

La géographie de la mortalité en Suisse depuis 1970



Schweizerische Eidgenossenschaft
Confédération suisse
Confederazione Svizzera
Confederaziun svizra

Département fédéral de l'intérieur DFI
Office fédéral de la statistique OFS

Neuchâtel, 2012

La série «Statistique de la Suisse»
publiée par l'Office fédéral de la statistique (OFS)
couvre les domaines suivants:

- 0** Bases statistiques et généralités
- 1** Population
- 2** Espace et environnement
- 3** Vie active et rémunération du travail
- 4** Economie nationale
- 5** Prix
- 6** Industrie et services
- 7** Agriculture et sylviculture
- 8** Energie
- 9** Construction et logement
- 10** Tourisme
- 11** Mobilité et transports
- 12** Monnaie, banques, assurances
- 13** Protection sociale
- 14** Santé
- 15** Education et science
- 16** Culture, médias, société de l'information, sport
- 17** Politique
- 18** Administration et finances publiques
- 19** Criminalité et droit pénal
- 20** Situation économique et sociale de la population
- 21** Développement durable et disparités régionales et internationales

La géographie de la mortalité en Suisse depuis 1970

Rédaction Philippe Wanner, Institut de Démographie,
Université de Genève
Mathias Lerch, Institut de Démographie,
Université de Genève
Raymond Kohli, Section démographie et migration,
Office fédéral de la statistique

Editeur Office fédéral de la statistique

Editeur: Office fédéral de la statistique (OFS)

Complément d'information: Centre d'information, Section Démographie et migration, OFS,
tél. 032 713 67 11, e-mail: info.dem@bfs.admin.ch

Réalisation: Section Démographie et migration, OFS

Diffusion: Office fédéral de la statistique, CH-2010 Neuchâtel
tél. 032 713 60 60 / fax 032 713 60 61 / e-mail: order@bfs.admin.ch

Numéro de commande: 1307-0500

Prix: 10 francs (TVA excl.)

Série: Statistique de la Suisse

Domaine: 1 Population

Langue du texte original: Français

Page de couverture: OFS; concept: Netthoevel & Gaberthüel, Bienne; photo: © Bundeskanzlei-Béatrice Devènes, Dominic Büttner

Graphisme/Layout: Section DIAM, Prepress / Print

Copyright: OFS, Neuchâtel 2012
La reproduction est autorisée, sauf à des fins commerciales,
si la source est mentionnée

ISBN: 978-3-303-01254-3

Table des matières

1	Introduction	5	4	Les causes de décès intervenant sur les différentiels régionaux	25
2	Données et méthodes	7	4.1	Causes de décès selon le type détaillé de commune	25
2.1	Les données	7	4.2	Causes de décès selon l'agglomération	26
2.2	Découpage régional	7	4.3	Types de communes au sein des agglomérations	27
2.3	Méthodes	8	5	Les facteurs structurels et socio-sanitaires expliquant les différentiels de mortalité selon la région	31
2.3.1	Evolution des différentiels de mortalité et méthodes de décomposition	8	5.1	Les quatre hypothèses concernant la mortalité différentielle régionale	31
2.3.2	Tables de mortalité et espérances de vie	8	5.1.1	La structure sociale	31
3	Différentiels régionaux d'espérance de vie entre 1970 et 2000	11	5.1.2	L'accès différencié aux soins et aux services de santé	32
3.1	Espérance de vie par types de commune (regroupés selon un axe centre-périphérie)	11	5.1.3	Les différentiels dans les comportements de santé	34
3.2	Espérance de vie par type détaillé de communes	13	5.1.4	L'exposition à des atteintes environnementales	35
3.3	Espérance de vie par agglomération	16	5.2	Le rôle de la mobilité résidentielle sur l'interprétation des résultats	35
3.4	Espérance de vie par type de commune au sein des agglomérations	18	5.3	Conclusions	37
3.5	Espérance de vie selon la région MS	21		Références bibliographiques	39

1 Introduction

L'analyse de la mortalité régionale a une longue tradition en Suisse, puisque de nombreux travaux ont été effectués et publiés sur les niveaux d'espérance de vie dans les cantons et les régions linguistiques depuis le milieu du 20^e siècle (cf. par exemple BFS, 1951, Neury, 1969, OFS, 1987 et 1996). Depuis quelques années, les tables de mortalité cantonales sont estimées annuellement par l'Office fédéral de la statistique (OFS). Ces informations trouvent leur intérêt dans le fait que documenter et comprendre les différentiels régionaux de l'espérance de vie permet de planifier et d'évaluer les politiques de santé. Elles sont régulièrement complétées par des atlas de la mortalité, qui fournissent des informations sur les risques de décès selon la cause, à l'échelle des cantons (Bopp et Gutzwiller, 1999, Schüller et al., 1997).

Une évolution spectaculaire observée au cours du siècle écoulé a été la diminution des disparités de mortalité entre cantons (Peng Fei et al. 1998). En 1920/21, lorsque l'espérance de vie à la naissance s'élevait à 54,5 ans pour les hommes et 57,5 pour les femmes, les différences entre cantons atteignaient 10 ans entre le Tessin (48,2 ans) et Genève (58,4 ans) chez les hommes, et 12 ans entre le Tessin (50,4 ans) et Bâle-Ville (62,3 ans) chez les femmes. Les facteurs à l'origine de ces écarts avaient à voir avec la structure sanitaire des cantons et les conditions de vie, qui pouvaient varier fortement entre cantons urbains et cantons périphériques. La mortalité infantile jouait, en particulier, un rôle important dans ces différentiels.

Aujourd'hui, les écarts intercantonaux se sont fortement réduits. Pour les années 2009/2010, l'espérance de vie des hommes, qui était de 79,9 ans pour l'ensemble de la Suisse, variait entre 78,4 ans à Glaris et 81,1 ans à Zoug, soit un écart de 2,7 ans. Parmi les femmes, pour qui l'espérance de vie à l'échelle de la Suisse atteignait 84,4 ans, les valeurs variaient entre 82,3 ans (Glaris) et 85,5 ans (Tessin), soit un écart de 3,3 ans¹. Cette harmonisation est le reflet d'un progrès

sanitaire et social important, accordant à toutes et tous, en fonction de leur lieu de vie, des accès similaires au système suisse de santé.

Ainsi, les écarts d'espérance de vie à l'échelle régionale ne semblent plus s'expliquer, dans les pays industrialisés, par l'infrastructure socio-médicale disponible (Lopez Rios et al., 1992). Ces écarts s'expliquent désormais par d'autres facteurs comportementaux ou structurels (cf. chapitre 5). Le rôle de l'environnement de vie (pollution, smog, difficulté de faire des activités physiques en raison du temps consacré à la pendularité, etc.) est aussi évoqué pour expliquer les écarts entre mortalité urbaine et mortalité périphérique au cours du temps (Lerch et al., 2011, Frumkin, 2002).

Les causes de mortalité responsables des différentiels intercantonaux en 1990 avaient pu être mises en évidence dans une précédente étude (Wanner et al. 1997). Les cantons du Tessin et de Bâle-Ville se caractérisaient à l'époque par une surmortalité due aux maladies ischémiques, souvent liées à l'alimentation et la consommation de tabac. Les régions de montagne connaissaient davantage de morts violentes, en particulier d'accidents de la route provoqués par les spécificités du réseau routier; le sida, pour sa part, pénalisait en premier lieu la Suisse romande. Bopp et Gutzwiller (1999) confirmèrent ces résultats à partir du calcul de taux de mortalité standardisés. Leur étude, qui se focalisait sur la population de nationalisé suisse, adopta un découpage régional plus fin, reposant sur les 106 régions de mobilité spatiale (voir ci-dessous chapitre 2). Les auteurs mirent en évidence une augmentation des différentiels cantonaux de mortalité dans certaines classes d'âges, en particulier chez les hommes âgés de 20 à 29 ans. La baisse des taux de mortalité ne s'observa à ces âges qu'en Suisse centrale et dans les régions de montagne. Plus généralement, les auteurs confirmèrent que l'opposition entre les régions de Suisse centrale et les autres régions en 1950 se transforma progressivement à une opposition entre les régions urbaines et rurales. En 1990, les agglomérations urbaines de Genève, Zürich, Bâle et Lausanne présentaient la mortalité la plus élevée. Ce résultat obtenu pour les Suisses

¹ http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/themen/01/06/blank/dos/la_mortalite_en_suisse/tab103.html

s'oppose à l'observation établie 20 ans plus tard, selon laquelle, pour l'ensemble de la population domiciliée en Suisse (y compris les étrangers), le canton de Genève présente des taux de mortalité parmi les plus faibles de Suisse (Kohli, 2011).

Aujourd'hui, alors que la mortalité cantonale et ses spécificités sont bien documentées, il reste de nombreuses inconnues concernant les différentiels régionaux observés selon un axe urbain-rural. Il est pour cette raison utile de présenter les niveaux de mortalité de différentes entités géographiques et d'évaluer l'existence de schémas particuliers de mortalité en fonction du lieu de domicile.

Cette étude trouve en particulier sa place dans l'analyse et la documentation de l'opposition entre régions périphériques et régions urbaines. Elle décrit les différentiels régionaux de mortalité et discute leur origine. Elle complète donc les analyses déjà effectuées par l'OFS, avec un focus sur trois dimensions peu abordées à ce jour, d'une part l'axe centre-périphérie (en faisant référence à une typologie des communes de la Suisse reposant sur des critères fonctionnels liés à l'urbanisation), d'autre part, la typologie des régions MS et enfin les grandes agglomérations de la Suisse.

Dans une première étape (chapitre 2), les données et méthodes utilisées sont présentées. Puis, l'analyse décrira les différences de mortalité en fonction des régions. On utilisera les différentes typologies spatiales en vue d'identifier les régions à mortalité élevée et celles à faible mortalité (chapitre 3). En outre, on s'intéressera à l'explication des différences observées entre agglomérations et régions de la Suisse, en faisant référence aux causes de décès qui interviennent sur les différences (chapitre 4). Une discussion des facteurs à l'origine des différentiels de mortalité conclura cette analyse (chapitre 5).

2 Données et méthodes

2.1 Les données

L'analyse de la mortalité est menée à partir de la statistique des décès (une partie de la statistique des mouvements naturel [BEVNAT]), qui existe sous la forme d'enregistrements individuels informatisés depuis 1969. Elle inclut pour chaque décès des informations sur l'âge de la personne décédée, le sexe, la commune de domicile et la cause de décès. Elle permet dès lors le calcul d'indicateurs de la mortalité sur une échelle géographique précise.

Le recensement de la population est la seule source disponible susceptible de fournir, à l'échelle de l'ensemble de la Suisse, les populations par commune, classées par sexe et âge. Les recensements de 1970, 1980, 1990 et 2000 sont utilisés. L'analyse n'inclut pas 2010 car les décès pour la période autour de cette date ne sont pas encore disponibles.

Les décès, classés selon l'âge et le sexe, peuvent être mis en relation avec la population recensée tous les dix ans en vue du calcul de quotients de mortalité, et de l'établissement des tables de mortalité et des indicateurs qui en sont issus.

2.2 Découpage régional

L'espérance de vie est calculée pour différents regroupements de communes.

Le découpage régional MS (mobilité spatiale) tel que défini à l'issue du recensement 2000, est un premier regroupement utilisé². Cette nomenclature en 106 régions permet des analyses précises, au niveau régional, car elle regroupe les communes présentant de faibles effectifs et accroît donc la taille de la population. Selon l'OFS, «*créées en 1982 dans le cadre d'un projet de recherche sur la mobilité spatiale (PNR5) à partir des régions de montagne et des régions d'aménagement du territoire, [les régions MS] se caractérisent par une certaine homogénéité*

spatiale et obéissent aux principes de petits bassins d'emploi avec une orientation fonctionnelle vers les centres régionaux. Certaines régions MS s'étendent au-delà des frontières cantonales. Les régions MS constituent aujourd'hui encore des unités d'analyse pertinentes au niveau microrégional»³.

La typologie des communes de la Suisse définie en 2000 est également utilisée. Cette classification existant depuis 1980 a été actualisée après le recensement 2000 (voir Schuler et al. 2005). Celle-ci regroupe les communes selon des critères géographiques et leurs caractéristiques structurelles en se référant à une hiérarchie des métropoles et des agglomérations. Au total, 22 types de communes sont définis. Les communes au sein des aires métropolitaines sont réparties en fonction de l'importance de la pendularité, la continuité du bâti avec le centre urbain, la taille et le type d'habitat. Dans les autres agglomérations (non métropolitaines), les critères retenus sont la taille et la structure économique des communes, alors que le regroupement dans les régions rurales repose uniquement sur la structure économique. On prend en compte au moment des analyses les 22 types de communes définies par les auteurs, mais également un regroupement de ces types en cinq catégories. Sont ainsi définies dans ce regroupement les communes-centres des villes, les communes suburbaines, les communes périurbaines ou à revenus élevés, les communes situées en dehors des agglomérations à dominance rurale et les autres types de communes (communes touristiques, communes d'activité secondaire, etc.).

Enfin, l'analyse est aussi effectuée à l'échelle des agglomérations. La Suisse compte 50 agglomérations, selon la nomenclature mise à jour après le recensement de 2000. Les résultats concernant les agglomérations comptant moins de 50'000 habitants en 2000 ne sont cependant pas présentés, ceci afin de ne retenir uniquement des espérances de vie calculées sur des entités géographiques de taille suffisamment élevée pour éviter des problèmes

² http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/regionen/thematische_karten/maps/raumgliederung/analyseregionen.html

³ http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/regionen/11/geo/analyse_regionen/03.html

de fluctuations statistiques. L'analyse des agglomérations est également effectuée en distinguant, au sein des agglomérations, les communes centrales et les autres types de communes de l'agglomération.

Des fusions et quelques scissions de communes ont eu lieu durant la période sous étude (de 1970 à 2000). Afin de disposer de données portant sur les mêmes entités géographiques, les délimitations territoriales de 2000 sont appliquées aux données des années qui précèdent. Les communes ont ainsi été recodées et harmonisées en tenant compte des mutations répertoriées dans le registre historique des communes (OFS 2007), ceci à la fois pour les recensements de 1970 à 1990 et les décès observés durant les périodes péricensitaires. Quelque 0,5% des décès n'ont pas pu être couplés aux classifications géographiques de 2000 en raison des changements de communes observés dans le passé⁴, et sont donc exclus de l'analyse. Leur omission n'affecte pas les estimations effectuées, ces dernières convergent en effet avec les estimations officielles de l'OFS.

L'application rétrospective de la classification des communes définie en 2000 permet d'utiliser les territoires régionaux en garantissant le principe de continuité. Cependant, des communes peuvent évoluer dans leur structure socioéconomique et leur activité. Par exemple, des communes qui présentaient une forme rurale en 1970 ont progressivement pu être intégrées dans des agglomérations suite à une extension de la continuité du bâti. Ainsi, appartenir à une agglomération en 2000 ne veut pas nécessairement dire que la commune ait été effectivement urbanisée durant l'ensemble de la période sous étude. Ceci est en particulier le cas pour les couronnes des petites et moyennes agglomérations de la Suisse, ces dernières s'étant progressivement étendues entre 1970 et 2000. Le nombre de communes faisant partie de ces agglomérations a d'ailleurs doublé durant la période d'observation.

Le choix d'appliquer rétrospectivement la nomenclature spatiale de 2000 n'est pas seulement imposé par la nécessité d'analyser l'évolution de la mortalité pour des unités géographiques constantes dans le temps. Il permet aussi de considérer l'importance de la transformation de la composition socioéconomique des communes sur le niveau de la mortalité.

2.3 Méthodes

2.3.1 Tables de mortalité et espérances de vie

Les tables de mortalité reposent sur le nombre annuel moyen de décès survenus durant les quatre années entourant la date des recensements (p.ex. de 1969 à 1972) et la population moyenne estimée à partir des recensements des mois de décembre 1970, 1980, 1990 et 2000. Les méthodes classiques du calcul de l'espérance de vie ont été appliquées (cf. par exemple Pressat, 1983). L'espérance de vie à la naissance (ci-dessous espérance de vie) est utilisée comme indicateur du niveau de mortalité générale. Les données traitées étant de type transversal (c'est-à-dire en considérant des périodes indépendantes les unes des autres), cet indicateur reflète le niveau moyen de mortalité observé à la date du calcul de la table de mortalité: il s'agit donc d'un indicateur conjoncturel pouvant évoluer en fonction de la période et des spécificités sociosanitaires la caractérisant.

2.3.2 Evolution des différentiels de mortalité et méthodes de décomposition

L'analyse des différentiels d'espérance de vie en fonction du lieu de domicile est effectuée par une décomposition des écarts entre la mortalité de la région considérée et la mortalité de l'ensemble du pays. Cette décomposition tient compte des âges et des causes de décès intervenant sur les différentiels de mortalité (voir Arriaga 1984, 1989).

