse se fonde par exemple sur ces approches (OFS, 2006, Peng Fei et al. 1998, Wanner et al., 1997), de même que celle ayant été effectuée sur les populations de nationalité étrangère (Bouchardy et al., 2001). Les tables de mortalité pour la Suisse, calculées chaque année, reposent également sur la comparaison des deux sources de données que sont la statistique de l'état civil et la statistique de la population (qui découle des recensements). Ces différentes études ont quasi-systématiquement relevé le risque que les résultats obtenus soient influencés par la mobilité qui précède le décès.

3.1.2 Approches longitudinales

Les limites des approches transversales sont en règle générale surmontées par les approches longitudinales, qui visent à suivre dans le temps, à partir d'une date donnée, différents individus, en vue de vérifier leur statut de survie ou au contraire d'identifier leur décès. Cette méthode nécessite des informations sur des individus, pour une période plus ou moins longue : le décès étant un événement rare, plus longue est la durée d'observation, plus nombreux sont les événements recensés.

C'est dans les années 1960 qu'ont été développés des échantillons longitudinaux en France, aux Etats-Unis ou au Royaume-Uni. D'autres pays, à l'instar des pays d'Europe du Nord, ont utilisé leurs registres de populations pour constituer la base à des études sur la mortalité ou sur tout autre phénomène démographique. Le recours à de telles données a constitué un changement de paradigme en démographie, puisque de la description des niveaux de mortalité, on a évolué progressivement à des études explicatives (Henry, 1963) : en effet, contrairement aux approches transversales qui considèrent et analysent des groupes, les approches longitudinales reposent sur des individus identifiés, rendant possible la recherche des facteurs à l'origine des décès.

En effet, un avantage des analyses longitudinales est de pouvoir rattacher le décès à des personnes dont on a pu identifier différentes caractéristiques de vie avant la mort. Ainsi, lorsque les

échantillons longitudinaux débutent par une enquête ou un recensement, on peut recueillir des informations socioéconomiques ou démographiques sur chaque individu, informations qui pourront être mises en relation avec le risque. L'inconvénient est lié à la perte des individus, par exemple ceux qui quittent le pays, et pour lesquels on ne connaît pas le statut de décès.

La Suisse dispose depuis 2010 d'un registre centralisé de personnes permettant des analyses détaillées de la mortalité différentielle. Cependant, il faudra encore quelques années pour disposer de suivis longitudinaux permettant l'analyse des risques. En attendant, la cohorte nationale suisse (Swiss National Cohort) représente une alternative intéressante pour la mesure des risques de mortalité selon une approche longitudinale. Elle a déjà donné lieu à différentes études, l'une d'entre elles portant sur la mortalité par niveau de formation (Faeh et Bopp, 2010).

A ce jour cependant, les études publiées n'ont pas utilisé tout le potentiel de la Swiss National Cohort. En effet, la plupart des études se limitent à mesurer des risques en tenant compte des caractéristiques annoncées lors d'un recensement (par exemple le recensement 2000). Une étape complémentaire serait de tenir compte de deux recensements, en vue de vérifier le rôle de la mobilité sur le risque de décès.

3.1.3 Le choix du marqueur de la catégorie socioprofessionnelle

Dans le domaine socioprofessionnel, trois variables sont le plus souvent mises en avant pour l'étude des différentiels : le niveau de formation, la profession, et la classe sociale, avec une préférence pour l'une ou l'autre de ces variables en fonction de la disponibilité des données. D'autres critères de classification, telle la branche d'activité, sont également utilisées, à une moindre échelle.

Les études qui privilégient le **niveau de formation** le font pour des raisons méthodologiques, en particulier en raison du faible lien existant entre le niveau de formation (acquis en début de vie active) et l'état de santé, comme le dit Avendado, « *As opposed to occupational class, educational level can be applied equally to both men and women, it is more comparable between age groups, and it comprises both economically active and inactive populations* » (Avendano et al., 2006: 462). Le niveau de formation fait référence au capital social des individus, capital qui intervient sur les comportements de santé et les connaissances en matière de comportements adaptés. En outre, le niveau de formation est défini en début de vie active et, généralement, ne se modifie pas au cours du temps. Il est ainsi moins étroitement lié à l'état de santé, car il n'évolue pas, contrairement à la profession exercée, en fonction de la survenance de maladies ou d'accidents. Or, une limite de la mesure de la mortalité par profession est liée à la mobilité professionnelle observée au moment où la maladie survient.

D'autres études utilisent le **statut social** (ou la classe sociale). Le Royaume-Uni a ainsi une longue tradition d'analyse de la mortalité selon la classe sociale en recourant le plus souvent à la classification en cinq groupes dont deux sous-groupes : I. Professions libérales et classes supérieures, II. Cadres moyens, III.N Travailleurs qualifiés (non manuels), III.M Travailleurs qualifiés (manuels), IV. Travailleurs semi-qualifiés, V. Travailleurs non qualifiés, cette dernière classe faisant souvent office de groupe de référence. Le statut social est une dimension théoriquement intéressante, puisqu'il reflète le potentiel social et la capacité à faire face à des difficultés quotidiennes, y compris en matière de santé. Cependant, pour définir le capital social d'un individu et sa position dans la société, il conviendrait de tenir compte des caractéristiques individuelles (profession exercée, revenu professionnel), mais aussi du ménage (profession du conjoint, revenu total du ménage, etc.). Pour cette raison, il est relativement difficile à définir correctement. De

nombreuses échelles sociales ont été proposées, mais leur évaluation pour l'analyse des différentiels en matière de santé et de risque de décès est encore lacunaire (voir Krieger et al., 1997).

La **profession** est pour sa part un marqueur intéressant de l'exposition aux risques, et est de ce fait à privilégier pour les études portant sur les causes de décès et plus particulièrement la mortalité suite à des expositions professionnelles (cf. par exemple Bouchardey et al., 2002 pour le cas du cancer en Suisse). Cependant, la variable « profession » présente certaines limites, liées d'une part à l'effectif limité des personnes exerçant certaines professions non traditionnelles : or, ce sont en règle générale des professions spécifiques et non communes qui peuvent être rattachées à un accroissement significatif des risques ; d'autre part, à la multitude des situations individuelles et des niveaux d'exposition pour une même profession, rendant les groupes professionnels très hétérogènes. En effet, une même profession peut couvrir différentes réalités en ce qui concerne l'exposition aux risques, en fonction de la position dans la profession, avec des expositions variables aux risques de décès.

Finalement, les pays anglo-saxons disposent de données sur la richesse et le revenu, leur permettant d'utiliser ces variables comme marqueur du risque (Attanasio and Hoynes 2000; Attanasio and Emmerson 2003 pour la fortune au Royaume-Uni, Deaton and Paxson 2001, pour le revenu aux Etats-Unis).

3.2 Etudes de la mortalité différentielle en Europe

Le Programme Health 21 de l'Organisation Mondiale de la Santé indiquait la réduction des inégalités devant la mort comme objectif prioritaire : « By the year 2020, the health gap between socio-economic groups within countries should be reduced by at least one fourth in all Member States, by substantially improving the level of health of disadvantaged groups » (World Health Organization, 1999: 16). L'OMS dénonce régulièrement les inégalités observées dans les risques de décès. La réduction des inégalités face à la mort est d'ailleurs reconnue comme nécessaire par la quasi-totalité des organisations internationales ou des systèmes de santé publique dans une problématique d'égalité des chances. Les différentiels de mortalité représentent un indicateur extrême des inégalités devant l'accès à la santé ou concernant l'exposition aux risques. Ils font référence à la situation économique, sociale, professionnelle, à l'appartenance ethnique ou nationale, ou encore à la région d'habitation. L'attention portée sur ce thème a conduit à de nombreuses études, qui se sont multipliées récemment avec l'augmentation des sources d'informations.

Quel que soit l'indicateur utilisé pour appréhender les différentiels socioprofessionnels de mortalité, la tendance actuelle en Europe est à une stabilisation voire un accroissement des écarts d'espérance de vie entre groupes. Valkonen (2001) montre ainsi qu'en Finlande, la différence d'espérance de vie entre travailleurs manuels et employés non manuels en haut de l'échelle sociale a passé de 4,5 ans en 1972-74 à 6,1 ans en 1993-95. Les mêmes tendances s'observent, dans une moindre mesure, pour les femmes (de 2.3 à 3.0 ans) (cf. également Martelin et al., 2006a). Ces résultats sont confirmés par des études menées dans d'autres pays nordiques, en particulier le Danemark ou la Norvège. Les différences d'espérance de vie selon le niveau de formation sont de même ampleur, voire plus élevées que les variations par groupes socioprofessionnels (voir Martelin et al., 2006b).

Estimés en risques relatifs de mortalité des ouvriers comparativement aux cols blancs, les écarts de mortalité semblent s'accroître, selon Kunst et al. (2004) dans l'ensemble des pays de l'Europe du

Nord. Ainsi, en Finlande à la fin du 20^e siècle, un col bleu avait un risque quasiment augmenté par deux de décéder comparativement à un col blanc. Les écarts sont moins importants, quoiqu'en augmentation, dans les autres pays analysés par l'auteur (Tableau 2.2).

Au Royaume-Uni, selon l'étude d'Hattersley (1999), les écarts d'espérance de vie à la naissance entre la classe I (professions libérales et cadres supérieurs) et V (travailleurs non qualifiés) ont augmenté durant la période 1972 à 1996. Alors qu'ils étaient de 5,5 années en 1972-76 pour les hommes (72,0 vs 66,5 ans), ils sont passés à 9,5 années en 1992-96 (77,7 versus 68,2 ans). L'espérance de vie a fortement augmenté dans la classe supérieure, alors que le progrès a été plus faible dans la classe inférieure. Les femmes, quant à elles, ont des écarts respectifs de 5,3 (1972-76) et 6,4 (1992-96) années. Dans certaines régions comme à Glasgow, les écarts entre groupes sociaux sont encore plus importants. Preuve en est l'écart énorme d'espérance de vie à la naissance observée en fonction du quartier (jusqu'à 28 ans chez les hommes), qui s'explique par des différences structurelles et comportementales (OMS, 2008).

En France, contrairement aux pays mentionnés ci-dessous, les écarts de risques entre classes sociales sont restés sensiblement stables au cours des trois dernières décennies du 20^e siècle (Mesrine, 1999).

Tableau 2.2. : Rapport de mortalité entre professions manuelles et non manuelles dans quatre pays nordiques, hommes âgés de 30-59 ans, entre 1980 et 1994

Pays	Risque relatif (intervalles de confiance à 95%)			Changement
	1980-84	1985-1989	1990-94	
Finlande	1.63 (1.58-1.68)	1.85 (1.79-1.90)	1.95 (1.90-2.01)	0.32
Suède	1.51 (1.47-1.55)	1.53 (1.49-1.58)	1.64 (1.59-1.68)	0.13
Norvège	1.42 (1.37-1.47)	1.48 (1.43-1.53)	1.56 (1.50-1.62)	0.14
Danemark	1.46 (1.41-1.51)	1.46 (1.41-1.51)	1.49 (1.44-1.53)	0.03

Source : tiré de Kunst et al. (2004: 236)

Différentes études effectuées aux Etats-Unis ont par ailleurs documenté l'accroissement des différentiels de la mortalité, par exemple en tenant compte du niveau de formation (Hadden and Rockswold, 2008). Ces auteurs ont montré un accroissement des différentiels durant la période 1986 à 2000 au sein de la population américaine non-hispanique âgée de 25 à 64 ans. L'accroissement des différentiels est surtout observé au sein de la population blanche, avec une augmentation du risque de décès à la fin du 20^e siècle parmi ceux présentant un faible niveau de formation. Cet accroissement serait plus fort chez les hommes que chez les femmes. Pourtant, une étude sur la mortalité des régions (Ezzati et al., 2008), montre un écart croissant chez les femmes, provoqué par la baisse de l'espérance de vie observée dans certains comtés à faible niveau de formation. Outre le caractère croissant des différentiels de mortalité à l'échelle des régions, qui résulte aussi d'une ségrégation sociale accrue, l'étude montre que les femmes, auparavant

préservées, comparativement aux hommes voient leur situation évoluer, en lien en particulier avec l'adoption de comportements auparavant masculins, tels la consommation de tabac et une alimentation inadaptée. Compte tenu de la diffusion plus rapide de ces comportements à risques dans certains groupes, les écarts régionaux augmentent.

Si le constat des écarts croissants de l'espérance de vie a été établi dans de nombreux pays industrialisés, l'identification des facteurs expliquant cette tendance reste encore à faire. Il semble que les classes aisées aient bénéficié des progrès dans la lutte contre la mort, en particulier via les comportements préventifs. Les progrès dans la médecine du travail (qui concernent les classes les plus exposées, moins bien qualifiées) sont réels, et les pays – en particulier les pays nordiques – ont imposé des mesures de sécurité, parfois accompagnées de mesures d'ergonomie sur la place de travail. Dès lors, la mortalité professionnelle des ouvriers diminue. Cependant, dans le même temps on s'aperçoit d'écarts croissants dans les comportements à risques en fonction de la classe sociale, et dans la réactivité des individus au moment de l'apparition des symptômes.

Les **maladies cardiovasculaires** expliquent non seulement une partie prépondérante des écarts, mais aussi les progrès plus ou moins importants observés selon le groupe social. Le rôle des maladies cardiovasculaires dans les différentiels socioprofessionnels a par exemple été mis en évidence en Suède (Diderichsen et Hallqvist, 1997) et au Danemark (Valkonen, 2001). Le passé récent au sein des pays de l'Ex-URSS montre que les décès par maladies cardiovasculaires peuvent s'accroître très rapidement en raison de comportements inadaptés. Ce résultat suggère qu'une partie des écarts entre groupes socioprofessionnels résulte de comportements inadaptés (conduisant à l'obésité, l'hypercholestérolémie, autant de facteurs de risques) ou peut-être de l'absence de traitement de facteurs de risques (comme l'hypertension artérielle). Un second groupe de décès générateur de différences est celui des morts violentes (suicides, accidents et violence), plus fréquentes parmi les travailleurs manuels (Martikainen et al, 2001). En Espagne, parmi les jeunes de 25 à 34 ans à la fin du 20^e siècle, il semble que ce soit la mortalité par sida qui ait été responsable des écarts de mortalité en fonction du niveau de formation (Borell et Pasarin, 1999: 388). Cependant, les décès provoqués par cette maladie infectieuse ayant diminué avec l'introduction des trithérapies, celle-ci n'intervient plus que marginalement dans les différentiels de risques.

L'absence de données sur le revenu dans le recensement a longtemps limité l'analyse de cette variable, en Suisse comme dans la plupart des pays européens. Aux Etats-Unis où le revenu est disponible dans le recensement, plusieurs études ont confirmé le lien entre revenu et mortalité (voir par exemple Deaton et Paxson, 2004, cité par von Gaudecker et Scholz, 2007). Plus le revenu augmente, plus faible est le risque de mortalité.

3.3 Etudes sur la mortalité différentielle en Suisse

L'étude de référence sur la mortalité socioprofessionnelle en Suisse est indéniablement celle de Gubéran et Usel (2000). Les auteurs analysèrent, à partir de données longitudinales genevoises et des registres des rentes non seulement le risque de mortalité selon la profession, mais également les risques d'invalidité.

L'analyse portait sur 5137 hommes nés entre 1925 et 1927, répartis selon la classe sociale, et s'intéressait à la période de vie comprise entre le 45^e anniversaire et le départ à la retraite. La

profession des hommes appartenant à cet échantillon a été estimée pour la période comprise entre 20 et 45 ans à partir de données d'archives (caisses de chômage, assurances, annuaires, etc.), une approche qui permet de disposer d'informations professionnelles extrêmement fiables pour la période qui précède généralement la survenance de la maladie. Quelque 28 groupes professionnels ont été définis par les auteurs, répartis en cinq classes socioprofessionnelles. Selon les résultats obtenus pour les classes socioprofessionnelles, le risque de décès, entre 45 et 65 ans, passe de 13,2% pour la classe sociale privilégiée à 20,5% pour la classe la plus défavorisée. Quelque 4,4 années d'espérance de vie séparent ces deux classes socioprofessionnelles, soit une valeur moindre que celles observées dans d'autres pays, comme en Grande-Bretagne par Drevel et Whitehead (1997) ou en Finlande par Kaprio et al. (1996), mais similaire à ce qui est enregistré en France.

A l'échelle des groupes professionnels, l'étude montre que la mortalité a été la plus faible parmi les exploitants agricoles, les scientifiques et les enseignants (moins de 10%) et la plus élevée pour les professions artistiques, les manœuvres d'usine et les nettoyeurs, concierges et cantonniers (entre 25% et 30%). Les données présentées par Gubéran et Usel ne portent cependant que sur le canton de Genève et un échantillon relativement limité de personnes, ce qui ne permet pas toujours aux auteurs d'exploiter avec précision les résultats. En particulier, les causes des inégalités socioprofessionnelles ne sont pas définies, car les données recueillies ne permettent pas d'analyser les causes de décès.

Tableau 2.1. : Estimation de la durée moyenne de vie (ou espérance de vie à la naissance) selon la classe socioprofessionnelle

	Classe socioprofessionnelle	Nombre moyen d'hommes exposés	Pourcentage de décédés	Risque relatif de décès	Durée moyenne de vie
I	Professions libérales et scientifiques	340	13,2%	0,78	70,6 ans
II	Directeurs, techniciens et assimilés	818	15,0%	0,89	69,7 ans
III	Employés et assimilés	1160	16,2%	0,96	69,0 ans
IV	Ouvriers qualifiés	1612	17,7%	1,05	68,0 ans
V	Ouvriers semi-qualifiés et non-qualifiés	589	20,5%	1,21	66,2 ans
	Population totale	4519	16,9%	1,00	68,4 ans

Source : tiré de Gubéran et Usel (2002 : 29).

Avant l'étude de Gubéran et Usel, quelques précurseurs s'étaient déjà intéressés à la mortalité professionnelle, mais sans atteindre la même précision de la mesure des catégories socioprofessionnelle, ni disposer d'une aussi longue période d'observation. Christoph Minder (1993) avait publié un article portant sur la mortalité différentielle en Suisse, laquelle présentait quelques résultats originaux reposant sur les données du recensement 1980 appariées avec le registre des décès. Les résultats obtenus montrent de relativement faibles différences entre classes sociales, probablement explicables par le fait que les classes sociales les plus à risques sont représentées par des étrangers susceptibles de quitter le pays au moment où la maladie survient. Beer et al. (1993) s'étaient pour leur part penchés sur les années potentielles de vie perdues selon la classe sociale, mais ces deux études restent assez modestes de par les résultats obtenus. Ainsi,

alors que les années 1980 et 1990 furent une période marquée par de très nombreuses analyses internationales sur la mortalité différentielle, des études systématiques firent défaut en Suisse, principalement en raison de l'absence d'une base de données longitudinales.

Contrairement aux pays nordiques ou au Pays-Bas, la Suisse ne dispose pas d'un registre de population ; alors que d'autres pays tels la France ou les Etats-Unis ont mis sur pied des échantillons longitudinaux, une telle démarche n'a jamais eu lieu en Suisse, qui s'est retrouvée dès lors à l'écart des études internationales sur la mortalité différentielle.

On peut aussi mentionner une étude publiée en 1997 portant sur les indices comparatifs de mortalité (exprimés par rapport à la base 100 représentant l'ensemble de la population) des différentes catégories professionnelles (Gass et Bopp, 1997). Cette étude se contente de présenter des chiffres bruts sans interprétation des résultats. Les données reposent sur une analyse transversale mettant en rapport le nombre de décès observés dans une catégorie professionnelle, selon le registre d'état civil (statistique de la mortalité) entre 1977 et 1983, avec le recensement 1980. La mobilité professionnelle n'est donc pas contrôlée, contrairement à ce qu'il est possible de faire à partir de cohortes longitudinales. Selon cette étude, un accroissement de l'ordre de 50% de la mortalité, comparativement à l'ensemble de la Suisse, est observé chez les professionnels du bâtiment, qui présentent un risque accru pour les maladies infectieuses, respiratoires et du système digestif. Le risque est diminué, par contre, de 40% pour le personnel académique, qui présente une diminution de tous les niveaux de mortalité selon la cause à l'exception des chutes accidentelles, du cancer de l'estomac et du colon, et des lymphomes.

Le début du 21^e siècle a donné lieu à de nouvelles études portant sur la mortalité selon le groupe socioprofessionnel en Suisse, principalement en fonction du niveau de formation et de la profession, et à partir des données de la Swiss National Cohort (Bopp, 2003).

Les analyses effectuées par ces données ont autorisé l'analyse épidémiologique de la mortalité. La Swiss National Cohort est toujours en phase de développement, les responsables prévoyant d'y ajouter de nouvelles données (en particulier sur l'incidence des maladies et sur l'état de santé), tandis que l'avancée en temps accroît la période et le nombre des décès pris en compte dans la cohorte.

Une première contribution de la Swiss Cohort à la mortalité différentielle fut la mesure des différentiels de mortalité selon le niveau d'instruction, effectuée pour les personnes de nationalité suisse uniquement (Bopp et al., 2003). Cette étude portait sur les décès observés entre 1990 et 1997 appariés avec le recensement 1990, et se focalisait sur la population vivant en région germanophone. Le choix de la population de nationalité suisse s'explique par le fait que la population étrangère, plus mobile, est susceptible de quitter le pays lors d'un épisode de maladie. Cette limite a cependant été réglée plus tardivement par le recours au registre central des étrangers, qui documente les migrations internationales pour les personnes de nationalité étrangère (mais pas pour les Suisses).

L'étude de Bopp et al., qui porte sur près de 300 000 décès parmi des personnes âgées de 25 ans et plus,⁹ calcule des indices de mortalité relatifs (odds ratios) selon le niveau d'instruction. Les

⁹ L'intérêt d'utiliser la variable « niveau de formation » se justifie par le fait que celui-ci ne se modifie pas avec l'âge, contrairement à la profession ; en particulier, les personnes retraitées déclarent au

résultats obtenus montrent une relation inverse entre le risque de mortalité et le nombre estimé d'années d'instruction : pour chaque année de formation en plus, le risque diminue de 7,2% pour les hommes et de 6% pour les femmes. Les écarts d'espérance de vie entre personnes présentant un niveau de formation tertiaire et celles avec un niveau de formation inférieur varient cependant en fonction de l'âge pris en compte : à l'âge de 30 ans, 7 années de vie en plus caractérisent les universitaires de sexe masculin par rapport aux personnes disposant d'un faible niveau de formation, et un peu moins de 4 années de vie en plus pour les universitaires de sexe féminin (cf. Spoerri et al., 2006). Pour les auteurs, les maladies cardiovasculaires et les accidents de la route sont les principales causes de décès expliquant ces différences.

Le fait que les étrangers aient été exclus de l'analyse conduit, certainement, à une sous-estimation des écarts par niveau de formation : on suspecte en effet que ce sont les étrangers présentant un faible niveau de formation qui montrent les risques les plus élevés de mortalité, car ce sont eux qui sont présents dans les activités professionnelles les plus exposées ; ne pas tenir compte des étrangers pourrait donc diminuer les différentiels dans le risque de décès et dans les espérances de vie.

Plus récemment, différentes analyses de la mortalité ont été publiées en Suisse, portant en particulier sur le rôle de l'affiliation religieuse sur le risque (cf. Lerch et al., 2010, Spoerri et al., 2010) et sur les inégalités sociales de mortalité entre hommes et femmes (Schumacher et Villpert, 2011). Une hypothèse sous-jacente aux études sur la religion est que l'affiliation religieuse peut jouer un rôle sur le risque, probablement en raison de pratiques alimentaires différentes, d'un contrôle social des comportements à risques, et de l'effet bénéfique attribué au soutien communautaire. Des comportements différenciés en fonction de l'affiliation religieuse pourraient également influencer les niveaux de mortalité par suicide. La religion reste en outre un marqueur de l'identité culturelle (nationalité d'origine en particulier, mais aussi lieu de domicile en Suisse), et il n'est pas toujours facile de faire la distinction entre le rôle de cette dimension (et des comportements qui lui sont associés) et celui de la dimension purement religieuse.

3.4 Mortalité différentielle et politiques sociales

La plupart des études suisses ou internationales mentionnées ci-dessus visent à décrire des inégalités sociales, voire à mettre en évidence les facteurs de risque par des approches étiologiques. Certaines études ont cependant été effectuées dans le cadre de la préparation ou l'évaluation de politiques de santé, en vue de montrer des écarts dans les risques et d'attirer l'attention des responsables de la politique sanitaire sur la nécessité de politiques adaptées à la problématique suisse (Bouchardy et al., 2002 ; Bollini et al., 2006), sans forcément beaucoup de succès en termes de réduction des écarts entre groupes. Par contre, même si une littérature abondante existe sur l'impact de la mortalité générale sur le fonctionnement des assurances sociales, rares sont les études visant à placer les différentiels de mortalité entre groupes dans le débat sur les politiques sociales.

Comme exception, on peut cependant mentionner une analyse récente effectuée en Allemagne, visant à mettre en évidence les différentiels de mortalité selon les revenus professionnels (von Gaudecker et Scholz, 2007). Les auteurs ont utilisé des données de la caisse publique de retraite allemande (Renterversicherung), des données similaires à celles utilisées ici. S'intéressant aux retraités et utilisant le concept de « earning point », une variable figurant dans leurs données et

recensement leur niveau de formation achevé. Cependant, la qualité de cette variable comme indicateur de la catégorie sociale pourrait être discutée.

permettant le calcul de la rente (une variable équivalente au revenu soumis à cotisation qui existe en Suisse), les auteurs mettent en évidence le fait que la probabilité d'atteindre 74 ans, lorsqu'on est âgé de 65 ans varie entre 70% et 90% selon le niveau de revenu respectivement plus faible ou plus élevé.

A notre connaissance, l'étude de von Gaudecker et Scholz (2007) est la seule actuellement publiée qui utilise des données de caisses de retraite pour calculer des probabilités de décès. Cette approche permet de mettre directement en relation le calcul du risque de décès avec les données sur les cotisations et rentes des assurances sociales et ouvre la voie à une utilisation des données des assurances sociales pour la formulation de politiques tenant compte du niveau de mortalité des groupes.

De nombreuses interrogations et difficultés pratiques doivent cependant être résolues avant de pouvoir prendre en compte les données de la mortalité pour la formulation des politiques sociales. On discutera certaines de ces difficultés au chapitre 6. Malgré les limites existantes, des données sur la mortalité différentielle sont absolument nécessaires en vue de comprendre les enjeux qui sont liés à l'évolution de la mortalité sur le financement des politiques sociales. A ce propos, le chapitre suivant décrit plus en détail les niveaux de mortalité en Suisse en fonction de différents critères économiques et sociaux.

4. Mortalité différentielle en Suisse. Données et interprétations

Ce chapitre vise à mesurer les différentiels de risque de décès en fonction de différents facteurs sociodémographiques et économiques, considérés indépendamment les uns des autres. L'analyse ne porte pas uniquement sur des variables socioéconomiques puisque l'on inclut dans les analyses quelques mesures des différentiels de mortalité concernant l'état civil, la situation familiale ou les caractéristiques socioculturelles.

On focalise l'analyse sur les personnes en situation de préretraite ou de retraite. Cependant, pour des raisons d'effectifs, l'analyse est parfois étendue à la période d'activité (personnes âgées de 25 à 64 ans). De manière systématique, on précise les âges considérés dans les sous-chapitres. Les analyses sont effectuées de manière séparée pour chacun des deux sexes et les indicateurs présentés tiennent compte de l'âge de la population (standardisation selon l'âge). Les différentiels entre groupes ne peuvent donc pas être attribués à des effets de structure démographique, mais peuvent être liés à d'autres effets (par exemple, une répartition différente dans chaque groupe des niveaux de formation, des états matrimoniaux, des nationalités, etc.). Le chapitre 5 présentera pour sa part des risques après contrôle des facteurs de confusion.

La mesure des risques de mortalité et des probabilités de survie est effectuée à partir des données des recensements. On calcule soit des probabilités de mortalité sur la période de cinq ou dix ans qui suivent le recensement, soit des probabilités de mortalité et de survie entre deux âges (entre 25 et 64 ans). On calcule les probabilités pour des sous-groupes définis par des variables démographiques, économiques et socioculturelles, afin de montrer des différences de mortalité en fonction du groupe d'appartenance. Avant d'entrer dans le vif du sujet, il paraît utile, dans une section introductive (section 4.1), de présenter un exemple de lecture et d'interprétation des résultats. L'exemple se fonde sur l'analyse des différentiels de mortalité en fonction du sexe.

4.1 Exemple de lecture des résultats

Les analyses présentées dans ce chapitre reposent généralement sur le calcul des risques de décès et de survie pour des populations âgées de 58, de 65 ou de 67 ans à la date du recensement. Sont calculés la part des survivants respectivement des décédés, et les effectifs y relatifs, pour trois périodes de cinq (entre décembre 2000 et fin 2005, entre décembre 1990 et fin 1995) et dix ans (entre décembre 1990 et fin 2000). Les effectifs soumis au risque se fondent sur les données des recensements, après exclusion des personnes ayant émigré durant la période sous étude.

On se focalise donc sur les probabilités de décès sur une période de 5 ans (probabilités quinquennales) ou 10 ans. Ainsi que le montre le tableau 4.1, celles-ci sont de 4% pour les hommes âgés de 58 ans et de 2,2% pour les femmes du même âge, en 2000 (valeurs mentionnées en rouge dans le tableau). Cela veut dire que sur 100 hommes recensés en 2000, 4 décéderont avant fin 2005 (contre 2 femmes pour 100 recensées). Par contre, 96 hommes et 98 femmes resteront en vie au cours de la période sous étude. Le même tableau montre par ailleurs que ce taux est en diminution, puisque durant la période 1990-1995, il était de 5,8% pour les hommes et de 2,6% pour les femmes.

Tableau 4.1 : Proportions de décédés et proportions de survivants, selon la période, l'âge et le sexe

Age	Sexe	2000 (décès entre 2000 et 2005)				1990 (décès entre 1990 et 1995)				1990 (décès entre 1990 et 2000)			
		Survivant		Décédé		Survivant		Décédé		Survivant		Décédé	
		%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N
58	Homme	96.0	40350	4.0	1677	94.2	30971	5.8	1917	87.1	28651	12.9	4237
	Femme	97.8	41701	2.2	945	97.4	34824	2.6	915	93.8	33542	6.2	2197
65	Homme	92.0	28465	8.0	2459	88.5	24408	11.5	3162	75.7	20866	24.3	6704
	Femme	96.0	33221	4.0	1371	94.7	31932	5.3	1800	87.6	29560	12.4	4172
67	Homme	90.2	25610	9.8	2769	86.6	22868	13.4	3547	70.7	18667	29.3	7748
	Femme	95.0	31803	5.0	1662	93.5	30624	6.5	2123	84.6	27695	15.4	5052

Source : Swiss National Cohort

Afin de mesurer le caractère significatif ou non des résultats obtenus, des intervalles de confiance à 95% peuvent également être calculés (Tableau 4.2). Ils le sont ici en utilisant la formule $IC = \sqrt{p*(1-p)/n}$ avec p égal à la probabilité de décès et n l'effectif dans la classe d'âge¹⁰. Ce calcul fournit une approximation de la marge d'erreurs, et peut être commenté de la manière suivante : dans le cas où l'on répéterait des tirages aléatoires, dans 95% des tirages, la proportion de décès serait comprise entre les intervalles considérés (par ex. 3,8% et 4,1% chez les hommes, et 2,1% et 2,3% chez les femmes). Les écarts entre sexes sont donc significatifs dans ce cas. On peut noter que comme les données utilisées sont exhaustives, il n'y a pas d'échantillonnage et les écarts observés sont forcément représentatifs de la réalité. Le calcul purement théorique d'intervalles de confiance fournit cependant une information sur la variabilité des résultats obtenus, compte tenu de la taille de l'effectif. Dans la suite de l'analyse, on discutera uniquement les résultats significatifs.

Tableau 4.2 : Proportions de décédés et intervalle de confiance, selon la période, l'âge et le sexe

Age	Sexe	2000 (décès entre 2000 et 2005)			1990 (décès entre 1990 et 1995)			1990 (décès entre 1990 et 2000)		
		% décès	I.C. 95%		% décès	I.C. 95%		% décès	I.C. 95%	
58	Homme	4.0	3.8	4.1	5.8	5.6	6.0	12.9	12.6	13.2
	Femme	2.2	2.1	2.3	2.6	2.4	2.7	6.2	5.9	6.4
65	Homme	8.0	7.7	8.2	11.5	11.2	11.8	24.3	23.9	24.7
	Femme	4.0	3.8	4.1	5.3	5.1	5.5	12.4	12.1	12.7
67	Homme	9.8	9.5	10.1	13.4	13.1	13.8	29.3	28.9	29.8
	Femme	5.0	4.8	5.2	6.5	6.3	6.7	15.4	15.1	15.8

Source : Swiss National Cohort

Une autre manière de mettre en évidence des différences entre groupe est d'exprimer ces différences par rapport à une modalité de référence (par exemple les hommes, cf. Tableau 4.3). Le tableau qui suit exprime un risque de décès pour une femme, comparativement à un homme (référence 1,0). Ainsi, la valeur de 0.6 signifie qu'une femme a 40% de risque en moins de décéder qu'un homme, à l'âge de 58 ans au cours des cinq années qui suivent le recensement de 2000. Cette présentation facilite la lecture des évolutions temporelles dans les risques respectifs des hommes et des femmes (et de la relation entre ces risques), et l'on s'aperçoit en

¹⁰ Pour des raisons pratiques on a préféré l'utilisation de cette formule à celle d'une estimation des intervalles de confiance selon une loi de Poisson, parfois utilisée pour les événements survenant rarement (comme c'est le cas des décès).

particulier d'une harmonisation des niveaux entre 1990 et 2000, pour les personnes appartenant à cette génération¹¹.

Tableau 4.3 : Risque relatif de mortalité des femmes, comparativement aux hommes (modalité de référence), selon la période et l'âge

Age	Sexe	Personnes vivant en couple = personne de référence								
		2000		1990		1990 (10 ans)				
		R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%	
58	Homme	1.0			1.0			1.0		
	Femme	0.6	0.5	0.6	0.4	0.4	0.5	0.5	0.5	0.5
65	Homme	1.0			1.0			1.0		
	Femme	0.5	0.5	0.5	0.5	0.4	0.5	0.5	0.5	0.5
67	Homme	1.0			1.0			1.0		
	Femme	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5

Source : Swiss National Cohort

L'une ou l'autre forme de présentation sera utilisée dans les tableaux qui suivent, ou présentée sous la forme de graphiques. D'une manière systématique, on commentera les résultats obtenus à partir du recensement 2000 (par souci de clarté dans le texte, on parlera de 2000 pour évoquer le risque entre 2000 et 2005, et de 1990 pour évoquer le risque entre 1990 et 1995) et on se contentera de relever les résultats qui, en 1990, fournissent des éléments complémentaires. Les tendances entre 1990 et 2000 seront également commentées lorsqu'elles présentent un intérêt particulier.

4.2 Statut d'état civil au moment du recensement

L'état civil au moment du recensement est la première caractéristique analysée dans ce chapitre. De nombreuses études ont mis en évidence une association entre l'état matrimonial et le risque de décès, en particulier chez les hommes (Sorlie et al., 1995 pour les Etats-Unis, Ben Shlomo et al. (1993) pour le Royaume-Uni, ainsi que Valkonen et al., 2004, pour une comparaison internationale). D'une manière systématique, la mortalité des non-mariés est plus élevée que celle des mariés, et cette surmortalité caractérise de nombreuses causes de décès (Ikeda et al., 2007), et pas seulement les décès accidentels, souvent suspectés. Ikeda et al. (2007) mettent en relation l'accroissement des risques des non-mariés – en particulier des divorcés ou veufs – avec des indicateurs psychosociaux moins favorables (par ex. en termes de bonheur déclaré), mais aussi avec une moindre attention consacrée à la santé.

La surmortalité des non-mariés peut être partiellement liée au caractère sélectif du mariage (les personnes en bonne santé étant plus fréquemment mariées que celles en mauvaise santé, qui sont exclues du « marché matrimonial »), au caractère protecteur de l'union (la prise de risque est plus faible et les comportements mieux adaptés lorsque l'on vit en couple), mais aussi au rôle sur la santé et sur le risque de décès de certains événements négatifs qui mettent fin à la relation matrimoniale, tels le divorce, la séparation et le veuvage.

Ce n'est que très récemment que les données fédérales permettent de distinguer les séparés des divorcés, et incluent des informations sur les bénéficiaires d'un Pacs. Pour cette raison, les données

¹¹ Un phénomène explicable par l'adoption de plus en plus fréquente chez les femmes de comportements à risques (tabac en particulier), qui diminue progressivement leur avantage devant la mort autour de 60 ans.

de la Swiss National Cohort se réfèrent à quatre états matrimoniaux (célibataire, marié, veuf, divorcé). Tous les résultats, excepté ceux obtenus pour les femmes divorcées et veuves observées en 1990, montrent un accroissement significatif de la mortalité des non-mariés comparativement aux personnes mariées. Ils montrent, parmi les hommes en préretraite (58 ans), que le risque de mortalité sur cinq ans était de 3,4% parmi les mariés en 2000, contre 5,5% pour les divorcés, 5,8% pour les veufs et 7,2% pour les célibataires. Ainsi, la probabilité de décès est doublée pour les célibataires en âge de préretraite comparativement aux mariés du même âge. Ces différentiels sont également observés pour les femmes et pour les autres âges considérés. En termes relatifs comme en termes absolus, les différentiels entre célibataires et mariés, à l'âge de 58 ans semblent s'accroître entre 1990 et 2000. Les personnes mariées ont observé durant la même période une baisse plus rapide de la mortalité, comparativement aux célibataires : 1,9 point contre 1,4 point chez les hommes de 58 ans, 0,6 point contre une hausse de 0,2 point pour les femmes de 58 ans. Les veufs et divorcés de sexe masculin ont enregistré la plus forte diminution du risque (3 points), tandis que les femmes dans ces statuts n'ont pas observé une diminution de la part des décès. Pour les personnes plus âgées (65 et 67 ans à la date des recensements), les progrès entre les deux recensements ont été les plus marqués parmi les hommes divorcés, quel que soit le statut d'état civil. Les femmes célibataires ou divorcées ont également connu un progrès élevé, comparativement aux autres groupes (Tableau 4.4).

