



HAL
open science

Modélisation, surveillance et projections de la mortalité dans l'assurance vie et santé

Rayane Vigneron

► **To cite this version:**

Rayane Vigneron. Modélisation, surveillance et projections de la mortalité dans l'assurance vie et santé. Gestion et management. Université Claude Bernard - Lyon I, 2025. Français. ⟨NNT: 2025LYO10181⟩. ⟨tel-05457980⟩

HAL Id: tel-05457980

<https://theses.hal.science/tel-05457980v1>

Submitted on 14 Jan 2026

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire HAL, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons CC BY 4.0 - Attribution - International License

THÈSE de DOCTORAT DE L'UNIVERSITÉ DE LYON

Opérée au sein de :

l'Université Claude Bernard Lyon 1

École Doctorale 486

Sciences Économiques et de Gestion

Discipline : Sciences de Gestion

Soutenue publiquement le 03/10/2025, par :

Rayane Vigneron

**Modélisation, Surveillance et Projections de la
Mortalité dans l'Assurance Vie et Santé**

Devant le jury composé de :

MATOUSSI Anis

Professeur des Universités, Le Mans Université

VILAR ZANON Jose Luis

Professeur associé, Universidad Complutense de Madrid

DOROBANTU Diana

Professeure des Universités, Université Claude Bernard Lyon 1

REBOUL Laurence

Professeure des Universités, Aix Marseille Université

LOISEL Stéphane

Professeur du CNAM, Conservatoire National des Arts et Métiers

PLANCHET Frédéric

Professeur des Universités, Université Claude Bernard Lyon 1

Rapporteur

Rapporteur

Examinatrice

Examinatrice

Président du jury

Directeur de thèse

Résumé

Le secteur de l'assurance santé et vie traverse actuellement une période de transformation sans précédent, confronté à une conjonction de phénomènes qui bouleversent ses fondements techniques et économiques. Le vieillissement démographique, phénomène mondial mais particulièrement marqué dans les pays développés, modifie profondément les courbes de mortalité et de morbidité traditionnelles. Cette transition démographique ne se limite pas à un simple allongement de l'espérance de vie, mais se caractérise par une recomposition complexe des causes de décès et de maladies, avec une prévalence accrue des pathologies chroniques et dégénératives qui transforment radicalement les profils de risque des assurés. Parallèlement, l'évolution des modes de vie, marquée notamment par une sédentarité croissante, constitue un facteur aggravant majeur pour de nombreuses pathologies (maladies cardiovasculaires, diabète, troubles musculo-squelettiques) et contribue à l'émergence d'une épidémie mondiale d'obésité aux conséquences considérables en termes de sinistralité pour les assureurs. À ces défis s'ajoute désormais le changement climatique, dont les répercussions sur la santé humaine et la longévité s'intensifient et se diversifient : multiplication des événements climatiques extrêmes affectant directement la mortalité, diffusion de maladies vectorielles dans de nouvelles régions géographiques, impacts sur la sécurité alimentaire et les ressources en eau, et effets délétères sur la santé mentale des populations. Cette triple pression – vieillissement démographique, sédentarité, changement climatique – confronte les assureurs à une complexification brutale du paysage des risques, remettant en question la pertinence des modèles actuariels conventionnels fondés sur la relative stabilité des tendances historiques de mortalité et de morbidité. Cette thèse s'articule autour d'une problématique centrale : comment les assureurs peuvent-ils adapter leurs méthodologies d'évaluation, de modélisation et de gestion des risques pour intégrer efficacement ces facteurs émergents, caractérisés par leur forte interdépendance et leurs dynamiques non-stationnaires ? Notre hypothèse est qu'une approche holistique, combinant prévention ciblée sur l'activité physique, modélisation multivariée intégrant les facteurs climatiques, et détection précoce des changements de régime dans les courbes de mortalité, peut permettre au secteur de renforcer sa résilience face à ces défis contemporains. À travers

une analyse approfondie, cette recherche vise à proposer un cadre méthodologique innovant pour l'évaluation et la gestion des nouveaux risques en assurance, contribuant ainsi à la pérennité du secteur dans un environnement de plus en plus incertain et interconnecté.

Le Chapitre 1 pose les fondements en abordant le vieillissement démographique et ses implications assurantielles. Il examine les nouveaux risques et incertitudes en assurance santé et vie, tout en introduisant spécifiquement les risques climatiques comme catégorie émergente. Les différentes hypothèses sur lesquels se basent cette thèse, comme les travaux et scénarios du GIEC, y sont présentés comme référence scientifique pour comprendre ces risques. Il permet au lecteur de situer cette thèse en justifiant la nécessité d'une modélisation et d'une surveillance renforcées face à ces nouveaux défis.

Le Chapitre 2 analyse la prévention comme levier stratégique en assurance, tout en reconnaissant ses limites pratiques. L'accent est mis sur l'activité physique et les traitements médicaux innovants (GLP-1) comme moyens préventifs. Il introduit l'identification des défis d'observance et de suivi à long terme des assurés, suggérant des approches pour surmonter ces obstacles.