La décomposition est effectuée afin d'attribuer l'écart d'espérance de vie entre une table de mortalité régionale et la table nationale aux quatre groupes d'âge qui peuvent y contribuer (0–19 ans, 20–39 ans, 40–64 ans, 65 ans et plus). Les groupes d'âge ont été définis en référence à quatre périodes de risques de décès: pour la classe 0–19 ans, les maladies de l'enfance et de l'adolescence, qui sont dominées par les décès infantiles, en forte diminution durant la période sous étude; pour la classe 20–39 ans, les décès subits et morts violentes, liés à des comportements de vie inadaptés (chutes accidentelles, violences, accidents, suicides), et rarement précédés d'une épisode de maladie; pour la classe allant de 40 à 64 ans, les décès prématurés liés à des comportements alimentaires et de santé inadaptés sur une longue période (maladies ischémiques du cœur, cirrhoses, etc.); et finalement, pour la classe des 65 ans et plus, les décès liés à la vieillesse. Durant la période sous étude, la part des décès dans les quatre catégories d'âge évolue, allant dans le sens d'un accroissement de ceux survenus à 65 ans et plus et d'une diminution des décès prématurés (Tableau 2.1).

⁴ Il s'agit de communes ayant vécu des scissions, un cas de figure qui ne permet pas de classer les décès observés dans la nomenclature actuelle.

Ainsi, à l'aube du 21^e siècle, 82 % des décès se produisaient à l'âge de 65 ans ou après, contre 71 % trente ans plus tôt. Les décès survenant avant 65 ans, qui représentent désormais 18 % de l'ensemble des décès, ont cependant un impact important sur l'espérance de vie des régions, puisque cet indicateur est une moyenne pondérée de l'âge aux décès. Un décès survenant tôt dans la vie joue donc un rôle plus important sur la moyenne qu'un décès survenant tardivement.

La décomposition des écarts observés entre l'espérance de vie de la région analysée et l'espérance de vie de l'ensemble de la Suisse a également été effectuée en tenant compte des causes de décès contribuant à ces écarts. Les causes ont été classées en cinq grands groupes: (1) maladies de l'appareil circulatoire (cardiovasculaires

et cérébrovasculaires), (2) cancers, (3) maladies de l'appareil respiratoire, (4) morts violentes, et (5) autres causes (incluant les maladies infectieuses, les maladies digestives, les décès par sénilité et autres types de causes de décès). Cette décomposition a été effectuée pour 2000 uniquement à partir de la dixième révision de la classification internationale des causes de décès (CIM-10) appliquée en Suisse depuis 1995. L'analyse de la mortalité par cause vise à montrer quelle est la contribution de chacun des grands groupes de causes aux différentiels d'espérance de vie entre la région sous étude et la moyenne suisse. L'approche choisie est descriptive, puisque pour établir des pistes précises expliquant les écarts entre régions selon des critères étiologiques, il conviendrait de définir des groupes de causes de décès beaucoup plus précises.

T2.1 Répartition des décès selon l'âge, en effectif et en %, 1969–2002

	Année du décès			
	1969–1972	1979–1982	1989–1992	1999–2002
Age (N)				
0–19 ans	10 235	5 401	4 373	2 835
20–39 ans	8 204	8 140	9 599	6 105
40–64 ans	48 181	40 895	37 872	35 072
65 ans et plus	162 818	181 082	197 723	203 925
Total	229 438	235 518	249 567	247 937
Age (%)				
0–19 ans	4,5	2,3	1,8	1,1
20–39 ans	3,6	3,5	3,8	2,5
40–64 ans	21,0	17,4	15,2	14,1
65 ans et plus	71,0	76,9	79,2	82,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Source: OFS/BEVNAT

3 Différentiels régionaux d'espérance de vie entre 1970 et 2000

Dans ce chapitre, les niveaux et l'évolution de l'espérance de vie entre 1970 et 2000 sont décrits. On présente d'une part la mortalité des différents types de communes (22 types détaillés et cinq grands types), d'autre part celle des principales agglomérations de la Suisse (dans leur globalité puis en distinguant les communes centrales des communes périphériques), et enfin celle des régions MS.

Les espérances de vie par canton ne sont pas présentées. En effet, les données cantonales sont régulièrement publiées par l'OFS. Une analyse de la mortalité cantonale a d'ailleurs été publiée dernièrement (Kohli, 2011) allant jusqu'à la période 2008/2009, et le lecteur intéressé peut se référer à cette publication pour plus d'informations.

3.1 Espérance de vie par types de commune (regroupés selon un axe centre-périphérie)

Les différentiels d'espérance de vie à la naissance entre les grands types de communes sont plus importants pour les hommes que pour les femmes. Ainsi, l'écart en 2000 est de 1,8 an entre les centres (76,7 ans) et les communes périurbaines (78,5 ans) chez les hommes, et de 0,7 an entre les mêmes types de communes chez les femmes. En 1970, les écarts étaient de 1,7 an entre les communes appartenant au groupe des «autres types de communes» et celles suburbaines pour les hommes, et de 1,9 an pour les «autres types de communes» et les

centres d'agglomérations pour les femmes, ce qui signifie que les écarts se sont sensiblement réduits uniquement pour les femmes, et qu'ils sont restés stables pour les hommes.

Le principal changement enregistré au cours des trente dernières années du 20^e siècle est lié au fait que les centres des agglomérations ont perdu leur avantage en termes d'espérance de vie à la naissance comparativement aux régions rurales. Dans le même temps, les communes périurbaines ont vu leur espérance de vie dépasser celle des communes suburbaines. Chez les hommes, le changement a eu lieu en 1990, avec le dépassement de l'espérance de vie observé dans les régions suburbaines par celle des régions périurbaines, et le recul de la position relative des régions centrales (Tableau 3.1). Au total, l'espérance de vie des régions périurbaines a augmenté de 7,8 ans, contre seulement 6,2 ans dans les centres.

Chez les femmes, les centres urbains présentaient l'espérance de vie la plus élevée en 1970, mais la plus faible en 2000 (Tableau 3.2). Les communes périurbaines ont progressivement émergé et enregistrent désormais la durée moyenne de vie la plus élevée. L'espérance de vie à la naissance pour les femmes a augmenté de 5,5 ans seulement dans les centres, contre 7,2 ans pour les régions rurales et 7,0 ans pour les régions périurbaines. En 2000, les femmes des régions périurbaines comptent ainsi l'espérance de vie à la naissance la plus élevée, avec 83,1 ans, contre 82,4 ans pour celles vivant dans les centres, soit un écart de 0,7 année.

T3.1 Espérance de vie à la naissance des hommes (en années) selon le type de commune, entre 1970 et 2000

1970	(70,3)	1980	(72,5)	1990	(74,3)	2000	(77,3)
Suburbaines	70,8	Suburbaines	73,1	Périurbaines	75,3	Périurbaines	78,5
Périurbaines	70,7	Périurbaines	73,0	Suburbaines	74,8	Suburbaines	77,8
Centres	70,5	Centres	72,4	Rurales	74,0	Autres	76,9
Rurales	69,5	Rurales	72,0	Autres	73,7	Rurales	76,8
Autres	69,1	Autres	71,5	Centres	73,6	Centres	76,7

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT
Entre parenthèses, valeurs pour l'ensemble de la Suisse

T3.2 Espérance de vie à la naissance des femmes (en années) selon le type de commune, entre 1970 et 2000

1970	(76,3)	1980	(79,1)	1990	(81,1)	2000	(82,9)
Centres	76,9	Suburbaines	79,4	Périurbaines	81,4	Périurbaines	83,1
Suburbaines	76,3	Centres	79,2	Suburbaines	81,3	Suburbaines	83,1
Périurbaines	76,1	Périurbaines	79,1	Autres	81,2	Autres	83,1
Rurales	75,4	Rurales	78,6	Centres	80,8	Rurales	82,6
Autres	75,0	Autres	78,4	Rurales	80,7	Centres	82,4

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT. Entre parenthèses, valeurs pour l'ensemble de la Suisse

Différentes explications peuvent être avancées pour expliquer le recul relatif de l'espérance de vie des centres comparativement à celle des régions périphériques. Ces explications ont trait principalement aux comportements sociaux des résidents et à des facteurs environnementaux (cf. chapitre 5). Afin de mieux cerner les facteurs intervenant sur les différentiels d'espérance de vie par type regroupé de communes, il importe de faire référence aux âges contribuant à ces différentiels.

La surmortalité des communes rurales s'expliquait, en 1970, principalement par des risques de décès plus élevés que la moyenne suisse parmi les enfants et adolescents (0–19 ans), mais aussi parmi les jeunes adultes (20–39 ans). Ainsi, la mortalité entre 0 et 19 ans conduisait à une espérance de vie diminuée de 0,3 an chez les hommes pour les régions rurales comparativement à l'ensemble de la Suisse (femmes 0,1 an), tandis que celle entre 20 et 39 ans diminuait de 0,4 année la durée moyenne de vie des hommes (femmes 0,1 an), toujours par rapport à l'ensemble de la Suisse. Les femmes des communes rurales montraient aussi en 1970 une très forte mortalité après 65 ans, qui les privait d'une demi-année d'espérance de vie, comparativement à la moyenne nationale.

Les communes des régions suburbaines, pour leur part, étaient caractérisées en 1970 par une durée de vie plus élevée que celle mesurée pour l'ensemble de la Suisse, en raison d'un risque diminué pour toutes les classes d'âges, mais principalement entre 40 et 64 ans chez les hommes. Or, ce sont entre ces âges que surviennent les maladies associées au comportement (maladies ischémiques du cœur, certains types de cancers, maladies de l'appareil digestif telles les cirrhoses du foie), ce qui permet de supposer que les comportements (alimentaires, en matière de tabac ou de consommation abusive d'alcool) étaient probablement mieux adaptés parmi les résidents de ces communes. Cependant, compte tenu du délai séparant l'exposition au risque à la date du décès (parfois 20 à 30 ans suivant la cause de décès), il est difficile de vérifier cette affirmation par des faits statistiques. En outre, les années

1960 ont été marquées par une forte mobilité entre les régions urbaines et les régions suburbaines, ce qui suggère que des personnes «sélectionnées» en termes de risques – qui présentent un statut socioéconomique élevé et des faibles niveaux de mortalité – ont pu venir s'installer dans les périphéries suburbaines, et accroître par leur présence la durée moyenne de vie. Ceci reste cependant une hypothèse difficilement vérifiable à l'aide des données disponibles.

Trente ans plus tard, les communes rurales ont comblé approximativement la moitié du retard d'espérance de vie observé en 1970 comparativement à la valeur moyenne de la Suisse. Les niveaux de mortalité entre 0–19 et 20–39 ans se sont harmonisés à l'échelle des types de communes, et les risques observés dans les régions rurales s'apparentent désormais à ceux de l'ensemble du pays. La mortalité néonatale et infantile s'est en effet harmonisée à l'échelle des types de communes, peut-être en raison de la meilleure prise en charge des nouveau-nés à risques. Les grossesses à risques sont plus systématiquement identifiées et dépistées et les mères dirigées auprès des centres spécialisés en néonatalogie. Par contre, une surmortalité des personnes en âge de la retraite, déjà observée chez les femmes en 1970, est apparue également parmi les hommes vivant en milieu rural. Quel que soit le sexe, la surmortalité des retraités «coûte» 0,5 an d'espérance de vie aux régions rurales par rapport à la moyenne nationale.

En revanche, les résidents des communes périurbaines et suburbaines bénéficient d'un moindre niveau de mortalité aux âges supérieurs à 40 ans, qui explique leur espérance de vie élevée. Peut-être cette faible mortalité est-elle liée à des comportements de santé mieux adaptés, ceux-ci étant eux-mêmes influencés par la catégorie sociale, laquelle varie en fonction du lieu de vie (cf. chapitre 5).

T3.3 Espérance de vie à la naissance selon le sexe et le type de communes, décomposition (en années) par âge de la différence avec la moyenne nationale, Suisse, entre 1970 et 2000

		Hommes						Femmes					
		Total	Centres	Communes subur- baines	Communes péri- phériques	Communes rurales	Autres	Total	Centres	Communes subur- baines	Communes péri- phériques	Communes rurales	Autres
1970													
Espérance de vie		70,3	70,5	70,8	70,7	69,5	69,1	76,3	76,9	76,3	76,1	75,4	75,0
			ns	*	ns	*	*		*	ns	ns	*	*
Age	0–19		0,1	0,1	0,1	-0,3	-0,3		0,1	0,1	0,0	-0,1	-0,2
	20–39		0,1	0,1	0,0	-0,4	-0,4		0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0
	40–64		-0,1	0,2	0,1	-0,1	-0,3		0,1	0,1	0,0	-0,1	-0,2
	65+		0,0	0,0	0,2	0,1	-0,2		0,5	-0,1	-0,2	-0,5	-0,8
1980													
Espérance de vie		72,5	72,4	73,1	73,0	72,0	71,5	79,1	79,2	79,4	79,1	78,6	78,4
			ns	*	*	*	*		ns	*	ns	*	*
Age	0–19		0,1	0,1	0,0	-0,2	-0,2		0,0	0,1	0,1	-0,3	-0,1
	20–39		-0,1	0,2	-0,1	-0,1	-0,2		-0,1	0,1	0,0	0,0	0,0
	40–64		-0,1	0,2	0,3	-0,1	-0,4		-0,1	0,1	0,1	0,0	-0,1
	65+		0,0	0,0	0,2	0,0	-0,3		0,3	0,0	-0,2	-0,3	-0,5
1990													
Espérance de vie		74,3	73,6	74,8	75,3	74,0	73,7	81,1	80,8	81,3	81,4	80,7	81,2
			*	*	*	ns	*		*	ns	ns	*	ns
Age	0–19		0,0	0,1	0,1	-0,1	-0,2		0,0	0,0	0,1	0,1	0,0
	20–39		-0,2	0,1	0,2	0,1	-0,1		-0,1	0,1	0,1	0,1	0,0
	40–64		-0,4	0,3	0,5	-0,1	-0,3		-0,2	0,1	0,2	0,1	0,1
	65+		0,0	0,1	0,3	-0,3	-0,1		0,1	0,1	0,0	-0,6	0,1
2000													
Espérance de vie		77,3	76,7	77,8	78,5	76,8	76,9	82,9	82,4	83,3	83,3	82,6	83,1
			*	*	*	*	*		*	*	*	ns	ns
Age	0–19		0,0	0,0	0,1	0,0	-0,1		0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0
	20–39		0,0	0,0	0,1	-0,1	-0,1		-0,1	0,0	0,1	0,1	0,0
	40–64		-0,4	0,2	0,5	0,0	-0,1		-0,2	0,0	0,2	0,2	0,0
	65+		-0,2	0,3	0,4	-0,5	-0,1		-0,1	0,3	0,0	-0,5	0,1

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT et OFS/RFP

Note de lecture: une valeur positive indique une sous-mortalité pour la cause de décès considérée, comparativement à la moyenne suisse, qui conduit à un accroissement de l'espérance de vie pour la région en question. Une valeur négative indique une surmortalité conduisant à une diminution de l'espérance de vie.

Les communes centrales ont, nous l'avons vu précédemment, connu une péjoration de leur situation en matière d'espérance de vie à la naissance, au point de devenir les communes soumises au risque de mortalité le plus élevé en 2000. Le déficit d'espérance de vie dans les centres urbains, comparativement à l'espérance de vie de l'ensemble de la Suisse, s'explique par une mortalité particulièrement élevée entre 40 et 64 ans, qui prive cette population de 0,4 année d'espérance de vie chez les hommes et 0,2 année chez les femmes (Tableau 3.3).

3.2 Espérance de vie par type détaillé de communes

L'estimation des espérances de vie en fonction du type détaillé de commune fournit quelques informations complémentaires sur les déterminants des différentiels régionaux de mortalité (Tableaux 3.4 et 3.5).

Chez les hommes, l'écart d'espérance de vie entre le type de commune à l'espérance de vie la plus élevée et celui à l'espérance de vie la plus faible était de 3,7 ans en 1970. Cet écart a passé à 4,9 ans en 2000, soit un accroissement significatif des différentiels.