Tableau 4.4 : Proportions de décédés et intervalle de confiance, selon la période, l'âge, le sexe et l'état civil

Age	Sexe	Statut	2000 (décès entre 2000 et 2005)			1990 (décès entre 1990 et 1995)			1990 (décès entre 1990 et 2000)		
			Prob.	I.C. 95%		Prob.	I.C. 95%		Prob.	I.C. 95%	
58	Homme	Célibataire	7.2	6.5	7.9	8.8	7.9	9.7	20.2	18.8	21.5
		Marié	3.4	3.3	3.6	5.3	5.0	5.5	11.6	11.3	11.9
		Veuf	5.8	4.4	7.2	8.6	6.9	10.3	16.6	14.3	18.9
		Divorcé	5.5	4.9	6.1	8.6	7.6	9.6	19.6	18.1	21.0
	Femme	Célibataire	3.9	3.4	4.5	3.7	3.1	4.2	7.7	6.9	8.4
		Mariée	1.8	1.7	1.9	2.4	2.2	2.5	5.7	5.4	5.9
		Veuve	2.5	2.0	2.9	2.5	2.1	2.9	7.0	6.3	7.6
		Divorcée	3.1	2.8	3.5	3.0	2.4	3.5	7.7	6.9	8.6
65	Homme	Célibataire	13.3	12.1	14.5	16.0	14.7	17.3	31.5	29.8	33.2
		Marié	7.2	6.9	7.4	10.5	10.2	10.9	22.8	22.3	23.3
		Veuf	9.9	8.5	11.3	13.6	12.0	15.2	28.0	25.9	30.1
		Divorcé	10.3	9.3	11.4	18.0	16.2	19.7	35.1	32.9	37.2
	Femme	Célibataire	4.8	4.1	5.4	6.8	6.1	7.5	14.5	13.6	15.5
		Mariée	3.4	3.2	3.6	4.9	4.7	5.2	11.7	11.3	12.0
		Veuve	5.0	4.5	5.4	5.5	5.0	5.9	12.4	11.8	13.0
		Divorcée	4.9	4.3	5.6	6.4	5.5	7.3	15.4	14.1	16.8
67	Homme	Célibataire	15.8	14.4	17.2	16.4	15.1	17.8	34.9	33.2	36.7
		Marié	8.7	8.4	9.0	12.6	12.2	13.0	27.9	27.4	28.4
		Veuf	13.9	12.3	15.5	18.1	16.5	19.8	36.4	34.3	38.5
		Divorcé	13.2	11.9	14.4	18.0	16.1	19.9	37.5	35.1	39.9
	Femme	Célibataire	6.5	5.7	7.3	7.2	6.4	7.9	16.7	15.6	17.7
		Mariée	4.3	4.0	4.5	5.8	5.5	6.1	14.2	13.8	14.7
		Veuve	5.8	5.4	6.3	7.4	6.9	7.9	16.8	16.1	17.5
		Divorcée	6.3	5.6	7.1	8.3	7.2	9.3	19.0	17.5	20.5

Source : Swiss National Cohort. En bleu figurent les valeurs s'écartant significativement de celles des personnes mariées.

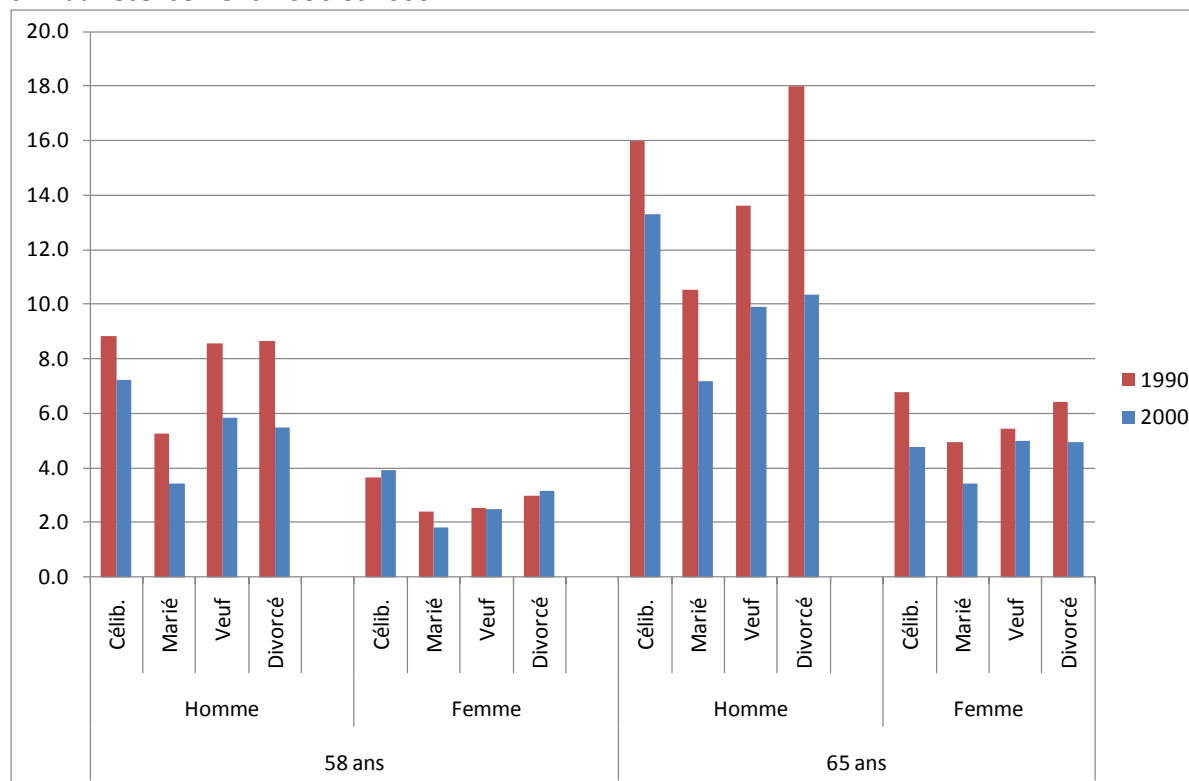
Le graphique 4.1 représente les probabilités de décès, issues du tableau 4.4, selon le sexe et l'âge. On a considéré les personnes de 58 ans et celles de 65 ans, suivies durant 5 années, en 1990 et en 2000. Il montre en premier lieu une réduction des risques de mortalité entre 1990 et 2000, excepté pour les femmes non mariées âgées de 58 ans à la date du recensement. En outre, il montre que le rôle protecteur du mariage s'observe surtout chez les hommes, et d'une manière secondaire chez les femmes.

A ce stade, les résultats présentés se réfèrent au statut matrimonial, sans référence au mode de vie (en couple, seul avec des enfants, seul, etc.). Une analyse des risques individuels de décès, qui contrôle les divers facteurs confondants, démontre qu'il existe au-delà de l'effet protecteur de l'état matrimonial un second effet protecteur de la cohabitation hors mariage parmi les célibataires (Schumacher et Vilpert 2011). Cet effet protecteur reste cependant moins important que celui du mariage. Puisque l'état civil ne permet pas de distinguer les célibataires qui cohabitent hors mariage des célibataires sans conjoints, les importants différentiels en fonction du statut exact (célibataire vivant seul, célibataire vivant en couple, marié) sont sous-estimés. D'où l'importance de vérifier les risques associés au statut de cohabitation, ce qui sera effectué dans la section suivante.

Les femmes veuves et divorcées présentent un risque à mi-chemin de ceux des célibataires et des mariées, tandis que les hommes du même statut d'état civil ont un risque quasiment identique à celui des célibataires. Il semble donc que pour les femmes, l'effet de sélection joue un rôle significatif, avec des célibataires qui restent peut-être hors du marché matrimonial en raison de leur état de santé : le fait d'avoir été mariée une fois dans sa vie est alors une protection comparativement à une situation où le mariage n'a pas été expérimenté. Pour les hommes, le mariage protège, comparativement à l'ensemble des autres états civils et les différences entre les différents statuts de non-marié (célibataire, divorcé, veuf) sont faibles. Il est possible que les effets liés à des comportements plutôt néfastes jouent un rôle dès que l'homme se retrouve hors du mariage.

Relevons par ailleurs que les différentiels de risque sont en règle générale plus importants à 58 ans qu'à 65 ans. Une très forte diminution des risques s'observe par ailleurs pour les hommes divorcés entre 1990 et 2000 (diminution de l'ordre de 45%). Elle peut être reliée au fait qu'entre les deux dates, le divorce est devenu plus fréquent, de même que la recomposition des familles. Dès lors, le statut de divorcé perd peut-être sa signification en termes de risques. Cependant, ce résultat n'est pas confirmé pour les hommes de 58 ans.

Graphique 4.1 : Probabilité quinquennale de décès, selon l'âge au recensement, le sexe et l'état civil au recensement. 1990 et 2000



Source : Swiss National Cohort

Le calcul des taux standardisés de mortalité selon le groupe de causes de décès fournit une analyse complémentaire sur les facteurs à l'origine des différentiels de mortalité selon le statut d'état civil (Tableau 4.5). Afin d'assurer un effectif de décès suffisant pour l'analyse, les taux standardisés de mortalité par groupe de causes ont été calculés sur l'ensemble des âges actifs. Ces taux mettent en évidence d'une part un nivellement systématique des risques entre mariés et non mariés, quelle que soit la cause ; d'autre part, l'important différentiel, autant chez les hommes que chez les femmes, des morts violentes, deux fois plus fréquentes chez les personnes non mariées, comparativement à celles étant mariées. Ce groupe englobe des causes de décès d'origine fort variables, avec en particulier des chutes accidentelles, des accidents de la circulation, et des suicides. Des comportements violents ou à risques peuvent expliquer ces différentiels, de même que ceux observés pour les cancers du poumon et les maladies de l'appareil circulatoire. Le groupe des autres causes présente également des niveaux très variables, le taux passant de 115 décès pour 100 000 chez les hommes mariés à 385 décès pour 100 000 chez les hommes célibataires et de 63 à 156 décès chez les femmes mariées. Il est probable qu'une partie de ces écarts s'explique par des maladies se déclarant tôt et empêchant, dans des cas extrêmes, un éventuel mariage.

Les femmes célibataires présentent également une légère surmortalité par cancers du sein, certainement explicable par le fait que l'absence d'enfants – plus fréquent parmi les femmes célibataires – est un facteur de risque (une femme sans enfant aura un risque accru de 30% par rapport à une femme avec deux enfants, Ma et al., 2006).

Tableau 4.5 : Taux de mortalité standardisés annuels pour 100 000 pour la population de 25 à 64 ans classée selon le sexe, entre 2000 et 2005.

	Cancers du poumon	Cancers du sein	Autres cancers	Maladies de l'appareil circulatoire	Morts violentes	Autres causes	Total des décès
Hommes							
Célibataire	84.3	...	235.5	271.5	118.7	385.1	1095.1
Marié	67.9	...	172.5	133.8	56.6	114.9	545.7
Veuf	82.9	...	215.8	214.0	110.7	269.9	893.3
Divorcé	100.2	...	196.8	223.0	120.5	281.8	922.3
Femmes							
Célibataire	30.5	50.1	130.1	82.6	49.0	156.1	498.2
Mariée	23.0	38.6	98.5	46.6	24.4	62.7	293.8
Veuve	38.8	40.3	119.5	79.3	48.0	118.9	444.9
Divorcée	41.5	44.3	108.1	82.7	50.5	126.6	453.8

Source : Swiss National Cohort

Synthèse

En termes d'état civil, les différentiels observés confirment l'hypothèse de la sélectivité du mariage et du risque accru pour les hommes non mariés comparativement aux mariés. Chez les femmes, celles restant célibataires sont soumises à un risque élevé. Les écarts dans les risques de mortalité selon l'état civil ne paraissent pas diminuer entre 1990 et 2000, au contraire, ils semblent même s'accroître légèrement.

4.3 Configuration familiale

L'information sur le ménage dans lequel la personne vit à la date du recensement fournit des données complémentaires aux risques associés à l'état civil, puisque l'on peut tenir compte, pour les personnes non-mariées comme pour celles mariées, de la présence ou non d'un conjoint dans le ménage. Les risques associés au type de ménage doivent cependant être commentés en gardant à l'esprit le fait qu'entre le recensement et le décès, la situation familiale peut évoluer. Ainsi, le fait de vivre en couple à la date du recensement ne signifie pas nécessairement que l'on vive en couple à la date du décès. Le contraire est également vrai.

Dans un premier temps, on fait référence au type de ménage en vue de décrire des éventuelles associations avec le risque de mortalité : on fait donc abstraction de l'état civil et on définit cinq types (ménage individuel, couple avec ou sans enfants, ménage monoparental, autre ménage privé, ménage collectif) ; dans un deuxième temps, par une analyse croisée, on détermine le rôle respectif de l'état civil et de la situation familiale.

Le type de ménage influence significativement le risque de mortalité. En particulier, le fait de vivre dans un ménage familial (un couple ou un ménage monoparental) conduit à une diminution du risque (celui-ci est compris entre 3,5% et 4,0% en 2000 pour les hommes de 58 ans, et entre 1,9 et 2,4% pour les femmes du même âge), comparativement au fait de vivre dans un ménage non familial (il est de 6,1% pour les hommes et 2,6% pour les femmes vivant seuls). Logiquement, le fait de vivre dans un ménage collectif accroît fortement la probabilité de décès : ce type de ménages inclut les établissements médicaux et sociaux, et le risque de décès dépasse 10% à la fois pour les hommes et les femmes (Tableau 4.6).

Dans pratiquement toutes les formes de ménages, et quel que soit l'âge, le risque de mortalité a diminué entre 1990 et 2000 : seules exceptions, les ménages collectifs dont le risque augmente, passant par exemple de 5,8% à 11,2% chez les femmes de 58 ans et de 11,2% à 14,4% chez celles de 65 ans. Cela s'explique probablement par le fait que les soins apportés aux patients dans les établissements collectifs se sont modifiés. Ils sont devenus de plus en plus spécialisés, les maladies chroniques étant progressivement prises en charge par les services de maintien à domicile qui se sont développés en Suisse. Ainsi, les établissements médicaux sociaux regroupent désormais des cas de maladies lourdes et à fort risque de mortalité.

Tableau 4.6 : Proportions de décès et intervalle de confiance, selon la période, l'âge, le sexe et le type de ménage

Age	Sexe	Statut	2000 (décès entre 2000 et 2005)			1990 (décès entre 1990 et 1995)			1990 (décès entre 1990 et 2000)		
			Prob.	I.C. 95%		Prob.	I.C. 95%		Prob.	I.C. 95%	
58	Homme	M. individuel	6.1	5.6	6.6	8.2	7.4	8.9	18.1	17.0	19.2
		Couple	3.5	3.3	3.7	5.3	5.1	5.5	11.8	11.5	12.1
		M. monop.	4.0	2.8	5.3	8.0	6.2	9.7	17.0	14.6	19.4
		Autre m. privé	5.3	3.9	6.8	8.5	6.9	10.1	19.8	17.5	22.2
		M. collectif	11.8	9.1	14.4	11.7	9.1	14.3	22.0	18.6	25.3
	Femme	M. individuel	2.6	2.4	2.9	3.2	2.8	3.6	7.5	7.0	8.1
		Couple	1.9	1.8	2.0	2.3	2.2	2.5	5.7	5.4	5.9
		M. monop.	2.4	1.8	3.0	2.1	1.6	2.7	6.0	5.1	6.8
		Autre m. privé	3.1	2.1	4.1	3.9	2.9	4.9	8.1	6.7	9.5
		m. collectif	11.2	8.6	13.8	5.8	4.0	7.5	10.1	7.9	12.4
65	Homme	M. individuel	11.2	10.4	12.0	15.5	14.4	16.6	30.6	29.2	32.0
		Couple	7.2	6.9	7.4	10.6	10.3	11.0	23.0	22.5	23.4
		M. monop.	6.9	4.4	9.4	14.8	11.7	17.8	31.5	27.5	35.4
		Autre m. privé	10.2	7.9	12.5	12.7	10.7	14.7	26.6	23.9	29.4
		m. collectif	22.9	19.3	26.6	23.4	19.8	26.9	42.9	38.8	47.0
	Femme	M. individuel	4.5	4.1	4.8	5.6	5.2	6.0	13.1	12.5	13.7
		Couple	3.5	3.3	3.7	5.0	4.7	5.3	11.8	11.4	12.2
		M. monop.	4.9	3.7	6.1	5.1	4.1	6.0	11.9	10.4	13.3
		Autre m. privé	4.0	2.9	5.1	6.2	5.1	7.3	13.2	11.7	14.7
		m. collectif	14.4	11.5	17.2	11.2	9.0	13.4	19.9	17.1	22.7
67	Homme	M. individuel	13.0	12.0	13.9	16.1	15.0	17.3	34.8	33.3	36.2
		Couple	8.7	8.4	9.0	12.7	12.3	13.0	28.1	27.6	28.6
		M. monop.	8.2	4.4	12.0	16.8	13.3	20.2	35.4	31.0	39.8
		Autre m. privé	13.8	11.3	16.2	15.6	13.4	17.8	32.0	29.1	34.8
		m. collectif	30.7	26.5	34.8	27.6	24.0	31.2	47.2	43.2	51.2
	Femme	M. individuel	5.5	5.1	5.9	7.1	6.7	7.5	16.1	15.5	16.7
		Couple	4.3	4.1	4.5	5.8	5.6	6.1	14.4	14.0	14.8
		M. monop.	6.5	4.6	8.5	6.9	5.7	8.0	16.8	15.0	18.5
		Autre m. privé	5.3	4.3	6.3	6.3	5.2	7.3	16.4	14.8	18.0
		m. collectif	16.9	14.2	19.7	15.5	13.1	17.8	29.7	26.8	32.7

Source : Swiss National Cohort. En bleu figurent les valeurs s'écartant significativement de celles des couples.

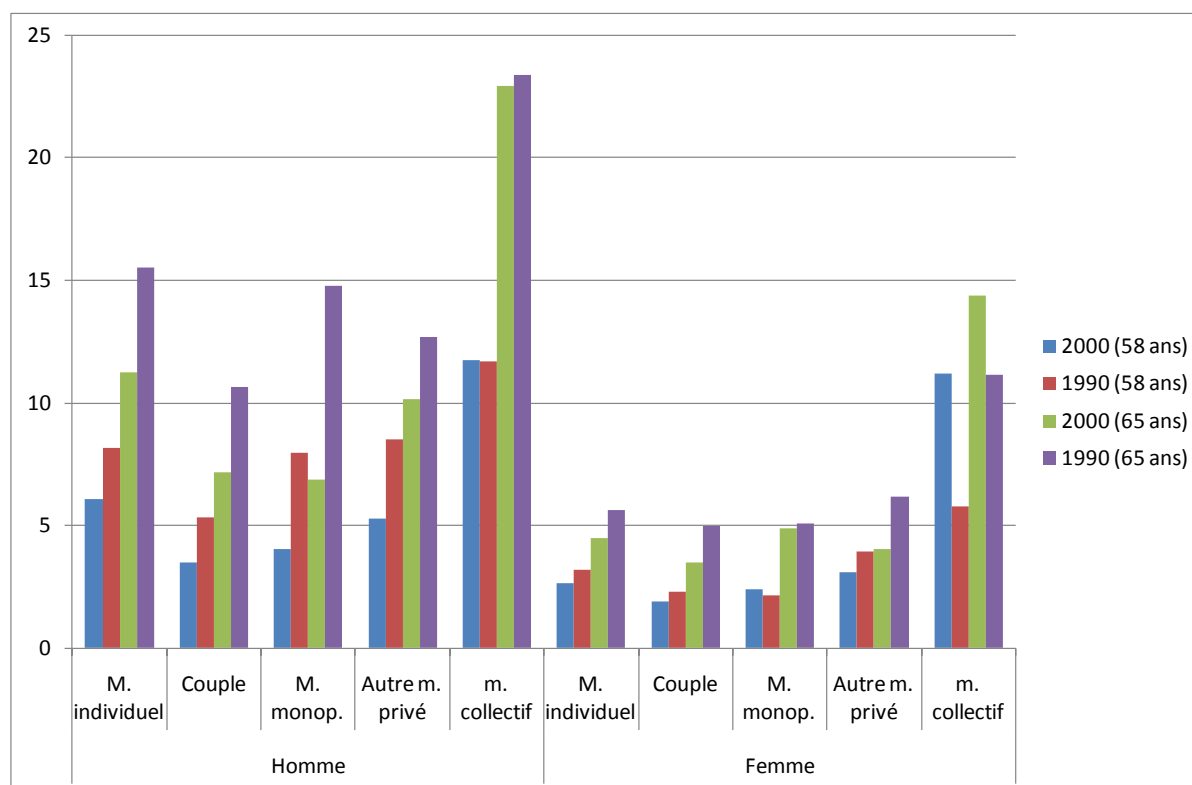
On remarque par ailleurs au tableau 4.6 que la proportion de décès observés parmi les familles monoparentales dirigées par une femme n'a pas diminué entre 1990 et 2000, autant chez les femmes âgées de 58 ans que chez celles âgées de 67 ans. La probabilité de décès a en revanche très faiblement diminué parmi les femmes vivant en ménage monoparental et âgées de 65 ans. Le

risque reste élevé pour les femmes vivant avec un ou plusieurs enfants dans le ménage. Il convient cependant de mentionner le fait que les enfants d'une femme sexagénaire sont le plus souvent adultes, et que le fait que ces femmes soient toujours à la tête d'un ménage monoparental est atypique. La monoparentalité à l'âge de 65 ou 67 ans, voire 58 ans, a peut-être une signification particulière : il se pourrait que le ou les enfant(s) restent dans le ménage pour s'occuper de leur mère en mauvaise santé, ce qui conduirait à un niveau élevé de mortalité.

On peut finalement observer que le fait de vivre dans un ménage individuel semble être associé d'une manière plus importante au risque de mortalité pour les hommes que pour les femmes : les hommes vivant dans un ménage individuel présentent des risques de mortalité plus élevés que les hommes vivant en couple, ce qui n'est pas le cas des femmes (Graphique 4.2).

Dans leur ensemble, les résultats sont en accord avec ceux observés par Koskinen et al. (2007) en Finlande, qui met en évidence l'effet protecteur du mariage et de la présence d'enfants dans le ménage. Ces auteurs expliquent les différentiels de risque par la structure socioéconomique différente des groupes et par des causes de décès liées à la consommation abusive d'alcool.

Graphique 4.2 : Proportion de personnes décédées au cours des cinq années qui suivent le recensement en fonction du type de ménage, selon l'âge, le sexe, et l'année d'observation.



Source : Swiss National Cohort

Croisement entre le statut matrimonial et le type de ménage

Le croisement du statut matrimonial et du type de ménage montre en outre que cette première variable intervient sur les différentiels de mortalité, même après contrôle de la composition du ménage (Tableau 4.7), confirmant les résultats obtenus par Schumacher et Vilpert (2011) et de

Stahelin et al. (2010) portant également sur la Suisse. Ainsi, parmi les personnes vivant seules, les mariés présentent un risque de mortalité diminué comparativement aux non-mariés. Parmi les ménages non familiaux, la même observation peut être établie entre mariés et non-mariés. En outre, au sein des ménages familiaux, le statut de marié/non marié conduit à des différences significatives à la fois chez les hommes et chez les femmes. Par exemple, la probabilité de décéder au cours des cinq années à venir en 2000 est de 3,4% pour un homme marié vivant dans un ménage familial (avec ou sans enfants), contre 4,5% pour un homme non marié. Ces proportions sont de respectivement 1,8% et 2,8% pour les femmes.

Le statut d'homme marié (et de femme mariée) conduit donc à une baisse du risque de décès, quel que soit le type de ménage observé. Ce résultat est obtenu avant contrôle du statut socioéconomique et il convient donc d'être prudent dans son interprétation. Cependant, Schumacher et Vilpert (2011) confirment ce résultat après prise compte, dans un modèle multivarié, des dimensions socioéconomiques. L'effet de protection du mariage peut s'expliquer soit par l'effet de sélection mentionné ci-dessus, soit par l'influence du conjoint marié (effet sur le comportement à risque) qui serait différente de celle d'un conjoint non marié.

Tableau 4.7 : Proportions de décès et intervalle de confiance, selon la période, l'âge, le sexe, le type de ménage et le statut matrimonial

Age	Sexe	Statut	2000 (décès entre 2000 et 2005)			1990 (décès entre 1990 et 1995)			1990 (décès entre 1990 et 2000)		
			Prob.	I.C. 95%		Prob.	I.C. 95%		Prob.	I.C. 95%	
58	Homme	Ménage indiv non marié	6.7	6.1	7.3	9.0	8.1	9.8	19.5	18.3	20.7
		Ménage indiv. marié	3.2	2.3	4.1	3.8	2.4	5.1	10.7	8.5	12.9
		Mén. familial non marié	4.5	3.8	5.1	7.4	6.3	8.5	17.7	16.1	19.3
		Mén. familial marié	3.4	3.3	3.6	5.3	5.0	5.5	11.6	11.3	11.9
		Autre non marié ¹	6.0	4.3	7.6	9.2	7.3	11.0	21.0	18.4	23.6
		Autre marié	1.1	0.0	3.0	4.8	1.6	7.9	13.5	8.4	18.5
		Collectif non marié	9.3	7.3	11.3	11.7	8.7	14.8	24.1	20.0	28.2
	Femme	Ménage indiv non marié	2.9	2.6	3.2	3.2	2.8	3.6	7.8	7.2	8.3
		Ménage indiv. marié	0.8	0.3	1.3	3.3	2.0	4.7	4.9	3.3	6.5
		Mén. familial non marié	2.8	2.3	3.3	2.0	1.5	2.4	6.0	5.3	6.8
		Mén. familial marié	1.8	1.7	2.0	2.4	2.2	2.5	5.7	5.4	5.9
		Autre non marié	3.3	2.2	4.4	3.5	2.5	4.5	7.6	6.1	9.0
		Autre marié	1.1	0.0	3.0	8.3	3.3	13.3	14.3	8.0	20.6
		Collectif non marié	9.2	7.2	11.2	5.8	4.0	7.6	10.3	8.0	12.7
65	Homme	Ménage indiv non marié	11.6	10.7	12.5	15.7	14.5	16.9	31.2	29.7	32.7
		Ménage indiv. marié	9.4	7.5	11.2	14.2	11.1	17.2	25.8	21.9	29.6
		Mén. familial non marié	9.0	7.7	10.2	15.4	13.6	17.2	30.9	28.6	33.2
		Mén. familial marié	7.1	6.8	7.3	10.5	10.1	10.8	22.7	22.3	23.2
		Autre non marié	11.0	8.4	13.6	13.2	11.0	15.5	27.4	24.5	30.3
		Autre marié	5.6	1.1	10.0	8.9	3.9	13.9	21.1	14.0	28.3
		Collectif non marié	17.7	14.7	20.7	23.8	20.0	27.6	43.9	39.5	48.3
	Femme	Ménage indiv non marié	4.6	4.3	5.0	5.7	5.3	6.1	13.2	12.6	13.8
		Ménage indiv. marié	2.1	1.2	3.1	3.7	2.1	5.3	10.0	7.4	12.5
		Mén. familial non marié	4.7	3.9	5.5	6.0	5.1	6.8	13.0	11.8	14.2
		Mén. familial marié	3.4	3.2	3.6	4.9	4.7	5.2	11.7	11.3	12.0
		Autre non marié	4.0	2.8	5.2	6.0	4.9	7.1	13.2	11.6	14.7
		Autre marié	4.2	0.3	8.2	9.9	4.4	15.4	13.6	7.3	19.9
		Collectif non marié	11.5	9.3	13.8	10.7	8.4	12.9	20.0	17.1	22.9
67	Homme	Ménage indiv non marié	13.6	12.6	14.6	16.8	15.6	18.0	35.4	33.9	37.0

		Ménage indiv. marié	8.8	6.7	10.8	10.9	8.0	13.8	29.2	24.9	33.4
		Mén. familial non marié	10.5	8.9	12.0	16.0	14.1	18.0	35.5	33.0	38.0
		Mén. familial marié	8.7	8.3	9.0	12.6	12.2	12.9	27.8	27.3	28.4
		Autre non marié	14.6	11.8	17.4	16.5	14.1	18.9	32.7	29.6	35.8
		Autre marié	10.1	5.1	15.1	9.4	4.4	14.3	27.1	19.6	34.6
		Collectif non marié	30.0	26.2	33.8	26.4	22.6	30.2	46.9	42.7	51.2
	Femme	Ménage indiv non marié	5.6	5.2	6.0	7.2	6.7	7.6	16.2	15.6	16.9
		Ménage indiv. marié	4.2	2.8	5.6	5.8	3.8	7.8	13.0	10.0	15.9
		Mén. familial non marié	5.9	4.9	6.9	7.5	6.5	8.5	17.8	16.4	19.2
		Mén. familial marié	4.2	4.0	4.5	5.7	5.4	6.0	14.2	13.8	14.6
		Autre non marié	5.5	4.4	6.6	6.2	5.2	7.3	16.3	14.6	18.0
		Autre marié	2.8	0.2	5.4	6.5	2.2	10.8	17.4	10.8	23.9
		Collectif non marié	15.6	13.2	18.1	14.8	12.4	17.2	29.2	26.2	32.3

Source : Swiss National Cohort. En bleu figurent les valeurs s'écartant significativement de celles des personnes du même type de ménage, mais étant mariées.

¹ Par autre ménage on entend des ménages privés non familiaux.

Synthèse

Le type de ménage joue un rôle sur le risque de décès, et les personnes vivant dans des ménages composés d'un couple ou dans des ménages monoparentaux présentent le plus faible risque de décéder durant la période sous étude. Ce risque est encore diminué en cas d'union au sein du ménage. Logiquement, le fait de vivre en ménage collectif conduit à un risque accru, comparativement aux autres formes de ménages. Ce risque augmente même d'un recensement à l'autre, probablement en raison d'un changement dans l'institutionnalisation. La trajectoire familiale est un facteur intervenant donc sur le niveau de mortalité.

Après la prise en compte du type de ménage, le rôle du statut matrimonial reste cependant significatif.

4.4 Statut professionnel

On mesure dans cette section le risque de décès en tenant compte du statut d'activité (actif occupé, sans emploi, professionnellement inactif). Il importe de rappeler, avant de commenter les résultats, qu'on s'intéresse aux personnes en fin de vie active puisqu'âgées de 58, 65 et 67 ans à la date des recensements. Pour cette raison, les individus sous étude sont déjà à la retraite ou y transitent au moment de l'observation, ce qui complique l'interprétation des résultats. Pour cette raison, afin de vérifier dans quelle mesure le statut professionnel est associé au risque de mortalité, on élargi dans cette section les âges étudiés, en ajoutant trois autres âges aux âges préalablement retenus (45, 50 et 55 ans).

Le statut d'inactif sur le marché de l'emploi peut couvrir différentes réalités : personne restant au foyer pour s'occuper de ses enfants, personne invalide, personne rentière, etc. L'interprétation des résultats doit pour cette raison être prudente tant l'hétérogénéité du groupe est importante. Par contre, le statut de « sans emploi » est intéressant à analyser, puisque de nombreuses études au Danemark, en Finlande ou au Royaume-Uni ont mis en évidence un risque accru pour ce groupe

(Iversen et al., 1987, Martikainen et Valkonen, 1996, Morris et al., 1994, Lundin et al., 2010) ; cette augmentation du risque est expliquée d'une part par l'impact de la perte de l'emploi sur la santé et d'autre part par un éventuel effet de sélection des personnes perdant leur emploi ou à la recherche d'un emploi, qui présenteraient des comportements de santé moins adaptés que celles conservant leur emploi ou en obtenant un.

Afin de faciliter la lecture des différentiels de risques, les résultats présentés au tableau 4.8 sont exprimés en risques relatifs par rapport à la catégorie de référence des actifs occupés. Chez les hommes, les sans-emploi présentent un risque de mortalité multiplié par 2,5 approximativement, comparé aux actifs (qui montrent les plus faibles probabilités de décès). Peu d'écart s'observent d'une catégorie d'âge à l'autre (si l'on fait exception des 65 et 67 ans pouvant difficilement être commentés pour les raisons signalées précédemment), et les différentiels de risque sont proches en 1990 et 2000.

Pour les femmes, le différentiel entre femmes sans-emploi et femmes actives est compris entre 2 et 2,5 suivant la classe d'âge. A 45, 50 et 58 ans, il n'était pas significatif en 1990, mais il l'est devenu en 2000, indiquant certainement que le statut de sans-emploi pour les femmes a pris une signification différente, en termes de risques, en 2000 comparativement à 1990. En effet, le nombre de sans-emploi a augmenté très rapidement entre 1990 et 2000. Le chômage de longue durée s'est aussi accru, avec des effets plus négatifs sur la santé.

Le statut d'inactif (professionnellement) conduit à un accroissement du risque de mortalité autant chez les hommes que les femmes. Ainsi, pour les hommes, le risque de décès est multiplié par quatre à 45 et 50 ans, par 3,4 à 55 ans, par 2,9 à 58 ans et 1,6 à 65 et 67 ans. Les différentiels sont similaires en 1990, bien que significativement plus faibles aux âges de 58, 65 et 67 ans. Une hypothèse expliquant l'accroissement des différentiels à 65 et 67 ans pourrait être que les personnes restant actives sont plus souvent issues de professions libérales et présentent des niveaux de formation plus élevés, qui s'accompagnent généralement d'un plus faible risque de mortalité (Pecoraro et Wanner, 2005). En 1990, par contre, le groupe des actifs après la retraite comprenait une part plus importante de personnes faiblement qualifiées.

Pour les femmes, les différentiels entre actives et professionnellement inactives doivent être commentés en tenant compte du fait que l'activité féminine s'est accrue d'une génération à l'autre. Une part plus importante de femmes que d'hommes n'exerce aucune activité professionnelle en fin de vie, pour des raisons familiales. Ainsi, le groupe des femmes hors du marché du travail est plutôt hétérogène en termes de ressources de santé, comparativement aux hommes. Les différentiels de risques des inactives comparativement aux actives sont plus faibles que pour les hommes, puisque les ratios atteignent 2,5 à 45 ans et 1,9 à 50, 55 et 58 ans. A 65 et 67 ans, ils sont de 1,3, ce qui signifie que les femmes actives en post-retraite représentent un groupe légèrement protégé face au risque, comparativement aux retraitées non actives. Relevons par ailleurs l'accroissement des différentiels entre 1990 et 2000, un résultat cohérent avec l'observation d'un changement dans les comportements professionnels des femmes.

Tableau 4.8 : Risque relatif de mortalité et intervalle de confiance, selon la période, l'âge, le sexe et le statut sur le marché du travail (actifs = 1, valeur de référence)

Age	Sexe	Statut	Actifs = catégorie de référence								
			2000			1990			1990 (10 ans)		
			R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%	
45	Hommes	Actifs occupés	1.0			1.0			1.0		
		Sans emploi	2.6	1.8	3.3	3.5	2.3	4.6	3.1	2.4	3.8
		Inactifs	4.2	3.5	4.9	5.0	4.0	6.0	3.9	3.3	4.4
	Femmes	Actives occupées	1.0			1.0			1.0		
		Sans emploi	2.5	1.7	3.4	1.1	0.3	1.8	1.3	0.8	1.9
		Inactives	2.5	2.1	2.8	1.3	1.1	1.4	1.3	1.2	1.4
50	Hommes	Actifs occupés	1.0			1.0			1.0		
		Sans emploi	2.5	1.9	3.1	2.6	1.7	3.4	2.4	1.9	2.9
		Inactifs	4.2	3.7	4.6	3.8	3.1	4.4	3.1	2.7	3.5
	Femmes	Actives occupées	1.0			1.0			1.0		
		Sans emploi	1.9	1.2	2.5	1.5	0.6	2.4	1.3	0.9	2.0
		Inactives	1.9	1.7	2.1	1.4	1.3	1.6	1.3	1.2	1.3
55	Hommes	Actifs occupés	1.0			1.0			1.0		
		Sans emploi	2.8	2.3	3.3	2.5	1.7	3.2	2.1	1.6	2.5
		Inactifs	3.4	3.1	3.7	3.5	3.1	3.9	2.9	2.7	3.1
	Femmes	Actives occupées	1.0			1.0			1.0		
		Sans emploi	1.8	1.3	2.3	2.4	1.3	3.5	1.8	1.2	2.4
		Inactives	1.9	1.7	2.0	1.5	1.4	1.6	1.4	1.3	1.4
58	Hommes	Actifs occupés	1.0			1.0			1.0		
		Sans emploi	2.0	1.6	2.4	2.4	1.7	3.1	2.1	1.7	2.5
		Inactifs	2.9	2.7	3.1	2.5	2.2	2.7	2.0	1.9	2.2
	Femmes	Actives occupées	1.0			1.0			1.0		
		Sans emploi	2.5	1.9	3.2	0.8	0.1	1.5	1.1	0.6	1.6
		Inactives	1.9	1.8	2.1	1.2	1.1	1.3	1.2	1.1	1.3
65	Hommes	Actifs occupés	1.0			1.0			1.0		
		Inactifs	1.6	1.5	1.6	1.4	1.3	1.4	1.3	1.3	1.3
	Femmes	Actives occupées	1.0			1.0			1.0		
		Inactives	1.3	1.3	1.4	1.5	1.5	1.6	1.3	1.3	1.3
67	Hommes	Actifs occupés	1.0			1.0			1.0		
		Inactifs	1.5	1.4	1.5	1.4	1.4	1.4	1.2	1.2	1.3
	Femmes	Actifs occupées	1.0			1.0			1.0		
		Inactives	1.3	1.3	1.4	1.5	1.5	1.6	1.3	1.3	1.4

Source : Swiss National Cohort. Tous les résultats sont significatifs, excepté ceux indiqués en gris.

Synthèse

L'activité économique est un marqueur de l'état de santé, et dès lors également du risque de décès avant l'âge de la retraite, en particulier chez les hommes. Dès lors, les personnes inactives, en particulier de sexe masculin, avant l'âge de la retraite, présentent un risque accru. Le chômage accompagne également une augmentation significative du risque de mortalité, autant chez les hommes que chez les femmes.. Le fait de rester actif après la retraite est également accompagné d'un risque diminué de décès chez les hommes et d'une manière moins importante chez les femmes, comparativement aux inactifs.

4.5 Profession exercée

La mortalité selon la profession exercée fournit un certain nombre d'informations sur les expositions aux risques professionnels et également sur les comportements à risques des différents groupes socioprofessionnels. L'utilisation de la profession exercée exacte pour la mesure du risque pose cependant un certain nombre de problèmes, et présente certaines limites, que l'on peut identifier avant de présenter les résultats.

La principale limite est liée au grand nombre de professions, entraînant une mesure imprécise des risques. Face à cette limite, on a choisi ici de regrouper les professions en utilisant les codes à deux chiffres de la classification de l'OFS. Cette approche permet d'accroître l'effectif des personnes exerçant les professions tout en conservant les spécificités de celles-ci. En outre, on utilise trois catégories d'âges, les 50-54 ans, les 55-59 ans et les 60-64 ans, en vue d'accroître la taille de la population considérée. On étendra même l'analyse aux âges actifs (25-64 ans) lorsqu'il sera fait référence aux professions détaillées présentant les risques les plus élevés, versus les plus faibles. Par contre, en ce qui concerne la profession exercée, effectuer des calculs sur des populations retraitées (65 ou 67 ans) n'a pas de sens, la majorité des individus n'exerçant plus de métier à ces âges. La disponibilité d'une information sur la dernière profession exercée serait extrêmement utile dans la problématique de la mortalité différentielle, car elle est plus fortement associée à l'état de santé que la profession apprise (Wanner, 1998) : cependant, cette information n'est pas disponible dans les recensements fédéraux.

Une deuxième limite a trait à la nature même des professions, qui peut traduire des réalités professionnelles différentes d'un individu à l'autre. Ainsi, pour de nombreuses professions du privé (principalement les professions du primaire et du secondaire), le statut socioéconomique peut varier énormément au sein même d'un groupe défini par la profession : agriculteur, peintre, boulanger, etc. de telles qualifications peuvent cacher soit un artisan aux revenus modestes, soit un entrepreneur à la tête d'une entreprise de plusieurs personnes. Le statut social est alors très différent d'un individu à l'autre, et la probabilité de décès peut bien entendu être influencée par ce statut. Pour cette raison, on s'attend à ce que les différentiels de risque de mortalité soient quelque peu atténués (effet de moyenne) comparativement à une analyse qui prendrait en compte non seulement la profession, mais aussi la position dans l'entreprise.

Enfin, il faut noter que la comparaison entre 1990 et 2000 serait audacieuse compte tenu du nombre important de valeurs manquantes dans le recensement de 2000, et des modes de collecte différents, qui ont eu un impact sur la profession déclarée. Pour cette raison, on se limite à la présentation des résultats issus du recensement 2000.

Le tableau 4.9 présente le risque de décès au cours des cinq années suivant le recensement, en fonction de la profession exercée. Ne sont retenus que les groupes professionnels comptant au moins 10 décès durant la période sous étude. Malgré l'accroissement de l'effectif qui résulte de l'extension des âges pris en compte (classes quinquennales), certaines professions « secondaires » ne sont pas présentées, en raison du faible nombre. Cela est surtout le cas chez les femmes.

Les professions présentant un risque significativement accru (au seuil de 95%) par rapport à la moyenne pour l'ensemble des professions (calculée sur les personnes ayant déclaré une profession, à l'exclusion de celles non actives) sont indiquées en rouge. Celles présentant un risque significativement plus faible sont indiquées en bleu.

Relevons que les trois classes d'âges donnent en règle générale des résultats similaires. Chez les hommes, le risque de décès est significativement inférieur à la moyenne dans le groupe des architectes et ingénieurs, dans celui des techniciens et électriciens en machine et en communication (50-54 ans uniquement), des spécialistes en publicité, employés d'agence de voyage, comptables (50-54 ans uniquement), des entrepreneurs, directeurs, fonctionnaires supérieurs et cadres moyens, des professions bancaires et d'assurance (55-59 ans uniquement), des juges et employés de la justice (60-64 ans uniquement), des assistants sociaux, éducateurs et prêtres (à l'exception de la classe d'âge 55-59 ans), du corps enseignant de tous les niveaux, du personnel médical et des professions scientifiques (ces dernières présentant les probabilités les plus faibles de décès). Les femmes cadres supérieurs ou cadres intermédiaires (50-54 ans uniquement), actives dans la santé publique (55-59 ans) ou dans l'enseignement présentent des risques significativement plus faibles que la moyenne.

Les risques significativement supérieurs à la moyenne s'observent pour les hommes parmi les catégories suivantes : producteurs et assembleurs de métaux, contrôleurs et inspecteurs de marchandises (excepté la classe d'âge 60-64 ans), machinistes de l'énergie et du bâtiment, professions de la construction, employés des transports, personnel et directeurs de l'hôtellerie et de la restauration, ainsi que professions du nettoyage et du recyclage (60-64 ans uniquement). Aucun risque significativement plus élevé que la moyenne ne s'observe pour les femmes, même si les professionnelles de l'hôtellerie, de la restauration, du nettoyage et du recyclage montrent un risque plus élevé (non significatif).

Tableau 4.9 : Probabilité de décès selon la profession exercée, personnes de 50-54 ans, 55-59 ans, 60-64 ans à la date du recensement 2000. Hommes

Profession	50-54 ans		55-59 ans		60-64 ans	
	%	N	%	N	%	N
Professions de la terre	1.9	158	2.9	212	4.3	245
Producteurs d'aliments, d'alcool, de tabac	2.2	46	3.2	58	4.5	54
Professions du textile et du cuir	1.6	10	3.7	21	3.4	17
Producteurs et assembleurs de métaux	2.2	230	3.3	289	5.7	280
Electriciens et électroniciens, horlogers	2.0	96	2.8	103	4.6	96
Métiers du bois, du papier, du carton	1.9	48	2.4	50	3.9	58
Typographes, imprimeurs, relieurs	2.3	42	2.5	38	4.2	34
Laborantins en chimie, professions du plastique	1.3	16	2.6	28	3.1	11
Contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises	2.4	101	3.8	141	4.4	96
Architectes, ingénieurs du bâtiment, en machine et en informatique	1.4	73	1.9	97	2.3	68
Techniciens-électriciens, en machine et en télécommunication	1.4	53	2.7	79	3.3	45
Dessinateurs en bâtiment et en génie civil et technique	1.8	16	3.5	23	4.3	13
Chefs d'exploitations techniques, contremaîtres, etc.	1.7	99	2.6	140	3.5	93
Machinistes d'instruments de production d'énergie et du bâtiment	2.6	62	3.6	62	5.6	47
Informaticiens et analystes	1.5	69	2.4	73	3.3	29
Maçons, professions de la construction	2.2	279	3.2	297	4.9	261
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	1.8	192	2.5	243	3.9	206
Spécialistes en publicité, agence de voyage, comptables	1.3	55	3.0	112	3.9	77
Employés des transports	2.1	222	3.5	303	4.9	221
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	1.5	30	2.0	34	4.5	25
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	2.7	123	3.9	125	5.6	93
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	2.3	90	3.2	116	5.4	120
Entrepreneurs, directeurs, fonctionnaires supérieurs, cadres moyens	1.4	314	2.0	399	3.1	279
Employés de commerce, de bureau et d'administration	1.7	187	2.7	280	4.0	198
Professions bancaires et d'assurances	1.5	59	2.0	61	3.6	33
Police et surveillance	1.5	49	2.6	75	4.3	41
Juges, procureurs, avocats, justice	1.8	22	2.4	23	2.1	10
Professions de la presse et bibliothécaires	1.8	38	3.2	56	4.2	39
Profession des arts et orfèvrerie	2.0	47	2.3	43	3.4	41
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	1.2	23	2.3	33	2.0	17
Enseignants, instituteurs, professeurs	1.2	101	1.5	106	2.4	66
Professions des sciences économiques, humaines et naturelles	1.0	14	1.5	17	1.5	8
Professions médicales	1.3	68	1.9	71	2.8	54
Professions du secteur tertiaire (autres)	1.7	25	2.1	30	4.0	35
Ensemble des personnes déclarant une profession	1.8		2.7		4.0	

Source : Swiss National Cohort. Les risques significativement plus élevés que la moyenne des personnes exerçant une profession à la date du recensement sont signalés en rouge. Les risques significativement plus faibles sont signalés en bleu.

Tableau 4.10 : Probabilité de décès selon la profession exercée, personnes de 50-54 ans, 55-59 ans, 60-64 ans à la date du recensement 2000. Femmes

Profession	50-54 ans		55-59 ans		60-64 ans	
	%	N	%	N	%	N
Professions de la terre	1.0	23	1.8	32	1.3	10
Professions du textile et du cuir	0.7	10	1.0	12		
Contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises	1.2	16	1.5	15		
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	1.0	154	1.5	185	2.0	97
Spécialistes en publicité, agence de voyage, comptables	1.0	15	1.3	13		
Employés des transports	1.2	17	2.2	21		
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	1.3	35	1.5	27	2.3	10
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	1.1	109	1.6	114	2.3	66
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	0.9	76	1.6	94	2.2	54
Entrepreneurs, directeurs, fonctionnaires supérieurs, cadres moyens	0.7	42	1.4	59	2.0	27
Employés de commerce, de bureau et d'administration	1.1	294	1.6	350	1.9	128
Professions bancaires et d'assurances	1.2	24	1.8	27		
Professions de la presse et bibliothécaires	1.2	20	1.2	18		
Profession des arts et orfèvrerie	0.9	13	1.3	15		
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	1.1	45	1.3	39	2.1	23
Enseignants, instituteurs, professeurs	0.6	68	1.1	78	1.3	28
Professions médicales	0.8	120	1.1	110	1.7	57
Ensemble des personnes déclarant une profession	0.9		1.4		1.9	

Source : Swiss National Cohort. Les risques significativement plus élevés que la moyenne des personnes exerçant une profession à la date du recensement sont signalés en rouge. Les risques significativement plus faibles sont signalés en bleu.

Les résultats sont globalement conformes à ceux observés dans les nombreuses études internationales effectuées sur la mortalité selon la profession (voir Valkonen, 2001, pour un résumé des études effectuées en Europe), et peu surprenants. En termes de rapports de risques, à l'âge de 55-59 ans, l'écart est de 1 à 2,5 entre professions de l'enseignement et de l'hôtellerie/restauration chez les hommes. Il est de 1 à 2,0 chez les femmes, entre professions de l'enseignement et professions des transports.

Afin de mieux préciser les risques, et d'accroître en particulier les effectifs, des probabilités de décès ont été calculées entre les âges de 25 et 64 ans, par profession. Le tableau 4.11 liste les professions en fonction du risque en 2000, du plus faible au plus élevé pour les hommes, le tableau 4.12 en faisant de même pour les femmes. Les risques de décès sont exprimés pour 100 000 personnes, issus des quotients de mortalité pour les cinq années après le recensement. On présente également la diminution en pourcentage du risque de décès entre 1990 et 2000, tout en rappelant que la différence dans les modes de collecte limite la comparabilité des résultats : en effet, le recensement 2000 est entaché d'une forte proportion de données manquantes, et il n'est pas possible de dire dans quelle mesure les personnes n'ayant pas répondu au questionnaire sont sélectionnées, en termes de risques, comparativement à celles y ayant répondu. Pour cette raison, il convient de rester prudent quant à l'analyse de l'évolution des probabilités de décès.

Tableau 4.11 : Probabilité de décès entre 25 et 64 ans selon la profession exercée, pour 100'000, en 1990-2000. Hommes

Profession exercée	1990	2000	Evolution 1990-2000 (en %)
Professions des sciences économiques, humaines et naturelles	11942	5946	-50.2
Enseignants, instituteurs, professeurs	11279	6606	-41.4
Architectes, ingénieurs du bâtiment, en machine et en informatique	13473	7208	-46.5
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	14771	7523	-49.1
Juges, procureurs, avocats, justice	12725	7888	-38.0
Entrepreneurs, directeurs, fonctionnaires supérieurs, cadres moyens	14357	8092	-43.6
Professions médicales	13184	8116	-38.4
Professions bancaires et d'assurances	16738	9164	-45.2
Informaticiens et analystes	16965	9217	-45.7
Techniciens-électriciens, en machine et en télécommunication	14571	9300	-36.2
Spécialistes en publicité, agence de voyage, comptables	16437	9826	-40.2
Laborantins en chimie, professions du plastique	17801	9852	-44.7
Professions du secteur tertiaire (autres)	15530	9987	-35.7
Chefs d'exploitations techniques, contremaîtres, etc.	15339	10016	-34.7
Profession des arts et orfèvrerie	18813	10027	-46.7
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	15788	10343	-34.5
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	17651	10418	-41.0
Métiers du bois, du papier, du carton	17939	10576	-41.0
Employés de commerce, de bureau et d'administration	17309	10637	-38.5
Police et surveillance	16551	10749	-35.1
Professions du textile et du cuir	17211	11045	-35.8
Professions de la presse et bibliothécaires	18505	11689	-36.8
Professions de la terre	16872	11709	-30.6
Typographes, imprimeurs, relieurs	18139	11801	-34.9
Electriciens et électroniciens, horlogers	17566	11990	-31.7
Dessinateurs en bâtiment et en génie civil et technique	16977	12026	-29.2
Producteurs d'aliments, d'alcool, de tabac	19400	12599	-35.1
Maçons, professions de la construction	21126	12684	-40.0
Employés des transports	19649	12836	-34.7
Contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises	23598	13474	-42.9
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	19798	13585	-31.4
Machinistes d'instruments de production d'énergie et du bâtiment	24038	13724	-42.9
Producteurs et assembleurs de métaux	21017	13904	-33.8
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	23508	14839	-36.9

Source : Swiss National Cohort.

Les catégories professionnelles présentant les plus faibles risques de décès sont dans l'ordre les professions des sciences économiques, sociales et naturelles (6% de personnes qui décèdent entre 25 et 64 ans révolu), les enseignants ainsi que les architectes et ingénieurs (7%). Ces catégories ont par ailleurs observé une forte baisse de la mortalité entre 1990 et 2000 (jusqu'à 50% pour la première catégorie citée). En queue de classement figurent les professionnels de l'hôtellerie et de la restauration (15% de décès), précédés des producteurs et assembleurs de métaux, des machinistes, et des professionnels du nettoyage et du recyclage (14% de décès chacun). Excepté les machinistes qui présentaient des risques particulièrement élevés en 1990, ces groupes ont montré une diminution de la probabilité de mortalité entre 1990 et 2000 en moyenne plutôt faible comparativement aux groupes présentant les plus bas niveaux de mortalité (progrès compris entre

31% et 37%). Les dessinateurs en bâtiment, les agriculteurs et autres professionnels de la terre se sont caractérisés durant la période décennale par une diminution du risque qui est encore plus faible (de l'ordre de 30%). Notons cependant que, compte tenu des limites des données mentionnées ci-dessus, les risques de décès ne permettent pas de conclure à un accroissement significatif des différentiels de la mortalité selon la profession entre 1990 et 2000.

Les groupes professionnels définis ici sont des regroupements de professions, regroupements qui peuvent conduire à gommer certaines des spécificités pouvant exister. Si l'on considère les professions d'une manière détaillée, celles présentant les risques les plus élevés en 2000 sont dans l'ordre les professions de la production du tabac, du cigare et de la cigarette (28%), les professions des denrées alimentaires (22%), ainsi que les métiers du verre et de la céramique (19%). On retrouve parmi d'autres professions à mortalité élevée les gardes forestiers, le personnel du transport et de l'expédition, les employés de la restauration et de l'hôtellerie, les mécaniciens et monteurs, les maçons et apparentés, et les professions de la fabrication de matières plastiques. Toutes ces professions présentent des expositions professionnelles à des substances nocives. Le rapport entre le métier présentant le risque le plus élevé et celui présentant le risque le plus faible est de l'ordre de un à dix¹².

Tableau 4.12 : Probabilité de décès entre 25 et 64 ans selon la profession exercée, pour 100'000, en 1990-2000. Femmes

Profession exercée	1990	2000	Evolution 1990-2000 (en %)
Enseignants, instituteurs, professeurs	6355	4228	-33.5
Professions bancaires et d'assurances	9357	4824	-48.5
Spécialistes en publicité, agence de voyage, comptables	6814	4874	-28.5
Professions médicales	7492	4876	-34.9
Professions du textile et du cuir	8304	4927	-40.7
Professions de la terre	7375	5342	-27.6
Entrepreneurs, directeurs, fonctionnaires supérieurs, cadres moyens	8893	5460	-38.6
Contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises	8895	5720	-35.7
Employés de commerce, de bureau et d'administration	8371	5779	-31.0
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	8259	5896	-28.6
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	8482	5957	-29.8
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	8589	6044	-29.6
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	8889	6424	-27.7
Employés des transports	9390	6443	-31.4
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	10292	6505	-36.8

Source : Swiss National Cohort

Il est possible de tenir compte de la cause de décès pour mieux comprendre les facteurs intervenant sur les différentiels de risque de mortalité selon la profession. Contrairement aux études épidémiologiques spécifiques mettant en évidence une exposition à une substance précise (par ex. l'amiante) et son impact sur une cause de décès (par ex. cancer de la plèvre), notre approche reste limitée aux principaux groupes de causes, ceci afin de pouvoir mesurer des taux standardisés. L'optique est ici de comprendre et d'interpréter les différences de mortalité qui existent entre professions. Les taux standardisés calculés sur la période 2000-2005 sont présentés aux tableaux 4.13 et 4.14. Ces tableaux ne reprennent que les causes de décès qui, pour une profession, réunissent au moins 10 cas. Cette limite permet d'éviter de présenter des niveaux de

¹² Résultats non présentés.

mortalité pouvant être influencés par des fluctuations aléatoires. Cependant, ne présenter que les taux standardisés réunissant 10 cas ou plus conduit à privilégier les taux élevés au détriment des faibles taux. Pour cette raison, il convient d'être prudent dans l'interprétation des tableaux. En particulier, certains taux standardisés particulièrement élevés, pour des groupes professionnels de faible effectif, sont difficiles à interpréter.

Les groupes professionnels sont classés en fonction des taux standardisés pour l'ensemble des causes (du plus faible taux au taux le plus élevé)¹³. On commente les résultats obtenus successivement pour chaque cause de décès. Ainsi, tous les résultats obtenus ne peuvent pas être expliqués par des facteurs étiologiques et on se limite à relever quelques uns cohérents avec la littérature.

Le **cancer du poumon** présente le plus faible niveau parmi les professions scientifiques et les architectes et ingénieurs. Il est au niveau le plus élevé dans les professions de la construction, du nettoyage et du recyclage, ainsi que dans le métier de la restauration. Les éléments disponibles ne permettent pas d'identifier le rôle respectif d'un comportement inadéquat en matière de tabac et d'une exposition à des substances professionnelles (ou à de la fumée passive) dans ces professions. Le groupe des « **autres cancers** » présente également d'importantes variations entre d'une part les professions scientifiques, et d'autre part les métiers de l'impression et les professionnels de la restauration. Les différences relatives (risques allant de un à trois) sont cependant plus faibles que pour le cancer du poumon, où les taux standardisés varient de un à neuf.

Quant aux **maladies de l'appareil circulatoire**, elles présentent une faible incidence pour les employés des postes, les laborantins et les scientifiques, mais sont trois fois plus élevées pour les professionnels de la sécurité (police et surveillance), de la construction et de l'assemblage de métaux, ainsi que de l'hôtellerie et de la restauration. Enfin, les **morts violentes** sont les plus faibles (moins de 40 décès pour 100 000) parmi trois groupes professionnels que sont les professions du scientifique, les dessinateurs en bâtiment, et les professions de la justice. Elles sont par contre deux fois plus élevées parmi les professionnels de l'agriculture et autres métiers de la terre, et six fois plus élevées parmi les machinistes. Dans ce cas aussi, même si les accidents sont à incriminer, il n'est pas possible de distinguer entre les risques liés à l'activité professionnelle et ceux associés aux comportements à risques.

Les écarts sont donc importants pour les causes faisant référence à une prise de risque immédiate (morts violentes), et pour celles liées au comportement sur le plus long terme (cancers du poumon). L'inégalité devant la mort se traduit par le fait que les professions scientifiques, par exemple, présentent un risque diminué, par rapport à d'autres groupes tels que les métiers du bois, de la construction ou de la restauration, pour toutes les catégories de causes de décès retenues. Le seul facteur « exposition professionnelle » ne donc peut certainement pas être évoqué pour expliquer ces écarts. D'autres facteurs tels que le recours aux soins en fonction des symptômes qui se déclarent, la prévention, le dépistage ou la connaissance des comportements de santé et leur application doivent être également mis en avant.

¹³ Notons que le classement peut varier comparativement au risque de décès mesuré aux tableaux 4.11 et 4.12 : en effet, dans ces deux tableaux 4.11 et 4.12, les indicateurs sont issus de la table de mortalité, le nombre de survivants étant le résultat d'une multiplication des taux par groupe d'âge, tandis que dans les tableaux 4.13 et 4.14, le taux standardisé résulte d'une addition des taux par âge.

Tableau 4.13 : Taux de mortalité standardisés annuels pour 100 000 pour la population masculine de 25 à 64 ans, entre 2000 et 2005.

Hommes	Cancers du poumon	Autres cancers	Maladies de l'appareil circulatoire	Morts violentes	Autres causes	Total des décès
Professions des sciences économiques, humaines et naturelles	12.0	69.1	47.5	37.9	52.5	219.0
Laborantins en chimie, professions du plastique	35.8	61.6	41.8	62.9	49.1	251.2
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	42.4	88.5	39.5	40.2	54.8	265.5
Architectes, ingénieurs du bâtiment, en machine et en informatique	20.9	107.1	72.9	49.1	48.3	298.3
Enseignants, instituteurs, professeurs	42.1	103.9	55.6	47.8	52.8	302.2
Dessinateurs en bâtiment et en génie civil et technique		77.3	115.7	37.9	54.5	307.0
Chefs d'exploitations techniques, contremaîtres, etc.	25.9	119.8	80.5	41.6	48.4	316.3
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	18.1	107.7	97.0	49.8	60.0	332.5
Professions médicales	31.5	109.0	74.2	59.8	64.4	338.8
Entrepreneurs, directeurs, fonctionnaires supérieurs, cadres moyens	45.2	119.6	74.8	40.3	66.8	346.7
Spécialistes en publicité, agence de voyage, comptables	37.2	136.3	81.2	57.9	58.6	371.2
Professions du secteur tertiaire spa	24.3	152.3	64.1	45.8	94.6	381.1
Juges, procureurs, avocats, justice	34.9	132.0	81.9	37.7	103.5	389.9
Employés de commerce, de bureau et d'administration	44.0	117.1	115.5	39.6	80.3	396.5
Informaticiens et analystes	57.0	125.1	76.2	40.8	106.7	405.8
Métiers du bois, du papier, du carton	53.3	136.7	87.8	65.3	69.5	412.6
Profession des arts et orfèvrerie	43.7	145.8	110.5	41.6	72.1	413.7
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	56.8	153.1	79.9	59.8	66.7	416.3
Techniciens-électriciens, en machine et en télécommunication	69.4	164.0	93.4	54.3	60.6	441.8
Electriciens et électroniciens, horlogers	45.9	166.4	114.4	74.6	57.7	459.1
Professions de la presse et bibliothécaires	40.3	135.9	121.0	45.4	118.1	460.7
Professions de la terre	52.8	140.1	114.0	81.2	79.6	467.8
Contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises	46.1	172.9	105.0	48.3	101.1	473.4
Professions bancaires et d'assurances	22.6	166.5	110.7	66.8	114.0	480.6
Maçons, professions de la construction	83.1	141.9	145.5	63.5	60.2	494.2
Typographes, imprimeurs, relieurs	68.8	226.9	107.5	36.0	64.6	503.8
Employés des transports	54.6	152.3	147.8	63.0	102.4	520.2
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	102.1	141.4	129.4	69.5	85.6	528.0
Producteurs et assembleurs de métaux	79.2	155.3	155.4	56.5	90.1	536.4
Professions du textile et du cuir	40.4	160.1	127.4	70.7	140.6	539.2
Producteurs d'aliments, d'alcool, de tabac	70.7	149.3	139.0	80.5	110.4	549.9
Police et surveillance	66.9	128.8	188.8	46.3	143.0	573.7
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	106.4	182.6	166.8	65.6	121.8	643.3
Machinistes d'instruments de production d'énergie et du bâtiment	57.2	168.3	70.7	299.9	113.6	709.7

Source : Swiss National Cohort. Les taux calculés sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Des différentiels importants caractérisent également les femmes classées selon la profession. Les écarts observés au tableau 4.14 sont cependant plus difficiles à commenter que pour les hommes en raison, parfois, du faible nombre de décès dans la classe d'âge prise en compte. On se limite dès lors à relever les principales tendances. En ce qui concerne les **cancers du poumon**, le risque est très faible (moins de 10 cas annuels pour 100 000 personnes âgées de 25 à 64 ans) pour les enseignantes et pour les professionnelles des métiers de la terre. Il dépasse 40 pour 100 000 pour

les professionnelles de la restauration et même 60 pour 100 000 pour les métiers des transports. Les différences de risques, en termes de **cancers du sein**, sont légèrement moins importantes, mais atteignent néanmoins un rapport de 1 à 5 entre les enseignantes d'une part (20 pour 100 000) et les employées des transports d'autre part (100 pour 100 000). On peut noter que les femmes agricultrices ou assimilées présentent un risque également élevé (proche de 60 pour 100 000) alors même qu'elles présentent en moyenne une descendance élevée (Wanner et Peng Fei, 2005) qui est un facteur de protection mentionné dans la littérature. Concernant les **morts violentes**, finalement, peu d'écart s'observe entre les groupes, avec cependant une fréquence moindre pour les femmes agricultrices ou viticultrices et une fréquence plus élevée pour les femmes actives dans les milieux médicaux. Rappelons que ce groupe comprend les décès accidentels (de la route), les chutes accidentelles ainsi que les suicides. Il est difficile d'interpréter les différentiels observés, compte tenu du regroupement de ces trois principales causes, regroupement rendu nécessaire pour des questions d'effectifs.

Tableau 4.14 : Taux de mortalité standardisés annuels pour 100 000 pour la population féminine de 25 à 64 ans, entre 2000 et 2005.

Femmes	Cancers du poumon	Cancers du sein	Autres cancers	Maladies de l'appareil circulatoire	Morts violentes	Autres causes	Total des décès
Professions bancaires et d'assurances	19.1	33.1	30.4	14.1		11.2	114.2
Contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises	29.1	23.3	27.6			32.9	140.1
Enseignants, instituteurs, professeurs	9.2	22.0	61.9	17.2	17.8	20.6	148.7
Professions du textile et du cuir			77.7				190.9
Professions de la presse et bibliothécaires		25.1	79.7			43.6	211.7
Profession des arts et orfèvrerie		56.3	95.1		19.0		223.8
Professions de la terre	5.7	59.7	111.2	40.0	12.9	13.9	243.3
Professions médicales	13.8	51.4	83.5	33.9	30.5	30.8	244.0
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	25.6	34.8	102.4	29.3	20.3	31.6	244.1
Entrepreneurs, directeurs, fonctionnaires supérieurs, cadres moyens	15.1	41.1	112.4	34.0	19.7	23.3	245.6
Spécialistes en publicité, agence de voyage, comptables			39.6		22.6	79.8	250.7
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	28.5	36.5	105.2	34.0	17.9	31.0	253.1
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres		46.8	86.4	76.4	12.3	27.8	255.0
Employés de commerce, de bureau et d'administration	29.6	33.5	106.1	31.4	19.5	36.6	256.6
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	41.3	27.3	107.1	41.1	22.6	34.8	274.1
Employés des postes et secrétaires d'exploitation		23.6	50.5	107.7	22.9	123.8	347.4
Professions des sciences économiques, humaines et naturelles			195.4				412.1
Producteurs et assembleurs de métaux			195.3				467.1
Employés des transports	61.6	100.2	209.3		22.3	57.2	467.8

Source : Swiss National Cohort. Les taux calculés à partir de moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Synthèse

Les différentiels de mortalité selon la profession confirment le gradient observé dans de nombreux pays entre professions du secteur tertiaire, à faible risque – en particulier l'enseignement – et professions du secteur secondaire, à risque élevé. Le secteur primaire montre des risques intermédiaires. Les écarts sont plus importants pour les hommes que pour les femmes. Les professions privilégiées en termes de risques montrent également un progrès plus important. Ainsi, on observe une tendance à l'accroissement des écarts entre professions.

Toutes les causes de décès interviennent sur les écarts observés entre groupes professionnels, à des degrés divers. On peut en particulier lier les écarts observés à la prise de risques (à la fois sur le lieu du travail et dans la vie courante), qui se répercute soit par des décès immédiats (accidents), soit à des décès différés (maladies cardiovasculaires, certains cancers).

4.6 Profession apprise

L'analyse de la profession apprise permet de prendre en considération des personnes recensées, qui n'ont pas d'activité à la date du recensement. Les professions apprises sont cependant plus difficiles à analyser, puisqu'une partie des métiers définis selon la typologie des professions ne donnent pas lieu à des formations, et ce sont en particulier les métiers ne requérant aucune spécialisation ou qualification. En outre, certaines professions apprises ne sont pas très représentées en Suisse. Dès lors, on se restreint aux professions les plus courantes, présentant au moins 10 décès par catégorie d'âge.

La profession exercée peut différer de la profession apprise par le biais de la mobilité professionnelle entre le moment où la formation est achevée et la date du recensement. Les résultats concernant les risques de mortalité sont d'ailleurs légèrement différents lorsqu'il est question de la profession apprise, comparativement aux résultats présentés précédemment. Les tableaux 4.15 (hommes) et 4.16 (femmes) l'attestent. On observe par exemple des risques significativement plus élevés que la moyenne suisse parmi les producteurs d'aliments, de tabac et de d'alcool, les typographes et imprimeurs (50-59 ans), et les laborantins (60-64 ans), des accroissements du risque de décès non observés lorsqu'on prend en compte la profession exercée. En revanche, d'autres professions apprises montrent un risque élevé qui confirme ce qui fut observé pour la profession exercée : c'est le cas des professions de l'hôtellerie et de la restauration. Parmi les femmes, des accroissements significatifs du risque apparaissent pour celles ayant appris une profession du commerce de détail, de la restauration et l'hôtellerie, ainsi que celles ayant une formation au sein de la poste et du secrétariat d'exploitation, sans pour autant que ces accroissements s'observent dans toutes les classes d'âges.

Concernant les classes professionnelles présentant un risque significativement inférieur à celui de la moyenne nationale, les profils sont généralement similaires. Cependant, le personnel de justice et celui actif dans la police et la surveillance rejoint le groupe des professions protégées, lorsque l'on considère la profession apprise plutôt que la profession exercée.

Tableau 4.15: Probabilité de mortalité selon la profession apprise et le groupe d'âge, recensement 2000. Hommes

Profession apprise	50-54 ans		55-59 ans		60-64 ans	
	%	N	%	N	%	N
Professions de la terre	2.1	186	3.2	240	5.1	317
Producteurs d'aliments, d'alcool, de tabac	2.6	138	4.3	232	6.4	275
Professions du textile et du cuir	2.3	23	2.8	34	5.4	75
Producteurs et assembleurs de métaux	2.3	492	3.5	713	5.8	869
Electriciens et électroniciens, horlogers	2.2	261	3.6	336	5.2	323
Métiers du bois, du papier, du carton	2.2	107	3.6	164	5.9	248
Typographes, imprimeurs, relieurs	2.7	113	3.9	154	5.0	134
Laborantins en chimie, professions du plastique	1.8	24	4.3	56	5.0	35
Contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises	3.3	17	6.8	31	6.4	27
Architectes, ingénieurs du bâtiment, en machine et en informatique	1.3	167	2.1	268	3.4	311
Techniciens-électriciens, en machine et en télécommunication	1.7	69	3.2	118	4.3	102
Dessinateurs en bâtiment et en génie civil et technique	2.4	154	3.4	174	5.5	143
Chefs d'exploitations techniques, contremaîtres, etc.	2.0	38	3.4	60	3.9	50
Machinistes d'instruments de production d'énergie et du bâtiment	3.8	36	6.0	45	11.2	56
Informaticiens et analystes	2.4	28	3.0	23	4.6	13
Maçons, professions de la construction	2.7	565	4.4	752	6.6	800
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	2.1	140	3.0	184	4.9	196
Spécialistes en publicité, agence de voyage, comptables	2.2	27	3.1	32	5.2	28
Employés des transports	2.4	97	3.1	114	5.8	169
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	2.2	53	2.7	57	4.5	75
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	2.9	154	5.3	211	6.4	131
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	3.5	52	4.2	59	7.0	72
Entrepreneurs, directeurs, fonctionnaires supérieurs, cadres moyens	1.6	18	3.6	36	4.0	29
Employés de commerce, de bureau et d'administration	2.1	339	3.2	509	5.1	542
Professions bancaires et d'assurances	1.7	32	2.6	43	4.7	54
Police et surveillance	1.8	18	2.3	24	4.6	33
Juges, procureurs, avocats, justice	2.2	52	2.1	37	3.5	34
Professions de la presse et bibliothécaires	2.4	25	2.5	24	5.0	32
Profession des arts et orfèvrerie	2.4	63	3.4	80	4.1	74
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	1.4	23	2.2	29	2.6	24
Enseignants, instituteurs, professeurs	1.4	92	2.0	105	3.2	106
Professions des sciences économiques, humaines et naturelles	1.1	103	1.8	143	3.3	148
Professions médicales	1.3	74	2.3	95	3.5	92

Source : Swiss National Cohort. Les risques significativement plus élevés que la moyenne des personnes exerçant une profession à la date du recensement sont signalés en rouge. Les risques significativement plus faibles sont signalés en bleu.

Les écarts relatifs entre la profession apprise la plus à risque (contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises) et profession la moins à risque (profession des sciences économiques, humaines et naturelles) sont de l'ordre de 1 à 3,5 dans la classe d'âge 55-59 ans. Pour les femmes, les écarts relatifs sont plus faibles (de l'ordre de 1 à 2), entre les enseignantes et institutrices, présentant un risque significativement plus faible que la moyenne nationale, et les professions de l'hôtellerie et de la restauration, au risque le plus élevé.

Tableau 4.16 : Probabilité de mortalité selon la profession apprise et le groupe d'âge, recensement 2000. Femmes

Profession apprise	50-54 ans		55-59 ans		60-64 ans	
	%	N	%	N	%	N
Professions de la terre	1.1	28	2.3	52	2.6	44
Professions du textile et du cuir	1.0	64	1.7	117	2.7	198
Electriciens et électroniciens, horlogers	1.9	13	1.4	10	4.2	24
Laborantins en chimie, professions du plastique	1.3	20	1.2	14	3.4	26
Dessinateurs en bâtiment et en génie civil et technique	1.6	26	2.3	20	1.8	6
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	1.4	292	2.0	378	2.9	397
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	1.3	63	1.9	68	3.3	69
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	1.9	107	2.3	119	3.3	144
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	1.3	90	2.3	110	3.1	86
Employés de commerce, de bureau et d'administration	1.2	496	1.9	755	2.9	739
Professions bancaires et d'assurances	1.6	13	2.4	16	2.2	10
Professions de la presse et bibliothécaires	1.3	17	1.4	19	2.4	20
Profession des arts et orfèvrerie	1.6	37	2.0	43	2.6	36
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	1.2	34	1.4	29	2.7	32
Enseignants, instituteurs, professeurs	0.8	116	1.3	138	2.3	137
Professions des sciences économiques, humaines et naturelles	0.8	29	1.4	38	2.3	29
Professions médicales	1.0	218	1.6	251	2.7	232

Source : Swiss National Cohort. Les risques significativement plus élevés que la moyenne des personnes exerçant une profession à la date du recensement sont signalés en rouge. Les risques significativement plus faibles sont signalés en bleu.

Les risques de décès entre 25 et 64 ans ont été également calculés en vue d'estimer les niveaux de mortalité à partir d'un échantillon plus important. Les risques pour 100 000 personnes sont présentés pour les hommes et pour les femmes aux tableaux 4.17 et 4.18, classés par niveau croissant de mortalité en 2000. Les résultats ne diffèrent pas de la profession exercée, en ce qui concerne le classement des risques, pour les hommes en 2000. Les quatre groupes professionnels les plus protégés sont donc les mêmes (scientifiques, enseignants, architectes et ingénieurs, assistants sociaux). Les mêmes groupes professionnels que pour la profession exercée se retrouvent également en fin de classement. Pour les femmes, la même observation peut être émise, avec les enseignantes en tête et les professions de l'hôtellerie et de la restauration en queue de classement.

Les niveaux de risques (ou probabilités de décès entre 25 et 64 ans) sont généralement plus faibles lorsque l'on considère les professions exercées, comparativement aux professions apprises. Cela s'explique par le fait que les professions apprises ont été déclarées par l'ensemble des personnes recensées âgées de 25 à 64 ans, alors que les professions exercées l'ont été par les seules personnes actives à la date du recensement. Or, on a vu précédemment que les personnes non occupées présentent un risque plus élevé que les actifs. On inclut donc dans les tableaux 4.17 et 4.18 des hommes et des femmes n'exerçant aucune activité professionnelle mais ayant terminé une formation professionnelle : ces personnes présentent un risque plus élevé de mortalité que les actifs qui sont retenus dans les tableaux 4.11 et 4.12 (cf. section 4.4).

Tableau 4.17 : Probabilité de mortalité entre 25 et 64 ans selon la profession apprise, pour 100'000, en 1990-2000. Hommes

Professions apprises	1990	2000	Evolution 1990-2000 (en %)
Professions des sciences économiques, humaines et naturelles	14447	7803	-46.0
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	14890	8129	-45.4
Architectes, ingénieurs du bâtiment, en machine et en informatique	13541	8289	-38.8
Enseignants, instituteurs, professeurs	12092	8293	-31.4
Juges, procureurs, avocats, justice	14793	9303	-37.1
Professions médicales	14473	9499	-34.4
Professions bancaires et d'assurances	17023	10969	-35.6
Techniciens-électriciens, en machine et en télécommunication	17964	11060	-38.4
Chefs d'exploitations techniques, contremaîtres, etc.	14038	11340	-19.2
Police et surveillance	17517	11387	-35.0
Spécialistes en publicité, agence de voyage, comptables	18958	11604	-38.8
Entrepreneurs, directeurs, fonctionnaires supérieurs, cadres moyens	16070	11668	-27.4
Informaticiens et analystes	17804	11745	-34.0
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	16683	12041	-27.8
Professions du textile et du cuir	19403	12391	-36.1
Professions de la presse et bibliothécaires	23301	12731	-45.4
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	19421	12973	-33.2
Profession des arts et orfèvrerie	19217	12995	-32.4
Employés de commerce, de bureau et d'administration	18673	13010	-30.3
Professions de la terre	17924	13093	-26.9
Electriciens et électroniciens, horlogers	19302	13528	-29.9
Laborantins en chimie, professions du plastique	18522	13609	-26.5
Métiers du bois, du papier, du carton	19413	13873	-28.5
Dessinateurs en bâtiment et en génie civil et technique	18427	14117	-23.4
Employés des transports	19030	14148	-25.7
Producteurs et assembleurs de métaux	19916	14361	-27.9
Typographes, imprimeurs, relieurs	18581	14771	-20.5
Producteurs d'aliments, d'alcool, de tabac	22416	16542	-26.2
Maçons, professions de la construction	23943	16600	-30.7
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	27118	17849	-34.2
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	24095	17927	-25.6
Contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises	21790	19879	-8.8
Machinistes d'instruments de production d'énergie et du bâtiment	29546	22667	-23.3

Source : Swiss National Cohort.

Une tendance générale à l'accroissement des inégalités semble s'observer en outre entre 1990 et 2000. Ainsi, pour les hommes, les classes professionnelles privilégiées en termes de risques (assistants sociaux, professions de l'enseignement) observent une diminution du risque supérieure à 40% entre les deux recensements, tandis que les classes les plus préétablies observent une diminution inférieure à 30%, voire inférieure à 10% pour les contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises. Encore une fois, il importe de rappeler que les taux de non-réponse assez élevés au recensement 2000 nécessitent de commenter prudemment ces tendances.

Pour les femmes, la diminution du risque atteint 31% pour les enseignantes et 36% pour les professionnelles de la presse et les bibliothécaires. Elle est plus faible pour les groupes à risques

comme les employées des postes. Cependant, on n'observe pas de relation systématique entre le niveau de risque et la progression intercentenaire, puisque des catégories privilégiées comme les professionnelles du secteur médical et les assistantes sociales ont bénéficié d'une faible diminution du risque, tandis que des catégories préférentielles (comme les professions du nettoyage) ont vu leur niveau de risque diminuer rapidement.

Tableau 4.18 : Probabilité de mortalité entre 25 et 64 ans selon la profession apprise, pour 100'000, en 1990 et 2000. Femmes

Professions apprises	1990	2000	Evolution 1990-2000 (en %)
Enseignants, instituteurs, professeurs	8410	5766	-31.4
Professions des sciences économiques, humaines et naturelles	7972	5891	-26.1
Professions de la presse et bibliothécaires	9879	6300	-36.2
Professions médicales	8437	6854	-18.8
Professions du textile et du cuir	9557	6879	-28.0
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	8537	7009	-17.9
Dessinateurs en bâtiment et en génie civil et technique	11407	7528	-34.0
Employés de commerce, de bureau et d'administration	9408	7558	-19.7
Professions de la terre	8447	7567	-10.4
Professions bancaires et d'assurances	13302	7660	-42.4
Profession des arts et orfèvrerie	8996	7915	-12.0
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	10363	8052	-22.3
Electriciens et électroniciens, horlogers	11151	8152	-26.9
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	11985	8270	-31.0
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	8996	8301	-7.7
Laborantins en chimie, professions du plastique	9506	8555	-10.0
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	11337	9216	-18.7

Source : Swiss National Cohort.

Une analyse effectuée sur les professions détaillées en 2000 montre finalement un risque particulièrement faible pour les vétérinaires (3 décès pour 100 personnes), les pilotes et instructeurs de vol, prêtres et pasteurs, et professeurs de l'enseignement secondaire (4 décès pour 100 personnes) ; le risque est le plus élevé parmi les imprimeurs (19 décès pour 100 personnes), les machinistes des métiers du bâtiment (18 décès pour 100 personnes), et les informaticiens (12 décès pour 100 personnes)¹⁴. L'absence dans ce classement de professions exposées à des risques importants (hôtellerie et restauration, construction, transport, etc.) peut peut-être s'expliquer par le fait qu'une formation achevée dans une profession conduit à une position professionnelle plus favorable en termes de risques : en d'autres termes, la personne exerçant dans l'hôtellerie, la restauration ou la construction tout en étant au bénéfice d'une formation sera astreinte à des tâches moins pénibles qu'une personne sans diplôme exerçant la même profession.