T3.4 Espérance de vie des hommes (en années) classés selon le type détaillé de commune, entre 1970 et 2000

Type de commune	1970	1980	1990	2000
A revenu élevé (RE)	72,0	74,4	76,3	79,5
D'emploi de régions métropolitaines (ME)	71,2	73,5	74,9	78,2
Avec institutions collectives (THI)	65,6	71,7	76,1	78,1
Périurbaines de régions métropolitaines (MP)	70,0	72,4	75,1	78,1
Suburbaines de régions métropolitaines (MS)	71,3	73,8	75,2	77,9
Périurbaines de régions non métropolitaines (NP)	69,9	72,0	74,4	77,7
Touristiques (TT)	70,3	71,9	73,4	77,5
Agro-tertiaires (SAT)	69,2	71,7	74,4	77,4
D'emploi de régions non métropolitaines (NE)	69,9	72,1	74,5	77,3
Suisse	70,3	72,5	74,3	77,3
Suburbaines de régions non métropolitaines (NS)	70,4	72,8	74,5	77,2
Petits centres (CP)	69,8	72,4	74,0	77,1
Industrielles et tertiaires (SIT)	69,0	71,3	73,7	77,1
Agricoles (SA)	70,4	72,0	74,3	76,9
Pendulaires d'allochtones (NAL)	69,8	72,4	74,1	76,8
Industrielles (SI)	69,6	71,6	73,9	76,7
Centres moyens (CM)	70,3	72,6	73,9	76,7
Agro-industrielles (SAI)	69,8	72,0	73,8	76,5
Grands centres (CG)	70,9	72,3	73,3	76,4
Pendulaires d'autochtones (NAU)	68,7	71,8	73,3	76,4
Semi-touristiques (TST)	68,8	71,7	72,9	76,0
Centres de régions périphériques (CPE)	69,0	71,2	73,2	75,9
En forte régression démographique (SR)	69,3	70,3	72,1	74,6

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

T3.5 Espérance de vie des femmes (en années) classées selon le type détaillé de commune, entre 1970 et 2000

Type de commune	1970	1980	1990	2000
Avec institutions collectives (THI)	70,6	76,8	84,0	85,3
Suburbaines de régions métropolitaines (MS)	76,6	79,7	81,2	83,8
A revenu élevé (RE)	77,2	79,8	82,1	83,6
Suburbaines de régions non métropolitaines (NS)	76,0	79,1	81,1	83,3
En forte régression démographique (SR)	75,7	77,4	79,8	83,2
Périurbaines de régions non métropolitaines (NP)	75,5	79,0	80,9	83,2
D'emploi de régions métropolitaines (ME)	76,8	79,8	81,6	83,2
Touristiques (TT)	76,7	78,8	81,1	83,1
Semi-touristiques (TST)	74,7	77,6	81,4	83,1
Industrielles et tertiaires (SIT)	75,1	78,6	81,3	83,1
Agro-tertiaires (SAT)	75,1	78,6	81,2	83,0
Industrielles (SI)	75,4	78,4	80,8	83,0
D'emploi de régions non métropolitaines (NE)	75,4	78,6	81,0	82,9
Périurbaines de régions métropolitaines (MP)	75,4	78,3	81,2	82,9
Petits centres (CP)	76,0	79,0	81,5	82,9
Suisse	76,3	79,1	81,1	82,9
Agro-industrielles (SAI)	75,5	78,6	80,6	82,6
Pendulaires d'autochtones (NAU)	75,4	78,1	80,2	82,5
Pendulaires d'allochtones (NAL)	75,5	78,6	80,7	82,5
Centres moyens (CM)	76,6	79,3	80,8	82,5
Agricoles (SA)	75,9	79,6	80,4	82,3
Centres de régions périphériques (CPE)	75,1	78,8	80,8	82,2
Grands centres (CG)	77,4	79,2	80,5	82,1

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

En 2000, c'est dans le groupe des communes à revenus élevés que l'espérance de vie masculine est la plus élevée, un résultat qui confirme le lien inverse entre la catégorie sociale et le risque de décès, mis en évidence à l'échelle des individus dans le cadre d'une étude récente (Wanner et Lerch, 2012). Suivent les communes d'emploi de régions métropolitaines, les communes avec institutions collectives et les communes périurbaines de régions métropolitaines. Les grands centres, les communes pendulaires d'autochtones, les communes semi-touristiques et les centres de communes périphériques, ainsi que les communes à régression démographique se situent en fin de classement.

Les communes avec institutions collectives ont connu le plus fort accroissement de l'espérance de vie entre 1970 et 2000 (12,5 ans d'accroissement, contre 7 ans pour l'ensemble de la Suisse), ce qui est certainement à mettre en relation avec des changements dans les pratiques d'institutionnalisation des personnes âgées et dans la structure par âge des personnes institutionnalisées (l'âge moyen de l'entrée en EMS ayant fortement augmenté durant la période). Il existe alors un effet de sélection, ces communes accueillant de plus en plus de résidents ayant dépassé l'âge de l'espérance de vie moyenne, et décédant donc à des âges très avancés. L'accroissement de l'espérance de vie a également été important dans les communes agro-tertiaires (8,2 ans entre 1970 et 2000), périurbaines de régions non métropolitaines (7,8 ans) et pendulaires d'autochtones (7,7 ans).

Les grands centres et les communes en régression démographique ont pour leur part connu la plus faible augmentation de l'espérance de vie au cours des trente dernières années (moins de six ans d'accroissement).

En 2000, les communes à revenus élevés présentaient donc l'espérance de vie à la naissance la plus élevée, supérieure de 2,2 ans à la moyenne suisse. Cette différence était expliquée à raison de moitié par une plus faible mortalité entre 40 et 64 ans, et pour l'autre moitié par une plus faible mortalité à 65 ans et plus. Avant 40 ans, aucune différence dans les niveaux de mortalité ne s'observe entre les communes à revenus élevés et la moyenne suisse⁵.

Pour leur part, les régions à forte régression démographique se caractérisaient en 2000 par un niveau élevé de mortalité après 40 ans, responsable d'une diminution de plus de trois années de l'espérance de vie par rapport à la moyenne suisse. La faible espérance de vie des centres de régions périphériques était également expliquée par la mortalité élevée en deuxième moitié de vie, alors que les communes semi-touristiques présentaient un profil de mortalité élevé avant 40 ans, contribuant à la réduction de 0,9 an de l'espérance de vie comparativement à la moyenne suisse.

Les femmes résidant dans des communes avec institutions collectives présentaient, à l'instar des hommes, le niveau d'espérance de vie le plus élevé en 2000. L'espérance de vie à la naissance y était de 85,3 ans, soit 1,8 année de plus que le type de commune qui se situait en deuxième position dans ce classement (communes suburbaines de régions métropolitaines). Les communes à revenus élevés venaient ensuite, confirmant le niveau élevé d'espérance de vie déjà observé chez les hommes. Les grands centres, précédés des centres de régions périphériques, des communes agricoles et des centres moyens arrivaient en queue de peloton. L'écart entre le type de commune le plus favorisé et le type le plus défavorisé atteignait 3,2 ans en 2000, contre 6,8 ans en 1970, soit une nette tendance à l'harmonisation des écarts qui contraste avec les tendances observées chez les hommes. Si l'on fait abstraction des communes avec institutions collectives, qui présentaient tant en 1970 qu'en 2000 une situation atypique, l'écart passe de 3,3 ans en 1970 à 1,7 ans, confirmant donc cette harmonisation des valeurs de l'espérance de vie.

Les grands centres ont gagné 4,7 ans d'espérance de vie durant les 30 dernières années (ensemble de la Suisse: 6,6 ans), soit trois fois moins que les communes avec institutions collectives. Les centres moyens (5,9 ans) ont également observé une évolution plutôt lente de l'espérance de vie. Outre les communes avec institutions collectives (14,8 ans d'accroissement de l'espérance de vie à la naissance), d'importants progrès ont caractérisé les communes semi-touristiques (8,4 ans), ainsi que les communes industrielles et tertiaires (8,0 ans, cf. tableau 3.5).

⁵ Résultats non présentés.

T3.6 Espérances de vie (en années) dans les agglomérations de plus de 50 000 habitants, entre 1970 et 2000

Hommes	1970	1980	1990	2000	Femmes	1970	1980	1990	2000
Zug	70,4	73,7	75,0	78,4	Lugano	75,8	79,6	81,8	84,4
Genève	71,2	72,5	74,7	78,3	Locarno	76,4	78,6	81,2	84,3
Wil (SG)	68,6	71,3	72,4	78,2	Genève	77,5	79,7	81,9	84,1
Luzern	70,9	72,4	74,8	78,1	Lausanne	77,7	79,8	81,6	83,4
Lausanne	71,1	72,7	74,6	77,8	Yverdon-les-Bains	76,7	78,8	81,2	83,3
St. Gallen	70,8	73,3	75,0	77,8	Wil	72,9	77,1	79,5	83,2
Lugano	69,6	72,3	75,2	77,7	Neuchâtel	77,1	79,4	81,2	83,2
Zürich	71,0	73,1	74,4	77,6	Chur	75,4	79,8	80,4	83,1
Baden-Brugg	72,0	73,5	75,0	77,6	Thun	76,3	79,8	81,4	83,1
Rapperswil-Jona-Rüti	70,3	73,2	74,4	77,6	Sion	77,5	78,4	80,4	83,0
Bern	71,2	73,7	74,6	77,6	St. Gallen	77,0	79,4	81,9	83,0
Basel	70,9	73,1	74,4	77,6	Bern	76,9	80,0	81,3	83,0
Thun	70,9	73,2	74,6	77,4	Olten-Zofingen	75,7	79,0	81,0	82,9
Aarau	70,6	72,2	74,7	77,4	Suisse	76,3	79,1	81,1	82,9
Winterthur	70,4	73,9	74,3	77,3	Vevey-Montreux	77,2	79,9	81,5	82,8
Neuchâtel	69,7	71,9	74,1	77,3	Baden-Brugg	76,4	79,1	81,4	82,8
Suisse	70,3	72,5	74,3	77,3	Luzern	76,7	79,3	81,0	82,8
Schaffhausen	70,8	72,7	75,0	77,2	Rapperswil-Jona-Rüti	77,8	79,4	80,6	82,7
Buchs (SG)	68,9	72,0	72,7	77,0	Winterthur	76,0	79,4	80,8	82,6
Sion	68,7	70,3	74,0	77,0	Biel/Bienne	75,9	78,4	80,8	82,6
Solothurn	70,8	73,1	74,5	76,8	Fribourg	75,5	78,0	80,1	82,5
Yverdon-les-Bains	68,6	70,7	72,8	76,8	Schaffhausen	75,4	79,1	80,7	82,5
Chur	71,6	72,4	74,7	76,8	Basel	76,7	79,3	80,7	82,5
Olten-Zofingen	70,2	72,9	74,7	76,6	Aarau	76,3	79,2	81,1	82,5
Arbon-Rorschach	70,5	72,6	73,9	76,6	Buchs (SG)	76,3	76,6	79,2	82,5
Fribourg	68,6	71,5	73,7	76,6	Zürich	77,1	79,3	80,9	82,5
Vevey-Montreux	70,3	73,1	74,4	76,4	Zug	77,2	79,2	81,5	82,5
Biel/Bienne	70,1	72,4	73,5	76,1	Arbon-Rorschach	77,5	79,0	81,6	82,4
Locarno	non présenté				Solothurn	76,2	79,7	81,2	82,0

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT. Les valeurs maximales figurent en gras, les valeurs minimales en italiques

3.3 Espérance de vie par agglomération

Les différentiels de mortalité au sein des agglomérations doivent être analysés en tenant compte de la taille de la population de certaines de ces agglomérations et dès lors du nombre restreint de décès qui s'y produisent, même en tenant compte de périodes de 4 années. Il résulte alors des espérances de vie pouvant varier d'une manière inattendue entre les différentes périodes sous étude, en raison de quelques décès en plus ou en moins, qui ne traduisent pas forcément une situation spécifique en termes de santé publique (fluctuations non explicables). Certes, les grandes agglomérations de la Suisse, telle l'agglomération zurichoise, qui dépasse le million d'habitants, ne souffrent pas de ces problèmes. Mais les plus petites, de taille légèrement supérieure à 20'000 personnes, conduisent à un nombre d'environ 200 décès annuel, un faible

effectif qui permet certes de calculer des tables de mortalité, mais pas d'interpréter précisément d'éventuels écarts par rapport à la moyenne suisse. Afin de contourner ce problème, nous présentons uniquement les agglomérations dénombrant au moins 50 000 résidents en 2000.

Chez les hommes, les agglomérations de Baden-Brugg (1970), Winterthur (1980), Lugano (1990) et Zug (2000)⁶ ont successivement présenté les niveaux d'espérance de vie les plus élevés. En 2000, avec 78,4 ans, Zug précède les agglomérations de Genève, Wil, Luzern et Lausanne, qui dépassent tous 78 ans d'espérance de vie. Les espérances de vie les plus faibles ont été enregistrées à Yverdon-les-Bains et Fribourg (1970), Sion (1980), Buchs (1990) et Biel/Bienne (2000). En 2000, Biel/Bienne précède Vevey-Montreux, Fribourg, et Arbon-Rorschach, qui figurent également en queue de classement.

⁶ Dans ce texte, on utilise par convention le nom de l'agglomération dans sa langue d'origine.

Les écarts entre agglomérations présentant les espérances de vie les plus élevées et les plus faibles étaient de 3,4 ans en 1970, de 3,6 ans en 1980, de 2,5 ans en 1990, et de 2,7 ans en 2000. Ainsi, il semble y avoir une diminution des écarts entre grandes agglomérations de la Suisse, qui confirme ce phénomène de convergence dans les valeurs de l'espérance de vie observé pour les principaux types de commune.

Chez les femmes, Rapperswil-Jona-Rütli (1970), Berne (1980), Genève et St.Gallen (1990) et Lugano (2000) présentaient successivement les niveaux d'espérance de vie les plus élevés. Wil (1970 et 1980), Buchs (1990) et Solothurn (2000) ont enregistré les espérances de vie les plus faibles. L'écart a été respectivement de 4,9, 2,9, 2,7 et 2,4 ans entre communes aux deux extrêmes du classement, soit une tendance à l'harmonisation des espérances de vie similaire à celle observée chez les hommes. Wil, dans le canton de St-Gall, représente une des rares agglomérations de la Suisse ayant montré une certaine logique dans l'évolution de son espérance de vie, chez les femmes, avec une mortalité très élevée entre 1970 et 1990, principalement en raison d'un niveau élevé de mortalité des femmes en âge de la retraite. Zug, chez les hommes, et Genève chez les femmes, présentent durant l'ensemble de la période 1980 à 2000 un bonus d'espérance de vie par rapport à la moyenne. Pour la plupart des autres communes, par contre, on ne peut pas identifier une continuité dans le niveau de l'espérance de vie et la position par rapport à la Suisse.

L'absence de continuum dans les positions respectives des principales agglomérations s'explique certainement par le fait que chacune d'entre elles est composée de différentes communes pouvant être centrales, suburbaines ou périurbaines, voire même de type rural jusqu'en 1990⁷. Or, comme il a été montré précédemment, d'importantes variations caractérisent les différents types de communes. Dès lors, la valeur de l'espérance de vie d'une agglomération est une moyenne pondérée (par les effectifs en présence) de l'espérance de vie de chaque type de commune figurant dans l'agglomération; pour cette raison, on ne retrouve pas une continuité dans les écarts par rapport à l'ensemble de la Suisse, et les positions relatives des agglomérations sont difficiles à interpréter.

Il est utile de récapituler les résultats observés pour les cinq grandes agglomérations de la Suisse (Zürich, Bern, Genève, Basel et Lausanne, cf. tableau 3.7): dans ces agglomérations, le nombre de décès observés permet d'assurer une bonne représentativité de la mesure de l'espérance de vie.

Comparativement à la moyenne suisse, les hommes vivant dans ces agglomérations présentent en 2000 une espérance de vie à la naissance systématiquement plus élevée (dépassant parfois d'une année la moyenne suisse). En 1970, ces cinq agglomérations étaient caractérisées par un bonus compris entre 0,6 et 0,9 an d'espérance de vie. Par contre, en 1980, les agglomérations romandes présentaient un niveau proche de la moyenne suisse, tandis que les trois agglomérations alémaniques montraient un bonus compris entre 0,6 et 1,2 an. En 1990, l'écart est devenu modéré (de l'ordre de 0,1 à 0,4 an). Finalement, en 2000, les deux agglomérations romandes ont vu un accroissement de l'écart par rapport à la Suisse (entre 0,5 et 1,0 an) alors qu'il est resté modéré (0,3 an) dans les agglomérations alémaniques. Les grandes agglomérations romandes ont connu une progression sensible de l'espérance de vie, alors même que celles de Suisse alémanique ont observé, en termes comparatifs avec l'ensemble du pays, une certaine péjoration de leur situation.

Pour les femmes, il convient aussi de distinguer la situation des agglomérations romandes et alémaniques. Les premières se caractérisent durant l'ensemble de la période analysée par des valeurs de l'espérance de vie à la naissance supérieures à celles de la moyenne suisse (les écarts étant compris entre 0,6 et 1,2 an à Genève, et entre 0,5 et 1,4 an à Lausanne suivant la période). Les secondes montrent des valeurs convergeant progressivement vers celles de la moyenne nationale, voire même, pour Zürich et Basel, des espérances de vie inférieures à la valeur nationale pour les deux dernières périodes. On se trouve donc comme chez les hommes dans une situation différenciée en fonction de la région linguistique.

⁷ Rappelons en effet que la typologie des agglomérations définie en 2000 a été utilisée, or les agglomérations de la Suisse tendent à s'étendre progressivement.