Afin de préciser le rôle de la mobilité professionnelle sur le risque de décès, nous avons comparé pour les principaux groupes professionnels la probabilité de décès entre 25 et 64 ans en fonction de la profession exercée et le statut de formation (formé dans la profession = absence de mobilité, autre formation professionnelle = mobilité). Pour chaque profession exercée, on indique la part des personnes actives en 2000 ayant une formation professionnelle autre que celle exercée (% de personnes professionnellement mobiles), ainsi que le risque relatif de mortalité pour les personnes

¹⁴ Résultats non présentés ici.

ayant une mobilité professionnelle, comparativement à celles n'ayant pas de mobilité (en %). Une valeur de 100% signifie un risque identique, parmi les personnes d'une profession exercée donnée, pour les personnes exerçant la profession apprise et celles ayant appris une autre profession. Une valeur supérieure à 100% signifie par contre un risque plus élevé pour les personnes ayant vécu une mobilité professionnelle, comparativement à celles exerçant la profession apprise.

Tableau 4.19 : probabilité de décès entre 25 et 64 ans en fonction de la profession exercée et le statut de formation. Hommes, 2000-2005

Profession exercée	Formation correspondant à la profession exercée			Formation ne correspondant pas à la profession exercée			Proportions	
	Tx pour 100000	Décès	Effectif	Tx pour 100000	Décès	Effectif	Rapport des taux (%)	Tx de mobilité (%)
Professions de la terre	10537	522	42076	13377	483	25002	126.9	37.3
Producteurs d'aliments, d'alcool, de tabac	12146	176	13243	13683	84	5428	112.7	29.1
Professions du textile et du cuir	10819	38	1739	11282	38	2769	104.3	61.4
Producteurs et assembleurs de métaux	13208	652	41720	14994	545	35980	113.5	46.3
Electriciens et électroniciens, horlogers	11820	297	28901	12403	212	15196	104.9	34.5
Métiers du bois, du papier, du carton	10736	177	17923	10382	84	6863	96.7	27.7
Typographes, imprimeurs, relieurs	11695	123	8014	12095	54	3746	103.4	31.9
Laborantins en chimie, professions du plastique	9730	35	3932	10007	65	5714	102.9	59.2
Contrôleurs, inspecteurs et trieurs de marchandises	13081	33	2231	13506	471	29710	103.3	93.0
Architectes, ingénieurs du bâtiment, en machine et en informatique	6522	260	34887	8951	130	13166	137.2	27.4
Techniciens-électriciens, en machine et en télécommunication	9075	71	8781	9388	220	23555	103.4	72.8
Dessinateurs en bâtiment et en génie civil et technique	13060	71	6778	9441	18	2084	72.3	23.5
Chefs d'exploitations techniques, contremaîtres, etc.	10243	54	4117	9996	420	35049	97.6	89.5
Machinistes d'instruments de production d'énergie et du bâtiment	16712	56	3265	12961	199	15956	77.6	83.0
Informaticiens et analystes	8535	53	9305	9293	318	47348	108.9	83.6
Maçons, professions de la construction	12687	845	71587	12664	546	45120	99.8	38.7
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	9228	178	17237	10709	826	65951	116.0	79.3
Spécialistes en publicité, agence de voyage, comptables	12913	54	5761	9502	327	32007	73.6	84.7
Employés des transports	10302	202	18613	13480	946	64065	130.8	77.5
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	9024	72	9105	11947	81	7114	132.4	43.9
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	13169	255	20712	16053	349	24385	121.9	54.1
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	14269	89	4746	13468	371	19989	94.4	80.8
Entrepreneurs, directeurs, fonctionnaires supérieurs, cadres moyens	8106	41	4208	8090	1475	152284	99.8	97.3
Employés de commerce, de bureau et d'administration	11220	422	36191	10251	576	49245	91.4	57.6
Professions bancaires et d'assurances	8274	45	5417	9341	224	27125	112.9	83.4
Police et surveillance	8836	46	5236	11120	230	21654	125.9	80.5
Juges, procureurs, avocats, justice	7182	78	9302	11307	24	1544	157.4	14.2
Professions de la presse et bibliothécaires	12233	59	4170	11498	157	12116	94.0	74.4
Profession des arts et orfèvrerie	9461	110	9636	10698	120	9558	113.1	49.8
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	6170	59	7767	8796	86	8790	142.6	53.1
Enseignants, instituteurs, professeurs	6756	218	28584	6493	205	26554	96.1	48.2
Professions des sciences économiques, humaines et naturelles	4281	36	7875	9476	38	3234	221.3	29.1
Professions médicales	7630	278	31377	10099	92	8132	132.3	20.6

Source : Swiss National Cohort.

Le taux de mobilité indique en outre la proportion de personnes actives dans une profession qui ont une formation professionnelle de base dans une autre profession, ou n'ont pas de formation

professionnelle. Ce taux est faible pour certains métiers nécessitant une formation appropriée (professions médicales, enseignements, professions de la justice). Il est élevé pour des professions ne requérant pas une formation spécifique (employés du bâtiment, par exemple) ou des professions marquées par une forte mobilité professionnelle (directeurs et cadres supérieurs, des « professions » qui ne s'apprennent en règle pas durant la formation professionnelle). Les taux de mobilité professionnels ne conduisent pas systématiquement à un changement des niveaux de risques. En effet, les risques relatifs sont en règle générale proches de 100%. Le risque est cependant plus élevé pour les hommes effectuant une activité d'assistants sociaux (y compris prêtres et éducateurs) tout en provenant d'une autre profession et pour les hommes et femmes actifs dans le domaine des professions scientifiques, tout en ayant une formation considérée comme différente. On a cependant de la peine à interpréter ces tendances.

Tableau 4.20 : probabilité de décès entre 25 et 64 ans en fonction de la profession exercée et le statut de formation. Femmes, 2000-2005

	Formation correspondant à la profession exercée			Formation ne correspondant pas à la profession exercée			Proportions	
	Tx pour 100000	Décès	Effectif	Tx pour 100000	Décès	Effectif	Rapport des taux	Tx de mobilité
Professions de la terre	5999	43	7782	4947	70	11093	82.5	58.8
Professions du textile et du cuir	5625	28	4011	4354	28	4992	77.4	55.4
Laborantins en chimie, professions du plastique	4449	18	3032	4308	20	4123	96.8	57.6
Informaticiens et analystes	11640	14	1426	3271	18	6936	28.1	82.9
Acheteurs, vendeurs, commerce du détail	5919	228	36494	6072	508	72306	102.6	66.5
Spécialistes en publicité, agence de voyage, comptables	11151	11	3193	4352	56	15834	39.0	83.2
Employés des postes et secrétaires d'exploitation	6691	42	7289	6378	77	11860	95.3	61.9
Professions de l'hôtellerie et de la restauration	8285	117	16855	6109	392	60146	73.7	78.1
Profession du nettoyage et recyclage, coiffure, esthétique	5868	86	17372	5884	282	41983	100.3	70.7
Employés de commerce, de bureau et d'administration	5645	699	130316	5944	548	86010	105.3	39.8
Professions de la presse et bibliothécaires	5223	22	4233	5523	55	9515	105.7	69.2
Profession des arts et orfèvrerie	6725	35	6958	3807	34	6921	56.6	49.9
Assistants sociaux, éducateurs, prêtres	6697	55	11248	5854	142	21398	87.4	65.5
Enseignants, instituteurs, professeurs	3714	220	58814	5072	135	26605	136.6	31.1
Professions des sciences économiques, humaines et naturelles	3133	19	4603	6947	10	1637	221.8	26.2
Professions médicales	4652	398	98796	5274	207	34670	113.4	26.0

Source : Swiss National Cohort.

Afin de ne pas alourdir le texte, et comme l'analyse des causes de décès confirme l'observation effectuée en fonction de la profession exercée, on ne présente pas dans cette section les taux standardisés de mortalité par cause.

4.7 Catégorie socioprofessionnelle

Si l'analyse de la mortalité par profession est intéressante dans une optique épidémiologique, en particulier lorsqu'il s'agit de mettre en évidence des facteurs d'exposition aux risques, elle ne permet pas toujours de mettre en évidence le lien entre la catégorie socioprofessionnelle, un concept beaucoup plus large, et la mortalité. Comme signalé précédemment, une même profession peut refléter différentes réalités en fonction de la position dans l'entreprise. Pour cette raison, l'analyse de la mortalité par catégorie socioprofessionnelle, une variable tenant compte du niveau de formation, de la position dans la profession et de la profession exercée, apporte des précisions

intéressantes, ainsi que l'ont prouvé les nombreuses études effectuées en particulier dans les pays anglo-saxons (cf. chapitre 3).

Les probabilités de décès selon la catégorie socioprofessionnelle sont présentées au tableau 4.21 pour les personnes âgées de 58 ans à la date du recensement, et suivies pendant 5 et 10 ans. Les résultats s'écartant significativement, au seuil de 95%, de la valeur enregistrée pour l'ensemble des personnes ayant déclaré une catégorie socioprofessionnelle sont signalées en bleu et rouge dans le tableau.

Tableau 4.21 : Probabilité de décès (en %) selon la catégorie socioprofessionnelle, le sexe et l'âge. 1990 et 2000

Age	Sexe	Statut									
			2000 (décès entre 2000 et 2005)			1990 (décès entre 1990 et 1995)			1990 (décès entre 1990 et 1999)		
			Prob.	I.C. 95%		Prob.	I.C. 95%		Prob.	I.C. 95%	
58	Homme	Dirigeants	2.4	1.6	3.2	2.9	1.9	3.9	8.6	6.9	10.3
		Professions libérales	1.1	0.4	1.8	3.8	2.1	5.4	7.3	5.0	9.6
		Agriculteurs exploitants	2.1	1.2	3.0	4.1	3.2	5.1	9.5	8.1	10.9
		Artisans	3.6	2.7	4.5	4.9	3.8	5.9	11.1	9.6	12.6
		Indépendants	3.3	2.6	4.0	6.0	5.0	7.1	13.0	11.5	14.4
		Ingénieurs et cadres	2.1	1.7	2.5	3.9	3.3	4.5	8.4	7.5	9.3
		Intermédiaires	2.6	2.2	3.0	4.4	3.9	4.9	10.1	9.4	10.8
		Employés	3.4	2.8	4.0	4.9	4.1	5.6	12.6	11.4	13.7
		Ouvriers	3.8	3.2	4.5	5.7	5.0	6.4	13.8	12.7	14.8
		Travailleurs non qualifiés	3.7	3.0	4.4	6.9	6.2	7.7	15.5	14.4	16.5
	Ensemble des hommes actifs avec CSP	2.9			5.0			11.6			
	Femme	Dirigeants	2.2	0.3	4.2	0.0	0.0	0.0	1.5	0.0	4.5
		Professions libérales	1.1	0.0	2.6	3.2	0.0	7.6	6.5	0.0	12.6
		Agriculteurs exploitants	2.1	0.0	4.5	2.5	0.5	4.4	6.2	3.1	9.2
		Artisans	0.8	0.0	2.3	0.9	0.0	2.7	4.6	0.7	8.4
		Indépendants	1.7	1.1	2.3	2.2	1.2	3.1	6.3	4.7	7.9
		Ingénieurs et cadres	1.5	0.7	2.2	1.2	0.3	2.0	2.9	1.5	4.2
		Intermédiaires	1.4	1.0	1.9	2.3	1.7	2.9	4.7	3.8	5.6
		Employés	1.5	1.2	1.8	2.1	1.7	2.5	5.0	4.4	5.6
		Ouvriers	1.2	0.2	2.2	2.0	0.9	3.1	5.8	3.9	7.6
Travailleurs non qualifiés		1.4	1.0	1.7	2.6	2.1	3.0	6.1	5.5	6.7	
		Ensemble des femmes actives avec CSP	1.5			2.2			5.4		

Source : Swiss National Cohort. Les risques significativement plus élevés que la moyenne des personnes exerçant une profession à la date du recensement sont signalés en rouge. Les risques significativement plus faibles sont signalés en bleu.

A l'âge de 58 ans en 2000, les hommes ayant une position libérale présentent le plus faible risque de décès au cours des cinq années suivant le recensement (1,1% de décès). Dix ans plus tôt, les dirigeants présentaient un risque significativement plus faible que les professions libérales (2,9% contre 3,8%). Il est difficile de déterminer si cette évolution est significative, car les effectifs restent restreints. Les risques les plus élevés se retrouvent parmi les ouvriers et travailleurs non qualifiés : le rapport entre professions libérales, d'une part, et ouvriers et travailleurs non qualifiés d'autre part est de 1 à 3,5 ; en 1990, le rapport entre le groupe à plus faible mortalité (dirigeants) et celui à mortalité la plus élevée (travailleurs non qualifiés) était de 1 à 2,5 : ainsi, les différentiels de risques ont augmenté au cours des dix dernières années du 20^e siècle.

Chez les femmes, les différences ne sont pas significatives. Soulignons toutefois que la population féminine toujours active aux âges qui nous intéressent est davantage sélectionnée, les taux d'activité baissant de manière substantielle parmi les femmes âgées de 55 à 60 ans au recensement 2000 (comparativement aux plus jeunes femmes) alors qu'ils restent relativement stables et élevés pour les hommes jusqu'à l'âge de la retraite. Les autres âges ne sont pas représentés, pour la raison mentionnée précédemment (passage à la retraite).

Afin de mieux cerner les éventuelles différences de mortalité en fonction de la catégorie socioprofessionnelle, on présente au tableau 4.22 les probabilités de survie et de décès entre 25 et 64 ans. Ces données présentent l'intérêt d'accroître la classe d'âges prise en compte. Les nombres de survivants et de décédés sont exprimés pour 100 000. Ainsi, les probabilités de décès entre 25 et 64 ans, présentés au tableau 4.22, varient entre 2000-2005 entre 7125 pour 100 000 cadres et ingénieurs et 13 781 pour 100 000 pour les travailleurs non qualifiés. Les professions libérales et les dirigeants présentent des niveaux de mortalité similaires à ceux des cadres et ingénieurs, tandis que les ouvriers ont un risque égal à celui des travailleurs non qualifiés. Les autres groupes présentent des risques intermédiaires.

Entre 1990 et 2000, toutes les catégories socioprofessionnelles ont observé une diminution de la probabilité de décès entre 25 et 64 ans. Cette diminution a été la plus marquée parmi les ingénieurs, les cadres intermédiaires et les professions libérales. Elle a été moins importante pour les ouvriers et les agriculteurs. Globalement, les écarts entre la catégorie la plus concernée par la mortalité (travailleurs non qualifiés) et celle la plus favorisée (ingénieurs est cadre) est de 1 pour 1.93, alors qu'en 1990, l'écart relatif était moindre (1 pour 1.83) entre travailleurs non qualifiés et dirigeants (qui présentaient le risque le plus faible). Il y a donc un léger accroissement de l'écart relatif, un résultat qui confirme le creusement des mêmes écarts en Europe (Valkonen 2002). A noter que l'étude de Gubéran et Usel enregistrait un risque de décès de l'ordre de 13,2% à 20,5% entre les différentes catégories professionnelles (au nombre de cinq) que les auteurs définissaient, soit un écart plus faible que celui observé avec la catégorisation considérée ici (de 12,9% à 23,5% en 1990).

Tableau 4.22 : Probabilité de survie et de décès (pour 100 000), entre 25 et 64 ans, selon la catégorie socioprofessionnelle. Hommes.

	Hommes survivants		Hommes décédés		Evolution 1990-2000 (en %)	
	2000	1990	2000	1990	Prob. Survie	Prob. Décès
Dirigeants	91619	87099	8381	12901	+5%	-35%
Professions libérales	92588	87079	7412	12921	+6%	-43%
Agriculteurs exploitants	89053	84399	10947	15601	+6%	-30%
Artisans	88514	82477	11486	17523	+7%	-33%
Indépendants	88547	80511	11453	19489	+10%	-41%
Ingénieurs et cadres	92875	86730	7125	13270	+7%	-46%
Intermédiaires	90750	84431	9250	15569	+7%	-41%
Employés	87404	79969	12596	20031	+9%	-37%
Ouvriers	86254	79031	13746	20969	+9%	-34%
Travailleurs non qualifiés	86219	76445	13781	23555	+13%	-41%
Ecart élevé/faible %	108	114	193	183		

Source : Swiss National Cohort

Les mêmes calculs ont été effectués pour les femmes (Tableau 4.23). Les probabilités de survie et de décès sont également exprimées pour 100 000, entre 25 et 64 ans. Ainsi que l'on peut l'observer, en 2000, les femmes cadres et ingénieures présentent, comme pour les hommes, le niveau de mortalité le plus faible. Contre toute attente, les femmes dirigeantes d'entreprise présentent le risque le plus élevé. L'écart relatif est de 1 à 1,5 entre les deux catégories. En 1990, le gradient de risque était plus logiquement associé avec la catégorie socioprofessionnelle, avec un faible risque chez les dirigeantes et le risque le plus élevé chez les travailleuses non qualifiées. Le rapport entre ces deux groupes était de 1 à 1,4. Les écarts sont donc restés similaires, et inférieurs à ceux observés chez les hommes, ce qui s'explique par le fait que la catégorie socioprofessionnelle de la femme est un marqueur moins précis du risque de mortalité, les disparités individuelles concernant la pénibilité du travail (exposition au risque et aux substances néfastes, etc.) étant moindres que chez les hommes et le statut du conjoint pouvant également jouer un rôle protecteur, dans certains cas (par exemple via un revenu plus ou moins élevé). On remarque que le risque s'est accru chez les dirigeantes, ce qui est peut-être à mettre en relation avec l'accroissement des comportements néfastes (tabagisme en augmentation) chez les femmes dans les classes plutôt aisées de la société. La pression liée aux responsabilités, une exigence accrue de rentabilité et une incertitude croissante dans l'emploi (avec des licenciements plus fréquents) ont peut-être caractérisé les premières années du siècle, plus qu'elles n'ont marqué la première moitié des années 1990. Or, ce sont également des facteurs qui accroissent le stress, nuisible pour la santé. Cette hypothèse ne peut cependant pas être vérifiée avec certitude, en l'absence d'informations sur les comportements des membres des différentes catégories socioprofessionnelles.

Tableau 4.23 : Probabilité de survie et de décès (pour 100 000), entre 25 et 64 ans, selon la catégorie socioprofessionnelle. Femmes.

	Femmes survivantes		Femmes décédées		Evolution 1990-2000 (en %)	
	2000	1990	2000	1990	Prob. Survie	Prob. Décès
Dirigeants	92980	93253	7020	6747	-	+4%
Professions libérales	94548	92539	5452	7461	+2%	-27%
Agriculteurs exploitants	94535	92417	5465	7583	+2%	-28%
Artisans	94599	91722	5401	8278	+3%	-35%
Indépendants	93855	91379	6145	8621	+3%	-29%
Ingénieurs et cadres	95173	92481	4827	7519	+3%	-36%
Intermédiaires	94774	92197	5226	7803	+3%	-33%
Employés	94345	91392	5655	8608	+3%	-34%
Ouvriers	93927	91682	6073	8318	+2%	-27%
Travailleurs non qualifiés	93722	90656	6278	9344	+3%	-33%
Ecart élevé/faible %	102	103	145	138		

Source : Swiss National Cohort

L'analyse des causes de décès fournit un éclairage complémentaire sur les différentiels en fonction du groupe socioprofessionnel. En particulier, pour le cancer du poumon, une échelle de risque de l'ordre de 1 à 3 caractérise les groupes professionnels, les professions libérales présentant le plus faible niveau (25 pour 100 000), devant les agriculteurs exploitants et ingénieurs. Plus loin, on retrouve les cadres intermédiaires et les dirigeants, avec un risque doublé par rapport aux professions libérales. Les ouvriers et travailleurs non qualifiés arrivent en dernière position (risque triplé). Ce résultat ne se retrouve pas chez les femmes, chez qui les ouvrières présentent un risque de mortalité par cancer du poumon diminué, comparativement aux employées et travailleuses non

qualifiées, voire indépendantes, qui présentent un risque relativement élevé (de 22 à 33 pour 100 000 contre moins de 15 pour 100 000 pour les ouvrières et ingénieures / cadres). Dans les générations adultes, le tabagisme était très répandu parmi les femmes de niveau d'éducation supérieur, ce qui explique certainement ce résultat.

Contrairement à ce qui est observé dans d'autres pays (cf. Valkonen, 2001), le cancer du sein chez les femmes ne montre pas une relation positive avec l'ascension sociale. En effet, les dirigeantes, professions libérales, indépendantes et employées présentent un niveau de risque inférieur à celui des ouvrières. Cependant, on observe un risque relativement modéré chez les femmes travailleuses non qualifiées, et très élevé chez les ingénieures et cadres, ainsi que les agricultrices. Il convient cependant de noter le faible nombre de cas de décès, qui conduit à des difficultés d'interprétation. Cependant, ces résultats pourraient refléter d'une part la parité plus élevée des femmes sans qualification, devenant travailleuses non qualifiées (d'où un niveau de protection) ; d'autre part la meilleure connaissance et compréhension des programmes de dépistage de la part des femmes présentant un niveau de qualification élevé (qui conduit également à une protection comparativement aux femmes de niveau intermédiaire), un résultat qui ne semble pas être confirmé par la littérature scientifique (Von Euler-Chelpin et al., 2008).

Tableau 4.24 : Taux de mortalité standardisés annuels pour 100 000 pour la population de 25 à 64 ans selon le sexe, entre 2000 et 2005.

	Cancers du poumon	Cancers du sein	Autres cancers	Maladies de l'appareil circulatoire	Morts violentes	Autres causes	Total des décès
Hommes							
Dirigeants	50.7	...	131.6	81.8	46.4	55.4	365.9
Professions libérales	25.1	...	114.1	63.7	44.3	68.7	315.8
Agriculteurs exploitants	38.8	...	132.7	112.2	88.2	72.1	444.0
Artisans	55.2	...	146.5	126.5	62.1	65.1	455.5
Indépendants	47.5	...	133.2	102.8	60.9	83.3	427.7
Ingénieurs et cadres	39.8	...	126.3	71.6	42.5	69.2	349.5
Intermédiaires	49.7	...	122.1	98.5	39.7	72.8	382.7
Employés	62.2	...	177.0	110.8	56.1	89.8	496.0
Ouvriers	73.9	...	155.5	143.5	75.2	86.0	534.0
Travailleurs non qualifiés	76.1	...	152.5	124.5	73.0	106.4	532.6
Femmes							
Dirigeants		31.7	160.7	20.3	16.9	23.9	266.8
Professions libérales		28.5	114.9		55.0	22.1	240.7
Agriculteurs exploitants		68.0	113.7				263.0
Artisans			44.2				176.0
Indépendants	21.6	36.8	113.6	25.0	26.2	35.8	259.0
Ingénieurs et cadres	11.9	61.6	63.6	18.5	13.3	20.4	189.4
Intermédiaires	17.9	45.0	88.9	22.5	21.3	41.8	237.5
Employés	27.3	35.9	89.8	45.8	19.7	31.2	249.8
Ouvriers	14.9	59.6	169.0	15.4	16.4	28.9	304.2
Travailleurs non qualifiés	33.5	30.3	100.1	46.6	19.9	33.5	263.9

Source : Swiss National Cohort. Les taux calculés sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Par ailleurs, la forte incidence des décès par maladies de l'appareil circulatoire des employées et travailleuses non qualifiées peut être analysée en relation avec l'observation d'un risque également élevé de cancers du poumon dans ces groupes : il s'agit peut-être d'un effet d'un comportement néfaste en termes de tabac. On doit cependant également relever que les taux sont généralement

faibles, et reposent sur des cas peu fréquents. Le cancer représente la principale cause de décès chez les femmes en âge d'activité, et touche l'ensemble des classes sociales.

Synthèse

En 2000, ouvriers et travailleurs non qualifiés présentaient la probabilité la plus élevée de décès durant la période consacrée aux âges actifs chez les hommes, tandis que les professions libérales et les cadres et ingénieurs présentaient le risque le plus faible. Dix ans plus tôt, les travailleurs non qualifiés se distinguaient des autres catégories socioprofessionnelles avec un risque particulièrement élevé (près de 25% de décès entre 25 et 64 ans), alors que les dirigeants et professions libérales présentaient le plus faible risque. Tant en 1990 et 2000, les hommes employés sans responsabilité présentent des niveaux de mortalité proches de ceux des ouvriers. Les causes de décès ayant une origine dans les comportements à risques (tumeurs, maladies du cœur) sont les principales responsables des écarts entre catégories.

Chez les femmes, les écarts sont plus faibles, avec un gradient relativement logique entre catégories supérieures et catégories inférieures. Les analyses effectuées pour les femmes de 58 ans montrent un risque relativement élevé pour les agricultrices – lié en particulier au cancer du sein –, et très faible chez les artisanes.

4.8 Revenu soumis à cotisation

Le revenu des personnes actives (revenu soumis à cotisation) est disponible pour les années 1985, 1990, 1995 et 2000, pour les rentiers nés en 1950 et avant (cf. chapitre 1). Les données sur les revenus proviennent des registres de la centrale de compensation et ne concernent donc que les personnes exerçant une activité en Suisse. Seuls les revenus des personnes ayant reçu une rente du 1^{er} pilier avant le 31 décembre 2006 sont disponibles. Ainsi, pour les générations masculines nées entre 1942 et 1950, les informations sur les revenus soumis à cotisation n'ont été fournies que pour des rentiers du 1^{er} pilier « prématurés » (disposant avant l'âge légal de la retraite soit d'une rente de veufs, soit d'une rente AI, soit éventuellement, pour les générations 1943 ou 1944, d'une rente AV anticipée). La même remarque est valable pour les femmes nées entre 1943 et 1950. Il en résulte une difficulté d'interprétation liée au fait que les rentiers prématurés sont un groupe présentant un risque élevé de mortalité.

Les taux d'activité ne sont pas précisés dans nos données, ce qui entraîne une autre limite au moment de l'analyse du lien éventuel entre les revenus et le niveau de mortalité, et son interprétation. En effet, une personne ayant diminué son nombre d'heures d'activité au cours d'une année peut présenter des revenus professionnels ne correspondant pas à sa situation financière réelle. C'est le cas en particulier des femmes, qui sont plus fréquemment actives à temps partiel pendant une partie de leur vie. C'est aussi le cas des hommes en situation de préretraite, en particulier ceux qui quittent précocement le marché du travail ou qui ont pu flexibiliser leur rythme d'activité en fin de vie active. Ainsi, le seul revenu n'est pas un indicateur parfait du gain potentiel des travailleurs, mais plutôt du gain effectif. Cette caractéristique complique l'interprétation des résultats.

On a considéré dans un premier temps le revenu du travail en 1985 pour les personnes recensées en 2000, âgées de 65 et 67 ans. Le revenu professionnel correspondait dès lors à celui observé à

l'âge de 50 et 52 ans, soit avant le départ à la retraite, et à une période marquée par une ascension sociale le plus souvent terminée. Le fait de considérer les personnes ayant été identifiées dans le recensement permet de disposer d'informations complémentaires sur leur statut professionnel et familial.

Le revenu a été arbitrairement réparti en sept classes en considérant le revenu médian en 1985 pour les hommes âgés de 35 (nés en 1950) à 65 ans (nés en 1920) : ce revenu médian était de 50 300 francs.

Les classes sont déterminées par des proportions du revenu médian : un revenu inférieur à 40% du revenu médian, un revenu compris entre 40% et 50% du revenu médian, un revenu compris entre 50% et 60% du revenu médian, un revenu compris entre 60% et 100% du revenu médian, puis entre 100% et 150% du revenu médian, entre 150% et 200% du revenu médian, et finalement supérieur à deux fois le revenu médian.

Les probabilités de survie et de décès sur cinq années (2000 à 2005) sont présentées au tableau 4.25 pour les différents âges étudiés. Pour les hommes âgés de 65 ans en 2000 (nés en 1935), pour qui le revenu a été mesuré à l'âge de 50 ans, un faible revenu est associé à un risque plus élevé de mortalité, tandis qu'un revenu élevé conduit à un risque plutôt faible. La même observation peut être émise pour les hommes de 67 ans. On retrouve ainsi une relation linéaire entre le revenu et le risque de décès (Tableau 4.25) qui est conforme à ce qui est attendu.

Tableau 4.25 : Probabilité de survie et de mortalité selon l'âge et le revenu en 1985 (comparé au revenu médian des hommes âgés de 35 à 65 ans). Hommes

	65 ans		67 ans	
	Survivants	Décédés	Survivants	Décédés
< 40%	80.6	19.5	83.3	16.7
40-50%	86.3	13.8	87.9	12.1
50-60%	84.5	15.5	85.7	14.3
60-100%	84.6	15.4	88.1	11.9
100-150%	90.4	9.6	91.0	9.0
150-200%	87.8	12.2	91.9	8.1
200+%	90.5	9.5	93.5	6.5

Source : Registre des rentes apparié avec le recensement.

La même approche peut être effectuée avec les revenus soumis à cotisation mesurés en 1990, soit dix ans avant le recensement 2000. Entre 1985 et 1990, le revenu médian de la population a augmenté, passant de 53 000 à 55 900 francs (pour les personnes âgées de 40 à 65 ans). Les revenus considérés pour le calcul des catégories ont donc été adaptés en conséquence, les seuils relatifs ayant été maintenus à 40%, 50%, 60%, 100%, 150% et 200% du revenu médian. Les résultats obtenus sont proches de ceux observés pour 1985, ce qui s'explique par la faible mobilité des revenus entre les deux périodes (Tableau 4.26).

Différentes tentatives ont été effectuées en vue de vérifier une évolution dans le revenu et sa position relative sur le risque de décès. L'hypothèse sous-jacente est qu'une mobilité ascendante conduit à une diminution du risque de mortalité, tandis qu'une mobilité descendante mène à un accroissement du risque. Cette hypothèse n'est pas vérifiée et les résultats, peu concluants, ne sont pas présentés. La volatilité du revenu soumis à cotisation pourrait expliquer l'absence d'un tel résultat.

Tableau 4.26 : Probabilité de survie et de mortalité selon l'âge et le revenu en 1990 (comparé au revenu médian des hommes âgés de 35 à 65 ans). Hommes

	65 ans		67 ans	
	Survivants	Décédés	Survivants	Décédés
< 40%	82.0	18.1	83.2	16.8
40-50%	85.6	14.5	86.5	13.5
50-60%	86.8	13.2	89.3	10.7
60-100%	85.8	14.2	88.0	12.0
100-150%	89.2	10.8	90.9	9.2
150-200%	87.0	13.0	92.5	7.5
200+%	89.8	10.2	93.5	6.5

Source : Registre des rentes apparié avec le recensement

En outre, afin de mieux comprendre le lien entre le revenu professionnel et la mortalité, il est essentiel de tenir compte de l'activité pratiquée. En effet, de faibles revenus peuvent être versés à la fois à des personnes exposées à des risques professionnels (ouvriers non qualifiés) ou peu exposés (employés pas qualifiés). La même constatation peut être faite concernant des revenus élevés. Afin de mieux prendre en compte le parcours professionnel dans l'analyse du revenu, nous avons calculé des risques pour les différentes catégories socioprofessionnelles en tenant compte de deux groupes de revenus (inférieur au revenu médian et supérieur au revenu médian). L'analyse a été effectuée pour les hommes âgés de 63 à 67 ans en 2000 (mortalité observée entre 2000 et 2005) en considérant le revenu soumis à cotisation 1990 (donc le revenu soumis à cotisation pour les âges compris entre 53 et 57 ans).

Parmi les groupes professionnels dont l'effectif est suffisant pour obtenir des résultats significatifs, le risque de mortalité est systématiquement plus élevé pour les faibles revenus (valeur du revenu inférieure à la médiane de l'ensemble de la population active sous étude) que pour les revenus élevés (valeur supérieure à la médiane, tableau 4.27). Ainsi, pour les agriculteurs, artisans et indépendants à faibles revenus, la probabilité de décès dans les cinq ans suivant le recensement est de 7,7%, contre 5,2% en cas d'un revenu supérieur à la médiane. Pour les ingénieurs et cadres, cadres intermédiaires et employés, le différentiel de risque est de l'ordre de 1 à 2, voire de 1 à 3, en fonction du niveau du revenu. Ce différentiel est plus faible pour les travailleurs non qualifiés et les ouvriers.

Ces résultats défendent l'idée selon laquelle au sein des groupes socioprofessionnels préalablement définis, des variations de revenus peuvent modifier le risque de décès. Ces variations de revenus traduisent certainement la position dans la catégorie socioprofessionnelle (par exemple le statut d'indépendant ou celui d'employé regroupent différentes réalités). Cependant, le revenu professionnel ne joue pas un rôle fondamental en ce qui concerne les ouvriers, chez qui le risque est proche quel que soit le niveau de revenu.

On peut observer par ailleurs que des membres des catégories socioprofessionnelles élevées qui présentent un faible revenu se caractérisent par un risque élevé de décès, similaire à celui observé chez les employés : c'est le cas en particulier des ingénieurs et cadres, pour qui la probabilité de décès est supérieure à 10%. Ce résultat s'explique probablement par le fait que ce groupe est atypique et qu'il sélectionne des personnes ne pouvant pas faire fructifier leurs compétences

professionnelles. On doit cependant rappeler que le taux d'emploi (nombre d'heures par semaine) n'est pas connu, ce qui limite les possibilités d'interprétation du niveau des revenus.

Tableau 4.27 : Risque de mortalité en fonction de la catégorie socioprofessionnelle et du revenu, hommes âgés de 63 à 67 ans en 2000, décès entre 2000 et 2005, revenu soumis à cotisation et mesuré en 1990,

	Revenu	Survivants	Décédés
Agriculteurs, artisans, indépendants	Faible	92.3	7.7
	Elevé	94.8	5.2
Ingénieurs et cadres supérieurs	Faible	89.4	10.6
	Elevé	95.8	4.2
Cadres intermédiaires	Faible	91.4	8.7
	Elevé	95.8	4.2
Employés	Faible	88.9	11.1
	Elevé	96.1	3.9
Ouvriers	Faible	92.1	7.9
	Elevé	92.9	7.1
Travailleurs non qualifiés	Faible	93.8	6.2
	Elevé	95.7	4.3
non actifs	Faible	85.6	14.4
	Elevé	91.3	8.7

Source : Registre des rentes apparié avec le recensement

Synthèse

Bien qu'il soit un indicateur imparfait du revenu professionnel au cours de la vie, le revenu soumis à cotisation en 1985 et 1990 est un marqueur étroit du risque de décès entre 2000 et 2005, pour les personnes nouvellement passées à la retraite. Plus le revenu est élevé, plus faible est le risque de décès. Ceci s'observe également après prise en compte du statut socioprofessionnel, puisque pour une catégorie donnée, les revenus élevés présentent systématiquement un risque plus modéré de décès, comparé aux faibles revenus. Le lien entre revenu et décès est donc avéré, malgré les limites méthodologiques associées aux données disponibles.

4.9 Branche d'activité

Réparties en trois secteurs (primaire, secondaire et tertiaire), les personnes actives ne montrent pas des différences importantes en termes de risque de décès. Ainsi, pour les hommes de 58 ans observés entre 2000 et 2005, le risque de mortalité est compris entre 2,8% et 3,1% suivant le secteur (à titre indicatif, il est supérieur à 7% pour les hommes non attribués à une branche d'activité, principalement des personnes inactives). En 1990, les risques de décès mesurés pour la période 1990-1995 étaient de 4,8% pour les secteurs primaires et tertiaires, et de 5,3% pour le secteur secondaire. Celui-ci présente en effet un risque légèrement supérieur à celui des deux autres secteurs, car il inclut une partie des professions soumises aux forts niveaux de mortalité. Entre 1990 et 2000, les trois secteurs ont connu une évolution favorable du risque, un peu plus marquée dans le secteur secondaire (diminution de 2,2 points) que dans le secteur primaire (baisse de 1.7 point, cf. tableau 4.28). La baisse dans le secteur tertiaire a pour sa part été de 2,0 points.

Pour les femmes, aucune variation significative ne s'observe d'un secteur d'activité à l'autre. Ce résultat n'est pas surprenant, car les femmes, quel que soit le secteur d'activité, présentent une plus forte homogénéité de professions.

Tableau 4.28 : Risque de mortalité selon le secteur d'activité et le sexe, personnes âgées de 58 ans à la date du recensement

Age	Sexe	Statut	2000 (décès entre 2000 et 2005)			1990 (décès entre 1990 et 1995)			1990 (décès entre 1990 et 2000)		
			R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%	
			58	Homme	Secteur primaire	3.1	2.4	3.8	4.8	4.0	5.6
		Secteur secondaire	3.1	2.9	3.4	5.3	4.9	5.6	12.4	11.9	13.0
		Secteur tertiaire	2.8	2.6	3.0	4.8	4.5	5.1	11.1	10.6	11.5
	Femme	Secteur primaire	1.3	0.6	2.1	2.4	1.6	3.3	5.8	0.0	7.1
		Secteur secondaire	1.2	0.8	1.5	2.5	2.0	3.0	6.1	5.4	6.9
		Secteur tertiaire	1.5	1.4	1.7	2.2	1.9	2.4	5.2	4.9	5.6

Source : Swiss National Cohort

Le même tableau a été établi en considérant de manière séparée les différentes branches d'activité, selon la classification de l'Office fédéral de la statistique (Tableau 4.29). Les risques sont présentés uniquement pour les branches comptant au moins 10 décès de personnes âgées de 58 ans en 2000, décès observés entre fin 2000 et fin 2005.

Tableau 4.29 : Risque de mortalité selon la branche d'activité et le sexe, personnes âgées de 58 ans à la date du recensement

Age	Sexe	Statut	2000 (décès entre 2000 et 2005)			1990 (décès entre 1990 et 1995)			1990 (décès entre 1990 et 2000)		
			R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%	
			58	Hommes	Agriculture	3.1	2.4	3.8	4.8	4.0	5.6
		Energie	2.8	1.6	4.1	4.2	2.8	5.6	9.8	7.7	11.9
		Production alimentaire	2.8	1.7	3.9	5.2	3.8	6.6	12.4	10.3	14.5
		Production bois	2.9	1.8	4.1	4.2	2.9	5.5	11.3	9.3	13.4
		Textile et papier	3.9	2.8	5.0	4.4	3.2	5.7	12.0	10.1	14.0
		Industrie produits construction	2.7	1.9	3.5	5.0	4.0	6.0	12.1	10.6	13.5
		Transformation de métaux	2.8	2.4	3.2	4.8	4.2	5.4	11.6	10.7	12.4
		Horlogerie	3.0	1.4	4.7	2.9	1.4	4.4	8.8	6.2	11.3
		Autre production	5.3	2.6	7.9	6.7	3.3	10.1	11.4	7.1	15.7
		Construction	3.6	2.9	4.2	7.0	6.2	7.8	15.6	14.4	16.7
		Commerce de détail	2.8	2.3	3.2	5.4	4.9	6.0	12.1	11.3	13.0
		Restauration	4.0	2.9	5.2	6.8	4.9	8.6	13.9	11.4	16.4
		Transport et communication	3.2	2.5	3.8	4.5	3.9	5.1	11.5	10.5	12.5
		Banque-Assurance	2.7	2.0	3.4	3.8	3.0	4.6	10.3	9.0	11.6
		Autres services financiers	2.6	2.1	3.0	4.4	3.6	5.3	9.8	8.6	11.0
		Nettoyage et coiffure	3.0	2.1	3.9	6.9	4.0	9.7	15.1	11.1	19.2
		Enseignement et recherche	2.0	1.5	2.5	4.1	3.1	5.1	8.9	7.5	10.3
		Santé	1.5	0.9	2.2	3.6	2.5	4.8	6.7	5.1	8.3
	Femmes	Autres services (y.c. administration)	3.3	2.8	3.8	4.9	4.3	5.6	11.2	10.3	12.2
		Commerce de détail	1.5	1.2	1.9	2.3	1.9	2.7	5.7	5.1	6.3
		Restauration	1.8	1.1	2.4	2.8	1.9	3.7	6.3	5.0	7.7
		Transport et communication	2.1	1.2	3.0	1.7	0.8	2.7	5.2	3.6	6.8
		Banque-Assurance	2.4	1.5	3.2	1.7	0.9	2.4	4.7	3.5	6.0
		Autres services financiers	1.3	0.8	1.8	1.7	0.9	2.5	5.4	4.0	6.8
		Nettoyage et coiffure	1.4	0.6	2.1	1.1	0.1	2.0	2.4	0.9	4.0
		Enseignement et recherche	1.4	0.9	1.8	2.5	1.7	3.2	5.5	4.4	6.6
		Santé	1.3	0.9	1.6	2.6	1.9	3.3	4.5	3.6	5.4
		Autres services (y.c. administration)	1.6	1.2	2.0	1.7	1.3	2.2	4.8	4.0	5.5

Source : Swiss National Cohort

La mortalité est la plus élevée dans le groupe « autre production » qui comprend principalement la production d'objets en bois, ainsi que dans l'industrie du textile. Elle est la plus faible chez les hommes actifs dans le domaine de la santé et de l'enseignement. Pour les femmes, les domaines de la santé et des autres services financiers présentent les risques les plus faibles. Relevons

cependant que le nombre de groupes présentant un effectif suffisant pour une analyse est faible chez les femmes.

Afin d'accroître la taille de l'échantillon, on calcule les probabilités de décès entre 25 et 64 ans pour les personnes classées en fonction du secteur d'activité et pour les branches détaillées. Les proportions de personnes qui décèdent entre 25 et 64 ans sont similaires pour les hommes quel que soit le secteur, tandis que chez les femmes, celles actives dans le secteur primaire décèdent moins fréquemment de manière prématurée, comparativement à celles du secteur tertiaire et, plus encore, du secteur secondaire. Ce résultat contredit donc celui observé en considérant les personnes âgées de 58 ans, et suggère dès lors une protection pour les femmes du secteur primaire comparativement aux autres secteurs. Cette contradiction s'explique par les âges pris en compte (personnes de 58 ans versus personnes de 25 à 64 ans). Les résultats de chaque analyse renvoient donc à des problématiques différentes liées à l'âge, la préretraite d'une part et l'ensemble des âges actifs d'autre part.

Tableau 4.30 : Probabilité de survie et de décès (pour 100 000), entre 25 et 64 ans, selon le secteur d'activité. Hommes et femmes, en 2000.

Sexe	Statut	Personnes survivantes	Personnes décédées
Homme	Secteur primaire	88277	11723
	Secteur secondaire	88368	11633
Femme	Secteur tertiaire	88542	11458
	Secteur primaire	94396	5604
	Secteur secondaire	93534	6466
	Secteur tertiaire	93887	6113

Source : Swiss National Cohort

Le calcul de probabilités de survie et de décès entre 25 et 64 ans par branche d'activité met en évidence des différentiels relativement importants (Tableau 4.31). Le secteur de l'enseignement et de la recherche présente, devant le secteur de la santé et celui des banques et assurances, le plus faible nombre de décès entre 25 et 64 ans chez les hommes. Ces résultats rejoignent l'observation émise précédemment d'une protection des enseignants et des professionnels du secteur de la santé. Le nombre de personnes décédées est le plus élevé dans la branche de la restauration, le risque de décéder entre 25 et 64 ans étant accru de 67% par rapport au secteur de l'enseignement. Suivent la catégorie « autre production » et « nettoyage et coiffure ». On relèvera que la construction, considérée comme une branche à risques, présente un risque de mortalité intermédiaire. Cette branche inclut l'ensemble des corps de métiers de la construction, ce qui explique certainement le risque modéré (effet de moyenne entre professions à risques telles que machiniste et profession plus protégées telles qu'ingénieur en bâtiment).

Pour les femmes, on peut relever le risque élevé de celles actives dans le commerce de détail et le plus faible risque parmi celles actives dans la branche de l'enseignement et de la recherche, ainsi que de la santé. La branche d'activité confirme donc logiquement, dans leurs grandes lignes les résultats observés en fonction de la profession aussi pour les femmes. Les écarts relatifs sont également importants, de l'ordre de 65% de risques en plus pour le secteur du commerce de détail.

Tableau 4.31 : Probabilité de survie et de décès (pour 100 000), entre 25 et 64 ans, selon la branche d'activité. Hommes et femmes, en 2000.

Statut	Hommes		Femmes	
	Personnes survivantes	Personnes décédées	Personnes survivantes	Personnes décédées
Agriculture	88277	11723	94396	5604
Energie	89584	10416
Production alimentaire	88606	11394	93538	6462
Production textile	88955	11045	93885	6115
Production bois	89227	10773
Textile et papier	88383	11617	93540	6460
Industrie produits construction	88515	11485
Transformation de métaux	88644	11356
Horlogerie	88387	11613	94309	5691
Autre production	87444	12556
Construction	89008	10992
Commerce de détail	88958	11042	91483	8517
Restauration	86505	13495	93197	6803
Transport et communication	88476	11524	93290	6710
Banque-Assurance	90637	9363	93759	6241
Autres services financiers	89694	10306	93930	6070
Nettoyage et coiffure	87785	12215	94096	5904
Enseignement et recherche	91929	8071	94823	5177
Santé	91090	8910	94742	5258
Autres services	88992	11008	94398	5602

Source : Swiss National Cohort

On peut par ailleurs observer (Tableau 4.32), en mettant en relation la catégorie socioprofessionnelle et la branche d'activité, que cette dernière a un impact sur le risque, même après contrôle de la CSP. Ainsi, chez les hommes de niveau socioprofessionnel élevé, le fait de travailler dans le secteur tertiaire réduit le risque de décès comparativement à une activité dans le secondaire. Par contre, pour les employés et les travailleurs non qualifiés, le risque est plus élevé chez ceux qui exercent leur activité dans le secteur tertiaire que ceux qui sont dans le secteur secondaire. Dans les deux secteurs, les ingénieurs et cadres supérieurs présentent les niveaux de risque les plus faibles, tandis que les travailleurs non qualifiés présentent les probabilités de mortalité les plus élevées. Pour les femmes, le fait de se retrouver dans le secteur tertiaire conduit également à un risque inférieur de décès, comparativement à une activité dans le secondaire, excepté les employées et les travailleuses non qualifiées (risque identique). Ces différents résultats suggèrent donc que non seulement la position, mais également le secteur d'activité, interviennent sur le risque de mortalité.

Tableau 4.32 : Probabilité de décès (pour 100 000), entre 25 et 64 ans, selon la catégorie socioprofessionnelle et le secteur d'activité (secondaire ou tertiaire). Hommes et femmes, en 2000

		Secondaire		Tertiaire	
		Décès	Effectif	Décès	Effectif
Hommes	Dirigeants	9154	23156	8533	8718
	Professions libérales	9313	994	7672	2229
	Artisans	11167	34255	10554	8451
	Indépendants	10692	14128	10886	30533
	Ingénieurs et cadres	8190	38223	7043	23293
	Intermédiaires	9261	117108	9762	50574
	Employés	12278	38628	13658	39402
	Ouvriers	13406	109815	12449	20942
	Travailleurs non qualifiés	13174	66818	14140	23518
Femmes	Dirigeants	7789	4860	7205	3293
	Artisans	6250	1960	6911	1190
	Indépendants	6646	5869	5102	22150
	Ingénieurs et cadres	5946	5088	5434	8670
	Intermédiaires	6980	17688	6541	32030
	Employés	6115	45437	6117	93168
	Ouvriers	6981	11037	4184	6937
	Travailleurs non qualifiés	6259	34831	6219	53537

Source : Swiss National Cohort

Synthèse

Des différentiels de risques s'observent en fonction de la branche d'activité, différentiels qui sont visibles lorsque l'on considère les branches détaillées, et beaucoup moins (voire pas du tout chez les hommes), lorsque l'on prend en compte les secteurs primaire, secondaire et tertiaire. Cependant, les écarts entre branches sont moins importants que ceux observés entre professions, probablement en raison d'effets de moyenne (dans chaque branche se côtoient des personnes de statut professionnel divers). Un contrôle de la position socioprofessionnelle conduit à l'observation selon laquelle les risques sont influencés à la fois par la branche dans laquelle la profession est exercée et par la position, exprimée par la catégorie socio-professionnelle, dans celle-ci.

4.10 Formation achevée

Quatre groupes de formation ont été identifiés : les personnes n'ayant pas achevé de formation primaire (principalement des personnes scolarisées à l'étranger, un groupe minoritaire), celles ayant achevé une scolarité obligatoire et éventuellement une école de culture générale (secondaire I), celles ayant une formation professionnelle (secondaire II), et celles présentant un diplôme universitaire ou assimilé (tertiaire).

Les risques de mortalité au cours des cinq années suivant le recensement, calculés en fonction du niveau de formation achevée, sont présentés au tableau 4.33 pour les trois âges considérés (58, 65

et 67 ans). On identifie également, dans le tableau, les valeurs s'écartant du niveau secondaire II. Un gradient relativement clair s'observe dans le risque de mortalité entre les personnes présentant un faible niveau de formation, à risques élevés, et personnes présentant un niveau de formation tertiaire, à risques faibles comparativement au niveau secondaire II. Ce gradient est mieux marqué pour les hommes que pour les femmes, chez qui le niveau secondaire II représente un niveau de risque assez proche du niveau tertiaire (tableau 4.33).

Tableau 4.33 : Risque de mortalité selon le niveau de formation et le sexe, personnes âgées de 58, 65 et 67 ans à la date du recensement

Age	Sexe	Statut	2000 (décès entre 2000 et 2005)			1990 (décès entre 1990 et 1995)			1990 (décès entre 1990 et 1999)		
			R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%	
58	Homme	Sans formation	6.0	4.6	7.4	10.6	7.7	13.5	20.2	16.4	24.0
		Secondaire I	4.9	4.4	5.4	7.6	7.0	8.2	16.2	15.4	17.0
		Secondaire II	4.0	3.7	4.3	5.5	5.2	5.8	12.4	11.9	12.9
		Tertiaire	2.8	2.5	3.1	4.2	3.7	4.7	9.2	8.5	9.9
	Femme	Sans formation	2.9	2.1	3.7	3.9	2.3	5.5	9.2	6.7	11.7
		Secondaire I	2.3	2.1	2.5	2.8	2.6	3.0	6.5	6.1	6.9
		Secondaire II	2.1	1.9	2.3	2.3	2.1	2.5	5.6	5.2	6.0
		Tertiaire	1.7	1.3	2.1	2.3	1.6	3.0	4.9	3.9	5.9
65	Homme	Sans formation	9.0	7.2	10.8	13.7	9.4	18.0	31.1	25.3	36.9
		Secondaire I	9.4	8.7	10.1	13.9	13.2	14.6	28.1	27.1	29.1
		Secondaire II	7.7	7.3	8.1	10.7	10.2	11.2	23.7	23.0	24.4
		Tertiaire	5.3	4.8	5.8	8.9	8.1	9.7	18.6	17.5	19.7
	Femme	Sans formation	4.7	3.6	5.8	7.6	5.0	10.2	14.9	11.4	18.4
		Secondaire I	4.0	3.7	4.3	5.8	5.5	6.1	13.4	12.9	13.9
		Secondaire II	3.5	3.2	3.8	4.6	4.2	5.0	10.9	10.3	11.5
		Tertiaire	3.6	2.8	4.4	3.8	2.8	4.8	9.8	8.3	11.3
67	Homme	Sans formation	11.1	9.0	13.2	17.9	12.9	22.9	38.0	31.7	44.3
		Secondaire I	11.5	10.7	12.3	15.2	14.4	16.0	32.9	31.9	33.9
		Secondaire II	9.0	8.5	9.5	13.0	12.4	13.6	28.4	27.6	29.2
		Tertiaire	7.1	6.5	7.7	10.8	9.9	11.7	24.1	22.9	25.3
	Femme	Sans formation	5.1	4.0	6.2	7.5	4.9	10.1	20.0	16.1	23.9
		Secondaire I	5.2	4.8	5.6	7.1	6.7	7.5	16.5	16.0	17.0
		Secondaire II	4.5	4.1	4.9	5.5	5.1	5.9	13.6	13.0	14.2
		Tertiaire	4.0	3.1	4.9	6.1	4.8	7.4	12.9	11.1	14.7

Source : Swiss National Cohort. En rouge figurent les risques significativement plus élevés que ceux du niveau de formation secondaire II, en bleu les risques significativement plus faibles.

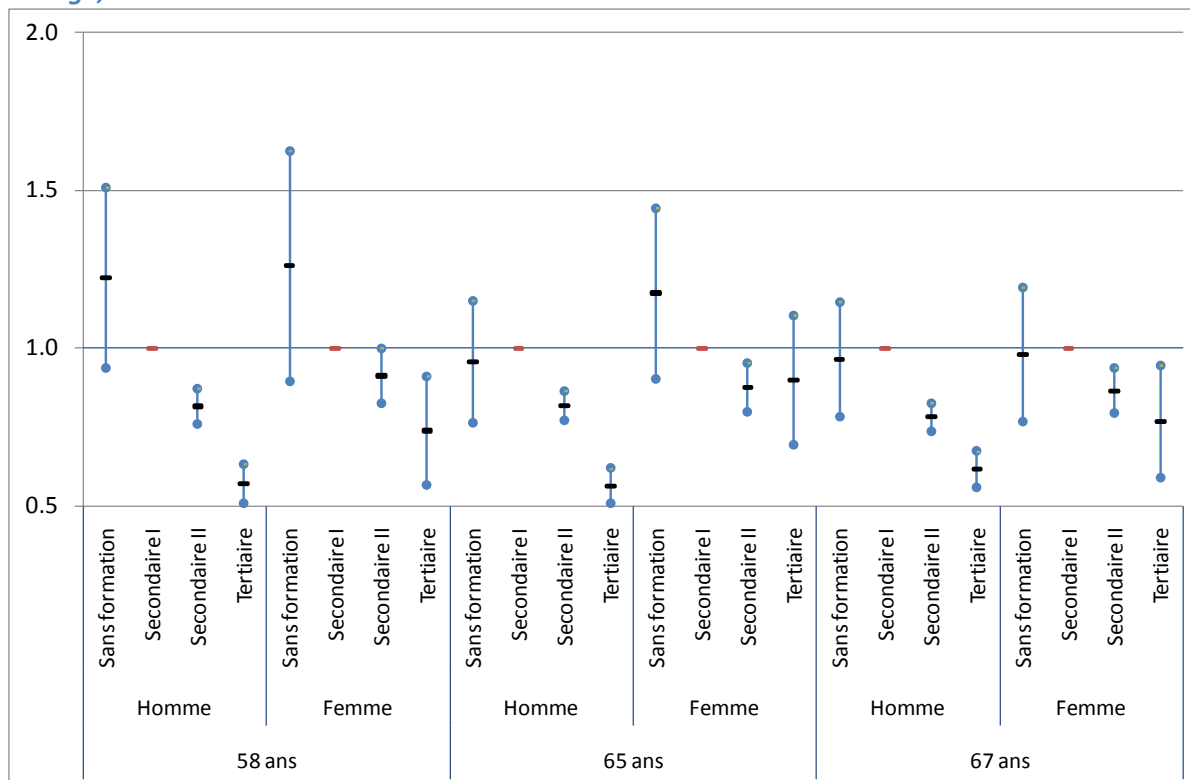
Les risques relatifs présentés au graphique 4.3 rendent plus lisible l'observation des écarts entre catégories. Pour des raisons de représentation graphique, on a considéré dans ce graphique le niveau de formation secondaire I comme étant celui de référence. On observe que le niveau de formation tertiaire provoque, principalement chez les hommes, un effet de protection (risque diminué de 40% par rapport aux hommes de niveau secondaire I). Pour les femmes, la diminution du risque est de l'ordre de 20%. On peut supposer que le risque de la femme, dans les âges qui nous intéressent, est influencé par la formation de l'homme, principal pourvoyeur des ressources économiques, autant que par sa propre formation.

Le fait de ne pas avoir achevé une formation conduit à un accroissement du risque qui n'est pas significatif entre 2000 et 2005, mais qui l'était dans les années 1990 chez les hommes âgés de 58 ans à la date du recensement. Nous pouvons par ailleurs observer au graphique 4.3 que les

différentiels de risques sont plus importants à 58 ans qu'à 65 ou 67 ans. Cela s'explique par le fait que dans les années suivant le 58^e anniversaire, le risque est plus étroitement influencé par des facteurs liés aux ressources humaines individuelles que dans les années qui suivent le 67^e anniversaire, où l'effet d'âge joue un rôle plus important.

Les résultats obtenus sont en accord avec la littérature internationale (par ex. Christenson et Johnson, 1995 ; Hummer et al., 1998 ; Lleras-Muney, 2005).

Graphique 4.3 : Risque relatif de mortalité (Secondaire I = 1) selon le niveau de formation, le sexe, et l'âge, entre 2000 et 2005



Source : Swiss National Cohort

Note de lecture : le graphique présente la valeur des odds ratios (estimation du risque relatif) ainsi que l'intervalle de confiance à 95%. Les catégories de référence (niveau secondaire 1, O.R. = 1) sont indiquées par un trait rouge. Les catégories qui ne chevauchent pas la valeur de référence s'écartent significativement de celle-ci.

En vue de préciser les différentiels de risques en fonction du niveau de formation, le tableau 4.34 présente la probabilité de survie et de décès entre 25 et 64 ans. Pour les hommes, le risque est plus que le double pour ceux n'ayant pas achevé de formation comparativement à ceux présentant un niveau de formation tertiaire, puisque dans un cas on compte 20,3% de personnes décédées entre 25 et 64 ans, et dans l'autre cas 9,7% (soit un rapport de risque de 2,1). Pour les femmes, les écarts sont aussi très importants, puisque le risque de décès passe de 10,9% à 6,8%, soit un rapport de 1,6. Le niveau de formation présente dès lors des niveaux de disparités importantes entre catégories, ceci même si le nombre de catégories retenues est faible. Cette sensibilité par rapport au risque de décès suggère que le niveau de formation, acquis vers 20 ans en moyenne, influence le statut relatif à la santé durant toute la vie.

Les différentiels dans les probabilités de décès entre 25 et 64 ans selon la formation sont restés stables entre 1990 et 2000. Ils ont légèrement diminué pour les femmes (rapport de 1,6 en 1990 entre le risque le plus élevé et le risque le plus faible), mais augmenté chez les hommes (rapport de 1,9 en 1990, cf. également chapitre 6).

Tableau 4.34 : Probabilité de survie et de décès (pour 100 000), entre 25 et 64 ans, selon le niveau de formation achevé. Hommes et femmes, en 2000 et 1990.

		2000		1990	
		Survivants	Décédés	Survivants	Décédés
Homme	Sans formation	79637	20363	70671	29329
	Secondaire I	81276	18724	73342	26658
	Secondaire II	85011	14989	79426	20574
	Tertiaire	90290	9710	84909	15091
Femme	Sans formation	89101	10899	85678	14322
	Secondaire I	90517	9483	88398	11602
	Secondaire II	92483	7517	90308	9692
	Tertiaire	93206	6794	91184	8816

Source : Swiss National Cohort

L'analyse des causes de décès fournit quelques informations complémentaires sur les facteurs intervenant sur les différences de niveau de mortalité selon le niveau de formation. Selon le tableau 4.35, chez les hommes, la relation inverse entre niveau de formation et risque s'observe pour tous les groupes de causes excepté les morts violentes. Ainsi, plus le niveau de formation augmente, plus faible est le risque de mortalité pour les cancers du poumon, les autres cancers et les maladies de l'appareil circulatoire. C'est surtout à partir de la formation secondaire II que la baisse du risque de décès pour les causes mentionnées s'observe, les écarts entre niveau de formation secondaire I et sans formation achevée sont faibles.

Pour le groupe des morts violentes, les hommes de niveau de formation tertiaire présentent un risque diminué comparativement aux autres groupes. Par contre, le secondaire II, le secondaire I et l'absence de formation sont trois groupes présentant approximativement les mêmes niveaux de risques.

On remarquera par ailleurs que les différentiels sont les plus importants pour les cancers du poumon (risques évoluant sur une échelle allant de 1 à 3 en fonction du niveau de formation), et en second lieu pour les maladies de l'appareil circulatoire (de 1 à 2). Pour les autres cancers et les morts violentes, les différentiels sont moins importants. Ainsi, ce sont les causes sur lesquelles il est possible d'agir par une réduction de la consommation tabagique et le contrôle des facteurs de risques identifiés (cholestérol, diabète, hypertension, etc.) qui présentent le différentiel le plus important. Ce résultat confirme ce qui avait été observé plus haut en ce qui concerne les catégories socioprofessionnelles, lesquelles sont fortement corrélées avec le niveau de formation.

Parmi les causes de décès identifiées chez les femmes, les niveaux de risques se réduisent avec l'accroissement de la formation pour l'ensemble des causes, excepté le cancer du sein : cette cause de décès présente le même niveau quelle que soit la formation achevée, ce qui s'explique par le fait que le cancer du sein dépend de facteurs étiologiques (héréditaires ou comportementaux) non ou très peu influencés par le niveau de formation. Ce résultat contredit celui observé à partir de la catégorie socioprofessionnelle, mais conforte l'observation de Valkonen et al. (2004) selon laquelle le cancer du sein n'est pas associé à des facteurs socioéconomiques.

Tableau 4.35 : Taux de mortalité standardisés annuels pour 100 000 pour la population de 25 à 64 ans selon le sexe, entre 2000 et 2005.

	Cancers du poumon	Cancers du sein	Autres cancers	Maladies de l'appareil circulatoire	Morts violentes	Autres causes	Total des décès
Hommes							
Sans formation achevée	106.0	...	210.5	205.5	79.1	262.6	863.6
Formation secondaire I	96.2	...	206.7	192.8	84.4	215.4	795.6
Formation secondaire II	73.2	...	185.2	152.3	74.9	143.8	629.4
Formation tertiaire	37.7	...	140.1	103.4	53.2	91.2	425.6
Femmes							
Sans formation achevée	29.2	38.2	103.9	83.6	39.7	129.7	424.2
Formation secondaire I	31.0	41.4	110.5	68.8	34.0	94.1	379.7
Formation secondaire II	25.5	39.8	100.1	44.7	28.4	66.2	304.7
Formation tertiaire	20.5	42.7	92.7	30.1	29.0	58.3	273.3

Source : Swiss National Cohort

Synthèse

Bien que le niveau de formation ait été codé ici en seulement quatre catégories (en ajoutant la catégorie des personnes n'ayant pas achevé de formation primaire aux catégories traditionnelles de formation secondaire I, secondaire II et tertiaire), les différentiels de risque apparaissent clairement, avec une probabilité de décès qui diminue à mesure où le niveau de formation s'accroît. Pratiquement l'ensemble des causes de décès contribuent aux différentiels : font exception les morts violentes chez les hommes et le cancer du sein chez les femmes.

4.11 Origine

La nationalité peut être utilisée pour mesurer des variations de risque en fonction de l'appartenance à une culture différente. L'analyse de la mortalité par nationalité conduit cependant à des résultats généralement difficiles à commenter, en raison des nombreux facteurs entachant le niveau de risque des étrangers. En particulier, ceux-ci peuvent modifier leur comportement de migration en fonction de leur état de santé et décider, par exemple, de rentrer au pays en cas de maladie grave (*Unhealthy Emigrant Effect*). En outre, on sait que les migrants arrivés en Suisse au cours de leur vie sont « sélectionnés » parmi les personnes en bonne santé, la migration étant parfois freinée par un mauvais état de santé (*Healthy Immigrant Effect*). Il résulte alors souvent des risques plus faibles pour les migrants que pour les natifs, et c'est effectivement le cas en Suisse pour les femmes âgées de 58 et 65 ans en 2000 (Tableau 4.36). Le risque est par contre plus élevé pour les migrants en 1990, pour les hommes et les femmes âgés de 58 ans uniquement. Pour le reste, les écarts entre Suisses et étrangers ne sont pas significatifs.

Des résultats proches, sinon identiques sont observés lorsque l'on considère le lieu de domicile de la mère à la naissance (lieu de naissance), un autre indicateur du statut migratoire (Tableau 4.37). Rares sont les proportions de décès observées chez les personnes nées à l'étranger s'écartant significativement des valeurs observées chez les Suisses : seul un écart légèrement significatif s'observe pour les hommes âgés de 67 ans nés à l'étranger (risque inférieur à celui des hommes du

même âge nés en Suisse). Les hommes et femmes n'ayant pas déclaré leur lieu de naissance au recensement 2000 présentent pour leur part un risque significativement plus élevé, mais ce résultat est difficile à interpréter, la non-réponse étant mal documentée au recensement.

Tableau 4.36 : Probabilité de décès en fonction de la nationalité, du sexe et de l'âge.

Age	Sexe	Statut									
			2000 (décès entre 2000 et 2005)			1990 (décès entre 1990 et 1995)			1990 (décès entre 1991 et 1999)		
			R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%	
58	Homme	Suisses	4.0	3.8	4.2	5.7	5.5	6.0	12.7	12.4	13.0
		Etrangers	4.0	3.6	4.4	6.5	5.8	7.1	13.9	13.1	14.8
	Femme	Suisses	2.3	2.1	2.4	2.5	2.4	2.7	6.1	5.9	6.3
		Etrangers	1.9	1.5	2.2	3.1	2.6	3.6	6.3	5.6	7.0
65	Homme	Suisses	8.0	7.7	8.2	11.5	11.1	11.8	24.3	23.9	24.8
		Etrangers	7.8	7.2	8.5	11.3	10.2	12.5	24.0	22.4	25.6
	Femme	Suisses	4.1	3.9	4.2	5.3	5.1	5.5	12.3	12.0	12.6
		Etrangers	3.1	2.6	3.6	5.6	4.7	6.5	13.2	11.9	14.5
67	Homme	Suisses	9.9	9.5	10.2	13.4	13.1	13.8	29.4	28.9	29.9
		Etrangers	9.1	8.3	9.9	13.3	11.9	14.6	27.8	26.0	29.6
	Femme	Suisses	5.0	4.8	5.2	6.5	6.3	6.7	15.4	15.1	15.7
		Etrangers	4.8	4.1	5.4	6.3	5.3	7.3	16.0	14.4	17.5

Source : Swiss National Cohort. Les risques significativement plus élevés que ceux des Suisses sont signalés en rouge. Ceux significativement plus faibles sont signalés en bleu.

Tableau 4.37 : Probabilité de décès en fonction du lieu de naissance (lieu de domicile de la mère au moment de la naissance), du sexe et de l'âge.

Age	Sexe	Lieu de naissance									
			2000			1990			1990 (10 ans)		
			R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%		R.R.	I.C. 95%	
58	Homme	En Suisse	4.0	3.8	4.2	5.8	5.6	6.1	12.9	12.5	13.2
		A l'étranger	3.7	3.4	4.0	5.9	5.4	6.4	13.0	12.3	13.7
		Inconnu	5.8	4.8	6.7	5.7	3.6	7.9	12.1	9.0	15.2
	Femme	En Suisse	2.2	2.1	2.4	2.5	2.4	2.7	6.2	5.9	6.4
		A l'étranger	2.0	1.7	2.2	2.7	2.4	3.0	6.0	5.5	6.4
		Inconnu	3.2	2.5	3.9	2.0	0.8	3.3	7.0	4.7	9.3
65	Homme	En Suisse	7.8	7.5	8.1	11.5	11.2	11.9	24.5	24.0	24.9
		A l'étranger	7.5	6.9	8.0	11.2	10.3	12.1	23.5	22.2	24.7
		Inconnu	12.1	10.6	13.5	11.4	8.1	14.7	23.1	18.8	27.5
	Femme	En Suisse	4.0	3.8	4.2	5.4	5.2	5.6	12.4	12.0	12.7
		A l'étranger	3.5	3.2	3.8	5.0	4.6	5.5	12.4	11.7	13.1
		Inconnu	6.0	5.1	6.9	6.0	4.0	8.0	11.2	8.5	13.8
67	Homme	En Suisse	9.8	9.4	10.1	13.5	13.1	13.9	29.5	29.0	30.0
		A l'étranger	8.7	8.0	9.3	12.6	11.5	13.6	27.8	26.4	29.2
		Inconnu	13.4	11.9	14.8	14.3	10.8	17.8	30.4	25.8	35.0
	Femme	En Suisse	4.8	4.6	5.1	6.4	6.1	6.6	15.3	14.9	15.7
		A l'étranger	4.9	4.5	5.3	7.0	6.4	7.5	16.1	15.3	17.0
		Inconnu	6.7	5.8	7.5	6.6	4.5	8.7	15.0	12.0	18.0

Source : Swiss National Cohort

Les risques significativement plus élevés que ceux des natifs sont signalés en rouge. Ceux significativement plus faibles sont signalés en bleu.

Synthèse

Les caractéristiques socioculturelles jouent évidemment un rôle sur le risque de décès, de par les comportements qui leur sont associés. Cependant, on n'observe pas de variation importante du risque en fonction de la nationalité – suisse ou étrangère – ou du lieu de naissance, en raison des effets de sélection accompagnant ces variables.

5. Modélisation du risque de décès

Afin de valider le rôle de la profession, du statut socioprofessionnel ou du statut d'activité sur le risque de décès, il importe de prendre en compte d'autres facteurs pouvant avoir un rôle de confusion. En effet, une différence de risque entre les personnes disposant d'un niveau de formation de type secondaire I et celles de formation tertiaire, par exemple, peut être déterminée par les comportements et l'exposition professionnelle ou dans la vie de chaque groupe. Mais elle peut aussi être imputable, dans une certaine mesure, à la composition sociale de la population, à l'entourage familial et à bien d'autres facteurs. Pour déterminer le rôle ou effet « net » de la variable qui nous intéresse, le recours à une modélisation est utile. Cependant, il importe d'être conscient que certains des facteurs pouvant jouer un rôle (dits facteurs de confusion) ne sont pas connus ou pas mesurables. C'est le cas par exemple des ressources de santé, de la résilience par rapport à des événements négatifs, de la résistance par rapport à des maladies ou encore de la pénibilité de la vie et d'expériences traumatisantes, qui sont autant de facteurs intervenant également sur le risque de décès.

Idéalement, il conviendrait de prendre en compte l'ensemble de ces facteurs pour vérifier le rôle exact du statut socioprofessionnel. Dans la réalité, on est contraint de tester le rôle du statut socioprofessionnel après avoir tenu compte, par des « proxys », des facteurs directement associés à la mortalité. Ces indicateurs approximatifs sont les suivants :

- L'âge représente un marqueur du risque d'être atteint d'une maladie ; la relation entre l'âge et le risque n'étant pas linéaire, on a considéré différentes catégories d'âge plutôt que de l'intégrer comme une variable continue dans le modèle ;
- L'état civil et le type de ménage représentent des proxys du réseau familial, mais aussi social, qui joue aussi un rôle sur la mortalité ;
- Le niveau de formation fournit une information sur les ressources individuelles disponibles pour faire face à une maladie, lorsque celle-ci se déclare ;
- Le lieu de naissance et la nationalité constituent pour leur part un indicateur de l'appartenance culturelle et du statut migratoire, d'autres variables considérés comme jouant un rôle sur la mortalité.

Les tableaux présentés ici indiquent le odds ratio (estimation du risque relatif) pour chaque modalité d'un indicateur socioprofessionnel (par exemple la catégorie socioprofessionnelle) avant et après contrôle des facteurs dits de confusion, mentionnés ci-dessus.

Des graphiques résument l'information principale pour 2000, et dans le texte, seuls les résultats significatifs sont commentés. Les modèles pour 1990 ne sont pas présentés graphiquement, mais les résultats qui s'écartent de 2000 sont signalés dans le texte. Les régressions logistiques ont été effectuées pour les hommes et les femmes âgés de 50 à 64 ans (61 ans pour les femmes). La prise en compte de 15 générations (11 pour les femmes) en fin de vie active facilite l'interprétation des résultats, car les effectifs sont suffisamment élevés.

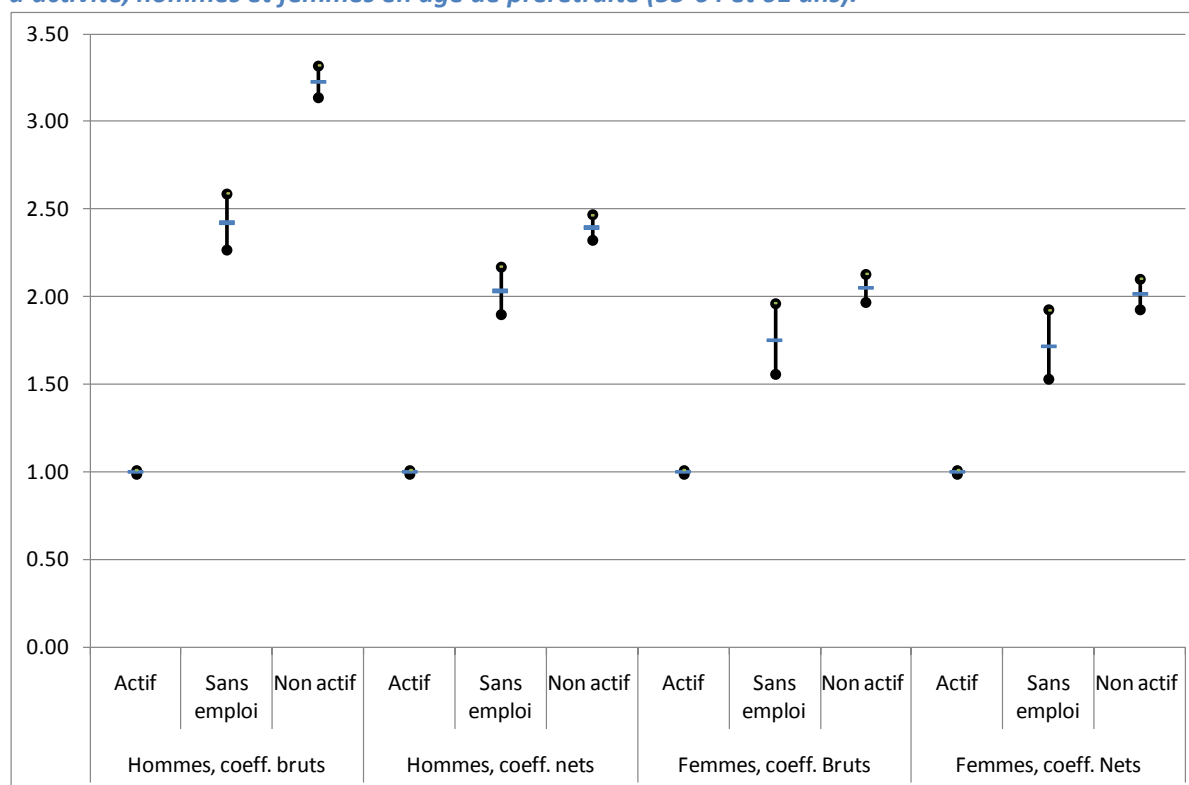
5.1 Statut d'activité

Selon le graphique 5.1, un accroissement significatif des risques de mortalité caractérise les hommes et femmes qui ne sont pas dans le statut d'actifs occupés (catégorie de référence sur le graphique). Ainsi, les odds ratios après prise en compte des facteurs de confusion suggèrent que,

toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de décès est multipliée par 2,0 pour les hommes sans emploi, comparativement à ceux exerçant une activité à la date du recensement. Le risque relatif (O.R.) est de 1,7 pour les femmes sans emploi. Le risque est encore plus important pour les hommes et femmes non actifs comparativement aux actifs occupés.

Alors que le statut d'inactivité est logiquement associé au risque de décès (principalement parce que l'on retrouve parmi les non actifs aux âges précédant la retraite des personnes invalides ou dans l'incapacité de travailler), le fait que les sans-emploi présentent un risque accru est un phénomène a priori méconnu en Suisse (mais observé dans d'autres pays comme la Suède par Lundin et al., 2009). Ce phénomène concerne autant les hommes que les femmes, et est plus prononcé en 2000 qu'en 1990 (en 1990 la valeur de l'odds ratio était de 1,6 pour les hommes et de 1,5 pour les femmes). En 1990, le chômage était peu fréquent en Suisse, et encore moins fréquent parmi les personnes âgées de 50 ans et plus. Il reflétait souvent un phénomène temporaire, qui avait certainement un moindre impact sur la santé. En 2000, le chômage est souvent de plus longue durée et il marque parfois le retrait définitif du marché du travail, avec des conséquences à plus long terme pouvant péjorer l'état de santé, d'où un accroissement du risque.

Graphique 5.1 : O.R. non ajusté et ajusté de mortalité entre 2000 et 2005 selon le statut d'activité, hommes et femmes en âge de préretraite (55-64 et 61 ans).



Source : Swiss National Cohort

Note de lecture. Les valeurs des odds ratios (trait horizontal bleu) et les intervalles de confiance à 95% (trait vertical noir) sont représentés dans le graphique pour les catégories de comparaison (sans emploi, non actif) et la valeur de référence (actif, O.R. = 1). Pour les hommes non actifs, le coefficient brut (O.R.) est de 3,23 et le risque est significativement différent de celui des actifs (intervalle de confiance compris entre 3,14 et 3,32). Les coefficients bruts sont obtenus avant contrôle de l'âge exact, du lieu de naissance, de l'état civil, du type de ménage et du niveau de formation. Les coefficients nets sont obtenus après contrôle de ces variables.

Notons que le recensement repose sur une auto-évaluation du statut de chômeur ou à la recherche d'un emploi (sans être pour autant inscrite au chômage). Pour cette raison, il est

envisageable que parmi les personnes se déclarant sans emploi figurent certaines ayant été exclues du marché du travail pour des raisons de santé, mais qui désirent y retourner. Quoiqu'il en soit, l'accroissement du risque de mortalité est difficile à expliquer sans information sur la durée de chômage et les caractéristiques de santé des individus concernés.

On peut remarquer par ailleurs que la prise en compte des facteurs de confusion dans le modèle réduit les écarts entre les risques chez les hommes, mais ne modifie pas les résultats chez les femmes.

5.2 Catégorie socioprofessionnelle

Les odds ratios des hommes et des femmes en âge de préretraite répartis selon la catégorie socioprofessionnelle, calculés avant et après contrôle par les variables de confusion, sont présentés au graphique 5.2. Le statut d'« employé » représente arbitrairement la catégorie de référence (OR = 1). On s'aperçoit que l'introduction dans le modèle de régression logistique d'informations sur l'âge, le statut familial, l'origine et le niveau de formation ne modifie pas les résultats obtenus (les parties gauche et droite des graphiques étant similaires), suggérant ainsi que les catégories socioprofessionnelles sont à elles-seules des indicateurs du niveau de risque. Cela s'explique en partie par le fait que le statut socioprofessionnel est construit à partir de trois variables, dont l'une est le niveau de formation : le statut socioprofessionnel « contrôle » donc déjà partiellement le niveau de formation. Quant aux autres facteurs de confusion, tels le statut matrimonial et le type de ménage, leur rôle est important sur le risque de décès, mais n'interfère pas avec la catégorie socioprofessionnelle.