T 3.7 Espérances de vie (en années) dans les cinq principales agglomérations de la Suisse et écart par rapport à la moyenne suisse, entre 1970 et 2000

	Hommes				Femmes			
	1970	1980	1990	2000	1970	1980	1990	2000
Genève	71,2	72,5	74,7	78,3	77,5	79,7	81,9	84,1
par rapport à la moyenne Suisse	+0,9	+0,0	+0,4	+1,0	+1,2	+0,6	+0,8	+1,2
Lausanne	71,1	72,7	74,6	77,8	77,7	79,8	81,6	83,4
par rapport à la moyenne Suisse	+0,8	+0,2	+0,3	+0,5	+1,4	+0,7	+0,5	+0,5
Zürich	71,0	73,1	74,4	77,6	77,1	79,3	80,9	82,5
par rapport à la moyenne Suisse	+0,7	+0,6	+0,1	+0,3	+0,8	+0,2	-0,2	-0,4
Bern	71,2	73,7	74,6	77,6	76,9	80,0	81,3	83,0
par rapport à la moyenne Suisse	+0,9	+1,2	+0,3	+0,3	+0,6	+0,9	+0,2	+0,1
Basel	70,9	73,1	74,4	77,6	76,7	79,3	80,7	82,5
par rapport à la moyenne Suisse	+0,6	+0,6	+0,1	+0,3	+0,4	+0,2	-0,4	-0,4
Suisse	70,3	72,5	74,3	77,3	76,3	79,1	81,1	82,9

Source: Propres calculs des auteurs. OFS/BEVNAT

Ces résultats peuvent difficilement être commentés compte tenu de la diversité des populations des agglomérations. Différents types de communes, présentant des populations également variées en termes de structure socioéconomique, se côtoient en effet dans chacune des agglomérations. Pour cette raison, il est nécessaire de considérer les différents types de communes à l'intérieur des agglomérations en vue de mieux comprendre les différentiels ayant été mis à jour dans ce chapitre. Cela est effectué dans la section suivante.

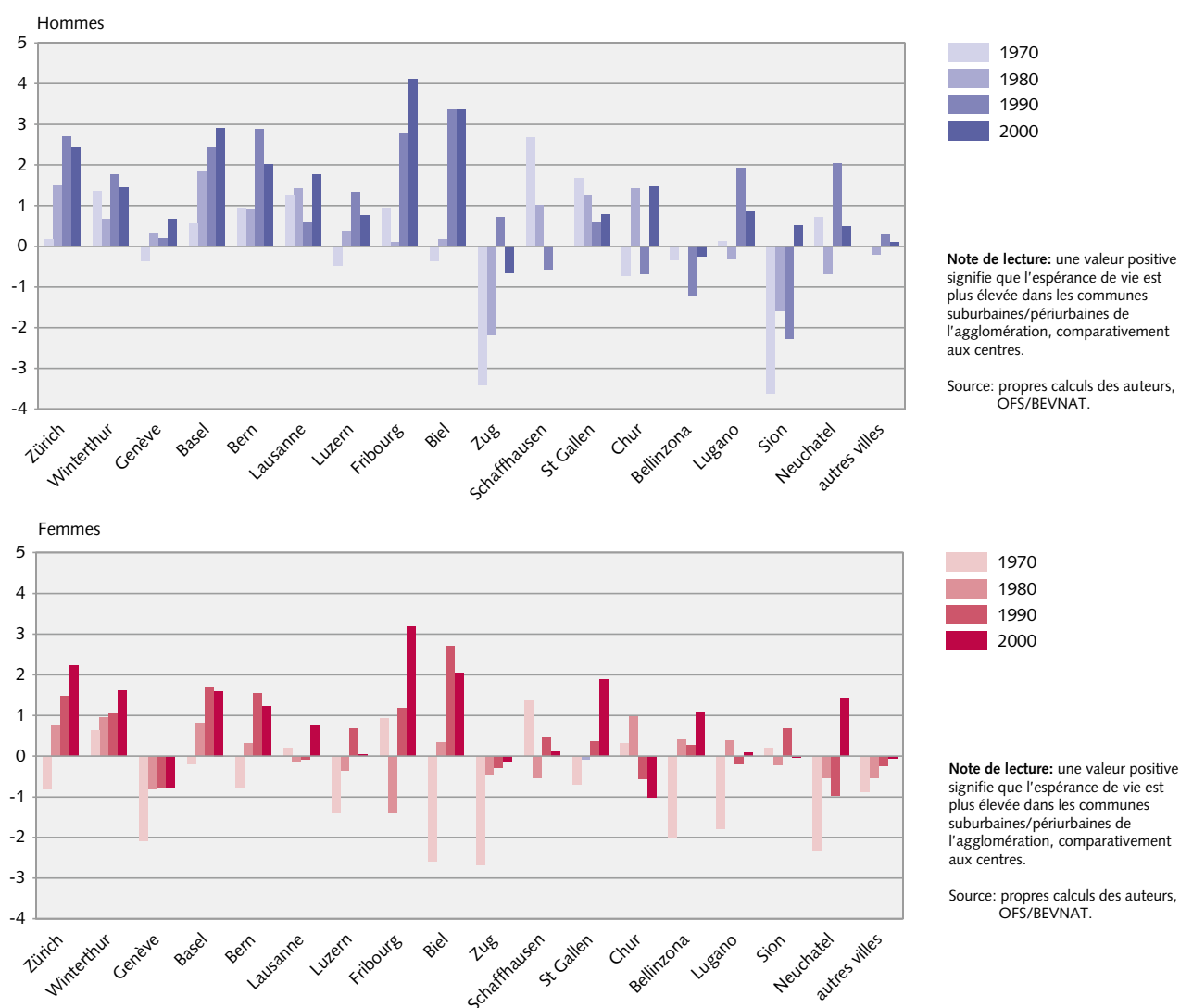
3.4 Espérance de vie par type de commune au sein des agglomérations

Cette section décrit les différentiels d'espérance de vie observés au sein des agglomérations, en opposant les centres urbains des autres communes des agglomérations.

Ces différentiels varient en fonction de l'agglomération, ainsi que l'on peut l'observer au graphique 3.1, qui résume l'écart d'espérance de vie entre les communes centrales et les autres types de communes (communes périphériques suburbaines, périurbaines ou à revenu élevé). Une valeur positive sur le graphique signifie que l'espérance de vie est plus élevée dans les communes périphériques comparativement à la valeur observée dans le centre de l'agglomération, une valeur négative signifie par contre un bonus dans le centre de l'agglomération, comparativement aux communes périphériques.

Différentiel d'espérance de vie (en années) entre les communes de l'agglomération (suburbaines, périurbaines) et les centres-villes des grandes villes Suisse, entre 1970 et 2000

G 3.1



© Office fédéral de la statistique (OFS)

Dans les principales agglomérations de la Suisse, l'écart entre centres et périphéries s'agrandit au cours du temps. Faible en 1970 (inférieur à une année au détriment des centres) à Zürich, Bern, Basel et Lausanne, cet écart dépasse deux années de durée de vie en 2000. A Genève et Luzern, les centres présentaient une espérance de vie supérieure à celle de la région périphérique en 1970, mais aujourd'hui le contraire s'observe. A Fribourg et Biel/Bienne, deux agglomérations ayant connu une urbanisation tardive, un accroissement important de la surmortalité des centres par rapport à la périphérie est observé: plus de 4 années d'écart à Fribourg, plus de 3 années à Biel/Bienne en 2000, alors que les valeurs pour 1980 étaient similaires.

Certaines villes font exception à la tendance générale à l'accroissement des écarts au détriment des centres, et connaissent au contraire une diminution de la surmortalité dans les centres. C'est le cas de Schaffhausen et de St. Gallen, des agglomérations caractérisées toutes les deux par une sous-mortalité dans les centres en 1970 suivie d'une convergence des espérances de vie entre le centre et la périphérie.

L'émergence progressive d'une situation de surmortalité des centres urbains caractérise également les femmes, mais d'une manière moindre et fluctuante. Ainsi, les communes-centres de Zürich, Basel et Bern présentent une mortalité plus faible que leur périphérie en 1970, un résultat qui s'inverse progressivement, l'écart dans la durée

moyenne de vie atteignant 2 années à Zürich au profit des communes de la périphérie en 2000. Des tendances similaires s'observent à Fribourg, Biel/Bienne, Bellinzona et Neuchâtel. Par contre, la population de la commune centrale de Genève affichait une espérance supérieure de deux ans par rapport aux autres communes de l'agglomération en 1970. Depuis 1980, cet avantage a diminué de moitié, mais l'espérance de vie du centre reste significativement plus élevée que celle des communes périphériques.

En 2000, l'espérance de vie des hommes était de 77,9 ans dans la commune de Genève et de 78,5 ans dans le reste de l'agglomération. A titre de comparaison, à Zürich, l'agglomération présentait le même niveau d'espérance de vie à la naissance que l'agglomération genevoise (78,5 ans), mais dans la commune de Zürich, cette valeur n'était que de 76,1 ans. Le même profil s'observait à Basel (78,6 ans et 75,7 ans), à Bern (78,3 ans et 76,3 ans), voire à Lausanne (78,5 ans et 76,7 ans).

Ainsi, chez les hommes, des niveaux d'espérance de vie similaires s'observent dans les communes suburbaines et périurbaines des grandes agglomérations. Par contre, les centres sont des lieux où s'observent les différentiels régionaux de l'espérance de vie, puisque les écarts atteignent 2,2 ans entre Basel d'un côté et Genève de l'autre.

La même observation peut être établie à partir des valeurs féminines pour les cinq grands centres, en 2000: l'espérance de vie dans les communes des agglomérations (autres que les centres) varie peu (0,7 an d'écart, entre 83,1 ans et 83,8 ans), alors que les cinq centres présentent une très forte variation de l'espérance de vie: 81,1 ans à Zürich, 81,5 ans à Basel, 82,3 ans à Bern, 82,9 ans à Lausanne et 84,5 ans à Genève, soit un écart qui atteint 3,3 ans entre Zürich et Genève.

T3.8 Indicateurs de la mortalité régionale, entre 1970 et 2000

		Hommes	Femmes
Disparités régionales			
1970	Espérance de vie à la naissance, valeur pour la Suisse	70,3	76,3
	Espérance de vie, écart entre valeur maximale et minimale	9,5	5,6
	Coefficient de variation	0,02	0,02
	Régions s'écartant significativement de la valeur suisse	15	14
1980	Espérance de vie à la naissance, valeur pour la Suisse	72,5	79,1
	Espérance de vie, écart entre valeur maximale et minimale	6,4	4,1
	Coefficient de variation	0,02	0,01
	Régions s'écartant significativement de la valeur suisse	17	6
1990	Espérance de vie à la naissance, valeur pour la Suisse	74,3	81,1
	Espérance de vie, écart entre valeur maximale et minimale	6,3	4,3
	Coefficient de variation	0,02	0,01
	Régions s'écartant significativement de la valeur suisse	12	9
2000	Espérance de vie à la naissance, valeur pour la Suisse	77,3	82,9
	Espérance de vie, écart entre valeur maximale et minimale	7,6	4,6
	Coefficient de variation	0,01	0,01
	Régions s'écartant significativement de la valeur suisse	16	7

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

T3.9 Régions MS présentant les espérances de vie les plus élevées en 1970 et en 2000

Hommes	2000	1970	Femmes	2000	1970
Pfannenstiel	79,8	72,1	Tre Valli	84,5	75,2
Unteres Baselbiet	78,9	71,7	Lugano	84,3	75,9
Nyon	78,9	71,1	Bellinzona	84,2	76,5
Nidwalden	78,9	68,7	Locarno	84,2	76,4
Sarneraatal	78,8	69,3	Genève	84,1	77,6
Zimmerberg	78,7	71,1	Prättigau	84,0	77,3
Saanen-Obersimmental	78,5	69,4	Pfannenstiel	84,0	75,7
Oberes Baselbiet	78,5	70,9	Mesolcina	84,0	75,8
Knonaueramt	78,5	71,1	Mendrisio	83,8	75,1
Weinland	78,4	69,4	Weinland	83,8	75,1
Zug	78,3	70,5	Nyon	83,8	76,2
Mutschellen	78,3	68,6	La Vallée	83,8	78,2
Genève	78,2	71,2	Knonaueramt	83,7	76,0
Erlach-Seeland	78,2	69,2	Grenchen	83,7	76,2
Glattal-Furttal	78,1	71,4	Mutschellen	83,6	75,1

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

3.5 Espérance de vie selon la région MS

Le dernier axe d'analyse fait référence aux 106 régions MS. Le tableau 3.8 présente quelques indicateurs résumés de la mortalité par région MS, alors que les cartes 3.1 et 3.2 décrivent le niveau de l'espérance de vie des hommes et des femmes dans les 106 régions de mobilité spatiale de la Suisse en 1970 et 2000. A la différence de Bopp et Gutzwiller (1999) qui ont effectué une analyse similaire à partir de taux de mortalité standardisés, nous considérons ici l'ensemble de la population résidente (étrangers inclus) et privilégions l'indicateur de l'espérance de vie. Prendre en compte la population de nationalité étrangère conduit à accroître l'hétérogénéité des régions MS, puisque cette population présente une structure sociale très variable (avec des communautés hautement qualifiées côtoyant des collectivités faiblement qualifiées), et sa position géographique est organisée en fonction de la catégorie sociale (Lerch, 2012).

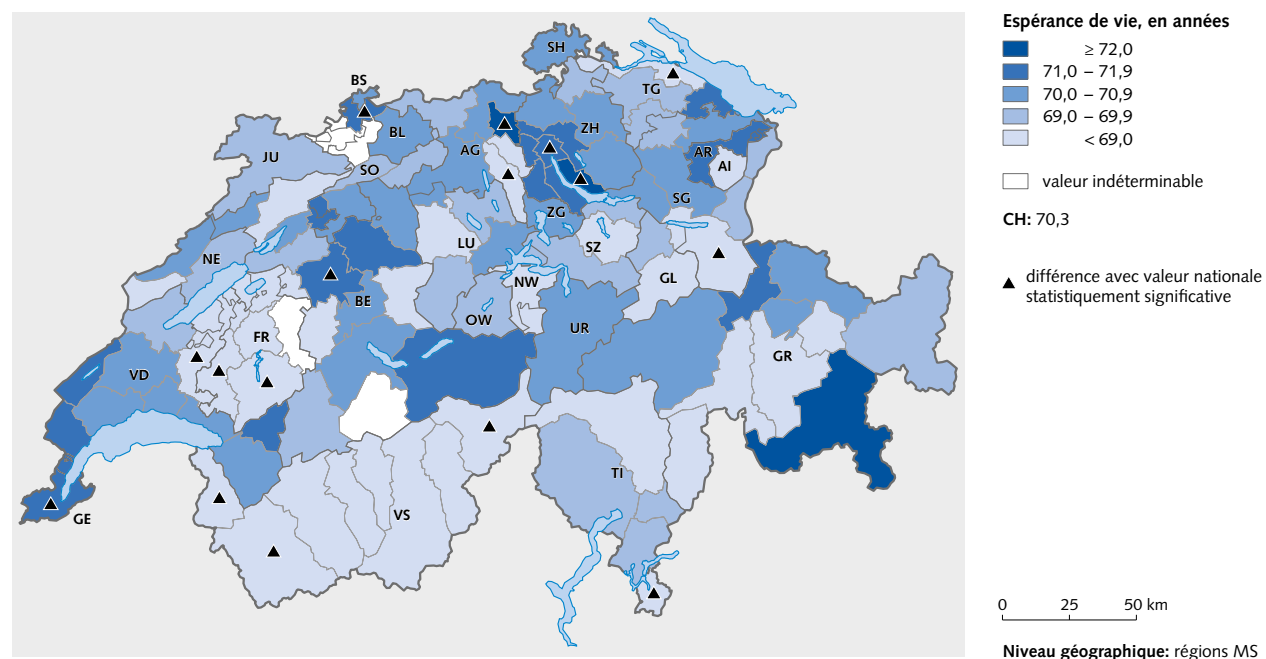
Un triangle indique sur les cartes si, compte tenu du nombre moyen de décès observés, la différence entre la valeur régionale et la valeur nationale est statistiquement significative à 95 % (voir Chiang 1984). Cette précaution est nécessaire, car même si la population est recensée de manière exhaustive (signifiant que les valeurs calculées ne sont pas influencées par un quelconque processus d'échantillonnage), la taille des populations conduit à des fluctuations statistiques. Ainsi, les significations statistiques fournissent une information sur le caractère robuste des résultats. Sauf indication contraire, nous limitons les commentaires aux résultats significatifs.