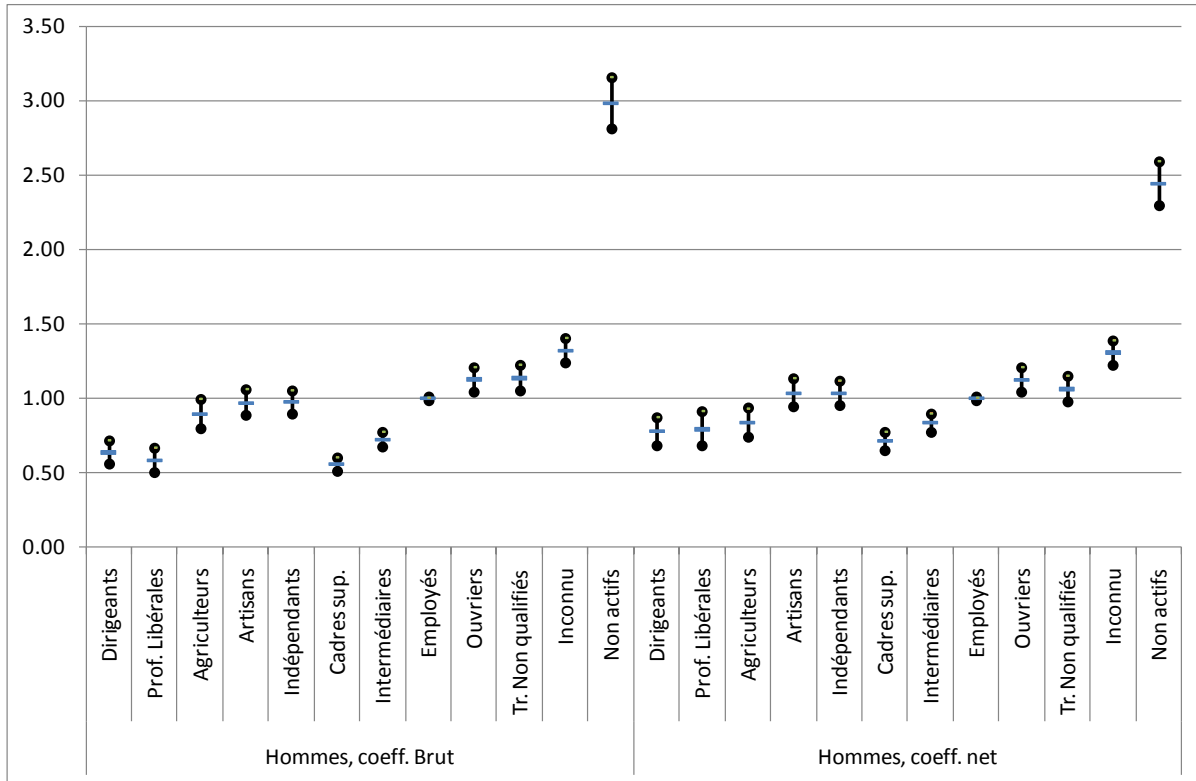
On commente les O.R. nets en relevant en premier lieu que les hommes étant plus fréquemment actifs que les femmes, et répartis d'une manière plus équilibrée dans les classes professionnelles, les intervalles de confiance sont plus faibles que pour les femmes. Ce résultat, qui a déjà été évoqué au chapitre 4, interroge sur les difficultés à mesurer la catégorie socioprofessionnelle de la femme.

Chez les hommes, quatre groupes (dirigeants, professions libérales, cadres supérieurs et cadres intermédiaires) présentent des risques significativement plus faibles que les employés. Pour les femmes, aucun groupe n'est dans cette situation : les dirigeantes et femmes actives dans une profession libérale présentent même un risque plus élevé (mais non significativement différent des employées). Les femmes cadres supérieurs et intermédiaires montrent un risque plus faible, mais non significatif non plus. Le risque important des dirigeantes avait déjà été mis en évidence au chapitre 4.

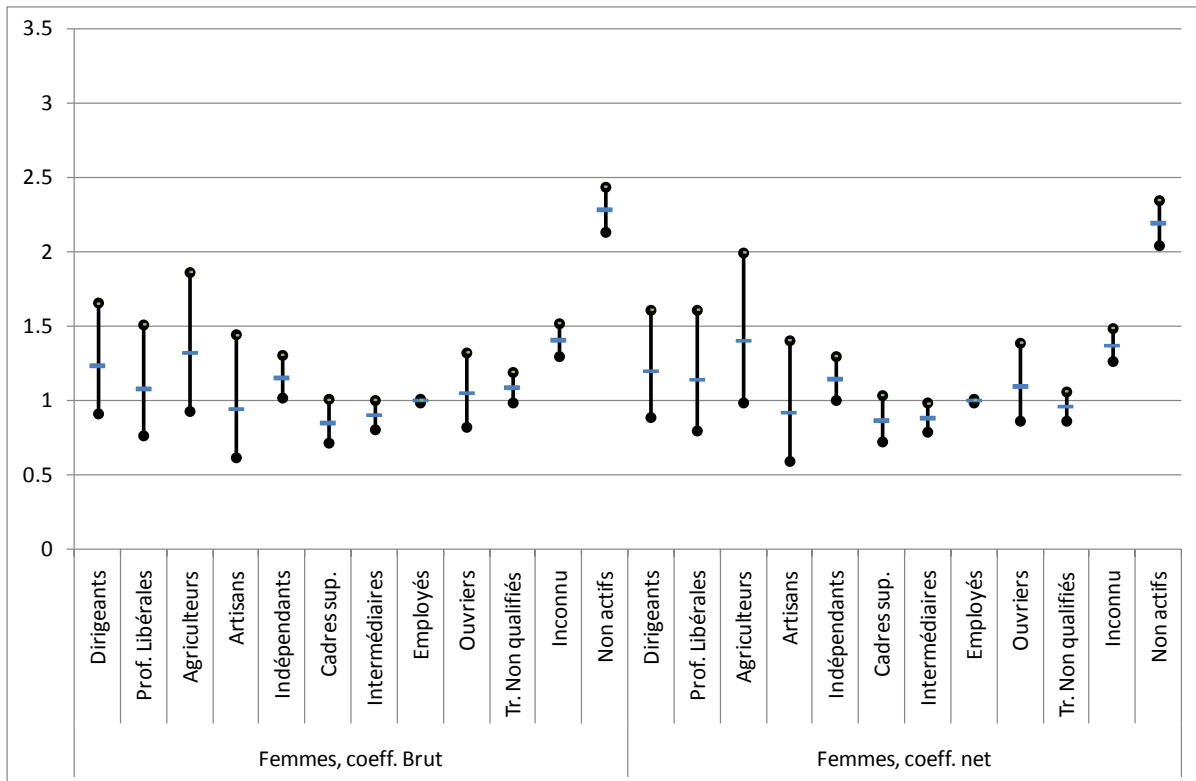
Seuls les ouvriers chez les hommes présentent un risque significativement plus élevé que la catégorie de référence, après contrôle des variables de confusion. Le risque est également plus élevé pour les travailleurs non qualifiés, mais la prise en compte des variables de confusion enlève la signification de ce résultat : l'origine (lieu de naissance) capte en effet la différence de risques par rapport aux employés.

Graphique 5.2 : Odds ratios non ajustés et ajustés de mortalité entre 2000 et 2005, selon la catégorie socioprofessionnelle, le sexe et l'âge

Hommes 50-64 ans



Femmes 50-61 ans



Source : Swiss National Cohort

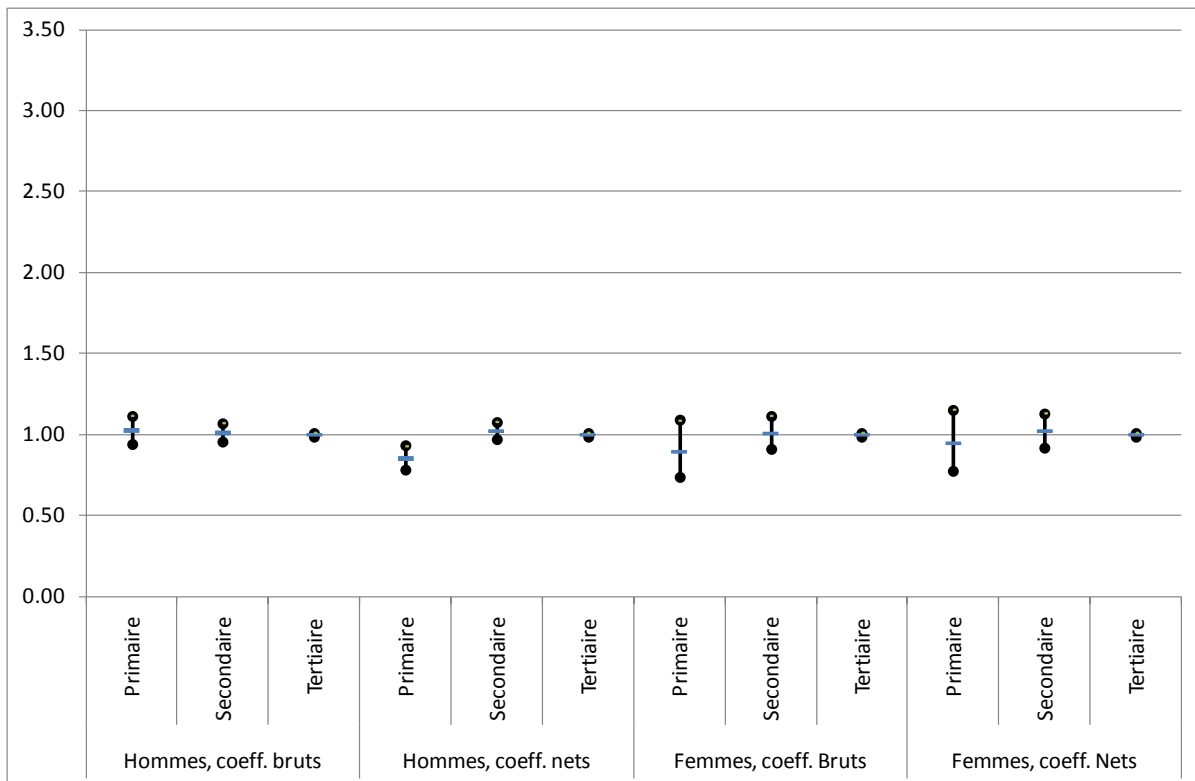
Les femmes agricultrices présentent pour leur part un odds ratio relativement élevé, de 1,4, qui même s'il n'est pas significatif mérite un commentaire. Il confirme en premier lieu le résultat observé précédemment à partir des risques de décès entre 25 et 64 ans. Il fait référence, on l'a vu, à une surmortalité par cancer du sein chez ces femmes. En outre, cette augmentation du risque n'était pas visible en 1990 (O.R. de 1,1), ce qui pourrait être le signe d'une péjoration de la situation sanitaire des femmes agricultrices.

Les rapports de risques calculés sur la population classée selon la catégorie socioprofessionnelle suggèrent, comparativement à d'autres pays, que les écarts de mortalité entre groupes sont plutôt modérés, si l'on fait abstraction des personnes non actives. Il est probable que la faible homogénéité de la catégorie socioprofessionnelle, comme marqueur du risque, soit responsable de cette situation. Les catégories définies tendent en effet à regrouper des individus à risques élevés et d'autres à faibles risques.

5.3 Secteur d'activité

Les mêmes modèles de régression logistique ont été effectués pour les secteurs d'activité (primaire, secondaire et tertiaire). Pour les personnes actives incluses dans le recensement 2000 (décès survenant entre 2000 et 2005), et après contrôle des facteurs de confusion, seule une baisse de 15% du risque chez les hommes âgés de 50 à 64 ans caractérisant le secteur primaire (comparativement au secteur tertiaire) est significative (Graphique 5.3). En 1990, les hommes du même âge, actifs dans le secteur tertiaire, présentaient un risque significativement plus faible (de 22%) de décéder, tandis que les femmes de 50 à 61 ans actives dans le secteur primaire présentaient une diminution du risque de 14%, également significative. Les modèles confirment ainsi que le secteur d'activité n'est pas un facteur différenciant les risques de décès en Suisse.

Graphique 5.3 : Odds ratios non ajustés et ajustés de mortalité entre 2000 et 2005, selon le secteur d'activité, le sexe et l'âge

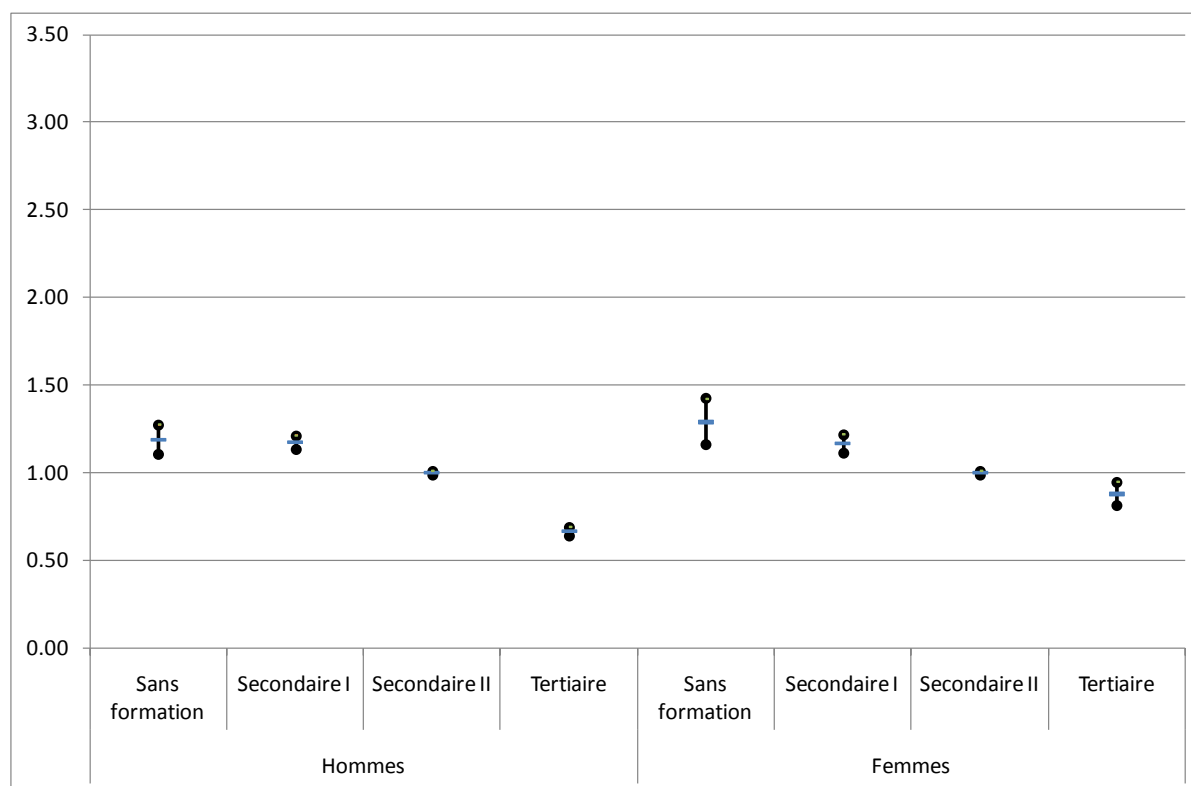


Source : Swiss National Cohort

5.4 Niveau de formation

Comme indiqué plus haut, le niveau de formation a été considéré dans les modèles comme un facteur de confusion. Les résultats des modèles ajustés des variables de confusion fournissent les odds ratios pour chaque niveau de formation, comparativement à la valeur de référence (niveau secondaire II). Ces odds ratios sont présentés dans le graphique 5.4, qui met en évidence le rôle significatif de cette variable sur le risque de décès. Tant chez les hommes que chez les femmes, les écarts entre chaque niveau de formation sont significatifs, et la relation est inversement linéaire entre niveau de formation et risque de mortalité. Les rapports de risques ajustés ne s'écartent pas fondamentalement de l'unité (ils varient chez les hommes entre 0,7 et 1,2, et chez les femmes entre 0,9 et 1,3. Cependant, la significativité des écarts indique clairement que le niveau de formation joue un rôle important sur la mortalité autant chez les hommes que chez les femmes.

Graphique 5.4 : Odds ratios ajustés de mortalité entre 2000 et 2005, selon le niveau de formation achevé, le sexe et l'âge



Source : Swiss National Cohort

Synthèse

Les analyses par modélisation logistique portant sur les personnes âgées de 50 à 64 ans pour les hommes, et de 50 à 61 ans pour les femmes, confirment les résultats présentés au chapitre 4. L'activité professionnelle conduit à un risque diminué par rapport à l'absence d'activité ou au fait d'être sans emploi, la catégorie socioprofessionnelle montre quelques différences significatives en particulier chez les hommes, tandis que le secteur d'activité n'intervient pas sur le risque de mortalité (ensemble des causes de décès). Enfin, le niveau de formation achevée est un marqueur important du niveau de risque, lequel diminue lorsque la formation augmente.

6. Mortalité différentielle et ses conséquences pour les politiques sociales

Afin de faire un lien entre les différentiels de mortalité mis en évidence aux chapitres 4 et 5 et les politiques sociales, on effectue dans ce chapitre une estimation des valeurs que devraient prendre les âges ordinaires de départ à la retraite sous l'hypothèse de différentes contraintes d'équité entre groupes formant la population.

Dans une première section, on introduit quelques éléments relatifs à la flexibilisation des âges à la retraite, avant de décrire, dans la section 6.2, les hypothèses utilisées. La section 6.3 présente les résultats des scénarii proposés, tandis que la section 6.4 synthétise et discute les résultats obtenus. L'exercice effectué dans ce chapitre est purement théorique et ne représente en aucun cas des recommandations pour les politiques sociales. Les hypothèses utilisées sont en outre simplifiées, comparativement à la complexité des critères économiques, sociaux, démographiques et financiers intervenant dans l'établissement des âges ordinaires de départ à la retraite. L'objectif de l'approche adoptée ici est de chiffrer les conséquences de la prise en compte des différentiels de mortalité entre groupes sur l'âge de départ à la retraite, sous hypothèse que cet âge pouvait être flexibilisé en vue de réduire les inégalités observées dans la durée d'activité et de retraite.

Il convient aussi de relever que le principe de flexibilisation de l'âge à la retraite existe déjà de par l'anticipation et l'ajournement de la rente, qui sont possibles sous certaines conditions. La « flexibilisation » proposée ici est d'une autre nature, puisqu'elle repose sur l'établissement d'un âge ordinaire de départ à la retraite qui serait variable en fonction de l'appartenance à un groupe.

6.1 Flexibilisation des âges à la retraite en fonction de la mortalité différentielle

6.1.1 Introduction

Les assurances sociales (1^{er} pilier) reposent sur le principe d'universalité (tous les cotisants ont droit à une rente lorsqu'ils remplissent les conditions d'octroi) et d'équité (les rentes reçues sont calculées de la même manière pour chacun). L'idée selon laquelle les données sur la mortalité différentielle pourraient être utilisées pour flexibiliser les âges de la retraite repose sur l'hypothèse d'ajouter aux assurances sociales un deuxième principe d'équité, qui voudrait que chaque groupe formant la population puisse disposer d'une durée de retraite similaire pour une même durée de cotisation. Ce principe peut être formulé de plusieurs manières, mais l'idée fondamentale est de tenir compte de la durée de vie, qui est variable en fonction de la pénibilité professionnelle, de la catégorie sociale, mais aussi des caractéristiques individuelles.

Ce point ne doit pas éclipser le fait que d'une manière plus générale, chaque membre d'une société devrait pouvoir disposer des mêmes droits quant à la protection de la santé sur le lieu du travail, quant à l'accès à la médecine, et également du même potentiel en ce qui concerne la durée de vie, mais aussi la durée de vie en bonne santé. Ainsi, tout autant qu'une flexibilisation de l'âge de départ à la retraite en tenant compte de la durée de vie, il importerait de rendre prioritaire la lutte contre les inégalités devant la maladie et devant la mort. Or, différentes barrières, par exemple dans l'accès aux soins, mais aussi concernant l'information reçue, rendent une telle égalité difficile

à atteindre. La flexibilisation de l'âge à la retraite représente une correction d'une situation d'inégalité devant la mort. Elle répond en premier lieu à l'observation selon laquelle la pénibilité du travail peut raccourcir la vie de certains groupes professionnels.

Les modèles de retraite reliant la flexibilité de l'âge légal du passage à la retraite à la notion de pénibilité du travail reposent sur le principe selon lequel des inégalités existent en termes d'exposition aux risques professionnels, inégalités qui peuvent conduire au décès, et dont il faut tenir compte au moment de l'élaboration des calendriers de retraite. Ces modèles flexibles sont de plus en plus mentionnés dans la littérature et dans les débats politiques (Bonoli et al., 2008). L'élaboration en France, au cours de l'année 2010, d'une réforme des pensions reposant en partie sur ce concept de pénibilité du travail a actualisé le débat et en même temps montré la difficulté de définir ce qu'est la pénibilité professionnelle. Dans le projet de loi français, trois facteurs de pénibilité étaient mentionnés : des contraintes physiques marquées, l'exposition à des substances nocives et des rythmes de travail irréguliers (travail de nuit). Cette pénibilité professionnelle, si elle est identifiée, mériterait un bonus de retraite, au contraire d'autres facteurs de différentiels de mortalité (comportements à risques, etc.), qui eux ne devraient pas être pris en compte, car sans rapport avec l'activité professionnelle.

Les connaissances actuelles sur les risques professionnels sont limitées. Pour de nombreuses substances auxquelles peuvent être exposés des travailleurs, la dangerosité est inconnue ou difficilement mesurable. Dans l'impossibilité d'identifier directement des groupes exerçant un travail à risque ou pénible, le projet français de réforme des retraites a proposé que le salarié prenne contact avec un médecin avant la retraite pour identifier « un affaiblissement physique avéré » donnant lieu à un taux d'incapacité égal ou supérieur à 20%. Certains métiers à risques, comme mineur, pêcheur, convoyeur de fonds, pompier, militaire, feraient cependant l'objet de régimes spéciaux de retraite (Caro, 2010), car le risque (qui ne mène pas pour tout individu à une prématurité du décès) serait compensé par un départ avancé à la retraite.

Cependant, de nombreuses voix se sont élevées pour critiquer cette approche pragmatique visant à faire attester les effets de la pénibilité par un médecin, sous le prétexte que la pénibilité du travail a le plus souvent des conséquences sur la santé plusieurs années après l'âge de passage à la retraite et que, pour cette raison, une faible proportion des cas d'affaiblissement serait diagnostiquée.

La littérature distingue deux types d'effets liés à l'exposition professionnelle. D'une part des charges et expositions professionnelles à des substances néfastes pesant sur l'espérance de vie mais aussi sur la santé en général (articulations en ce qui concerne les charges, système respiratoire en ce qui concerne certaines substances), parfois après la retraite. Ces expositions ont des effets qui ont été parfois vérifiés par des études épidémiologiques, mais le plus souvent les expertises fournissent des résultats partagés. Pour la France, on estime entre 3000 et 5000 le nombre annuel de décès liés à l'exposition à des substances chimiques reconnues (principalement amiante, benzène, radiations ionisantes, amines aromatiques, goudron de houille ou poussière de bois, cf. Lasfargues, 2005). Ces substances provoquent des maladies mortelles qui interviennent rarement avant l'âge légal de la retraite. Comme elles ne concernent pas l'ensemble des travailleurs exposés, il est impossible de connaître de manière exacte si un individu arrivant à la retraite sera concerné ou non par les effets de l'exposition à des risques professionnels. L'amiante représente un exemple médiatisé d'une exposition professionnelle entraînant un risque différé de cancer du poumon ou de la plèvre (mésothéliome), ou encore d'asbestose : il se passe parfois entre 30 et 40 ans entre l'exposition à l'amiante et l'apparition des symptômes. Ainsi, il est difficile d'estimer l'impact exact des expositions professionnelles. Par ailleurs, pour de nombreuses

substances professionnelles, l'absence d'un consensus international sur les risques rend difficile l'estimation de la mortalité attribuable.

D'autre part, la manière dont l'activité professionnelle est vécue par l'individu peut également influencer négativement son état de santé, sans qu'un lien avec l'espérance de vie ne soit formellement avéré. Le stress lié au travail peut être par exemple un facteur de risque, mais ne conduit pas forcément à une maladie ni à un décès. Des expériences professionnelles négatives peuvent également fragiliser le mental du travailleur, mais sans qu'il n'y ait des conséquences fatales. On ne peut dès lors pas attester systématiquement d'un lien entre la manière de vivre son activité professionnelle et le risque de décès, et parfois, les effets potentiellement néfastes sur la santé disparaissent une fois l'activité professionnelle achevée.

Il faut noter en outre que la profession, le niveau de formation et la catégorie socioprofessionnelle sont également associées aux comportements de santé (on se rend en particulier compte, à partir des données de l'Enquête suisse sur la santé, que le dépistage de certains cancers est moins fréquent dans les classes sociales défavorisées, que la consommation de tabac et d'alcool y est plus fréquente, et que l'alimentation y est moins saine¹⁵). Ces comportements différenciés peuvent influencer la survenance de certaines maladies sans que le facteur « profession » n'intervienne directement. En outre, on peut s'interroger sur la réactivité face à la survenance d'une maladie qui, si elle est lente parmi les personnes non qualifiées ou à faible niveau de formation par manque d'informations, peut conduire à de plus faibles chances de survie face à certaines maladies mortelles.

Finalement, les différentiels de mortalité en fonction de la classe sociale ou professionnelle font référence aux revenus et à la fortune qui varient d'une classe à l'autre. Or, un revenu élevé contribue à maintenir un bon état de santé et une bonne qualité de vie, par exemple l'accès facilité à certains soins non remboursés (en particulier ceux couverts par des assurances complémentaires), par une alimentation de meilleure qualité ou par un confort de vie plus élevé (logement plus confortable, quartiers ou lieux de vie plus calmes, etc.). En outre, on pourrait s'interroger sur une discrimination statistique possible qui conduirait le milieu médical à traiter différemment un cadre supérieur ou un ouvrier, pour des mêmes symptômes : ceci reste cependant une hypothèse non confirmée en Suisse.

Ainsi, les différentiels de mortalité mis en évidence dans les chapitres 4 et 5 ne font pas seulement référence à l'exposition aux risques professionnels, mais traduisent aussi de nombreuses autres dimensions individuelles ou collectives. Dans ce contexte, vouloir utiliser les résultats obtenus dans une réflexion sur l'âge flexible à la retraite ne signifie dès lors pas vouloir intégrer la pénibilité du travail dans cette flexibilisation, mais bien plus largement les écarts socioprofessionnels devant la mort.

De nombreuses autres limites peuvent être évoquées concernant la possibilité d'utiliser les données de mortalité et l'espérance de vie comme outil de flexibilisation de l'âge à la retraite. Ces limites sont discutées dans cette section. Dans la section suivante, on présentera six modèles théoriques de flexibilisation de la retraite construits en tenant compte des différentiels de mortalité (section 6.2). Ces modèles, qui reposent sur l'espérance de vie en fonction du niveau de formation achevée, ont pour but de documenter et de mesurer les conséquences sur l'âge de

¹⁵ Voir tableaux selon la profession sous <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/themen/14/02/01.html>, consulté le 1^{er} novembre 2011

départ à la retraite de certains objectifs d'égalité dans les durées de retraite et de travail. Les différents résultats présentés dans la section 6.2 devraient bien évidemment être affinés dans le cas d'une réflexion sur la flexibilisation de la retraite qui tiendrait compte de l'espérance de vie. En particulier, aucune réflexion n'a été menée ici sur le coût de ces modèles pour la collectivité. La section 6.3, pour sa part, synthétise les résultats obtenus.

6.1.2 La prise en compte de la mortalité différentielle pour l'élaboration de modèles de retraite : limites méthodologiques

Limites liées à la catégorisation des groupes socioprofessionnels

L'élaboration de modèles de retraite flexible tenant compte des différentiels de mortalité nécessite le choix d'une variable traduisant l'appartenance à un groupe socioprofessionnel. Dans les chapitres 4 et 5, différentes variables ont été testées : la catégorie socioprofessionnelle, la profession apprise ou exercée à la date du recensement, la branche d'activité selon différents regroupements, le revenu et le statut d'activité (actif, au chômage, non actif). L'hypothèse qui a été vérifiée, confirmée par les modèles de régression logistique, était que la position sociale joue un rôle sur le risque de décès. Ainsi, les groupes socioprofessionnels considérés comme favorisés présentent un niveau de mortalité moindre que les groupes socioprofessionnels présentant une plus faible position. Cependant, il est apparu au cours de l'analyse que certaines variables qualifiant le statut des individus (par exemple le secteur d'activité) ne permettent pas toujours de mettre en évidence des écarts de niveaux de mortalité. Cela s'explique par le fait que les individus formant chacun des groupes définis par des variables socioprofessionnelles sont répartis de manière très hétérogène dans les trois secteurs d'activité. Ainsi, on retrouve dans chaque secteur des personnes hautement qualifiées, à revenu supérieur, et à faible pénibilité du travail, et des actifs faiblement qualifiés, à faible revenu et à charge professionnelle élevée.

Cet effet de moyenne est aussi vrai pour la profession, qui peut couvrir différentes réalités. Un homme exerçant une profession dans la branche de la construction (par exemple machiniste) peut être exposé journalièrement à des substances nocives et d'importantes charges influençant ses risques de douleurs articulaires ou de maladies professionnelles ; un autre homme exerçant la même profession peut en revanche être préservé, par exemple parce que son activité se limite à la supervision. Plus encore, le degré d'exposition peut varier au cours de la vie professionnelle en fonction des spécificités du poste de travail. Ainsi, un menuisier peut être soumis à des risques variés d'exposition à la poussière de bois en fonction de son lieu de travail (travail en atelier ou pose de pièces chez les clients). En outre, le niveau d'exposition aux poussières peut varier d'un employé à l'autre en fonction de la vétusté des équipements utilisés, de la spécialisation de l'entreprise et du type de production, mais aussi en fonction de l'application des mesures de protection des travailleurs. Enfin, l'interaction entre l'exposition à la poussière de bois et à d'autres facteurs de risque, tels la consommation de tabac ou d'alcool, peut conduire à des risques de mortalité très variables pour chaque individu.

L'identification de la charge totale de l'activité et du niveau moyen d'exposition au risque n'est donc pas connue, car elle dépend surtout de l'expérience, du niveau de responsabilité dans l'entreprise, et d'autres facteurs liés au fonctionnement de l'entreprise.

La même hétérogénéité caractérise les groupes définis selon le statut socioprofessionnel (le statut d'artisan ou d'agriculteur, par exemple, peut cacher différentes réalités très variables en fonction de l'individu), le secteur d'activité ou le revenu professionnel. Pour cette raison, la catégorisation par groupes socioprofessionnels représente un marqueur imprécis du risque pour un individu.

Caractère exceptionnel des décès et fluctuation des taux et quotients de mortalité

L'utilisation des données de mortalité est généralement limitée par le caractère exceptionnel des décès, surtout lorsque l'on considère les décès dit prématurés (avant 65 ans). Cela est encore plus le cas lorsque l'on s'intéresse, comme au chapitre 4, à la mortalité de générations définies précisément (générations âgées de 58, 65 et 67 ans à la date du recensement). La rareté des cas de décès rend ainsi problématique le calcul de quotients de mortalité, en particulier lorsque l'on considère les femmes, moins souvent actives aux âges précédant la retraite et soumises à un risque de mortalité divisé par deux ou trois comparativement aux hommes. Il résulte alors des quotients et probabilités de survie fluctuant aléatoirement suivant la période ou l'âge considérés. Un ou deux décès de plus ou de moins à un âge donné peuvent modifier le taux de mortalité, et entraîner des valeurs difficiles à interpréter. Faire reposer des politiques d'âge de la retraite en fonction de valeurs fluctuantes conduit alors à une situation ingérable et inéquitable.

Impossibilité de saisir la complexité des parcours de vie

Nous disposons des informations sur la catégorie socioprofessionnelle ou autres variables à un moment donné (1990 ou 2000). Cette information ne reflète en aucun cas la complexité du parcours professionnel et du parcours de vie, ni les nombreux changements qui peuvent parvenir à la fois dans le domaine professionnel et privé. La biographie individuelle se complexifie de plus en plus, et il est fréquent qu'un actif évolue dans son statut professionnel et sa catégorie sociale durant sa vie. C'est le cas, en particulier, des populations migrantes, qui sont fréquemment déqualifiées lorsqu'elles arrivent dans un pays d'accueil (Pecoraro, 2005 pour la Suisse). La formation continue, les formations tardives, permettent également des changements de profession en cours de vie.

Plus encore, les données présentées au chapitre 4 relatives à la profession apprise et celle exercée suggèrent une mobilité dans le type même de travail exécuté, et dès lors probablement aussi une variabilité en fonction de la période concernant la pénibilité du travail. La même constatation peut être effectuée en ce qui concerne le revenu, qui apparaît être une variable très volatile, même en considérant des valeurs pour cinq années d'intervalle.

Cette mobilité, qui s'accroît en outre au cours des dernières décennies, conduit à des difficultés pour appréhender correctement, à un moment donné, le statut professionnel sur l'ensemble de la vie et à mesurer la relation exacte entre ce statut et le risque de mortalité. Les liens existants entre le statut professionnel et la mortalité sont dès lors flous, plus flous que si l'on avait à disposition l'ensemble du parcours professionnel. Cette limite n'empêche pas d'obtenir des résultats dans leur grande majorité conformes à ceux attendus à la lumière des connaissances étiologiques et des études effectuées en Suisse et à l'étranger. Mais il est probable que l'identification de trajectoires professionnelles ascensionnelles ou en diminution aurait permis de mettre mieux en évidence les différentiels de risques de décès: il semble en effet que la mobilité sociale soit un meilleur déterminant du risque de décès que la situation à une date donnée (Wanner, 1998).

A ce propos, on doit relever que les informations sur le revenu soumis à cotisation, disponibles tous les cinq ans depuis 1985, ne permettent pas d'appréhender correctement la trajectoire sociale des individus. Ceci s'explique d'une part par l'importante volatilité des revenus (en particulier chez les indépendants, les salariés de leur propre entreprise et les chefs d'entreprise), d'autre part par le fait qu'on ne dispose pas d'informations sur le nombre d'heures hebdomadaires d'activité?, qui peut se modifier d'une année à l'autre (en particulier chez les femmes). Pour cette raison, le type

de trajectoire du revenu soumis à cotisation (ascendant ou descendant) ne modifie pas sensiblement le risque de mortalité.

L'absence de possibilité d'appréhender des parcours de vie rend difficile l'application d'un âge ordinaire à la retraite flexibilisé. Il importe alors d'utiliser une variable soumise à peu de modification au cours de la vie.

Perte de l'information sur le statut socioprofessionnel après la retraite

Enfin, une limite importante dans l'analyse de la mortalité différentielle en Suisse est l'absence d'informations pour les retraités concernant certaines caractéristiques de leur vie active (informations socioprofessionnelles) ou de leur statut social actuel. Les recensements ne saisissent pas d'informations rétrospectives, et pour cette raison il n'est pas possible de disposer de données sur la profession exercée et la catégorie professionnelle des retraités. En outre, le recensement 2000 n'a pas recodé les informations concernant la profession apprise des personnes retraitées, ce qui ne permet pas d'estimer le statut social de ces personnes autrement qu'en prenant en considération le niveau de formation achevé.

Concrètement, cela implique que les personnes recensées en 1990 et 2000 pour lesquelles nous disposons d'informations socioprofessionnelles ne sont pas encore arrivées aux âges auxquels la majorité des décès surviennent. Calculer des espérances de vie pour les retraités, en tenant compte de leur statut social et professionnel, n'est pour l'instant pas possible, et c'est pourquoi on doit se limiter à des probabilités de survie calculées sur une période de temps limitée.

Ce problème pourrait disparaître par un recueil de l'information sur la dernière profession exercée. Celle-ci peut être en effet un excellent indicateur de l'exposition au risque, au cours de la fin de vie professionnelle, pour les retraités.

Omission des personnes rentières à l'étranger

L'analyse a porté sur les personnes vivant en Suisse, mais une rente de la prévoyance sociale sur trois est versée à l'étranger. Les rentiers étrangers ne peuvent être inclus dans l'analyse, car on ne sait rien de leur situation socioprofessionnelle au moment de quitter le marché du travail. Or, formuler des propositions pour les politiques de retraite à partir des données sur la mortalité différentielle nécessiterait de tenir compte de l'ensemble des rentiers, plutôt que des personnes vivant en Suisse. Dans notre cas, on pose l'hypothèse que les rentiers vivant à l'étranger présentent les mêmes spécificités de risques que les rentiers vivant en Suisse, ce qui n'est pas toujours le cas.

6.2 Hypothèses de base

Malgré les limites mentionnées ci-dessus, il est possible d'esquisser quelles peuvent être les conséquences de la mortalité différentielle sur la retraite, et de discuter en particulier l'hypothèse du départ à la retraite équitable à l'échelle des groupes socioprofessionnels.

6.2.1 Choix de la variable de catégorisation sociale

La démarche repose sur la variable « formation achevée ». Cette variable présente la particularité de ne pas ou peu se modifier au cours de la période consacrée à la vie active ou la retraite et permet donc de contourner une des limites mentionnées ci-dessus (prise en compte de la mobilité

sociale). Rares sont en effet les individus qui achèvent leur formation professionnelle après 25 ans, ou qui reprennent des études en cours de vie. Si c'est le cas, les études reprises se situent souvent dans le même niveau que les études achevées au moment de l'entrée dans la vie active (par exemple, deuxième apprentissage, spécialisation de niveau tertiaire). Les transitions entre secondaire I et secondaire II ou secondaire II et tertiaire sont plutôt rares après l'âge de 25 ans, bien que possibles.

Par ailleurs, le niveau de formation achevé est disponible dans le recensement pour les personnes quel que soit leur âge (y compris les retraités), ce qui permet de calculer des espérances de vie à l'âge de 25 ans ou 65 ans, ou à n'importe quel autre âge adulte, et pas seulement des risques de mortalité entre deux âges.

Des évolutions s'observent quant à la structure de la population en fonction du niveau de formation. A titre indicatif, la population concernée prochainement par la retraite (50-64 ans) a été répartie au tableau 6.1, en fonction du niveau de formation, en 1990 et 2000. Excepté chez les femmes en 1990 où le niveau secondaire I prédomine, le groupe majoritaire est celui de la formation secondaire II ; chez les hommes le niveau tertiaire, se retrouve en deuxième position, tandis que chez les femmes, il s'agit du niveau secondaire I qui suit le niveau secondaire II (en 1990, l'ordre est inversé). Entre 1990 et 2000, le niveau général de formation tend à s'accroître parmi les personnes âgées de 50 à 64 ans. En même temps, la proportion de personnes sans formation achevée augmente légèrement, certainement en raison de la migration non communautaire qui a eu pour conséquence d'amener en Suisse des personnes n'ayant jamais achevé une formation.

Tableau 6.1 : Niveau de formation achevé par les 50-64 ans, selon le recensement et le sexe, en 1990 et 2000

	2000		1990	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Sans formation	17691	23485	6382	7973
Secondaire I	110719	209941	116371	246979
Secondaire II	293253	302397	259929	240807
Tertiaire	169622	63442	106424	29515
Inconnu	37163	43622	9390	16577
<i>En % (sans les inconnus)</i>				
Sans formation	3.0	3.9	1.3	1.5
Secondaire I	18.7	35.0	23.8	47.0
Secondaire II	49.6	50.5	53.1	45.8
Tertiaire	28.7	10.6	21.8	5.6

Source : Recensements fédéraux de la population 1990 et 2000

6.2.2 Calcul des espérances de vie

De par la disponibilité de la formation la plus élevée achevée pour l'ensemble des personnes recensées âgées de 15 ans et plus, il est possible de calculer des tables de mortalité selon le niveau de formation achevée. On fixe cependant un âge inférieur, 25 ans, car les plus jeunes n'ont pas tous achevé une formation. Le calcul de tables transversales (âge par âge, à une date donnée) permet de disposer de l'espérance de vie à 25 ans, mais aussi à des âges plus avancés (par ex. 65 ans).

L'espérance de vie étant calculée de manière transversale (autour du recensement 2000), elle sous-estime certainement, pour un individu, la durée restante à vivre. En effet, on suppose qu'une

personne âgée de 25 ans bénéficiera des progrès technologiques et médicaux à venir, et que son espérance de vie augmentera comparativement à celle qui a été calculée à la date du recensement. On ne connaît pas le bonus d'espérance de vie provenant des progrès attendus pour le futur (et on ne peut pas exclure non plus un recul de l'espérance de vie).

Les calculs ont été effectués en tenant compte des quatre niveaux de formation définis précédemment : sans formation achevée, niveau secondaire I (école obligatoire), niveau secondaire II, et niveau tertiaire. Les méthodes de calcul des espérances de vie ont été précisées au chapitre 2.

6.2.3 Redressement des espérances de vie à la naissance

Les résultats ont été redressés de manière à tenir compte des personnes décédées n'ayant pas pu être appariées avec les recensements. Le redressement des données conduit à une espérance de vie présentée au tableau 6.2, qui correspond (pour l'ensemble des niveaux de formation) exactement aux valeurs observées dans les tables de mortalité annuelles pour la Suisse.

Tableau 6.2 : Espérance de vie à 25 et 65 ans pour l'ensemble de la population, selon le sexe. En 1990 et 2000

Age	1990		2000	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
25 ans	50.5	56.7	53.0	58.3
65 ans	15.3	19.4	17.0	20.7

Sources : OFS, Tables de mortalité

Les espérances de vie redressées pour les quatre niveaux de formation préalablement définis sont présentées au tableau 6.3. L'écart d'espérance de vie à 25 ans est de 4,9 ans en 2000 entre les hommes sans formation achevée et ceux présentant un niveau de formation tertiaire, contre 3,0 ans pour les femmes. L'écart d'espérance de vie à 65 ans est de 2,7 ans pour les hommes et de 2,0 ans pour les femmes. Les valeurs sont cohérentes avec ce qui est attendu, la relation entre formation professionnelle et espérance de vie aux âges considérés est en effet négative.

Relevons par ailleurs qu'en 1990, l'écart intergroupes d'espérance de vie à 25 ans chez les hommes était de 5,2 ans, soit légèrement plus qu'en 2000 (4,9 ans), et chez les femmes de 2,9 ans, soit un peu moins qu'en 2000 (3,0 ans). A l'âge de 65 ans, l'écart d'espérance de vie entre groupes en 1990 était de 2,1 ans chez les hommes et de 1,9 an chez les femmes, soit pour les hommes une valeur sensiblement inférieure à celle observée en 2000. Les écarts d'espérance de vie après 65 ans entre catégories de formation semblent donc s'accroître, ce qui rejoint les résultats observés par d'autres auteurs pour d'autres régions industrialisées, en particulier dans les pays nordiques (Valkonen, 2002).

Tableau 6.3 : Espérance de vie à 25 et 65 ans, selon le niveau de formation achevée, en 2000 et 1990

2000		25 ans	65 ans
Hommes	Sans	50.8	16.0
	Secondaire I	51.2	16.1
	Secondaire II	53.2	17.3
	Tertiaire	55.7	18.7
Femmes	Sans	57.2	20.4
	Secondaire I	57.6	20.3
	Secondaire II	58.9	21.2
	Tertiaire	60.2	22.4
1990		25 ans	65 ans
Hommes	Sans	47.9	14.7
	Secondaire I	48.5	14.5
	Secondaire II	50.7	15.5
	Tertiaire	53.1	16.6
Femmes	Sans	55.6	19.5
	Secondaire I	56.1	19.0
	Secondaire II	57.5	20.1
	Tertiaire	58.5	20.9

Source : Swiss National Cohort

6.2.4 Définition des âges d'entrée dans la vie active

L'âge légal d'entrée dans la vie professionnelle est de 15 ans en Suisse. L'âge effectif d'entrée dans la vie active dépend bien entendu du niveau de formation. Il n'est pas connu avec précision, les données statistiques ne permettant pas de le calculer exactement. L'OFS, à partir d'un échantillon de personnes âgées de 15 à 34 ans rencontrées au cours de l'Enquête suisse sur la population active, a estimé à 19,1 ans la fin de la scolarité obligatoire, 20,5 ans la fin du diplôme de type secondaire II et 26,2 ans la fin de la formation tertiaire. Ces données sont cependant à considérer avec précaution, pour différentes raisons liées à la taille de l'échantillon (les intervalles de confiance étant larges) et en raison de la catégorie d'âge des personnes considérées : celles-ci ne sont certainement pas représentatives des personnes quittant actuellement le marché du travail, puisque l'on sait que la durée de la formation tend à augmenter avec le temps.

Parallèlement, l'entrée dans la vie professionnelle se diversifie progressivement, avec des formes auparavant marginales qui deviennent croissantes : étudiants actifs à temps partiel, stages professionnels entrecoupant des périodes de formation, etc. L'âge effectif d'entrée dans la vie professionnelle devient dès lors de plus en plus flou.

L'obligation de cotiser entre en force, pour les personnes ayant une activité lucrative, le 1^{er} janvier qui suit le 17^e anniversaire. Pour les personnes sans activité lucrative (par exemple les jeunes en formation tertiaire), l'obligation de cotiser est fixée au 1^{er} janvier qui suit le 20^e anniversaire. La durée prise en compte pour le calcul de la rente débute également le 1^{er} janvier qui suit le 20^e anniversaire, les cotisations qui ont été prélevées sur le salaire avant cette date sont des cotisations de solidarité, n'entrant pas dans ce calcul.

Deux hypothèses sont considérées ici. D'une part, l'âge de 20 ans, qui représente une estimation du début de cotisation pour l'AVS et la LPP pour l'ensemble de la population quel que soit son

niveau de formation. Cette hypothèse vise à différencier l'âge ordinaire de la retraite en considérant les différentiels de mortalité, mais en faisant abstraction des différentiels dans l'entrée dans la vie active. On part en effet du principe que chaque individu débute de cotiser à la prévoyance sociale en même temps.

D'autre part, en ce qui concerne l'entrée effective dans la vie active, on propose de considérer l'âge de 17 ans pour les personnes sans formation achevée ou de niveau secondaire I, 19 ans pour les personnes de formation secondaire II et 23 ans pour les personnes de formation tertiaire (sous l'hypothèse d'une scolarité obligatoire jusqu'à 16 ans se poursuivant parfois par une dixième année ou quelques mois de battement avant l'entrée dans la vie active, d'une maturité ou formation professionnelle de trois ans, et d'un diplôme universitaire obtenu en quatre années). On ne fait aucune distinction dans les âges d'entrée à la vie active entre les sexes.

Ces hypothèses permettent de calculer la durée hypothétique de cotisation et d'activité jusqu'à l'âge de 65 ans, qui présente le profil suivant (tableau 6.4). Les valeurs présentées dans le tableau seront utilisées au chapitre suivant en vue d'établir quelques hypothèses reposant sur le principe d'équité entre les classes sociales.

Tableau 6.4. Durée théorique de cotisation et durée théorique de vie active selon le niveau de formation

		Début de cotisation	Entrée professionnelle	Durée théorique de cotisation	Durée théorique d'activité
Hommes	Sans	20.0	17.0	45.0	48.0
	Secondaire I	20.0	17.0	45.0	48.0
	Secondaire II	20.0	19.0	45.0	46.0
	Tertiaire	20.0	23.0	45.0	42.0
Femmes	Sans	20.0	17.0	45.0	48.0
	Secondaire I	20.0	17.0	45.0	48.0
	Secondaire II	20.0	19.0	45.0	46.0
	Tertiaire	20.0	23.0	45.0	42.0

Estimations reposant sur un âge au passage à la retraite de 65 ans pour les hommes et pour les femmes.

6.3 L'impact de la mortalité différentielle sur l'équité en matière de durée de retraite. L'exemple de la formation achevée

Dans cette section, on montre donc quel devrait être le niveau de différenciation de l'âge ordinaire à la retraite afin de répondre d'abord à l'objectif d'une durée moyenne de retraite identique quel que soit le groupe (défini par le niveau de formation). Puis, on posera l'hypothèse d'une durée de retraite identique quel que soit non seulement le niveau de formation, mais aussi le sexe (section 6.3.2). Dans la section suivante, on suppose que le rapport entre durée théorique de cotisation et durée de retraite soit identique pour tous les niveaux de formation. Un quatrième modèle suppose également un rapport identique, mais pour tous les niveaux de formation et les deux sexes (section 6.3.4). Les cinquième et sixième modèles reposent, pour leur part, sur l'hypothèse d'un rapport identique entre la durée d'activité et la durée de retraite, d'une part en considérant les différents niveaux de formation (sexes séparés, section 6.3.5), d'autre part en incluant également une égalité entre les sexes (section 6.3.6).

Par souci de simplification, on suppose dans les modèles effectués ici un âge de la retraite égal à 65 ans autant chez les hommes comme chez les femmes. Le niveau de formation secondaire II constitue le groupe de référence, et l'on pose l'hypothèse d'un départ à la retraite à l'âge de 65 ans pour ce groupe. Pour les modèles visant à l'équité entre les sexes (sections 6.3.2, 6.3.4 et 6.3.6), on a utilisé comme référence la valeur de retraite estimée pour l'ensemble de la population, quels que soient le sexe et le niveau de formation.

Tableau 6.5 : Récapitulation des hypothèses retenues

	Hypothèse	Référence
6.3.1	Durée de retraite identique par niveau de formation	Secondaire II = 65 ans (e65 h = 17,3 ans, f = 21,2 ans)
6.3.2	Durée de retraite identique par niveau de formation et sexe	Population totale (e65 = 18,8 ans)
6.3.3	Rapport années théoriques de cotisation / années de retraite identique par niveau de formation	Secondaire II (ratio années théoriques de cotisation / années de retraite = 2,6 pour les hommes, 2,1 pour les femmes)
6.3.4	Rapport années théoriques de cotisation / années de retraite identique par niveau de formation et sexe	Population totale (ratio années théoriques de cotisation / années de retraite = 2,4)
6.3.5	Rapport années d'activité (présence sur le marché de l'emploi) / années de retraite identique par niveau de formation	Secondaire II (ratio années d'activité / années de retraite = 2,7 pour les hommes, 2,2 ans pour les femmes)
6.3.6	Rapport années d'activité (présence sur le marché de l'emploi) / années de retraite identique par niveau de formation et sexe	Population totale (ratio années d'activité / années de retraite = 2,4)

Les modèles présentés dans ce chapitre visent uniquement à estimer l'impact sur l'âge ordinaire à la retraite de différentes hypothèses construites à partir des espérances de vie par niveau de formation. Les modèles sont simplifiés puisqu'ils ne tiennent pas compte de certaines dimensions non documentées telles que l'âge effectif au début de la cotisation/de l'emploi, et la durée exacte de cotisation/d'activité. Ils ne tiennent pas compte des évolutions futures de la mortalité différentielle. Ils doivent donc être considérés comme théoriques et ne constituent en aucun cas des recommandations ou scénarii pour l'avenir.

Aspect prospectif

Les simulations effectuées font référence à l'année 2000, date de référence pour le calcul des différentiels de mortalité selon le niveau de formation. Afin d'effectuer les modèles pour la période actuelle et les années à venir, il convient de disposer de données sur l'espérance de vie à 65 ans depuis 2010 et sur l'évolution des différentiels en fonction du niveau de formation depuis 2000. Ces informations prospectives sont soumises à de nombreuses incertitudes, et pour cette raison nous suggérons quelques hypothèses prudentes concernant les projections pour le futur.

En matière de mortalité, épidémiologistes et démographes se heurtent à de nombreuses difficultés quant à l'évolution future de l'espérance de vie, difficultés liées aux progrès spectaculaires de la médecine et aux comportements de santé en constante mutation, mais aussi à la difficulté de

mesurer les impacts de ces facteurs sur la durée moyenne de vie. Les spéculations vont dans de nombreux sens. Jay Olshansky (2005) suppose par exemple la fin des progrès d'espérance de vie à la naissance, provoquée par le renversement des tendances en matière de maladies chroniques, liées aux comportements à risques (et en particulier au comportement alimentaire). L'auteur base sa réflexion sur l'observation d'un accroissement de l'obésité et des maladies associées dans les jeunes générations américaines : cependant, si un indice de masse corporelle trop faible ou trop élevé réduit l'espérance de vie d'un individu, l'impact de la pandémie de l'obésité sur l'espérance de vie des populations doit être encore vérifié (Berrington de Gonzalez et al, 2010). D'autres auteurs tels Oeppen et Vaupel (2002) sont plus optimistes et misent résolument sur un accroissement de l'espérance de vie dans l'ensemble du monde, y compris les pays industrialisés. Les scénarios effectués au cours des dernières années pour estimer l'évolution future de la population de la Suisse ont pour leur part été caractérisés par d'importantes révisions quant aux valeurs de l'espérance de vie jusqu'en 2050 : d'abord plutôt pessimistes au début des années 2000, les exercices prospectifs sont devenus progressivement plus optimistes. Les scénarios des années 1980 et 1990 se sont en outre systématiquement trompés dans la prévision de l'espérance de vie à l'horizon de 2000 ou de 2010 (en sous-estimant les progrès de l'espérance de vie à la naissance), ce qui résulte de la difficulté d'un tel exercice prospectif.

Dans cette étude, on utilise les espérances de vie à l'âge de 65 ans proposées dans les scénarios démographiques de la Suisse publiés en 2010 (OFS, 2010). Ces scénarios ne fournissent aucune information sur l'évolution des différentiels en fonction du niveau de formation, et on suppose pour cette raison, d'une manière simplifiée un maintien des écarts d'espérances de vie à l'âge de 65 ans entre les différentes catégories, ceci jusqu'en 2050. Selon cette hypothèse, l'écart d'espérance de vie entre groupes resterait constant.

L'OFS propose plusieurs hypothèses de mortalité par sexe au moment de l'établissement de ses scénarios démographiques. Les tendances esquissées par l'OFS reposent en partie sur l'hypothèse d'une amélioration du niveau de formation de la population : ainsi, si l'espérance de vie augmente, c'est en partie en raison de la part croissante de la population hautement qualifiée (à faible mortalité) et de la part décroissante de celle faiblement qualifiée (à mortalité élevée). Cet effet de structure étant implicite, nous ne pouvons pas le contrôler, puisque l'on ne connaît pas l'évolution de la part des hautement qualifiés et des faiblement qualifiés dans la population. On se limite pour cette raison à appliquer les différentiels entre niveaux de formation à la valeur de l'espérance de vie pour l'ensemble de la population, tout en étant conscient d'un possible écart entre les valeurs estimées par niveau de formation et la valeur pour l'ensemble de la population¹⁶.

Les hypothèses basses, moyennes et élevées de l'OFS sont utilisées ici. Elles sont résumées au tableau 6.6 après imputations des écarts escomptés par niveau de formation. Pour donner un exemple, l'espérance de vie à 65 ans varierait en 2050 entre 22,2 et 24,9 ans chez les hommes suivant le niveau de formation (25,9 et 28,0 ans chez les femmes) ; ces valeurs sont comprises entre 24,5 et 27,2 ans (femmes : 27,7 et 29,8 ans) selon l'hypothèse « haute » et entre 19,9 et 22,6 ans (femmes : 23,9 et 26,0 ans) selon l'hypothèse « basse ». Les trois hypothèses prévoient donc un accroissement de l'espérance de vie à l'âge de 65 ans.

¹⁶ L'effet de structure pourrait conduire à une valeur moyenne (pour l'ensemble de la population) différente de celle prévue par l'OFS. Cependant, cet effet devrait être faible compte tenu des écarts limités de l'espérance de vie entre niveaux de formation.

Tableau 6.6 : Evolution de l'espérance de vie à l'âge de 65 ans par sexe et niveau de formation, entre 2000 et 2050, selon les trois scénarios de l'OFS et selon l'hypothèse du maintien des écarts observés en 2000

		2000*	2010**	2020***	2030	2040	2050
Scénario moyen							
Hommes	Sans	16.0	18.0	19.8	20.8	21.6	22.2
	Secondaire I	16.1	18.1	19.9	20.9	21.7	22.3
	Secondaire II	17.3	19.3	21.1	22.1	22.9	23.5
	Tertiaire	18.7	20.7	22.5	23.5	24.3	24.9
	Ensemble	17.0	19.0	20.8	21.8	22.6	23.2
Femmes	Sans	20.4	21.8	23.3	24.4	25.3	26.0
	Secondaire I	20.3	21.7	23.2	24.3	25.2	25.9
	Secondaire II	21.2	22.6	24.1	25.2	26.1	26.8
	Tertiaire	22.4	23.8	25.3	26.4	27.3	28.0
	Ensemble	20.7	22.1	23.6	24.7	25.6	26.3
Scénario haut							
Hommes	Sans	16.0	18.0	20.6	22.3	23.6	24.5
	Secondaire I	16.1	18.1	20.7	22.4	23.7	24.6
	Secondaire II	17.3	19.3	21.9	23.6	24.9	25.8
	Tertiaire	18.7	20.7	23.3	25.0	26.3	27.2
	Ensemble	17.0	19.0	21.6	23.3	24.6	25.5
Femmes	Sans	20.4	21.8	23.7	25.2	26.6	27.8
	Secondaire I	20.3	21.7	23.6	25.1	26.5	27.7
	Secondaire II	21.2	22.6	24.5	26.0	27.4	28.6
	Tertiaire	22.4	23.8	25.7	27.2	28.6	29.8
	Ensemble	20.7	22.1	24.0	25.5	26.9	28.1
Scénario bas							
Hommes	Sans	16.0	18.0	18.6	19.1	19.5	19.9
	Secondaire I	16.1	18.1	18.7	19.2	19.6	20.0
	Secondaire II	17.3	19.3	19.9	20.4	20.8	21.2
	Tertiaire	18.7	20.7	21.3	21.8	22.2	22.6
	Ensemble	17.0	19.0	19.6	20.1	20.5	20.9
Femmes	Sans	20.4	21.8	22.6	23.2	23.7	24.0
	Secondaire I	20.3	21.7	22.5	23.1	23.6	23.9
	Secondaire II	21.2	22.6	23.4	24.0	24.5	24.8
	Tertiaire	22.4	23.8	24.6	25.2	25.7	26.0
	Ensemble	20.7	22.1	22.9	23.5	24.0	24.3

Source : Office fédéral de la statistique (2010) et propres calculs.

* 2000 : valeurs enregistrées ; ** 2010 : valeurs estimées par nos soins ; *** données des scénarios démographiques de la Suisse

6.3.1 Durée moyenne de retraite identique pour tous les niveaux de formation

Le premier modèle visant à accroître l'équité repose sur la flexibilité de l'âge à la retraite en vue d'offrir à chaque groupe la même durée hypothétique de retraite, quelle que soit la durée d'activité. Dans ce cas, l'espérance de vie à 65 ans permettrait le calcul d'un bonus de retraite (si l'espérance de vie est inférieure à celui du niveau secondaire II) ou d'un malus (si l'espérance de vie est supérieure à celui du niveau secondaire II). Le bonus/malus serait calculé en fonction de l'écart d'espérance de vie à 65 ans. Les âges de la retraite ainsi recalculés varieraient en 2000 entre 63,7 et 66,4 ans pour les hommes, offrant à chaque groupe en moyenne 17,3 ans d'espérance de vie au moment de la cessation de l'activité, et entre 64,2 et 66,2 ans chez les femmes, offrant à chacune 21,2 ans d'espérance de vie¹⁷ (Tableau 6.7).

Tableau 6.7 : Age de la retraite sous l'hypothèse d'une durée identique quel que soit le niveau de formation, en 2000.

		Espérance de vie à 65 ans	Bonus p.r. secondaire II	Age proposé de retraite
Hommes	Sans	16.0	1.3	63.7
	Secondaire I	16.1	1.1	63.9
	Secondaire II	17.3	0.0	65.0
	Tertiaire	18.7	-1.4	66.4
Femmes	Sans	20.4	0.8	64.2
	Secondaire I	20.3	0.9	64.1
	Secondaire II	21.2	0.0	65.0
	Tertiaire	22.4	-1.2	66.2

Source : Propres calculs selon les données de la Swiss National Cohort

Notons que dans le cas où ce modèle de retraite flexible était appliqué, il devrait être remis à jour à mesure de l'évolution de l'espérance de vie à 65 ans des différents groupes de formation. Ainsi, les âges de la retraite varieraient en fonction des différentiels d'espérance de vie. En 1990, par exemple, les âges de la retraite (sous l'hypothèse d'un départ à 65 ans pour le niveau secondaire II) auraient été les suivants (tableau 6.8) : de 64,2 ans à 66,1 ans pour les hommes, et de 64,4 à 65,9 ans chez les femmes.

Tableau 6.8 : Age de la retraite sous l'hypothèse d'une durée identique quel que soit le niveau de formation, en 1990.

		Espérance de vie à 65 ans	Bonus p.r. secondaire II	Age proposé de retraite
Hommes	Sans	14.7	0.8	64.2
	Secondaire I	14.5	0.8	64.2
	Secondaire II	15.5	0.0	65.0
	Tertiaire	16.6	-1.1	66.1
Femmes	Sans	19.5	0.6	64.4
	Secondaire I	19.0	0.6	64.4
	Secondaire II	20.1	0.0	65.0
	Tertiaire	20.9	-0.9	65.9

Source : Swiss National Cohort

¹⁷ On analyse dans cette section les hommes et les femmes de manière indépendante. Systématiquement, la durée de retraite des femmes est supérieure à celle des hommes.

Relevons par ailleurs qu'une telle flexibilisation du départ à la retraite aurait des conséquences sur l'équilibre financier du système de 1^{er} pilier comparativement au système actuel, puisque certains se verraient attribuer des années de retraite (et de rentes) en plus et d'autres des années de retraite en moins. Dans le cas qui est présenté ci-dessus, et en tenant compte des effectifs figurant au tableau 6.1, les conséquences seraient équilibrées, en termes d'années de retraite, pour le système des assurances sociales : en effet, le nombre d'années de retraite accordées aux personnes de faible niveau de formation de par l'abaissement de l'âge au départ du marché du travail serait partiellement compensé par le nombre d'années de retraite retirées aux personnes de formation tertiaire de par l'élévation de cet âge.

Ainsi, une simulation effectuée à partir des informations issues de l'année 2000, montre que l'on se retrouverait chez les hommes âgés de 50 à 64 ans à la date du recensement avec 66 400 années de moins passées à la retraite, comparativement au nombre d'années résultant d'un départ à 65 ans. Par contre, pour les femmes âgées de 50 à 64 ans en 2000, on comptabiliserait 129 400 années de retraite en plus. Tous sexes confondus, le solde est de 63 000 années en plus, une valeur relativement faible comparativement aux nombre d'années de retraites vécues par cette génération (cf. tableau 6.9). Relevons qu'avec l'accroissement général du niveau de formation dans la population quittant le marché du travail, l'effectif des années supplémentaires passées dans une situation de retraite résultant du modèle de départ flexibilisé diminuerait progressivement (pour autant que l'âge à la retraite soit adapté à l'évolution de l'espérance de vie).

Les années de cotisation varieraient également en fonction du scénario, dans les mêmes proportions (sous l'hypothèse que la retraite et l'activité professionnelle se substituent).

Tableau 6.9 : Nombre total d'années de retraites pour les personnes âgées de 50 à 64 ans en 2000, sous l'hypothèse (1) d'un départ à la retraite à l'âge de 65 ans ou (2) d'un départ flexible.

	Effectif	Départ à la retraite à 65 ans		Départ flexibilisé		Différence
		Espérance de retraite	Années de retraite	Espérance de retraite	Années de retraite	
Hommes						
Sans formation	17700	16.0	282500	17.3	306300	23800
Secondaire I	110700	16.1	1778000	17.3	1917000	13900
Secondaire II	293300	17.3	5077400	17.3	5077400	0
Tertiaire	169600	18.7	3166100	17.3	2936800	-229200
Total		17.0	10304000		10237500	-66400*
Femmes						
Sans formation	23500	20.4	478400	21.2	497400	19100
Secondaire I	209900	20.3	4257900	21.2	4446600	188600
Secondaire II	302400	21.2	6404800	21.2	6404800	0
Tertiaire	63400	22.4	1422000	21.2	1343700	-78300
Total		20.4	12563100		12692500	129400**

* Années de retraite en moins ; ** Années de retraites en plus. Source : simulations selon les données de la Swiss National Cohort. Les chiffres ont été arrondis à la centaine près, d'où des écarts éventuels dans les totaux.

6.3.2 Durée moyenne de retraite identique pour tous les niveaux de formation et les sexes

Le deuxième modèle vise non seulement à supprimer les inégalités socioprofessionnelles, exprimées par le niveau de formation, concernant la durée de la retraite ; mais aussi à supprimer les inégalités entre sexe, qui sont encore plus importantes que les écarts entre niveau de formation. En effet, en 2000, 3,7 ans d'écart caractérisaient l'espérance de vie à l'âge de 65 ans des hommes et des femmes, une valeur en diminution (4,1 ans en 1990). Cet écart a passé à 3 années en 2010, poursuivant ainsi ce phénomène d'harmonisation progressive de l'espérance de vie entre hommes et femmes.

En 2000, l'espérance de vie moyenne des hommes et des femmes âgés de 65 ans est de 18,8 années. Poser la condition que l'ensemble des groupes bénéficie d'une espérance de vie de 18,8 années au départ à la retraite revient à proposer des âges de départ indiqués au tableau 6.10 : quel que soit le niveau de formation, les hommes verraient leur âge de départ à la retraite diminuer, alors que les femmes devraient travailler plus longtemps. L'écart maximal, qui est observé entre les hommes sans formation achevée et les femmes de formation tertiaire, serait de 6,4 années (Tableau 6.10).

Tableau 6.10 : Age de la retraite sous l'hypothèse d'une durée identique quel que soit le niveau de formation et le sexe (durée restant à vivre de 18,8 ans), en 2000.

		Espérance de vie à 65 ans	Bonus / malus p.r. situation moyenne	Age proposé de retraite
Hommes	Sans	16.0	2,8	62,2
	Secondaire I	16.1	2,7	62,3
	Secondaire II	17.3	1,5	63,5
	Tertiaire	18.7	0,1	64,9
Femmes	Sans	20.4	-1,6	66,6
	Secondaire I	20.3	-1,5	66,5
	Secondaire II	21.2	-2,4	67,4
	Tertiaire	22.4	-3,6	68,6

Source : Swiss National Cohort

6.3.3 Rapport entre durée théorique de cotisation (servant au calcul de la rente) et durée de retraite identique pour tous les niveaux de formation

Le troisième modèle pose la condition d'un rapport constant entre la période théorique de cotisation et la période escomptée de retraite. Rappelons que l'hypothèse suggère que les hommes et les femmes, quel que soit leur niveau de formation, cotisent dès l'âge de 20 ans en moyenne.

Dans ce cas, la durée potentielle de cotisation serait de 45 ans (jusqu'à l'âge du départ à la retraite, soit 65 ans). Le ratio années de cotisation / années de retraite varierait alors en fonction de la durée moyenne de retraite, qui équivaut donc à l'espérance de vie à l'âge de 65 ans. Ce ratio atteint chez les hommes du niveau tertiaire 2,4 années théoriques de cotisation pour 1 année de retraite, contre 2,8 années théoriques de cotisation pour une année de retraite pour ceux sans formation achevée ou au bénéfice d'une formation secondaire I. Chez les femmes, le ratio années théoriques de cotisation / années de retraite varie entre 2,0 et 2,2 (Tableau 6.11).

Tableau 6.11 : Ratio entre années actives et années de retraite, selon le niveau de formation, sous l'hypothèse d'un début de cotisation à 20 ans, en 2000

		Entrée en cotisation	Durée potentielle de cotisation	Durée de retraite	Ratio années de cotisation/ années de retraite
Hommes	Sans	20.0	45.0	16.0	2.8
	Secondaire I	20.0	45.0	16.1	2.8
	Secondaire II	20.0	45.0	17.3	2.6
	Tertiaire	20.0	45.0	18.7	2.4
Femmes	Sans	20.0	45.0	20.4	2.2
	Secondaire I	20.0	45.0	20.3	2.2
	Secondaire II	20.0	45.0	21.2	2.1
	Tertiaire	20.0	45.0	22.4	2.0

Source : propres calculs selon données de la Swiss National Cohort

Si l'on veut que le ratio soit identique pour tous les groupes, et qu'il soit égal à celui des hommes et femmes du niveau secondaire II (soit 2,6 et 2,1), les âges à la retraite varieraient entre 64,0 et 66,0 ans chez les hommes et entre 64,4 et 65,8 ans chez les femmes (Tableau 6.12).

La durée de retraite (ou nombre moyen d'années restant à vivre au moment du passage à la retraite) serait par ailleurs variable en fonction du niveau de formation, puisque c'est le ratio entre la période de cotisation et la période de retraite qui est déterminante. Cette durée varierait entre 16,9 ans (sans formation ou scolarité obligatoire) et 17,7 ans (formation tertiaire) chez les hommes et entre 20,9 ans (sans formation ou scolarité obligatoire) et 21,6 ans (niveau tertiaire) chez les femmes.

Tableau 6.12 : Age hypothétique de départ à la retraite sous l'hypothèse d'un ratio entre durée de cotisation et durée de retraite constant, égal à 2,7 chez les hommes et 2,2 chez les femmes, en 2000.

		Ratio imposé	Espérance de vie à l'entrée en cotisation	Durée de cotisation	Durée de retraite	Age à la retraite
Hommes	Sans	2.6	61.0	44.0	16.9	64.0
	Secondaire I	2.6	61.1	44.1	17.0	64.1
	Secondaire II	2.6	62.3	45.0	17.3	65.0
	Tertiaire	2.6	63.7	46.0	17.7	66.0
Femmes	Sans	2.1	65.4	44.4	20.9	64.4
	Secondaire I	2.1	65.3	44.4	20.9	64.4
	Secondaire II	2.1	66.2	45.0	21.2	65.0
	Tertiaire	2.1	67.4	45.8	21.6	65.8

Source : propres calculs selon données de la Swiss National Cohort

Il importe par ailleurs de relever que l'espérance de vie évolue dans le sens d'un accroissement régulier. C'est le cas également de l'espérance de vie à l'âge de 65 ans, qui a augmenté de 1,7 et 1,3 an chez les hommes et les femmes entre 1990 et 2000. L'accroissement attendu de l'espérance de vie à l'âge de 65 ans pour les décennies à venir conduirait à un changement dans les ratios entre durée de cotisation et durée de retraite. On peut s'interroger sur les adaptations de l'âge à la retraite nécessaires afin de conserver de mêmes ratios entre années de cotisation et années de

retraite. On rechercherait ici une équité entre générations puisque les cohortes arrivant successivement à la retraite devraient avoir un même rapport entre années cotisées et années de retraite.

A partir de l'espérance de vie calculée en 2010, on peut estimer le ratio durée théorique de cotisation / durée de retraite à 2,3 chez les hommes de formation secondaire II et 2,0 chez les femmes du même niveau de formation. En appliquant ces ratios à la période allant de 2010 et 2050, on obtient les adaptations de l'âge de départ à la retraite rendues nécessaires par l'accroissement de l'espérance de vie à l'âge de 65 ans (tableau 6.13).

Tableau 6.13 : Age hypothétique de départ à la retraite sous l'hypothèse d'un ratio entre durée de cotisation et durée de retraite constant, égal à 2,3 chez les hommes et 2,0 chez les femmes, entre 2010 et 2050.

	Ratio	2010	2020	2030	2040	2050	
Scénario Moyen							
Hommes	Sans	2.3	64.1	65.4	66.1	66.6	67.0
	Secondaire I	2.3	64.2	65.4	66.1	66.7	67.1
	Secondaire II	2.3	65.0	66.3	67.0	67.5	67.9
	Tertiaire	2.3	66.0	67.3	68.0	68.5	68.9
Femmes	Sans	2.0	64.5	65.5	66.2	66.8	67.3
	Secondaire I	2.0	64.4	65.4	66.2	66.8	67.2
	Secondaire II	2.0	65.0	66.0	66.8	67.4	67.8
	Tertiaire	2.0	65.8	66.8	67.6	68.2	68.6
Scénario Haut							
Hommes	Sans	2.3	64.1	65.9	67.1	68.0	68.7
	Secondaire I	2.3	64.2	66.0	67.2	68.1	68.7
	Secondaire II	2.3	65.0	66.8	68.0	68.9	69.6
	Tertiaire	2.3	66.0	67.8	69.0	69.9	70.6
Femmes	Sans	2.0	64.5	65.7	66.7	67.7	68.5
	Secondaire I	2.0	64.4	65.6	66.7	67.6	68.4
	Secondaire II	2.0	65.0	66.2	67.3	68.2	69.0
	Tertiaire	2.0	65.8	67.0	68.1	69.0	69.8
Scénario Bas							
Hommes	Sans	2.3	64.1	64.5	64.8	65.1	65.4
	Secondaire I	2.3	64.2	64.6	64.9	65.2	65.5
	Secondaire II	2.3	65.0	65.4	65.7	66.0	66.3
	Tertiaire	2.3	66.0	66.4	66.7	67.0	67.3
Femmes	Sans	2.0	64.5	65.0	65.4	65.7	66.0
	Secondaire I	2.0	64.4	65.0	65.4	65.6	65.9
	Secondaire II	2.0	65.0	65.6	66.0	66.2	66.5
	Tertiaire	2.0	65.8	66.4	66.8	67.0	67.3

Source : Propres calculs selon les données des scénarios démographiques de l'OFS (2010)

En 2010, l'âge de départ varierait selon cette hypothèse entre 64,1 ans et 66,0 ans (femmes entre 64,5 ans et 65,8 ans) suivant le niveau de formation. Il devrait être augmenté de 2,9 années chez les hommes, et de 2,8 années chez les femmes, pour maintenir le ratio au même niveau jusqu'en 2050. Ces augmentations seraient de 4,6 et 4,0 ans en cas d'augmentation rapide de l'espérance de vie (hypothèse « haute »), et de 1,3 et 1,5 année dans le cas d'une lente augmentation (hypothèse « basse »).

Cette élévation théorique de l'âge au départ à la retraite reflète donc l'impact de l'accroissement de l'espérance de vie après 65 ans pour que chaque génération arrivant à la retraite dispose du même ratio années de cotisation / années de retraite. Relevons par ailleurs que, suite à l'hypothèse d'un maintien des écarts entre classes sociales, ceux-ci resteraient identiques en 2050 et 2010 (écart de 1,9 an chez les hommes et de 1,5 an chez les femmes).

6.3.4 Rapport entre durée d'activité et durée de retraite identique pour tous les niveaux de formation et les sexes

Une alternative au scénario proposé à la section 6.3.3 est d'ajouter à l'hypothèse d'un rapport égal entre années de cotisation et années de retraite à l'échelle des niveaux de formation une seconde hypothèse d'égalité à l'échelle des sexes. Pour ce faire, on suppose que le ratio entre durée de cotisation et durée de retraites est égal à 2,4, soit la moyenne entre les ratios masculins et féminins pour les personnes de niveau secondaire II en 2000.

Selon cette hypothèse et en reprenant les informations de 2010, l'âge de la retraite devrait être flexibilisé de 4,6 ans, entre les hommes de faible niveau de formation, qui devraient partir à la retraite à 62,8 ans en vue de correspondre au ratio défini, et les femmes de niveau tertiaire, qui devraient exercer une activité professionnelle jusqu'à l'âge de 67,4 ans. Selon cette hypothèse, la durée de retraite resterait inégale, variant entre 18,1 et 20,1 ans pour les mêmes catégories. La durée théorique de cotisation devrait être plus longue pour les femmes, atteignant 47,4 ans pour celles de niveau de formation tertiaire, contre moins de 43 ans pour les hommes de faible niveau de formation.

Tableau 6.14 : Age hypothétique de départ à la retraite sous l'hypothèse d'un ratio entre durée de cotisation et durée de retraite constant, égal à 2,4 chez les hommes et chez les femmes, en 2000.

		Ratio imposé	Espérance de vie à l'entrée en cotisation	Durée de cotisation	Durée de retraite	Age à la retraite
Hommes	Sans	2.4	61.0	42.8	18.1	62.8
	Secondaire I	2.4	61.1	42.9	18.2	62.9
	Secondaire II	2.4	62.3	43.8	18.5	63.8
	Tertiaire	2.4	63.7	44.7	18.9	64.7
Femmes	Sans	2.4	65.4	45.9	19.4	65.9
	Secondaire I	2.4	65.3	45.9	19.4	65.9
	Secondaire II	2.4	66.2	46.5	19.7	66.5
	Tertiaire	2.4	67.4	47.4	20.1	67.4

Source : Propres calculs selon les données de la Swiss National Cohort

6.3.5 Rapport entre durée potentielle d'activité et durée de retraite identique pour tous les niveaux de formation

Une troisième série de modèles visant à améliorer l'équité entre niveaux de formation consiste à prendre en considération les âges théoriques à la fin des études secondaire I, secondaire II et tertiaire pour définir plus exactement la durée potentielle d'activité. Les valeurs d'entrée dans la vie active varieraient alors en fonction du type de formation. En l'absence d'informations exactes, on considère les valeurs mentionnées à la section 6.2.4, qui correspondent à des seuils minimum : certains cursus scolaires peuvent durer plus longtemps, et certaines professions exigent des durées

d'études plus longues. C'est en particulier le cas de certaines professions du domaine tertiaire (médecins, ingénieurs, etc.). Les valeurs proposées d'entrée dans la vie active, qui figurent au tableau 6.15, sont donc des valeurs minimales.

Selon le tableau 6.15, le ratio entre les années en période d'activité et les années en période de retraite varie en 2000 entre 3,0 pour les hommes sans formation ou présentant un niveau secondaire I (entrant sur le marché du travail à 17 ans) et 1,9 pour les femmes avec formation tertiaire (entrant sur le marché du travail à 23 ans). Chez les hommes, le ratio passe de 3,0 à 2,3 suivant le niveau de formation achevée, chez les femmes de 2,4 à 1,9. La relation est inverse entre le ratio et la durée de formation. Comparativement à l'hypothèse précédente, les ratios varient d'une manière beaucoup plus importante, ce qui est logique puisque les durées potentielles de travail varient également, alors que l'hypothèse précédente considère une durée identique quel que soit le niveau de formation. Les valeurs du ratio qui serviront de référence pour l'estimation des âges de départ à la retraite sont de 2,7 pour les hommes (ratio observé parmi les hommes de niveau secondaire II) et de 2,2 pour les femmes (tableau 6.15).

Tableau 6.15 : Ratio entre années actives et années de retraite, selon le niveau de formation, sous l'hypothèse d'une entrée dans la vie active variant en fonction du niveau de formation, en 2000

		Entrée dans la vie professionnelle	Durée potentielle d'activité	Durée de retraite	Ratio
Hommes	Sans	17.0	48.0	16.0	3.0
	Secondaire I	17.0	48.0	16.1	3.0
	Secondaire II	19.0	46.0	17.3	2.7
	Tertiaire	23.0	42.0	18.7	2.3
Femmes	Sans	17.0	48.0	20.4	2.4
	Secondaire I	17.0	48.0	20.3	2.4
	Secondaire II	19.0	46.0	21.2	2.2
	Tertiaire	23.0	42.0	22.4	1.9

Source : Propres calculs selon les données de la Swiss National Cohort

Si l'on désire, à partir de ces informations, imposer un ratio de 2,7 années de travail pour une année de retraite chez les hommes, et de 2,2 années de travail pour une année de retraite chez les femmes, il conviendrait de flexibiliser l'âge de la retraite de la manière présentée au tableau 6.16.

Tableau 6.16 : Age hypothétique de départ à la retraite sous l'hypothèse d'un ratio entre durée d'activité et durée de retraite constant, égal à 2,7 chez les hommes et 2,2 chez les femmes, en 2000 (après prise en compte des variations dans l'entrée dans la vie active).

		Ratio imposé	Espérance de vie à l'entrée en activité	Durée d'activité	Durée de retraite	Âge à la retraite
Hommes	Sans	2.7	64.0	46.5	17.5	63.5
	Secondaire I	2.7	64.1	46.5	17.5	63.5
	Secondaire II	2.7	63.3	46.0	17.3	65.0
	Tertiaire	2.7	60.7	44.1	16.6	67.1
Femmes	Sans	2.2	68.4	46.8	21.6	63.8
	Secondaire I	2.2	68.3	46.8	21.5	63.8
	Secondaire II	2.2	67.2	46.0	21.2	65.0
	Tertiaire	2.2	64.4	44.1	20.3	67.1

Source : Propres calculs selon les données de la Swiss National Cohort

Pour assurer une équité entre niveaux de formation, le modèle devrait prévoir un âge de départ à la retraite qui varierait entre 63,5 ans pour les hommes sans formation achevée à 67,1 ans pour ceux présentant un niveau de formation tertiaire. Cet âge varierait entre 63,8 ans pour les femmes sans niveau de formation et 67,1 ans pour les femmes avec niveau de formation tertiaire. Relevons que les femmes et les hommes présenteraient selon ce modèle pratiquement les mêmes âges de départ à la retraite, pour un niveau de formation donné.