Nous commentons en premier lieu les différentiels observés pour les hommes, puis ceux pour les femmes (cf. tableaux 3.9 et 3.10). Les écarts d'espérance de vie des hommes, à l'échelle des régions MS, ont passé de 9,5 années à 7,6 ans au cours des trois dernières décennies du 20^e siècle, ce qui représente encore une fois le signe d'une uniformisation des niveaux de mortalité en Suisse. Le coefficient de variation a également diminué, confirmant ainsi l'harmonisation des valeurs de l'espérance de vie. A chaque décennie, une quinzaine de régions s'écartent significativement, par le bas où le haut, de la moyenne suisse. En 2000, on observait ainsi une espérance de vie plus élevée que la moyenne suisse dans les régions MS de Genève et de Nyon, dans la région MS de Lucerne, ainsi que de manière moins marquée dans la ville de Zurich (la région de Pfannenstiel présente la valeur la plus élevée chez les hommes, avec 79,8 ans). L'espérance de vie est significativement plus faible que la moyenne nationale dans plusieurs districts fribourgeois, dans le Jura et le Val de Travers, ainsi que dans le Bas-Valais (région de Martigny). La région de Goms, qui présentait déjà en 1970 une très faible espérance de vie chez les hommes, arrive en queue de classement avec une espérance de vie de 72,2 ans, une valeur qui ne s'écarte cependant pas significativement de la moyenne Suisse.

Le schéma de mortalité régionale a évolué depuis 1970, puisque la situation relative de l'arc jurassien s'est détériorée, de même que, dans une moindre mesure, celle des régions MS du canton de Fribourg rural (Gruyère, Glâne-Veveyse, Broye) auxquelles on peut également ajouter le Pays-d'Enhaut. En revanche, les régions de

Espérance de vie à la naissance des hommes, en 1970

C 3.1a

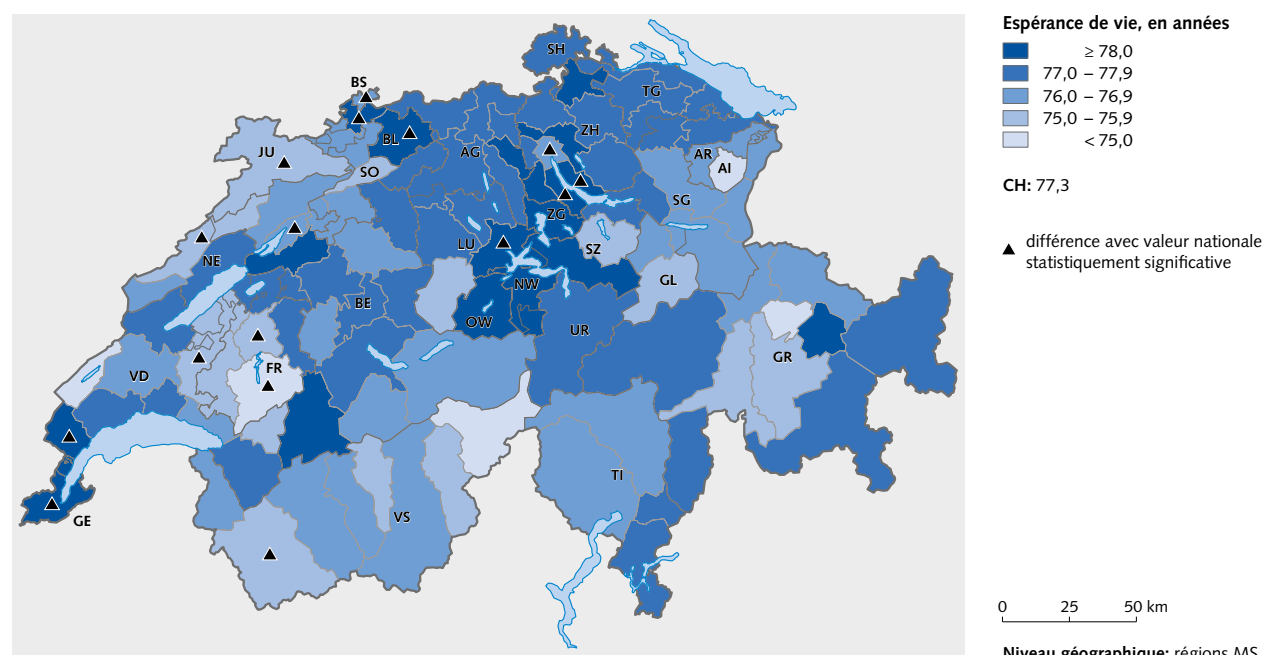


Source: propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

© OFS, ThemaKart, Neuchâtel 2012

Espérance de vie à la naissance des hommes, en 2000

C 3.1b

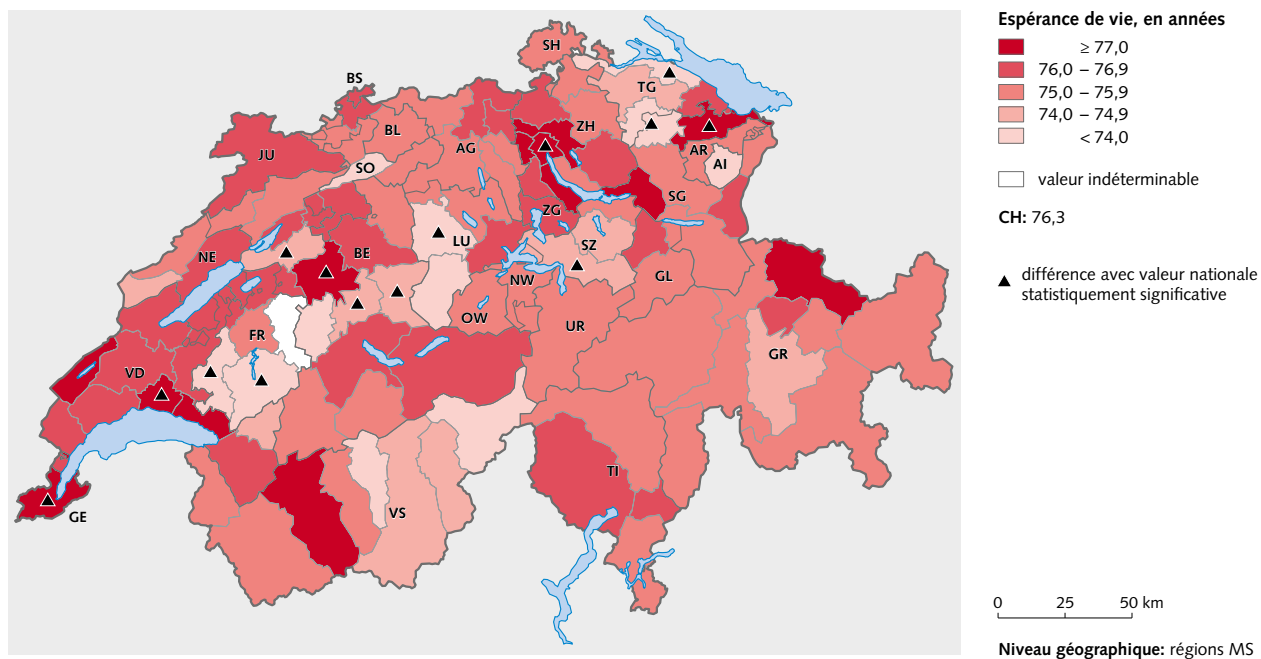


Source: propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

© OFS, ThemaKart, Neuchâtel 2012

Espérance de vie à la naissance des femmes, en 1970

C 3.2a

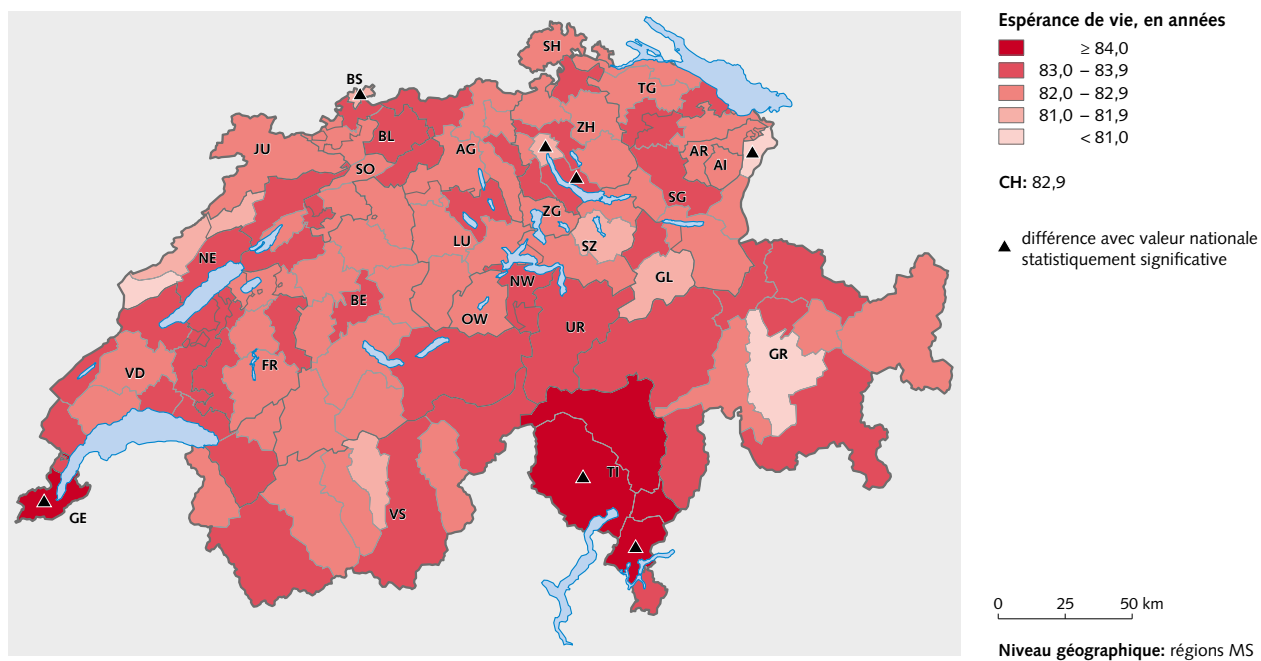


Source: propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

© OFS, ThemaKart, Neuchâtel 2012

Espérance de vie à la naissance des femmes, en 2000

C 3.2b



Source: propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

© OFS, ThemaKart, Neuchâtel 2012

T3.10 Régions MS présentant les espérances de vie les plus faibles en 1970 et en 2000

Hommes	2000	1970	Femmes	2000	1970
La Chaux-de-Fonds	75,8	70,7	Untersee	82,2	72,8
Glarner Hinterland	75,7	68,9	Solothurn	82,2	76,0
Jura	75,7	69,6	Pays d'Enhaut	82,2	74,7
Pays d'Enhaut	75,6	71,1	Thal	82,1	73,9
Glâne-Veveyse	75,5	67,1	Murten / Morat	82,1	76,0
Einsiedeln	75,5	68,5	Laufental	82,0	75,3
La Broye	75,5	68,0	La Chaux-de-Fonds	81,9	76,0
Entlebuch	75,5	69,3	Leuk	81,8	72,8
Thal	75,4	69,9	Basel-Stadt	81,7	76,6
Martigny	75,4	67,1	Glarner Hinterland	81,4	75,6
Appenzell I.Rh.	74,8	67,3	Einsiedeln	81,4	74,2
La Vallée	74,7	71,1	Zürich	81,1	77,4
La Gruyère	74,5	67,7	Rheintal	80,9	75,2
Schanfigg	73,9	70,1	Val-de-Travers	80,2	74,6
Goms	72,2	63,0	Mittelbünden	79,9	74,4

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

Monthey et de Mendrisio ont vu leur surmortalité, qui caractérisait la période 1970, s'atténuer progressivement. Le canton de Nidwald (qui forme à lui-seul une région MS) a connu une très forte progression de l'espérance de vie, égale à plus de 10 ans, contre par exemple 5,4 ans pour Bâle-Ville et 3,6 ans pour La Vallée (VD).

Pour la population féminine, l'uniformisation des espérances de vie régionales s'observe également. En effet, de 5,6 années d'écart en 1970 entre les régions présentant les plus forts et plus faibles niveaux de mortalité, on est passé en 2000 à 4,6 ans. A cette date, l'espérance de vie à la naissance était significativement plus faible dans les régions MS de Rheintal et de Zürich comparativement à la moyenne suisse (et plus faible encore au Val-de-Travers et dans la région de Mittelbünden, valeurs non significatives). Elle était la plus élevée à Genève et les régions MS tessinoises de Lugano, Locarno, Bellinzona et Tre Valli (cette dernière présentant l'espérance de vie la plus élevée avec 84,5 ans). Trente ans plus tôt, on observait des niveaux d'espérance de vie significativement inférieurs à la moyenne suisse dans plusieurs régions rurales des cantons de Fribourg et de Berne, mais c'était à Leuk dans le Haut-Valais que l'espérance de vie à la naissance était la plus faible (72,8 ans).

Ainsi, les niveaux de mortalité du plateau suisse se sont quelque peu harmonisés et rapprochés des valeurs de l'ensemble de la Suisse, tandis que des spécificités caractérisent encore l'ouest de l'arc jurassien, le canton de Fribourg (à mortalité élevée chez les hommes uniquement), et le sud du Tessin (à faible mortalité chez les femmes). On peut également noter que la région de Zürich a connu une progression de l'espérance de vie à la naissance de moins de 4 ans au cours des trente dernières années, contre plus de 10 ans dans la région de Goms (passage de 72,6 à 83 ans, une très forte progression, qui s'apparente à celle observée chez les hommes).

4 Les causes de décès intervenant sur les différentiels régionaux

Les différentiels régionaux de mortalité peuvent être précisés en tenant compte des profils de mortalité par groupe de cause de décès. La contribution des causes de décès sur les différentiels d'espérance de vie à la naissance est mesurée dans ce chapitre. La méthode de décomposition proposée par Arriaga (1984 et 1989) est appliquée pour la dernière période sous étude (période autour du recensement 2000). Cette méthode vise à montrer, par rapport à une table de mortalité de référence (celle de la Suisse entière), dans quelle mesure les différentes causes de décès influencent positivement ou négativement l'espérance de vie de la région sous étude. Les écarts observés dans l'espérance de vie de la région étudiée, comparativement à celle de l'ensemble de la Suisse, sont répartis en fonction des causes de décès qui y contribuent.

Rappelons que cinq grandes causes ont été prises en considération (cancers, maladies de l'appareil circulatoire, maladies de l'appareil respiratoires, morts violentes et autres causes), soit une classification très générale, imposée par le faible nombre de cas de décès observés dans certaines entités géographiques étudiées, qui conduiraient en cas de classification plus détaillée à des fluctuations aléatoires non désirées.

Ce chapitre se focalise sur l'analyse de la contribution des causes de décès sur les différentiels de mortalité pour les différents types de communes (typologie détaillée, section 4.1), les agglomérations (section 4.2), ainsi que les types de communes au sein des grandes agglomérations (section 4.3).

4.1 Causes de décès selon le type détaillé de commune

Rappelons que chez les hommes en 2000, l'espérance de vie à la naissance y est la plus élevée dans les communes à revenus élevés (2,2 ans de plus que la moyenne suisse) et la plus faible dans les communes à forte régression démographique (2,7 ans de moins que la moyenne suisse). Chez les femmes, les communes abritant des institutions collectives arrivent en tête (+2,4 ans comparativement à la moyenne suisse), les grands centres en dernière position (-0,8 an). Le tableau 4.1 présente les résultats de la décomposition des écarts par groupe de cause de décès pour les hommes, tandis que le tableau 4.2 en fait de même pour les femmes. De faibles écarts s'observent entre la somme cumulée des contributions (dernière colonne des tableaux 4.1 et 4.2) et la différence d'espérance de vie entre type de commune et moyenne suisse (tableaux 3.4 et 3.5). Ces écarts d'arrondis, qui ne dépassent pas 0,1 année de vie, sont expliqués par l'approximation des contributions relatives effectuée par la méthode d'Arriaga.

Plus de la moitié des décès survenant en Suisse étant provoqués par les cancers et maladies de l'appareil circulatoire, il est normal que ces deux groupes de causes interviennent d'une manière prioritaire sur les écarts entre types de communes. Ainsi, ces groupes jouent un rôle essentiel sur l'accroissement de l'espérance de vie des communes à revenus élevés, car leur incidence est plus faible qu'en moyenne nationale, autant chez les hommes que chez les femmes. Le faible taux d'incidence des décès par maladies de l'appareil circulatoire explique aussi les années moyennes de vie en plus des communes comprenant des institutions pour personnes âgées ou malades et, dans une moindre mesure, des communes suburbaines. On peut observer ces résultats à la fois pour les hommes et les femmes.

Le cancer, dans les communes à forte régression démographique, implique une importante diminution de l'espérance de vie des hommes (-1,7 an), alors que sa faible incidence conduit à un accroissement de celle des femmes (+0,6 an) comparativement à l'ensemble de la Suisse. Les morts violentes jouent également un rôle négatif sur l'espérance de vie dans ces communes, chez les hommes, tout comme au sein des communes semi-touristiques, agricoles (pour les deux sexes) et des centres de régions périphériques (chez les hommes uniquement). Quel que soit le type de commune, les maladies respiratoires n'interviennent pas dans les différences observées.