Tableau 6.17 : Age hypothétique de départ à la retraite sous l'hypothèse d'un ratio entre durée d'activité et durée de retraite constant, égal à 2,4 chez les hommes et 2,0 chez les femmes, entre 2010 et 2050.

	Ratio	2010	2020	2030	2040	2050	
Scénario Moyen							
Hommes	Sans	2.4	63.5	64.8	65.5	66.0	66.5
	Secondaire I	2.4	63.6	64.9	65.6	66.1	66.5
	Secondaire II	2.4	65.0	66.3	67.0	67.5	68.0
	Tertiaire	2.4	67.2	68.5	69.2	69.7	70.1
Femmes	Sans	2.0	63.8	64.8	65.6	66.2	66.6
	Secondaire I	2.0	63.7	64.7	65.5	66.1	66.6
	Secondaire II	2.0	65.0	66.0	66.8	67.4	67.8
	Tertiaire	2.0	67.1	68.1	68.9	69.5	70.0
Scénario Haut							
Hommes	Sans	2.4	63.5	65.3	66.5	67.4	68.1
	Secondaire I	2.4	63.6	65.4	66.6	67.5	68.2
	Secondaire II	2.4	65.0	66.8	68.0	68.9	69.6
	Tertiaire	2.4	67.2	69.0	70.2	71.1	71.8
Femmes	Sans	2.0	63.8	65.1	66.1	67.0	67.8
	Secondaire I	2.0	63.7	65.0	66.0	66.9	67.8
	Secondaire II	2.0	65.0	66.3	67.3	68.2	69.0
	Tertiaire	2.0	67.1	68.4	69.4	70.3	71.1
Scénario Bas							
Hommes	Sans	2.4	63.5	63.9	64.2	64.5	64.8
	Secondaire I	2.4	63.6	64.0	64.3	64.6	64.9
	Secondaire II	2.4	65.0	65.4	65.8	66.0	66.3
	Tertiaire	2.4	67.2	67.6	67.9	68.2	68.5
Femmes	Sans	2.0	63.8	64.4	64.8	65.1	65.3
	Secondaire I	2.0	63.7	64.3	64.7	65.0	65.2
	Secondaire II	2.0	65.0	65.6	66.0	66.3	66.5
	Tertiaire	2.0	67.1	67.7	68.1	68.4	68.6

Source : Propres calculs selon les données des scénarios démographiques pour la Suisse (2010)

Le ratio pour 2010 est de 2,4 pour les hommes et de 2,0 pour les femmes, sous l'hypothèse que les différentiels de mortalité selon la catégorie de formation se soient maintenus au cours de la première décennie du 21^e siècle. Ces ratios peuvent être appliqués pour la période 2010 à 2050 en vue de vérifier quelles sont les évolutions de l'âge à la retraite nécessaires pour maintenir constant le ratio entre les années d'activité et de retraite. Selon le tableau 6.17, les hommes devraient exercer leur activité jusqu'à l'âge de 66,5 ans (sans formation) à 70,1 ans (formation tertiaire), tandis que les femmes devraient exercer leur activité de 66,6 à 70,0 ans pour maintenir constant le ratio sous étude. Compte tenu de l'hypothèse de maintien des différentiels de mortalité selon la profession, les écarts dans les âges théoriques de départ à la retraite entre groupes resteraient identiques à ceux observés en 2000 (3,6 ans pour les hommes, 3,4 ans pour les femmes). Le

tableau 6.17 montre par ailleurs l'évolution de ces âges de départ à la retraite en fonction de l'hypothèse de mortalité retenue.

6.3.6 Rapport entre durée d'activité et durée de retraite identique pour tous les niveaux de formation et les sexes

Le dernier scénario repose sur l'hypothèse d'un ratio entre durée d'activité et durée de retraite identique non seulement pour les différents niveaux de formation, mais également pour les sexes. Le ratio a été calculé pour 2000 en considérant l'espérance de vie de l'ensemble de la population, et l'âge théorique moyen (pondéré par les effectifs) d'entrée dans la vie active. Cet âge est de 19,2 ans pour les personnes au seuil de la retraite, soit une durée d'activité de 45,8 ans jusqu'à l'âge de 65 ans. A partir de l'espérance de vie à 65 ans (hommes et femmes ensemble) qui est légèrement supérieure à 18,8 ans, le ratio pour 2000 est de 2,4 (Tableau 6.18). Ce ratio conduit à un âge au départ à la retraite de 65 ans en moyenne, et permet de calculer la flexibilisation nécessaire pour tenir compte de la durée de vie variable en fonction du sexe et du niveau de formation.

Tableau 6.18 : Age hypothétique de départ à la retraite sous l'hypothèse d'un ratio entre durée d'activité et durée de retraite constant, égal à 2,4 chez les hommes et les femmes, en 2000 (après prise en compte des variations dans l'entrée dans la vie active).

		Ratio imposé	Espérance de vie à l'entrée en activité	Durée d'activité	Durée de retraite	Age à la retraite
Hommes	Sans	2.4	64.0	45.3	18.6	62.3
	Secondaire I	2.4	64.1	45.4	18.7	62.4
	Secondaire II	2.4	63.3	44.9	18.5	63.9
	Tertiaire	2.4	60.7	43.0	17.7	66.0
Femmes	Sans	2.4	68.4	48.4	19.9	65.4
	Secondaire I	2.4	68.3	48.4	19.9	65.4
	Secondaire II	2.4	67.2	47.6	19.6	66.6
	Tertiaire	2.4	64.4	45.6	18.8	68.6

Source : propres estimations

Selon cette hypothèse, les départs à la retraite devraient s'échelonner entre 62,3 et 68,6 ans, suivant le sexe et le niveau de formation. L'écart entre les catégories aux âges extrêmes est de 6,3 ans. Les femmes de niveau de formation tertiaire devraient travailler deux années de plus que toutes les autres catégories (68,6 ans contre 66,6 ans pour les femmes de niveau secondaire II), tandis que les hommes de niveau tertiaire devraient être actifs jusqu'à 66 ans. Parmi les groupes pouvant anticiper leur retraite, selon cette hypothèse, figurent les hommes sans formation et ceux de formation secondaire I (62,3 et 62,4 ans).

6.4 Synthèse et remarques conclusives

Les résultats des différentes simulations effectuées pour l'année 2000 sont résumés au tableau 6.19. Logiquement, la plage des âges à la retraite est la plus large lorsque l'on prend comme critère de maintenir constant le ratio entre années potentielles d'activité et années de retraite, et le plus faible lorsque l'on maintient constant le ratio entre années théoriques de cotisation et années de retraite. Le fait de tenir compte des inégalités entre sexe conduit à doubler l'écart intergroupes.

Tableau 6.19 : Synthèse des résultats des différentes simulations

	Durée de retraite identique		Ratio cotisation/retraite identique		Ratio activité/retraite identique	
	Par niveau de formation	Par niveau de formation et sexe	Par niveau de formation	Par niveau de formation et sexe	Par niveau de formation	Par niveau de formation et sexe
	6.2.1	6.2.2	6.2.3	6.2.4	6.2.5	6.2.6
Hommes Sans	63.7	62.2	64.0	62.8	63.5	62.3
Secondaire I	63.9	62.3	64.1	62.9	63.5	62.4
Secondaire II	65.0	63.5	65.0	63.8	65.0	63.9
Tertiaire	66.4	64.9	66.0	64.7	67.1	66.0
Femmes Sans	64.2	66.6	64.4	65.9	63.8	65.4
Secondaire I	64.1	66.5	64.4	65.9	63.8	65.4
Secondaire II	65.0	67.4	65.0	66.5	65.0	66.6
Tertiaire	66.2	68.6	65.8	67.4	67.1	68.6
Age minimal	63.7	62.2	64.0	62.8	63.5	62.3
Age maximal	66.4	68.6	66.0	67.4	67.1	68.6
Ecart	2.7	6.4	2.0	4.6	3.6	6.3

Source : propres estimations

Ces différents modèles de flexibilité ont été établis à partir des données de 2000, mais les résultats étant principalement influencés par les différentiels de mortalité selon le niveau de formation et le sexe, les résultats anticipés pour 2010 devraient être proches¹⁸.

Les résultats reposent sur une seule ou deux variables, la formation achevée et le sexe, qui ne captent pas l'ensemble des différentiels observés entre les différentes catégories socioprofessionnelles. Les écarts maximaux d'espérance de vie à l'âge de 65 ans lorsque l'on croise le niveau de formation et le sexe sont de 6,4 années en 2000 (entre les hommes sans formation achevée et les femmes de niveau de formation tertiaire). Il est probable qu'entre groupes définis plus précisément selon la situation dans la profession, l'exposition professionnelle ou le revenu, ces écarts pourraient être encore plus importants.

Cependant, le recueil de nouvelles données serait nécessaire afin d'étendre ces simulations à d'autres variables comme la profession apprise, la profession exercée ou la classe socioprofessionnelle, variables à partir desquelles il n'est pas possible de calculer des espérances de vie à la retraite en Suisse¹⁹.

De nombreuses hypothèses sous-tendent les calculs effectués dans ce chapitre. Ces hypothèses sont en particulier liées à l'âge d'entrée dans la vie active (qui a été définie théoriquement, mais qui en réalité est inconnue) et l'âge théorique de début de cotisation. Les valeurs utilisées dans les modèles sont estimées, faute d'informations détaillées disponibles. En outre, les calculs reposent sur des données transversales, alors qu'une autre approche plus proche de la réalité serait de disposer de tables de mortalité longitudinales par niveau de formation. De telles tables permettraient d'intégrer les progrès attendus dans la lutte contre la mort, mais elles ne sont pas

¹⁸ Faute de donnée sur la mortalité selon le niveau de formation en 2010, les estimations n'ont pas pu être effectuées pour une période plus récente.

¹⁹ Pour cela, il faudrait que le relevé structurel, qui remplace le recensement de la population, saisisse des informations sur la dernière activité professionnelle des retraités.

disponibles. L'écart d'espérance de vie entre approche transversale et longitudinale, à l'âge de 65 ans, est de l'ordre d'environ une année, selon nos estimations. Si l'on pose l'hypothèse d'un progrès futur qui se répartirait de la même manière pour chaque niveau de formation, les calculs transversaux effectués ici ne devraient pas être différents des estimations reposant sur des tables de mortalité longitudinales. Le choix (imposé par les données) d'utiliser l'approche transversale ne devrait donc pas avoir d'influence sur les résultats et leur interprétation.

Malgré ces quelques limites, les modèles proposés montrent qu'une flexibilité plus ou moins importante de l'âge de la retraite pourrait conduire à une situation plus équitable en termes de durée de retraite vécue par le groupe ou de rapport entre période active / de cotisation et période de retraite. Suivant les objectifs poursuivis, la flexibilisation de l'âge de la retraite, calculée à partir du niveau de formation achevée, devrait varier entre 2 et 4 ans approximativement. Cette flexibilisation devrait être comprise entre 4 et 7 années dans l'hypothèse où l'on voudrait également prendre en compte une égalité entre les sexes. Dans le cas où elle était appliquée, cette flexibilité réduirait en partie les inégalités observées dans les durées de cotisation ou d'activité et la durée des rentes (durée de la retraite).

Les régressions logistiques effectuées au chapitre 5 ont cependant montré que, après même prise en compte de la formation achevée, des écarts de risque de mortalité s'observent encore en fonction de la catégorie socioprofessionnelle. Prendre en compte ces différentiels socioprofessionnels nécessiterait d'accroître encore l'éventail des âges de la retraite. Compte tenu des valeurs des odds ratio, une flexibilisation de l'ordre de 6 ans pour les hommes et de 4 ans pour les femmes (ou de 9 années si l'on veut imposer une équité par sexe) serait à même de répondre aux différentiels d'espérance de vie et de risques de mortalité observés en Suisse selon la catégorie socioprofessionnelle et le niveau de formation. Ainsi, les modèles résumés au tableau 6.19 ne couvrent que partiellement (deux tiers environ) les inégalités observées entre groupes formant la population.

Finalement, la situation d'un groupe ne reflète pas toujours la situation individuelle et l'on doit rester prudent sur les impacts individuels d'une telle série d'adaptations de l'âge de départ à la retraite. Les âges au décès étant fort variables (l'espérance de vie étant une moyenne), seule une partie des inégalités serait réduite par un modèle de départ à la retraite tenant compte des différentiels de mortalité en fonction du groupe. Comme indiqué précédemment, ces modèles sont purement théoriques et l'hypothèse de réduire les inégalités provoquées par la mortalité différentielle ne représente qu'une partie de ce qui devrait être fait pour réduire les autres inégalités qui résultent de l'activité professionnelle (pénibilité du travail, charge horaire, etc.) ou des comportements de santé inadéquats.

Conclusions

Les progrès techniques, la tertiarisation de l'économie et l'accroissement des mesures de sécurité au travail ont conduit au cours de la fin du 19^e siècle et les neuf premières décennies du 20^e siècle à une lente unification des niveaux de mortalité en fonction des groupes sociaux, régionaux et professionnels. Cependant, à l'instar d'autres pays européens, un renversement de tendances s'est observé durant la dernière décennie du 20^e siècle, puisque les écarts d'espérance de vie entre groupes socioprofessionnels se sont légèrement accrus. Les écarts entre groupes sont à mettre en partie en relation avec l'existence de risques sur le lieu de travail (exposition à des substances cancérigènes, par exemple), mais aussi avec des différences dans les comportements alimentaires et de santé des groupes formant la population. Les connaissances médicales, en particulier les connaissances des programmes et actions de dépistage ou de prévention, la promotion d'une vie saine, le recours aux soins (capacité de réaction face à la maladie) et les conditions générales de vie (logements, qualité de la vie, etc.) ont pour leur part profité en premier lieu aux classes sociales favorisées, et ont joué certainement un rôle dans le maintien des différentiels d'espérance de vie entre groupes.

A l'exception de maladies professionnelles spécifiques, les facteurs liés à la pénibilité et à l'exposition professionnelle entraînent plutôt une usure générale, voire des maladies chroniques, et heureusement rarement des décès immédiats ou prématurés. Ainsi, établir des liens entre les résultats observés dans cette étude et la pénibilité du travail/exposition aux risques sur la place de travail est délicat. Même si la pénibilité varie en fonction de la profession exercée, elle n'agit pas forcément par une mortalité prématurée, en tous les cas pas au moment du passage à la retraite. Elle agit plutôt sur l'invalidité professionnelle, ainsi que l'on montré Gubéran et Usel en 2001, ou sur la qualité de la vie après la retraite (perte d'indépendance, douleurs et maladies chroniques, etc.). Le décès est un événement ultime qui ne permet pas de traduire correctement et dans sa totalité le poids de l'activité professionnelle sur la santé.

En ce qui concerne les facteurs non-professionnels intervenant sur le risque de décès, le fait qu'ils agissent différemment en fonction des groupes sociaux devrait interpeller, les résultats questionnant sur l'égalité des chances devant la santé. Les nombreuses analyses de la mortalité différentielle mettent en évidence l'existence de nombreux facteurs explicatifs relatifs au comportement de santé ou à l'accès aux soins, qu'il conviendrait d'analyser plus en détail en vue de comprendre pourquoi les différentiels restent importants et comment lutter efficacement contre ces différentiels. Cette étude n'a cependant pas pour objectif de formuler des recommandations pour la santé publique. Elle vise à faire le point sur la littérature scientifique existante (décrite au chapitre 3), à documenter des différentiels (chapitre 4), et à les valider statistiquement (chapitre 5). En outre, elle propose différents modèles de prise en compte des différentiels dans le cadre de l'établissement d'un âge ordinaire de la retraite flexibilisé selon des critères d'équité sociale (chapitre 6).

A ce propos, une limite importante dans l'analyse de la mortalité différentielle en Suisse, liée aux données, est celle de l'absence de suivi longitudinal sur une longue période, en particulier après le départ à la retraite. Nous disposons d'informations sur le statut socioprofessionnel des personnes actives, et celles-ci décèdent « rarement ». Les décès surviennent généralement entre 75 et 85 ans, et ce sont à ces âges que les différentiels de mortalité sont susceptibles d'intervenir. Or, le recul manque pour mesurer exactement les différentiels de mortalité en fin de vie selon des variables mesurées durant la vie active, comme la profession exercée, la catégorie socioprofessionnelle ou la branche d'activité.

Nonobstant cette limite, les analyses effectuées dans cette étude permettent en premier lieu de montrer des différentiels socioprofessionnels de risque de mortalité pour la Suisse cohérents avec la littérature internationale. L'analyse des causes de décès intervenant dans ces différentiels suggère en outre qu'un nombre important de facteurs de risques contribuent aux différences observées entre groupes. En deuxième lieu, les analyses documentent un mode de prise en compte des durées moyennes de vie en vue de la flexibilisation des âges de la retraite.

Dans le chapitre 6, le niveau de formation le plus élevé achevé est utilisé comme indicateur du statut social. Le choix de cet indicateur repose sur une de ses caractéristiques, celle de ne pas évoluer au cours du temps. En règle générale, la formation est achevée avant l'âge de 25 ans et ne se modifie plus. L'utilisation de cet indicateur pour l'établissement de modèles théoriques de flexibilisation de la retraite est optimisée par cette caractéristique. Les modèles reposent sur six critères d'égalité d'espérance de vie après la retraite ou d'égalité dans le ratio entre années de théoriques cotisation (ou d'activité) et années de retraite, pour les différents niveaux de formation et les sexes.

Les résultats suggèrent qu'une flexibilisation de la retraite de l'ordre de 2 à 4 ans entre les différents niveaux de formation permettrait de réduire les écarts entre l'espérance de retraite (durée moyenne de retraite) en fonction du groupe d'appartenance et dans les ratios années d'activité / années de retraite. Il faudrait ajouter au moins deux ans de flexibilisation pour garantir une parfaite équité à l'échelle des sexes. Relevons que la loi sur l'AVS permet d'anticiper la rente AVS de deux ans ou d'ajourner celle-ci de un à cinq ans, moyennant une réduction respectivement un supplément de rente. La flexibilité actuellement proposée n'est donc pas motivée par des critères socioprofessionnels et des différentiels dans la pénibilité du travail ou l'espérance de vie, mais est une possibilité offerte à tout cotisant sous certaines contraintes financières.

De telles mesures de flexibilité reposant sur les différentiels de mortalité auraient pour conséquence, à l'échelle des groupes, d'assurer une meilleure équité dans la durée passée hors emploi. A l'échelle individuelle, les faibles niveaux de qualification, qui sont les plus concernés par la pénibilité physique du travail, bénéficieraient en premier lieu d'une anticipation de l'âge à la retraite. Les personnes au bénéfice d'une formation tertiaire devraient par contre faire l'effort d'un recul de l'âge de départ à la retraite.

Cette étude n'a pas pour objectif de formuler des recommandations ou propositions de réformes des assurances sociales. Les modèles ne sont proposés qu'à des fins théoriques, indiquant qu'une flexibilisation de l'âge ordinaire à la retraite tenant compte des différentiels de mortalité est possible. Cette flexibilisation accroîtrait l'équité, à l'échelle des individus et des groupes, entre durée de cotisation/d'activité et durée de retraite. L'étude montre que, contrairement à d'autres variables catégorisant la position sociale (la profession, la branche d'activité, la catégorie socioprofessionnelle ou le revenu), le niveau de formation pourrait plus aisément être utilisé dans un modèle de flexibilisation de la retraite. Le niveau de formation est fixé tôt dans la vie, une condition indispensable pour utiliser une variable afin d'obtenir une flexibilisation des âges à la retraite.

Utiliser le niveau de formation comme instrument de flexibilisation de l'âge ordinaire de la retraite évite d'une part de devoir mesurer la pénibilité du travail, un concept flou ; d'autre part, cette utilisation évite des comportements d'optimisation de la part des individus. Par exemple, une flexibilisation de la retraite par rapport au revenu à une date donnée (p. ex. à 58 ans), à une profession exercée en fin de vie active, ou encore à une branche d'activité pourrait conduire des personnes actives à modifier temporairement leur comportement professionnel en vue de

bénéficiaire de quelques années de retraite en plus (par ex. en diminuant leur taux d'activité l'année de référence en vue de diminuer le salaire et par là de disposer d'un âge de départ à la retraite réduit). Dans l'exemple du niveau de formation, ce genre d'effets serait limité. Cependant, l'utilisation de cette variable poserait certainement d'autres problèmes liés au flou existant entre le statut de formation et la vie professionnelle, celle-ci pouvant être plus ou moins pénible et à risque au sein d'un même niveau de formation.

Rappelons finalement que les six modèles ayant été présentés dans cette étude ont été proposés en vue de montrer la faisabilité théorique d'une flexibilisation de la retraite, mais font abstraction de nombreux aspects pratiques ou de critères liés à l'équilibre financier du système des rentes vieillesse. Passer de cette démonstration à une application nécessiterait des travaux beaucoup plus complets et complexes, en particulier en vue de mesurer les conséquences individuelles, mais aussi les impacts financiers de ce type d'approches.

Références

Attanasio O., Emmerson C. (2003), Differential Mortality in the UK, *Journal of the European Economic Association*, 1(4), 821-850.

Attanasio O., Hoynes H. (2000), Differential Mortality and Wealth Accumulation, *Journal of Human Resources*, 35(1)

Ben-Shlomo Y, Davey Smith G, Shipley M. et al. (1993), Magnitude and cause of mortality differences between married and unmarried men. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 47, 200-205.

Berrington de Gonzalez A, Hartge P, Cerhan JR, et al. (2010). Body-mass index and mortality among 1.46 million white adults" *New England Journal of Medicine*, 363 (23): 2211–2119.

Bonoli G., Bertozzi F. et Wichmann S. (2008), *Adaptation des systèmes de retraite dans les pays de l'OCDE: quels modèles de réforme pour la Suisse?*, Berne, 2008, Office fédéral des assurances sociales.

Bouchardy C., Wanner P. Raymond L. (2001), *Mortalité des étrangers selon la cause de décès, 1989-1992*, Neuchâtel : OFS.

Bouchardy C., Schuler G., Minder C., et al. (2002), Cancer risk by occupation and socioeconomic group among men – a study by the Association of Cancer Registries, *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, 28 (suppl.1), 1-88.

Caro I. (2010), Retraites : comment définir la pénibilité. *Le Monde*, 22 juillet 2010

Christenson B. A., Johnson N.A. (1995). Educational Inequality in Adult Mortality: An Assessment with Death Certificate Data from Michigan. *Demography* 32(2): 215-229.

Cox D.R., Snell E.J. (1989). *Analysis of Binary Data*. 2nd Ed. London: Chapman and Hall.

Deaton A., Paxson C. (2001), *Mortality, education, income, and inequality among American cohorts*. in D. Wise (ed.), *Themes in the Economics of aging*, Chicago University Press.

Faeh D, Bopp M. (2010), Educational inequalities in mortality and associated risk factors: German-versus French-speaking Switzerland. *Public Health*, 18, 341-378.

Fellegi I., Sunter A (1969), A Theory for Record Linkage, *Journal of the American Statistical Association*, 64 (328), 1183-1210

Hadden W., Rockswold P. (2008), Increasing Differential Mortality by Education Attainment in Adults in the United States, *International Journal of Health Services*, 38(1) 47–61.

Henry L. (1963), Réflexions sur l'observation en démographie. *Population*, 18(2), 233-262.

Hummer R.A., Rogers R.G., Eberstein I. W. (1998). Sociodemographic Differentials in Adult Mortality: A Review of Analytic Approaches. *Population and Development Review* 24(3): 553-578.

Ikeda A., Iso H., Toyoshima H. (2007), Marital status and mortality among Japanese men and women: the Japan Collaborative Cohort Study, *BMC Public Health*, 7:73.

Iversen L, Andersen O, Andersen PK, Christoffersen K, Keiding N. (1987). Unemployment and mortality in Denmark, 1970-80. *British Medical Journal* 295:879-84.

Krieger N., Williams D.R., Moss N.E. (1997), Measuring Social Class in US Public Health Research: Concepts, Methodology, and Guidelines, *Annual Review of Public Health*, 18, 341-378.

Koskinen S., Joutsenniemi K., Martelin T., Martikainen P. (2007), Mortality differences according to living arrangements. *International Journal of Epidemiology*, 36(6), 1255-1264.

Lasfargues G. (2005), *Départs en retraite et « travaux pénibles » L'usage des connaissances scientifiques sur le travail et ses risques à long terme pour la santé*. Rapport de recherche du Centre d'Etude de l'Emploi, Neuilly le Grand.

Lleras-Muney, Adriana (2005). The Relationship Between Education and Adult Mortality in the United States, *Review of Economic Studies* 72: 189-221.

Lundin A., Lundberg I., Hallsten L. et al. (2010), Unemployment and mortality. A longitudinal a longitudinal prospective study on selection and causation in 49321 Swedish middle-aged men. *Journal of Epidemiology and Community Health*;64, 22-28.

Ma, H., Bernstein, L., Pike, MC., Ursin G. (2006), Reproductive factors and breast cancer risk according to joint estrogen and progesterone receptor status: a meta-analysis of epidemiological studies. *Breast Cancer Research*, 8:R43.

Martikainen P, Valkonen T. (1996). Excess mortality of unemployed men and women during a period of rapidly increasing unemployment. *Lancet* 348:208-213.

Morris JK, Cook DG, Shaper AG. (1994). Loss of employment and mortality. *British Medical Journal* 308:1135-9.

Oeppen J, Vaupel J. (2002) Broken limits to life expectancy. *Science* 296:1029-31.

OFS (2010), *Les scénarios de l'évolution démographique de la Suisse 2010-2060*. Neuchâtel : Office fédéral de la statistique.

OMS – WHO (2008), Inequities are killing people on grand scale, reports WHO's Commission, Press release <http://www.who.int/mediacentre/news/releases/2008/pr29/en/index.html> (consulté le 2 janvier 2012)

Olshansky S.J., Passaro D.J., Hershov R.C. et al (2005), A potential decline in life expectancy in the United States in the 21st Century, *The New England Journal of Medicine*, 352, 11, 1138-1145.

Oris M., Lerch M. (2009): La transition ultime. Longévité et mortalité aux grands âges dans le bassin lémanique, in M. Oris et al. (eds) *Transitions dans le parcours de vie et construction des inégalités*, Lausanne : Presses polytechniques et universitaires romandes.

Oris M., Lerch M., Forney Y., Schumacher R. et Vilpert S. (2010): *Les inégalités face à la mort en Suisse, Rapport final du Projet FNS no 100012-116416*. Non publié.

Pecoraro M. (2005) *Les migrants hautement qualifiés*, in Haug W. et Wanner P. (eds), *Migrants et marché du travail*, Neuchâtel : Office fédéral de la statistique, pp.71-109.

Pecoraro M., Wanner P. (2005), *La situation économique des Valaisans âgés de 60 à 70 ans. Une étude pilote effectuée à l'aide de données appariées provenant de diverses sources*. Berne : OFAS, Rapport de recherche « Aspects de la sécurité sociale ».

Peng Fei, Wanner P., Cotter S. (1998), Evolution des disparités cantonales de mortalité en Suisse, entre 1920/21 et 1988/93 », *Geographica Helvetica*, 1, 3-16.

Raymond L., Fischer B., Fioretta G., Bouchardy C. (1996), Migration bias in cancer survival rates, *Journal of Epidemiology and Biostatistics*, 1(3), 167-173.

Schumacher R. , Vilpert S. , (2011), *Gender differences in social mortality differentials*, Genève: Demographic Research, 25(8),285-310.

Sorlie D.P., Backlund E., Keller B.J. (1995), US mortality by economic demographic, and social characteristics: the national longitudinal mortality study. *American Journal of Public Health*, 85:949-956.

Spoerri A., Zwahlen M., Bopp M., Gutzwiller F. et Egger M. (2010): Religion and assisted and non-assisted suicide in Switzerland: National Cohort Study, *International Journal of Epidemiology*. 39(6)

Stahelin K., Schindler C., Spoerri A., Zemp Stutz E. (2010), Marital status, living arrangement and mortality: does the association vary by gender? *Journal of Epidemiology and Community Health*, consulté sur <http://jech.bmj.com/content/early/2011/10/19/jech.2010.128397.abstract> le 10 novembre 2011.

Valkonen T. (2001) *Tendances en matière de mortalité différentielle en Europe*. In Vallin J., Meslé F., Valkonen T. (eds), *Tendances en matière de mortalité et mortalité différentielle en Europe*. Strasbourg : Conseil de l'Europe, Etudes démographiques no 36.

Valkonen T., Martikainen P., Blomgren J. (2004) Increasing excess mortality among non-married elderly people in developed countries. *Demographic Research*, S2:305-330.

von Euler-Chelpin M., Olsen A.H., Njor S. et al. (2008), Does educational level determine screening participation? *European Journal of Cancer Prevention*, 17(3), 273-278.

Wanner P. (1998), *Mortalité différentielle selon la cause de décès*. Louvain-la-Neuve : Académia-L'Harmattan.

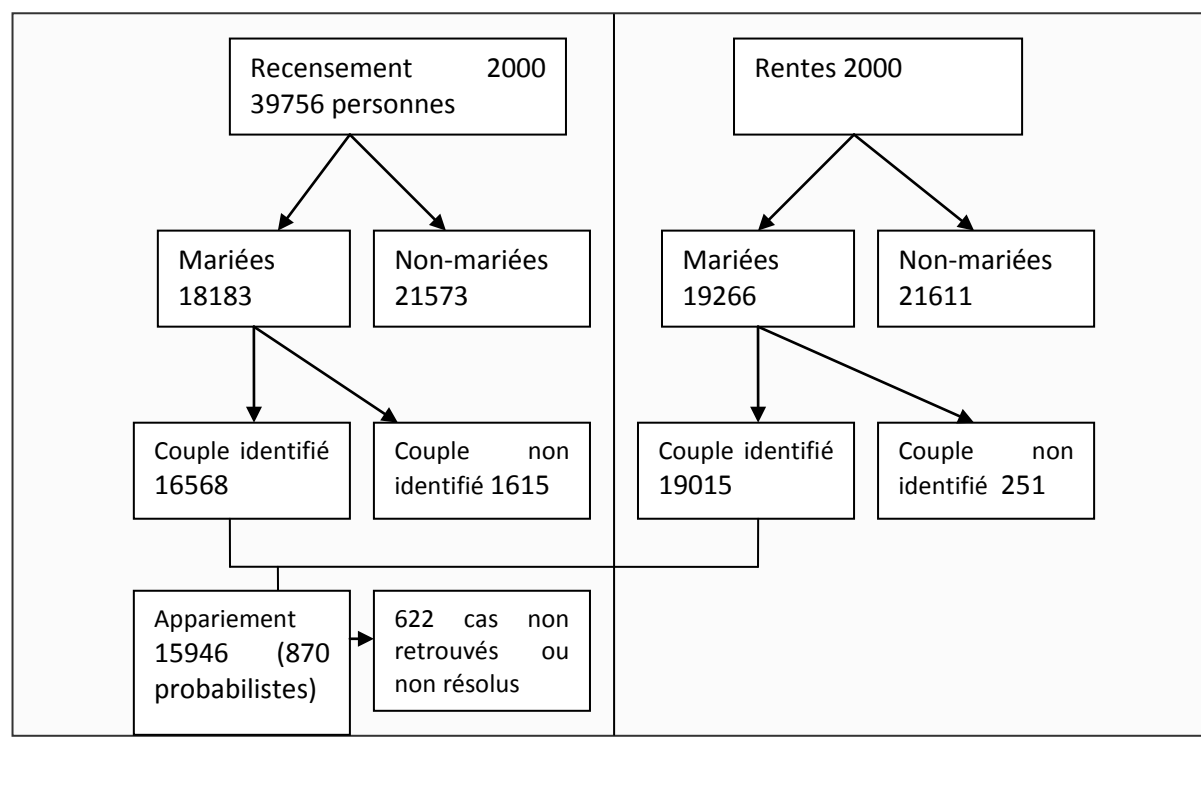
Wanner P., Peng Fei (2005), *Les comportements reproductifs des Suissesses et des Suisses*. Neuchâtel : Office fédéral de la statistique.

Wanner P., Peng Fei, Cotter S. (1997), Mortalité par âge et cause de décès en Suisse : Une analyse des disparités cantonales durant la période 1978/83 à 1988/93, *Revue européenne de démographie*, 4, 381-399.

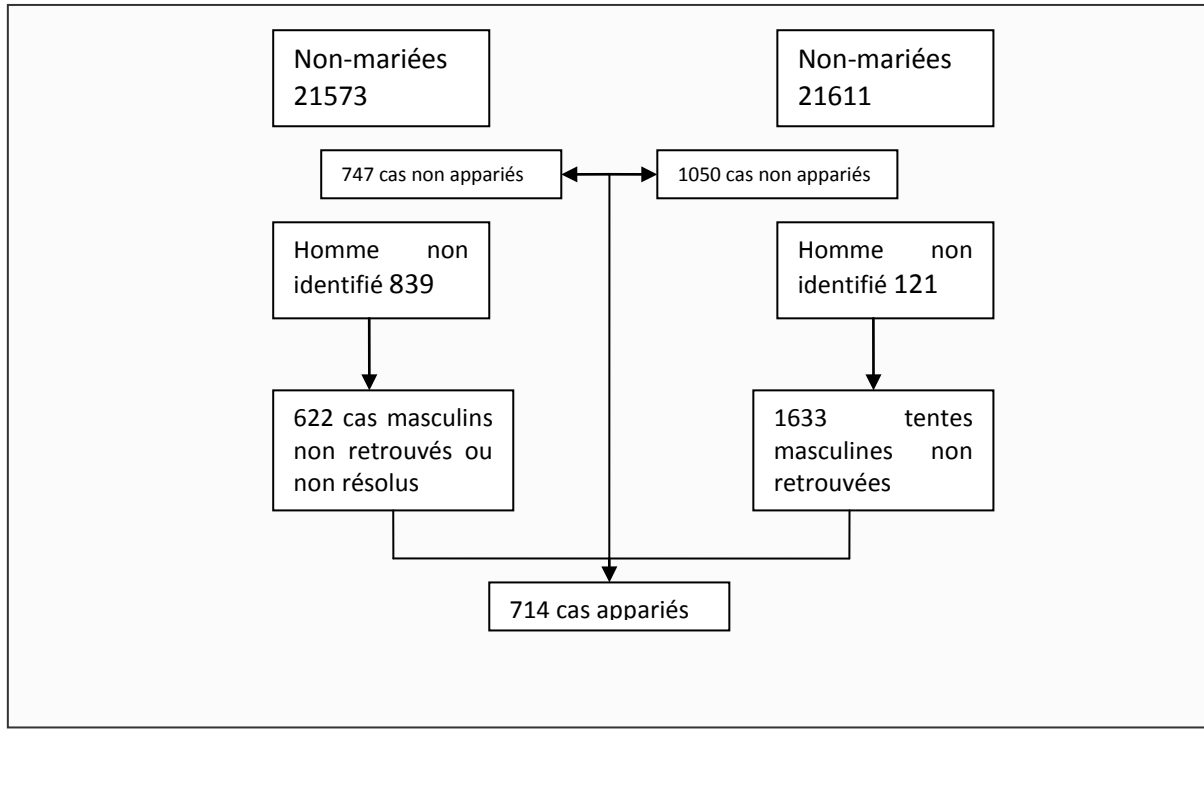
Annexe A1

Encadré 1 : Procédure d'appariement (les effectifs indiqués à titre d'exemple font référence aux personnes nées en 1920)

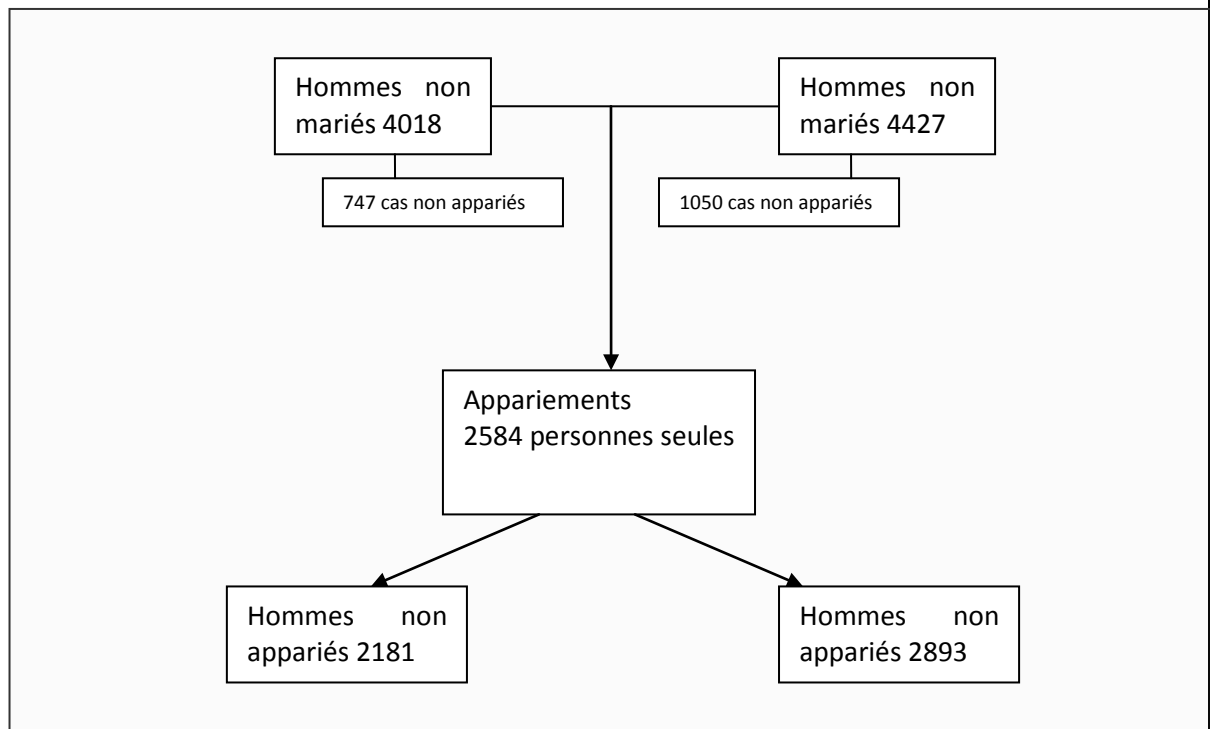
1^{ère} procédure : Appariement des personnes mariées pour lesquelles le conjoint est identifié



2^e procédure : appariement des personnes mariées restantes (non appariées à ce stade et dont le conjoint n'est pas identifié) (les effectifs portent sur les hommes uniquement)



3^e procédure : appariement des personnes vivant seules non encore appariées (les effectifs se réfèrent aux hommes uniquement)



**Weitere Forschungs- und Expertenberichte aus der Reihe
«Beiträge zur Sozialen Sicherheit»**

<http://www.bsv.admin.ch/praxis/forschung/publikationen/index.html?lang=de>

**Autres rapports de recherche et expertises de la série
«Aspects de la sécurité sociale»**

<http://www.bsv.admin.ch/praxis/forschung/publikationen/index.html?lang=fr>

**Altri rapporti di ricerca e perizie della collana
«Aspetti della sicurezza sociale»**

<http://www.bsv.admin.ch/praxis/forschung/publikationen/index.html?lang=it>

**Further research reports and expertises in the series
«Beiträge zur Sozialen Sicherheit»**

<http://www.bsv.admin.ch/praxis/forschung/publikationen/index.html?lang=en>