L'application de la méthode d'Arriaga permet également de classer les causes de décès en fonction de leur impact potentiel sur l'espérance de vie des types de communes. Pour les cancers, l'écart comparativement à la moyenne suisse expliqué par ce groupe de causes varie chez les hommes entre +0,7 et -1,7 an entre les communes à revenus élevés et les communes en forte régression démographique (amplitude 2,4 ans). Pour les femmes, l'écart varie entre +0,6 et -0,15 an entre communes en forte régression démographique d'une part, et les centres moyens et grands centres d'autre part. Les communes en forte régression démographique présentent donc un niveau de mortalité par cancers élevé chez les hommes et faible chez les femmes, ce qui peut paraître paradoxal. Les centres présentent en revanche des tendances similaires pour les deux sexes, puisque la mortalité par cancers y est élevée à la fois pour les hommes et les femmes, et contribue ainsi à diminuer l'espérance de vie.

Pour les maladies de l'appareil circulatoire, l'amplitude est plus faible que celle provoquée par les cancers chez les hommes (+0,7 an pour les communes à revenus élevés à -0,6 an pour les communes agro-industrielles). Chez les femmes cependant, l'amplitude est plus importante (+1,2 an dans les communes avec institutions collectives, -0,6 an dans les communes agricoles). Ainsi, alors que chez les hommes, les cancers expliquent une part prépondérante des écarts d'espérance de vie entre types de communes, chez les femmes ce sont les maladies de l'appareil circulatoire qui jouent ce rôle.

4.2 Causes de décès selon l'agglomération

Comme indiqué précédemment, les agglomérations de Zug, Genève, Wil, Luzern et Lausanne, chez les hommes, présentent en 2000 les valeurs des espérances de vie les plus élevées chez les hommes. La faible mortalité par maladies de l'appareil circulatoire dans les agglomérations de Genève et de Lausanne explique cette situation favorable, alors que dans les trois autres agglomérations de Suisse alémanique, l'écart avec la moyenne suisse s'explique par le groupe des autres causes de décès (un groupe hétérogène qui comprend en particulier les démences et les maladies de l'appareil digestif) et, dans le cas de l'agglomération lucernoise, des maladies de l'appareil respiratoire. Dans ces cinq agglomérations, la relativement faible incidence des morts violentes contribue également à accroître l'espérance de vie, toujours par rapport à la Suisse, d'une manière toutefois modérée (de 0,1 à 0,3 année de vie en plus). Les cancers présentent la même particularité, puisque leur contribution aux écarts est également modérée, voire pratiquement nulle à Lausanne.

Les cinq agglomérations présentant les plus faibles valeurs de l'espérance de vie se caractérisent par une contribution négative des cancers, allant de -0,02 année à Arbon-Rorschach à -0,7 année à Fribourg. Excepté à Fribourg et à Vevey-Montreux, les maladies de l'appareil circulatoire contribuent également à la faible valeur de l'espérance de vie observée dans ces agglomérations. Une faible prévalence des morts violentes (comparativement à la valeur suisse) dans l'agglomération fribourgeoise conduit en revanche à un accroissement de l'espérance de vie comparativement à l'ensemble de la Suisse, tandis que les morts violentes diminuent légèrement les espérances de vie des agglomérations de Vevey-Montreux et Biel/Bienne. Cette dernière agglomération se caractérise en outre par une surmortalité pour le groupe des autres causes, comparativement à l'ensemble de la Suisse.

Chez les femmes (Tableau 4.4), les agglomérations présentant les espérances de vie les plus élevées en 2000 sont localisées au Tessin ou en Suisse romande. Une faible mortalité cardiovasculaire contribue à accroître l'espérance de vie dans ces valeurs, le bonus atteignant 1,1 an pour les Genevoises. Le groupe des autres causes joue également un rôle au Tessin, mais pas dans les agglomérations romandes. Les cancers ne sont pas une cause de différenciation de l'espérance de vie des femmes, comme cela avait déjà été observé à l'échelle des types de communes.

4.3 Types de communes au sein des agglomérations

Ainsi que cela a été signalé au chapitre 3, l'interprétation de la mortalité et en particulier des différences de mortalité observées entre les agglomérations de la Suisse est rendue complexe par le mélange de types de communes formant les agglomérations. Pour cette raison, la différenciation entre les communes centrales et les communes suburbaines ou périurbaines est utile. L'analyse des causes de décès intervenant dans les différentiels de mortalité entre ces différents types de commune est effectuée ici.

Le tableau 4.5 indique, pour les agglomérations des cinq plus grandes communes de la Suisse, les contributions respectives des causes de décès aux différences observées par rapport à l'ensemble de la Suisse, en

distinguant les centres et les autres communes de l'agglomération. Dans le cas de Zürich, la commune centrale (la commune de Zürich) présente une espérance de vie inférieure, de 2,4 ans (hommes) et 2,2 ans (femmes), à la valeur mesurée pour le reste de l'agglomération. Tous les groupes de causes contribuent à ces écarts, avec cependant une prédominance de la catégorie des «autres causes de décès»: en effet chez les hommes, le centre perd 1,1 an comparativement à la moyenne suisse en raison de ces causes de décès, tandis que les autres communes de l'agglomération bénéficient ensemble d'un gain de 0,3 an. Chez les femmes, les valeurs sont similaires: alors que les centres perdent 1,2 an, les autres communes gagnent 0,2 an. A Basel, Bern (hommes uniquement), Genève (hommes uniquement) et Lausanne, des tendances similaires s'observent.

T4.1 Décomposition des différences entre les espérances de vie (en années) par rapport à la Suisse, selon les types de communes, hommes, en 2000

Type de communes	Cancers	Maladies de l'appareil circulatoire	Maladies de l'appareil respiratoire	Morts violentes	Autres	Total
A revenu élevé (RE)	0,70	0,69	0,19	0,35	0,27	2,20
D'emploi de régions métropolitaines (ME)	0,18	0,20	0,10	0,25	0,20	0,93
Avec institutions collectives (THI)	0,13	0,50	0,01	0,04	0,15	0,83
Périurbaines de régions métropolitaines (MP)	0,16	-0,04	0,10	0,18	0,37	0,77
Suburbaines de régions métropolitaines (MS)	0,15	0,30	0,04	0,05	0,03	0,57
Périurbaines de régions non métropolitaines (NP)	-0,01	-0,11	0,00	0,18	0,38	0,44
Touristiques (TT)	0,22	0,16	-0,11	-0,14	0,09	0,22
Agro-tertiaires (SAT)	0,17	-0,04	-0,14	-0,25	0,36	0,09
D'emploi de régions non métropolitaines (NE)	-0,06	-0,17	0,04	-0,02	0,21	0,00
Suburbaines de régions non métropolitaines (NS)	-0,21	-0,12	0,05	0,15	0,08	-0,05
Petits centres (CP)	-0,01	-0,17	-0,02	0,03	-0,02	-0,19
Industrielles et tertiaires (SIT)	-0,09	-0,08	-0,05	-0,26	0,28	-0,20
Agricoles (SA)	0,26	-0,17	-0,26	-0,54	0,27	-0,44
Pendulaires d'allochtones (NAL)	-0,20	-0,28	-0,08	-0,25	0,28	-0,52
Industrielles (SI)	-0,09	-0,35	-0,06	-0,26	0,20	-0,56
Centres moyens (CM)	-0,20	-0,02	0,00	-0,03	-0,37	-0,62
Agro-industrielles (SAI)	-0,07	-0,65	-0,11	-0,28	0,31	-0,81
Grands centres (CG)	-0,13	0,08	0,01	0,05	-0,89	-0,89
Pendulaires d'autochtones (NAU)	-0,42	-0,15	-0,25	-0,17	0,08	-0,92
Semi-touristiques (TST)	0,03	-0,20	-0,16	-0,81	-0,19	-1,32
Centres de régions périphériques (CPE)	-0,49	-0,36	-0,18	-0,52	0,17	-1,38
En forte régression démographique (SR)	-1,67	-0,14	-0,47	-0,45	0,08	-2,65

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

Des écarts d'arrondis peuvent découler de la méthode d'Arriaga.

Note de lecture: une valeur positive indique une sous-mortalité pour la cause de décès considérée, comparativement à la moyenne suisse, qui conduit à un accroissement de l'espérance de vie pour la région en question. Une valeur négative indique une surmortalité conduisant à une diminution de l'espérance de vie.

T 4.2 Décomposition des différences entre les espérances de vie (en années) par rapport à la Suisse, selon les types de commune, femmes, en 2000

Type de communes	Cancers	Maladies de l'appareil circulatoire	Maladies de l'appareil respiratoire	Morts violentes	Autres	Total
Avec institutions collectives (THI)	0,39	1,17	0,04	0,13	0,74	2,47
Suburbaines de régions métropolitaines (MS)	0,27	0,37	0,02	0,07	0,20	0,93
En forte régression démographique (SR)	0,62	-0,06	0,13	-0,31	0,49	0,87
A revenu élevé (RE)	0,13	0,48	0,00	0,10	-0,02	0,69
Suburbaines de régions non métropolitaines (NS)	-0,02	0,01	0,04	0,06	0,34	0,43
Périurbaines de régions non métropolitaines (NP)	0,04	-0,20	0,03	0,08	0,37	0,32
D'emploi de régions métropolitaines (ME)	0,01	0,14	0,02	-0,01	0,15	0,30
Touristiques (TT)	-0,02	0,05	-0,07	0,09	0,21	0,26
Semi-touristiques (TST)	-0,04	-0,23	-0,02	0,21	0,30	0,21
Industrielles et tertiaires (SIT)	0,09	-0,06	0,01	-0,01	0,17	0,20
Agro-tertiaires (SAT)	0,11	-0,13	0,02	0,15	-0,03	0,11
Industrielles (SI)	0,18	-0,34	-0,02	-0,02	0,28	0,08
D'emploi de régions non métropolitaines (NE)	-0,04	-0,18	0,06	0,07	0,16	0,06
Périurbaines de régions métropolitaines (MP)	-0,09	-0,21	0,06	0,10	0,20	0,06
Petits centres (CP)	0,10	-0,02	-0,02	-0,01	-0,02	0,04
Agro-industrielles (SAI)	0,08	-0,56	0,01	0,04	0,13	-0,30
Pendulaires d'autochtones (NAU)	0,15	-0,31	-0,06	-0,05	-0,07	-0,34
Pendulaires d'allochtones (NAL)	0,02	-0,50	0,00	0,05	0,06	-0,37
Centres moyens (CM)	-0,15	-0,01	-0,01	0,00	-0,21	-0,38
Agricoles (SA)	0,11	-0,65	0,00	-0,06	0,00	-0,61
Centres de régions périphériques (CPE)	-0,20	-0,21	-0,12	-0,16	0,05	-0,65
Grands centres (CG)	-0,15	0,17	-0,04	-0,20	-0,57	-0,79

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

Note de lecture: une valeur positive indique une sous-mortalité pour la cause de décès considérée, comparativement à la moyenne suisse, qui conduit à un accroissement de l'espérance de vie pour la région en question. Une valeur négative indique une surmortalité conduisant à une diminution de l'espérance de vie.

T 4.3 Contribution des causes de décès aux différentiels d'espérance de vie (en années) par rapport à la moyenne nationale, à l'échelle des agglomérations, hommes, en 2000

	Cancers	Maladies de l'appareil circulatoire	Maladies de l'appareil respiratoire	Morts violentes	Autres	Total
Valeurs élevées						
Zug	0,09	0,28	0,13	0,06	0,53	1,06
Genève	0,21	1,04	0,01	0,15	-0,40	0,98
Wil (SG)	0,45	-0,34	0,07	0,19	0,50	0,85
Luzern	0,21	0,15	0,22	0,16	0,10	0,80
Lausanne	0,04	0,53	-0,03	0,28	-0,27	0,52
Valeurs faibles						
Olten-Zofingen	-0,44	-0,27	-0,05	0,01	0,06	-0,72
Arbon-Rorschach	-0,02	-0,53	0,03	0,03	-0,21	-0,73
Fribourg	-0,71	0,11	-0,20	0,37	-0,31	-0,77
Vevey-Montreux	-0,26	-0,05	-0,10	-0,19	-0,32	-0,95
Biel/Bienne	-0,14	-0,49	0,07	-0,09	-0,54	-1,22

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

Note de lecture: une valeur positive indique une sous-mortalité pour la cause de décès considérée, comparativement à la moyenne suisse, qui conduit à un accroissement de l'espérance de vie pour la région en question. Une valeur négative indique une surmortalité conduisant à une diminution de l'espérance de vie.

Le groupe des autres causes est dominé par les démences séniles, mais inclut aussi les maladies de l'appareil digestif dont la cirrhose alcoolique, et les maladies infectieuses. Il n'est pas possible de commenter plus en avant ce résultat vu la multitude des causes de décès entrant dans cette catégorie.

A Basel, en outre, le cancer joue également un rôle important dans la différenciation de la mortalité entre centre et périphérie. Chez les hommes, toutes les agglomérations excepté Genève se caractérisent par ailleurs par une mortalité par cancers plus élevée dans les centres comparativement aux périphéries (différences en termes d'espérance de vie de l'ordre de 0,4 an).

T4.4 Contribution des causes de décès aux différentiels d'espérance de vie (en années) par rapport à la moyenne nationale, à l'échelle des agglomérations, femmes, en 2000

	Cancers	Maladies de l'appareil circulatoire	Maladies de l'appareil respiratoire	Morts violentes	Autres	Total
Valeurs élevées						
Locarno	-0,13	0,93	-0,04	0,15	0,53	1,41
Lugano	0,03	0,70	0,02	0,26	0,51	1,48
Genève	0,21	1,11	-0,09	0,04	-0,04	1,20
Lausanne	0,04	0,54	-0,10	0,03	0,01	0,49
Yverdon-les-Bains	-0,03	0,36	0,08	-0,11	0,10	0,37
Valeurs faibles						
Buchs (SG)	0,14	-0,91	0,09	-0,10	0,36	-0,45
Zürich	-0,02	-0,06	0,09	-0,10	-0,34	-0,45
Zug	-0,17	0,02	0,10	-0,01	-0,36	-0,45
Arbon-Rorschach	0,08	-0,41	-0,02	0,12	-0,27	-0,53
Solothurn	-0,11	-0,49	-0,02	-0,17	-0,05	-0,86

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

Note de lecture: une valeur positive indique une sous-mortalité pour la cause de décès considérée, comparativement à la moyenne suisse, qui conduit à un accroissement de l'espérance de vie pour la région en question. Une valeur négative indique une surmortalité conduisant à une diminution de l'espérance de vie.

T4.5 Contribution des causes de décès aux différentiels d'espérance de vie (en années) par rapport à la moyenne nationale, à l'échelle des communes des agglomérations, en 2000

	Zürich		Genève		Basel		Bern		Lausanne	
	Centre	Autres	Centre	Autres	Centre	Autres	Centre	Autres	Centre	Autres
Hommes	76,1	78,5	77,9	78,5	75,7	78,6	76,3	78,3	76,7	78,5
		2,4		0,7		2,9		2,0		1,8
Cancer	-0,09	0,36	0,21	0,19	-0,41	0,23	-0,12	0,23	-0,23	0,17
Circulatoires	-0,15	0,17	1,05	1,01	-0,29	0,18	-0,15	0,30	0,50	0,54
Syst. Resp.	0,06	0,18	-0,05	0,04	-0,01	0,10	-0,02	0,08	-0,08	0,01
Violentes	0,02	0,18	0,02	0,24	0,00	0,42	0,12	0,10	0,12	0,37
Autres	-1,09	0,28	-0,64	-0,24	-0,87	0,40	-0,83	0,31	-0,89	0,10
Femmes	81,1	83,3	84,5	83,8	81,5	83,1	82,3	83,5	82,9	83,7
		2,2		-0,8		1,6		1,2		0,7
Cancer	-0,16	0,09	0,19	0,23	-0,51	-0,20	-0,16	0,25	0,02	0,05
Circulatoires	-0,16	0,00	1,35	0,91	-0,06	0,15	-0,11	0,13	0,69	0,39
Syst. Resp.	0,03	0,13	0,05	-0,18	-0,20	-0,01	-0,06	0,12	-0,14	-0,08
Violentes	-0,29	0,01	-0,07	0,11	-0,10	0,04	-0,21	-0,04	-0,20	0,18
Autres	-1,22	0,20	0,15	-0,19	-0,48	0,27	-0,02	0,18	-0,31	0,23

Source: Propres calculs des auteurs, OFS/BEVNAT

Note de lecture: une valeur positive indique une sous-mortalité pour la cause de décès considérée, comparativement à la moyenne suisse, qui conduit à un accroissement de l'espérance de vie pour la région en question. Une valeur négative indique une surmortalité conduisant à une diminution de l'espérance de vie.

5 Les facteurs structurels et socio-sanitaires expliquant les différentiels de mortalité selon la région

La présente étude a pour but de déterminer les spécificités régionales de la mortalité en Suisse. Cependant, elle ne permet pas de connaître les raisons des différences observées. Dans ce chapitre, les auteurs formulent certaines hypothèses au cours d'une discussion scientifique.

Auteurs: Philippe Wanner, Mathias Lerch

La description des différences d'espérance de vie selon le lieu de domicile, et l'identification des âges et des grands groupes de causes qui interviennent sur ces différences présentent un intérêt surtout lorsque ces différences peuvent être reliées à des facteurs socioéconomiques ou sanitaires responsables des écarts observés. En outre, dans une optique de santé publique, il s'agit de distinguer les facteurs sur lesquels une intervention est possible (par exemple une intervention entrant dans le cadre d'une politique sanitaire) de ceux non modifiables (par exemple des facteurs climatiques).

Cependant, interpréter les différentiels d'espérance de vie et les relier à des facteurs individuels ou collectifs est un exercice difficile, pour deux raisons: d'une part, un décès est souvent lié à plusieurs facteurs étiologiques et non à une seule exposition à un facteur de risque, et attribuer un décès à une cause précise est dès lors simplificateur. D'autre part, il existe un délai entre l'exposition à un risque et le décès, délai qui dépasse souvent plusieurs décennies. Ainsi, la surmortalité observée dans une région comparativement à une autre région peut être rattachée à des comportements spécifiques observés il y a trente ou quarante ans en arrière, qui ne sont pas documentés et plus forcément d'actualité. En outre, un décès survenant dans un type de commune ne signifie pas systématiquement une exposition ayant eu lieu dans le même type de commune, puisque des changements de domicile peuvent se produire entre le moment de l'exposition et le décès.

Dans ce chapitre, on met en évidence les résultats et on les confronte à certains facteurs explicatifs mentionnés dans la littérature (section 5.1). On s'intéresse également à l'impact de la mobilité résidentielle sur les disparités (section 5.2). Une conclusion clôt ce chapitre (section 5.3).

5.1 Les quatre hypothèses concernant la mortalité différentielle régionale

Différentes hypothèses ont été évoquées dans la littérature en vue d'expliquer les différentiels régionaux de mortalité (pour une discussion spécifique des facteurs de la mortalité urbaine, voir Lerch et al. 2011). On peut regrouper ces hypothèses en quatre principaux groupes, les hypothèses structurelles, celles faisant référence à l'accès aux systèmes de santé, celles intervenant sur les comportements de santé et de prévention, et enfin les atteintes environnementales.

5.1.1 La structure sociale

La première hypothèse expliquant les niveaux variables d'espérance de vie à la naissance, en fonction de la commune ou de la région de résidence, est l'hypothèse de structure sociale. Les types de communes présentent chacune des structures socioprofessionnelles spécifiques, expliquant en partie les différentiels d'espérance de vie à la naissance. Il est documenté que les écarts de risques de mortalité sont importants en Suisse suivant la profession exercée, le niveau de formation ou l'activité pratiquée (Wanner et Lerch, 2012). Pour cette raison la composition sociodémographique et professionnelle de la commune peut intervenir sur le niveau de mortalité de celle-ci. Ainsi, des communes comprenant une proportion élevée de personnes de niveau de formation universitaire enregistrent, toutes choses égales par ailleurs, une plus haute espérance de vie que celles où résident des personnes de niveau de formation inférieur. Cet aspect structurel peut être important suivant la typologie utilisée (par exemple lorsque l'on tient compte des 22 types de communes, on isole les communes riches, les communes de pendulaires, etc., des types de communes qui dénotent d'une structure sociale particulière).

En amont des différentiels communaux ou régionaux expliqués par la structure sociale, on évoque des facteurs liés aux comportements de chaque groupe social qui peuvent influencer la durée de vie, mais peut-être aussi à la qualité de l'habitat. La structure socioprofessionnelle, même si elle peut être mise en avant pour expliquer certains différentiels régionaux, n'explique pas les écarts de mortalité, mais traduit des comportements et des modes de vie spécifiques et plus ou moins adaptés à une vie en bonne santé.

La structure socioéconomique de chaque commune est en mutation, de par les flux migratoires et une ségrégation spatiale en évolution. La distribution de la population selon le niveau de formation pour les cinq types de communes définis à partir de la typologie des communes de la Suisse documente cette mutation (tableau 5.1). En 1970, les communes rurales et les autres types de communes présentaient le niveau le plus faible d'espérance de vie chez les hommes comme chez les femmes. Or, ces deux types de communes se caractérisaient par une proportion élevée de résidents (parmi ceux âgés de 25 ans et plus) n'ayant jamais achevé un niveau de formation plus élevé que le niveau secondaire I (équivalent à la scolarité obligatoire et éventuellement une école de culture générale). Les régions suburbaines, périurbaines et les centres, qui présentaient une espérance de vie plus élevée, se caractérisaient par une proportion plus élevée d'universitaires (entre 13 % et 15 %) et une faible proportion de personnes de niveau secondaire I (entre 39 % et 44 %), comparativement à l'ensemble de la Suisse (12 % et 46 %). Il semble donc que l'on puisse suspecter un lien entre mortalité et niveau de la plus haute formation achevée de la population des types de communes.

Cependant, en 2000, ce lien est moins étroit. Si les populations présentent un niveau de formation plus élevé dans les communes périurbaines, qui connaissent la plus faible mortalité, les communes centrales, enregistrant un niveau de mortalité élevé, montrent aussi une surreprésentation des universitaires comparativement à la moyenne suisse. Ces communes centrales présentent également une part élevée de résidents ne disposant pas d'un niveau de qualification supérieur à l'école obligatoire. Ainsi, les effets structurels positifs et négatifs pourraient se contrebalancer dans les centres urbains.

Les années 1970 et suivantes ont été caractérisées en Suisse par un phénomène de périurbanisation, ayant entraîné le départ d'une population socialement privilégiée en direction des régions périphériques. Cette population a laissé progressivement place dans les centres urbains à une population faiblement qualifiée, arrivant également aujourd'hui en fin de vie. Ainsi, on peut aussi supposer que le recul relatif de l'espérance de vie des centres urbains (comparativement à la moyenne suisse) pourrait être provoqué par le départ des groupes sociaux présentant les plus faibles risques de mortalité (cadres supérieurs, cadres intermédiaires, professions libérales), tandis que l'accroissement relatif de l'espérance de vie des communes rurales et le bon positionnement des communes périurbaines pourraient avoir été provoqué par leur arrivée. Cela reste cependant une hypothèse à vérifier.

5.1.2 L'accès différencié aux soins et aux services de santé

Une deuxième hypothèse pouvant expliquer les spécificités régionales d'espérance de vie fait référence à la diffusion des connaissances médicales dans les régions et à l'accès aux services de santé. Selon cette hypothèse, l'accès à des services de santé et leur proximité géographique varient en fonction de la région ou du type de communes. Il résulte alors des difficultés plus ou moins grandes à se soigner, ou à recevoir des soins à temps (en cas de problème aigu de santé). En outre, les connaissances des comportements préventifs et curatifs, diffusées par les prestataires de services, peuvent varier d'une région à l'autre et conduire à des comportements différentiels au moment où la maladie survient. Ceci est d'autant plus le cas en Suisse où les compétences en matière de prévention sont réparties entre cantons et confédération. Enfin, pour certaines maladies atypiques, les soins reçus pourraient également varier, suivant cette hypothèse, en fonction de la disponibilité dans la région de spécialistes de la médecine.

T.5.1 Répartition des personnes selon le niveau de formation achevé et le type de commune du lieu de vie, en pourcent, en 1970 et en 2000 (personnes recensées âgées de 25 ans et plus)

	Sans formation ou secondaire I	Secondaire II	Tertiaire	Effectif
1970				
Centres	38,8	48,3	12,9	1 495 800
Communes suburbaines	44,3	42,7	13,0	958 776
Communes périurbaines	44,5	40,7	14,8	413 470
Communes rurales	61,9	29,5	8,6	456 725
Autres	56,5	34,5	9,0	491 991
Ensemble	45,9	42,0	12,1	3 823 423
2000				
Centres	30,1	46,2	23,7	1 413 695
Communes suburbaines	27,8	51,9	20,3	1 387 790
Communes périurbaines	21,8	52,2	26,0	714 741
Communes rurales	32,7	51,7	15,6	619 235
Autres	34,5	50,4	15,0	617 832
Ensemble	29,1	50,0	20,9	4 753 293

Source: OFS/RFP

Bien qu'il soit difficile de discuter ces aspects liés à l'accès aux services de santé, il n'est pas possible d'exclure qu'un malade aigu soit pris en charge plus efficacement par les urgences médicales lorsqu'il est localisé près d'un hôpital, comparativement à un autre malade résidant dans une région isolée. A l'échelle d'un individu, pour certaines causes de décès comme les cardiopathies aiguës ou certaines maladies cérébrovasculaires, la durée entre l'atteinte et la prise en charge est déterminante pour garantir la survie du patient. Cependant, il est improbable que le facteur de proximité des services de santé joue un rôle susceptible d'influencer significativement la durée moyenne de vie.

Quant aux soins différentiels selon la région, pour une même pathologie, dans ce cas aussi, il n'est pas possible d'exclure certaines spécificités régionales. Ceci est non seulement provoqué par le fait que la planification sanitaire en Suisse soit de la compétence des cantons et l'accessibilité des soins peut varier sur le territoire. Mais, aussi, par la tendance qu'ont les grandes villes à attirer les spécialistes, tandis que les périphéries font face, progressivement, à un appauvrissement de la densité médicale. Les statistiques sanitaires fédérales⁸ montrent ainsi que la densité de médecins dans le secteur ambulatoire est la plus élevée dans la région lémanique (248 médecins pour 100'000 habitants en 2010) et la plus faible en Suisse centrale (149 médecins pour 100'000 habitants). A l'échelle des cantons, Genève dénombre 338 médecins ambulatoires pour 100'000 habitants, contre 99 à Uri,

soit un rapport d'environ 1 pour 3,5. On se gardera cependant d'établir un lien entre la densité médicale et l'espérance de vie des régions.

Malgré ces écarts, les populations des régions rurales et périphériques ont progressivement bénéficié du même type de soins que les régions centrales, pour des pathologies difficiles à soigner (par exemple certaines maladies de la néonatalogie et de la prise en charge des prématurés, mais probablement aussi certains cas d'urgence au sein de la population active en en âge de retraite). Bien que les spécialistes et hôpitaux universitaires se localisent dans les centres des grandes agglomérations, des transferts de malades sont organisés en cas de besoin. Peu d'éléments permettent donc d'étayer l'hypothèse d'un accès différencié aux services de santé par rapport à son positionnement géographique. Cependant, on ne peut pas exclure que dans les années 1970, comme cela a été mentionné précédemment, les différentiels dans la mortalité des enfants entre les régions rurales et les régions urbaines aient été provoquées par les capacités de prise en charge des nouveau-nés prématurés. Il conviendrait cependant, afin d'affirmer cette hypothèse, d'analyser plus en détail la mortalité infantile régionale.

Pour Lopez-Rios (1992), les infrastructures sanitaires n'expliquent plus les différentiels de mortalité à l'échelle régionale, dans les pays industrialisés, un constat qui pourrait s'imposer également en Suisse. Les données présentées au chapitre 3 suggèrent même que dans les centres, où sont localisés les principaux centres hospitaliers, l'espérance de vie y est plus faible que dans les régions périphériques.

⁸ Cf. Indicateurs du service ambulatoire, <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/themen/14/03/03/key/01.html>

5.1.3 Les différentiels dans les comportements de santé

Une troisième explication des écarts régionaux de mortalité fait référence aux comportements différentiels des individus, en fonction du lieu de résidence. Les comportements de santé (dépistage, prévention, etc.) se sont diffusés progressivement des villes vers les régions périphériques, et le décalage temporel a pu jouer un rôle sur le niveau de mortalité. Il a pu en résulter une augmentation plus rapide de l'espérance de vie, au cours des trente dernières années du 20^e siècle, dans les régions périphériques, au détriment des centres, qui avaient connu des progrès importants au cours de la première moitié du 20^e siècle.

Par opposition, les comportements à risques émergents (tel l'alimentation rapide genre fastfood, la consommation de substances nocives ou illicites, etc.) caractérisent en premier lieu les centres urbains. Les enquêtes suisses sur la santé documentent très partiellement ce phénomène, car elles ne portent que sur des entités cantonales, sans distinction du type de commune. En outre, elles se réfèrent à la période actuelle, alors qu'idéalement, il conviendrait de disposer d'informations datant d'une trentaine d'années, afin de tenir compte du délai entre exposition aux risques et décès.

Actuellement, les écarts cantonaux sont relativement faibles, pour différents indicateurs des comportements de santé. Pour donner un exemple, selon les données de l'enquête suisse sur la santé de 2007, 42% de la population vivant dans le canton (majoritairement urbain) de Zurich est physiquement active, proportion qui atteint 44% dans le canton rural d'Uri. La proportion de consommateurs de tabac est de 23% dans le premier canton, contre 18% dans le second. Si pour ces deux indicateurs, la situation semble meilleure dans le canton rural sous étude, pour d'autres indicateurs, l'inverse s'observe. C'est le cas par exemple de la proportion de personnes souffrant de surcharge pondérale, qui semble plus faible dans les cantons urbains comparativement aux cantons ruraux. Il n'existe pas, selon l'enquête suisse sur la santé, des spécificités cantonales bien établies pour de nombreux autres indicateurs, même si pour les comportements de santé, comme la consommation de tabac ou l'activité sportive, la région alémanique présente de meilleurs scores que la région francophone et italophone (ce qui ne se traduit pourtant pas par des différentiels d'espérance de vie au détriment des régions latines). Bien que les données plus précises concernant d'autres comportements de santé (alimentation, exposition aux risques professionnels, par exemple) fassent défaut, il est délicat d'établir un schéma comportemental qui varierait en fonction du type de commune.

Parmi les comportements de santé pouvant intervenir sur le risque de décès figurent également le dépistage des cancers (sein, col de l'utérus, prostate, etc.), le traitement de l'hypertension et le recours aux soins en cas de maladie: il semble, toujours selon l'enquête suisse sur la santé, que les cantons urbains se caractérisent par une fréquence plus élevée des examens de dépistage que les cantons ruraux. C'est le cas par exemple du dépistage du cancer du sein, qui a connu un développement accéléré dans certains cantons ayant organisé des programmes visant à inclure un grand nombre de femmes (comme ce fut le cas par exemple du canton de Genève). Il convient cependant d'être conscient que des comportements ou un recours aux soins inadaptés ne conduisent pas toujours à un décès, et qu'il est dès lors très difficile de vérifier l'hypothèse de différentiels dans les comportements individuels.

Rappelons que l'étude de Doll et Peto (1981), qui fait aujourd'hui encore référence dans les milieux scientifiques⁹, suggère que 70% des décès par cancers observés entre 1950 et 1977 peuvent être imputés à des comportements individuels: habitudes alimentaires (35%), tabagisme (22%), alcool (12%). Les maladies infectieuses provoquent 10% de la mortalité par cancer, tandis que les agents chimiques et la pollution professionnels ne se voient attribuer que 4% d'entre eux. Selon ces chiffres, une majorité des écarts d'espérance de vie attribuables aux cancers s'expliquerait par les comportements individuels inadaptés. Les centres (quelle que soit la taille de leur population) et les communes à forte régression démographique (chez les hommes) observent un impact négatif du cancer sur leur espérance de vie et pourraient dès lors présenter des comportements moins bien adaptés que les autres régions.

On connaît par ailleurs depuis des décennies les facteurs de risque comportementaux des maladies de l'appareil circulatoire (hypertension non traitée, alimentation riche, cholestérol, consommation de tabac). Certaines régions paient un lourd tribut à ce groupe de causes de décès. Peut-on, cependant, à partir de ces résultats, évoquer des comportements à risques différenciés? Répondre à cette question n'est pas possible au vu des données disponibles.

⁹ On suspecte cependant une sous-estimation, par les auteurs, des cancers provoqués par l'utilisation de produits toxiques tels les pesticides. Cette suspicion est partiellement à mettre en relation avec le fait que l'auteur principal, Richard Doll, avait conduit des études épidémiologiques financées par des firmes productrices de produits toxiques.

5.1.4 L'exposition à des atteintes environnementales

Enfin, l'environnement physique peut jouer un rôle sur les différentiels régionaux de mortalité. Les années 1970 et 1980 ont été caractérisées par une mortalité accidentelle élevée, en particulier par de fréquents accidents de la route. Selon les statistiques de l'OFS, le nombre de tués par accidents de la circulation routière a atteint un maximum en 1971 (1773 décès) et a dépassé le millier de cas jusqu'en 1984. A titre comparatif, en 2010, on comptait 327 décès. Or les accidents sont plus nombreux dans les régions rurales (en raison des profils routiers sinueux) que dans les régions urbaines. Leur impact sur l'espérance de vie est important, car ce sont des décès qui surviennent à de jeunes âges. Les résidents des régions rurales ont peut-être profité en premier lieu des progrès effectués dans le domaine de la sécurité routière, ce qui a contribué à réduire leur mortalité, comparative-ment à celle des régions urbaines.

On s'aperçoit d'ailleurs chez les hommes que le groupe des morts violentes caractérise encore en premier lieu les communes périphériques (semi-touristiques, agricoles, à régression démographique, etc.). Cependant, le groupe des morts violentes est trop large pour imputer les différentiels aux seuls accidents routiers.

Un autre aspect entrant dans le cadre de l'environnement est lié aux atteintes respiratoires, qui peuvent être influencées par la qualité de l'air. Celle-ci est généralement plus faible dans les centres urbains, concernés en premier lieu par la pollution atmosphérique. Même s'il est suspecté, le lien entre le niveau de pollution atmosphérique (exprimé par les émissions de particule fine, gaz à effet de serre, monoxyde de carbone, oxyde d'azote et autres produits) et la mortalité n'est pas avéré empiriquement, les décès par maladies respiratoires, qui sont les premières concernées par cette atteinte environnementale, ne variant pas significativement en fonction du lieu de résidence. Il est probable, en revanche, que la pollution des centres urbains, alliée à d'autres nuisances (bruit, etc.) conduise au départ des catégories sociales les plus riches dans les régions périphériques, d'où un impact indirect sur la mortalité.

En ce qui concerne l'environnement économique et social, défini par la présence dans l'entourage immédiat de groupes présentant des spécificités socioéconomiques particulières et par la richesse du lieu de vie, une synthèse de 25 études effectuées dans les pays industrialisés, proposée par Pickett et Pearl (2001), conclut sur un effet significativement négatif sur la mortalité d'une situation régionale de pauvreté relative. L'effet reste

cependant modeste par rapport aux déterminants individuels de la mortalité. Une telle situation s'observe également en Suisse, notamment chez les hommes d'âge actif. C'est surtout dans les centres urbains que l'environnement économique et social joue un rôle sur la mortalité. En effet, tant une situation de pauvreté relative qu'une faible cohésion sociale peuvent résulter des départs sélectifs vers la périphérie urbaine, et conduire alors à un niveau élevé de mortalité (Lerch et al. 2011).

5.2 Le rôle de la mobilité résidentielle sur l'interprétation des résultats

Comme mentionné précédemment, l'interprétation des disparités régionales de mortalité est en outre rendue difficile par les comportements de mobilité résidentielle (appelée aussi la migration interne). D'une part, le lieu où l'on décède n'est pas toujours le lieu où l'on a vécu l'essentiel de sa vie et, pour cette raison, il convient d'être prudent lors de la discussion des écarts d'espérance de vie entre types de communes: en effet des expositions spécifiques à certaines communes peuvent avoir des répercussions, plus tard, sur la mortalité dans d'autres communes. D'autre part, l'état de santé d'un individu peut également influencer sa mobilité et son changement de domicile, et l'on se retrouve alors dans une situation où le lien entre le lieu de domicile et le risque de décès n'est pas clair, car la causalité va dans les deux sens.

Les géographes ont relevé l'importance du changement de la composition socioéconomique des habitants d'une unité spatiale donnée sur leur niveau et profil de mortalité. Boyle (2004) distingue à cet égard les changements endogènes de composition, liés à une mobilité sociale sélective selon l'état de santé des individus, des changements exogènes provoqués par une immigration et émigration non associée à l'état de santé.

Les changements endogènes peuvent faire référence en Suisse à la mobilité d'institutionnalisation, mais aussi à la mobilité plus largement liée au cycle de vie (départ des enfants, perte de dépendance, pénibilité liée à l'appartement actuel, arrivée dans le domicile de proches aidant, etc.). Aucune donnée n'existe sur la mobilité provoquée par des raisons de santé. L'atlas de la vie après 50 ans fournit cependant quelques informations sur la mobilité des personnes en deuxième moitié de vie (changement de domicile sur une période de cinq ans). Au cours des cinq années ayant précédé le recensement

2000, quelque 18% des retraités âgés de 65 à 79 ans et 25% de ceux âgés de 80 ans et plus ont changé de domicile, des proportions en accroissement comparative-ment aux cinq années ayant précédé le recensement de 1990 (Wanner et al., 2005). La probabilité de changer de domicile augmente en fin de vie, puisque à l'âge de 90 ans, 30% des aînés ont changé de lieu de vie.

La mobilité des aînés fait actuellement essentiellement référence à l'institutionnalisation, qui conduit à un regroupement des plus âgés dans les communes disposant d'établissements de soins pour personnes âgées. A ce propos, l'âge des personnes institutionnalisées augmente régulièrement avec d'une part l'accroissement de l'espérance de vie et de la vie en bonne santé, qui ralentissent l'institutionnalisation prématurée, et d'autre part le développement des systèmes d'aide à domicile (SPITEX, repas à domicile, etc.) ayant pour objectif de maintenir l'aîné le plus longtemps possible hors institution.

Les données du recensement 2000 indiquent que l'âge moyen en EMS varie entre 80,4 ans à Zug et 84,8 ans à Genève, soit des valeurs proches de celles de l'espérance de vie au tournant du siècle. Cependant, au cours de la dernière décennie, on a probablement vu s'accroître l'âge d'entrée en institution; par ailleurs, en 2007, selon l'OFS (2009), l'âge moyen au décès est de 86,4 ans lorsque celui-ci survient dans un home médicalisé, soit une valeur significativement plus élevée que l'espérance de vie.

Ce différentiel explique pourquoi les communes avec institutions collectives présentent actuellement une espérance de vie à la naissance significativement plus élevée que les autres types de communes. Le fort accroissement de la durée de vie s'explique par l'arrivée progressive dans ces communes de personnes très âgées, terminant leur vie en institution. Même si la durée de vie en institution est relativement courte, la présence de ces personnes relève la durée moyenne de vie.

Pour ce qui concerne les changements dits exogènes, relevons que la composition socioéconomique des régions urbaines en Suisse a évolué durant les cinquante dernières années non seulement en raison de l'immigration internationale, mais aussi suite à la migration interne. En effet, le phénomène de périurbanisation, observé dans les pays européen depuis les années 1970 (Champion 1989), est également observé en Suisse. Cette mobilité résidentielle centrifuge, partant des communes centrales vers les communes en bordure des agglomérations, est liée aux effets de congestion urbaine (trafic dense dans les centres, pollution, surface habitable restreinte, etc.), motivée par la recherche d'un cadre de vie plus agréable et favorisée par le développement des transports périphériques. Il s'agit d'ailleurs du phénomène le plus important parmi les dynamiques de population en Suisse de l'après-guerre (Kupieszewski et al., 2000). Dans quatre régions de mobilité spatiale sur cinq en 2000, le solde migratoire interne (des Suisses et étrangers) est d'ailleurs plus important pour l'évolution démographique régionale que la balance naturelle entre les naissances et les décès (Carnazzi-Weber et Golay 2005). Alors que l'accroissement démographique des centres-villes est principalement dû à l'immigration internationale, les déplacements de courte distance vers la périphérie sont sélectifs en termes socioéconomiques. Ils ont d'abord concerné les Suisses (Da Cunha et Roth 2004), puis récemment aussi les étrangers hautement qualifiés (Lerch 2012). Cette mobilité conduit à une ségrégation territoriale progressive, avec des régions caractérisées par des populations plutôt riches, et vivant en moyenne longtemps, et d'autres régions où résident des populations plus pauvres, à l'espérance de vie légèrement plus faible.

L'évolution des différentiels de mortalité à l'échelle des communes est ainsi susceptible de refléter ces transformations migratoires en Suisse, qui interviennent sur le long terme.

5.3 Conclusions

Cette étude avait pour but, d'une part, de compléter les estimations de mortalité régionale en Suisse en fournissant des informations sur l'espérance de vie calculée pour des regroupements de commune (types de communes, agglomérations, régions MS); d'autre part, d'analyser spécifiquement la mortalité régionale et de comprendre ou d'interpréter les différentiels observés, ainsi que les évolutions de ces différentiels entre 1970 et 2000.

Les tables de mortalité agrégées reposent sur le nombre annuel moyen de décès survenus durant les quatre années autour des recensements (p.ex. de 1969 à 1972) divisés par la population moyenne estimée à partir de ces mêmes recensements ayant eu lieu tous les dix ans entre 1970 et 2000. Les différentiels avec la moyenne nationale ont été répartis par groupe d'âge et par cause de décès, afin de mieux comprendre quels sont les facteurs qui contribuent à ces différentiels.

Au terme de cette étude, il faut noter en premier lieu que les disparités régionales de mortalité se sont considérablement réduites au cours du 20^e siècle en Suisse (Fei et al. 1998). En 1920/21, lorsque l'espérance de vie à la naissance s'élevait à 54,5 ans pour les hommes et 57,5 ans pour les femmes, les différences entre cantons atteignaient environ 10 ans entre cantons urbains bénéficiant d'une meilleure couverture médicale et cantons ruraux. La baisse de la mortalité par maladies infectieuses, l'amélioration générale des conditions de vie et le développement des techniques médicales ont non seulement réduit la mortalité au cours du 20^e siècle, mais également diminué les écarts observés à l'échelle des cantons et des types de communes. Seule exception, l'espérance de vie calculée en fonction du type de commune observe un différentiel en accroissement chez les hommes au cours des trois dernières décennies.

Bien que réduites, les variations d'espérances de vie qui subsistent entre régions, entre agglomérations ou entre types de communes, interrogent sur les capacités du système de santé à faire face aux inégalités de mortalité. Dans le cadre d'une autre étude (Wanner et Lerch, 2012), nous avons montré des écarts persistants en termes d'espérances de vie par profession, catégorie socioprofessionnelle ou niveau de formation. La question restant ouverte, à l'échelle régionale, est d'imputer les différentiels observés aux spécificités de la structure sociale ou à d'autres facteurs.

Le chapitre 5 dresse la liste des différentes explications, mais les données, à ce stade, ne permettent de déterminer leur respective sur les écarts d'espérance de vie. Cependant, les facteurs socioéconomiques spécifiques aux individus n'expliquent toutefois pas l'ensemble des différentiels de mortalité observés chez les personnes en fin de vie (cf. Lerch et al., 1991). Des facteurs environnementaux et structurels jouent également un rôle et la lutte contre les inégalités spatiales de mortalité devrait, pour cette raison, porter à la fois sur des facteurs individuels (comportements de santé des différents groupes) et collectifs (redistribution des ressources des différentes régions).

Références bibliographiques

- **Arriaga E. (1984)**, Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies, *Demography* 21 (1): 83–96
- **Arriaga E. (1989)**, Changing Trends in Mortality Decline During the Last Decades, In *Differential Mortality: Methodological Issues and Biosocial Factors*, edited by L. Ruzicka, G. Wunsch and P. Kane, Clarendon Press, Oxford
- **BFS (1951)**, Tables de mortalité de la population suisse 1931/41 et 1939/44, BFS, Berne
- **Bopp M., Gutzwiller F. (1999)**, Entwicklung der Mortalität in der Schweiz seit 1950. II. Regionale Unterschiede innerhalb der Schweiz, *Schweiz Med Wochenschr* 129: 799–809
- **Boyle P. (2004)**, Population geography: migration and inequalities in mortality and morbidity, *Progress in Human Geography* 28 (6): 767–776
- **Carnazzi Weber S., Golay S., (2005)**, Interne Migration in der Schweiz, OFS, Neuchâtel
- **Champion A. G. (1989)**, Counterurbanization: the changing pace and nature of population deconcentration, Edward Arnold, London
- **Chiang C. L. (1984)**, The Life Table and Its Applications, Robert E. Krieger Publishing Company, Malabar
- **Da Cunha A., Roth J.F. (2004)**, Metropolisierung, Städte und Agglomeration – Soziodemographische Struktur und Dynamik von urbanen Räumen, OFS, Neuchâtel
- **Doll R., Peto R. (1981)**, the causes of cancer: quantitative estimates of avoidable risks of cancer in the United States today, *Journal of the National Cancer Institute*, 66 (6), 1191–1308
- **Frumkin P. (2002)**, Urban Sprawl and Public Health, *Public Health Report*, 117, 201–217
- **Kohli R. (2011)**, L'évolution de l'espérance de vie dans les cantons depuis 2011, *Informations Démographiques*, mars 2011, pp. 2–6., OFS, Neuchâtel
- **Kupiszewski M., Schuler M., Reichle M., Durham H., Rees P. (2000)**, Internal Migration and Regional Population Dynamics in Europe: Switzerland Case Study, In *Working Paper*, University of Leeds, Leeds
- **Lerch M. (2012)**, La mobilité des étrangers sur le territoire suisse, in Wanner P. (ed), *La démographie des étrangers en Suisse*, Seismo, Zurich
- **Lerch M., Wanner P., Oris M. (2011)**, The urban mortality gradient in Switzerland, 1969–2008, Paper prepared for the IUSSP Seminar on New Approaches to Death in Cities during the Health Transition, Sevilla, Spain, December 2011
- **Lopez-Rios O., Mompert A. and Wunsch G. (1992)**, Système de soins et mortalité régionale: une analyse causale, *European Journal of Population*, 8(4), 363–379
- **Neury J.E. (1969)**, Mortalités cantonales en Suisse: Estimation de l'espérance de vie à la naissance, *Informations statistiques*. Genève
- **OFS (1987)**, Répartition géographique des principales causes de décès en Suisse, OFS, Berne
- **OFS (1996)**, Tables de mortalité pour la Suisse 1988/1993, OFS, Berne
- **OFS (2007)**, Historisches Gemeindeverzeichnis der Schweiz, OFS, Neuchâtel
- **OFS (2009)**, 80 journées d'hospitalisation avant l'admission en EMS. Communiqué de presse, 17 septembre 2009, OFS, Neuchâtel www.bfs.admin.ch/bfs/.../medien-mitteilungen.Document.125066.pdf
- **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

- **Pickett K.E., Pearl M. (2001)**, Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. *Journal of Epidemiology and Community Health* 55: 111–122
- **Pressat R. (1983)**, L'analyse démographique. Concepts, méthodes, résultats, (4^e éd.), Presses universitaires de France, Paris
- **Schüler G, Bopp M. (1997)**, Atlas der Krebsmortalität in der Schweiz 1970–1990, Birkhäuser, Basel
- **Schuler M., Dessemontet P., Joye D. (2005)**, Les niveaux géographiques de la Suisse, OFS, Neuchâtel
- **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
- **Wanner P., et al (2005)**, Age et génération. Atlas de la vie après 50 ans, OFS, Neuchâtel
- **Wanner P., Lerch M. (2012)**, Mortalité différentielle en Suisse, 1990–2005, Office fédéral des assurances sociales, Berne

Programme des publications de l'OFS

En sa qualité de service central de statistique de la Confédération, l'Office fédéral de la statistique (OFS) a pour tâche de rendre les informations statistiques accessibles à un large public.

L'information statistique est diffusée par domaine (cf. verso de la première page de couverture); elle emprunte diverses voies:

Moyen de diffusion

Service de renseignements individuels

L'OFS sur Internet

Communiqués de presse: information rapide concernant les résultats les plus récents

Publications: information approfondie

Données interactives (banques de données, accessibles en ligne)

Contact

032 713 60 11
info@bfs.admin.ch

www.statistique.admin.ch

www.news-stat.admin.ch

032 713 60 60
order@bfs.admin.ch

www.stattab.bfs.admin.ch

Informations sur les divers moyens de diffusion sur Internet à l'adresse
www.statistique.admin.ch → Services → Les publications de Statistique suisse

Population

Liste de publications récentes de l'OFS dans le domaine Population:

Newsletter. Démon. Informations démographiques. N° 3 Octobre 2012. Thème traité: Vieillesse active (3). Neuchâtel 2012, n° de commande: 239-1203-05

Newsletter. Démon. Informations démographiques. N° 2 Mai 2012. Thème traité: Vieillesse active (2). Neuchâtel 2012, n° de commande: 239-1202-05

Newsletter. Démon. Informations démographiques. N° 1 Janvier 2012. Thème traité: Vieillesse active. Neuchâtel 2012, n° de commande: 239-1201-05

La population de la Suisse 2011. Neuchâtel 2012, n° de commande: 349-1100

Newsletter. Démon. Informations démographiques. N° 1 Mars 2011. Thème traité: La mortalité. Neuchâtel 2011, n° de commande: 239-1101-05

Aujourd'hui, alors que la mortalité cantonale et ses spécificités sont bien documentées, il reste de nombreuses inconnues concernant les différentiels régionaux observés selon un axe urbain-rural. Il est pour cette raison utile de présenter les niveaux de mortalité de différentes entités géographiques.

Cette étude décrit les différentiels régionaux de mortalité et discute leur origine. Elle complète donc les analyses déjà effectuées par l'OFS, avec un focus sur trois dimensions peu abordées à ce jour, l'axe centre-périphérie, la typologie des régions MS et les grandes agglomérations de la Suisse.

N° de commande

1307-0500

Commandes

Tél.: 032 713 60 60

Fax: 032 713 60 61

E-mail: order@bfs.admin.ch

Prix

10 francs (TVA excl.)

ISBN 978-3-303-01254-3