Le Chapitre 3 examine les répercussions du changement climatique sur l'ensemble du secteur assurantiel (assurances vie, non-vie et risques d'actifs). Il présente différents index et méthodes d'appréhension de ce risque émergent par les actuaires. Une analyse de la dimension sanitaire et économique de ce risque, ainsi que des réponses des régulateurs y est introduite. Ainsi, il permet d'aborder les résultats des stress test et les implications dans le secteur de l'assurance afin de comprendre la nécessité d'une nouvelle approche de ces combinaisons de risques provoquées par le changement climatique.

Enfin, le Chapitre 4 est dédié à la quantification de la mortalité à travers les structures des taux de mortalité et les modèles de projection des tables connues. Il aborde l'hétérogénéité de la mortalité via des modèles multi-populations tenant compte des classes d'âge et facteurs de risque. Il permet d'introduire le développement d'approches de détection rapide des changements de régime en mortalité, notamment par l'utilisation de la méthode Multivariate Cumulative Sum (MCUSUM).

Mots clés : Prévention ; Activité Physique ; Observance ; Modélisation actuarielle ; Changement Climatique ; Mortalité ; Multi-population, Detection.

Abstract

The health and life insurance sector is currently undergoing an unprecedented transformation, confronted by a convergence of phenomena that are disrupting its technical and economic foundations. Demographic aging, a global trend but particularly pronounced in developed countries, is profoundly altering traditional mortality and morbidity curves. This demographic shift is not merely a matter of increased life expectancy ; it is marked by a complex recomposition of causes of death and disease, with a rising prevalence of chronic and degenerative conditions that radically transform the risk profiles of insured populations.

At the same time, lifestyle changes—most notably a growing prevalence of sedentary behavior—are a major aggravating factor for numerous pathologies (cardiovascular diseases, diabetes, musculoskeletal disorders) and contribute to a global obesity epidemic with significant implications for insurance claims. Adding to these challenges is climate change, whose impacts on human health and longevity are intensifying and diversifying : an increase in extreme weather events directly affecting mortality, the spread of vector-borne diseases into new geographic regions, impacts on food security and water resources, and adverse effects on population mental health. This triple pressure—demographic aging, sedentary lifestyles, and climate change—confronts insurers with a dramatically more complex risk landscape, calling into question the relevance of conventional actuarial models based on the relative stability of historical mortality and morbidity trends.

This thesis is structured around a central question : how can insurers adapt their risk assessment, modeling, and management methodologies to effectively integrate these emerging factors, characterized by strong interdependence and non-stationary dynamics ? Our hypothesis is that a holistic approach—combining targeted prevention focusing on physical activity, multivariate modeling incorporating climatic factors, and early detection of regime shifts in mortality curves—can enable the sector to strengthen its resilience to these contemporary challenges. Through in-depth analysis, this research aims to propose an innovative methodological framework for the evaluation and management of new insurance

risks, thus contributing to the sustainability of the sector in an increasingly uncertain and interconnected environment.

Chapter 1 lays the groundwork by addressing demographic aging and its implications for insurance. It examines new risks and uncertainties in health and life insurance, specifically introducing climate risks as an emerging category. The various assumptions underpinning this thesis, such as IPCC reports and scenarios, are presented as scientific references for understanding these risks. This chapter situates the thesis by justifying the need for enhanced modeling and monitoring in the face of these new challenges.

Chapter 2 analyzes prevention as a strategic lever in insurance, while acknowledging its practical limitations. The focus is on physical activity and innovative medical treatments (GLP-1) as preventive means. It introduces the identification of challenges related to adherence and long-term follow-up of insureds, suggesting approaches to overcome these obstacles.

Chapter 3 examines the repercussions of climate change on the entire insurance sector (life, non-life, and asset risks). It presents various indices and methods used by actuaries to address this emerging risk. The chapter includes an analysis of the health and economic dimensions of this risk, as well as regulatory responses. It discusses the results of stress tests and their implications for the insurance sector, highlighting the need for a new approach to these combined risks driven by climate change.

Finally, Chapter 4 is dedicated to quantifying mortality through the structure of mortality rates and established projection models. It addresses mortality heterogeneity via multi-population models that account for age classes and risk factors. The chapter introduces the development of rapid detection approaches for regime changes in mortality, notably through the use of the Multivariate Cumulative Sum (MCUSUM) method.

Keywords : Prevention ; Physical Activity ; Adherence ; Actuarial Modeling ; Climate Change ; Mortality ; Multi-population ; Detection.

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier Anis Matoussi et José Luis Vilar Zanon pour me faire l'honneur de rapporter ma thèse, ainsi que pour leurs précieux commentaires. Merci également à Diana Dorobantu, Laurence Réboul, et Frédéric Planchet d'avoir accepté de faire partie de mon jury de thèse.

J'exprime toute ma gratitude envers mes deux directeurs de thèse, Stéphane Loisel et Frédéric Planchet, pour m'avoir accordé leur confiance en acceptant de me prendre sous leurs ailes. Plus particulièrement, je tiens à remercier Frédéric pour avoir encadré ma thèse et pour avoir su palier à tous les soucis administratif qui la concernait, en étant toujours réactif à la signature des papiers demandés par Lyon 1. Stéphane Loisel a lui fait plus que me soutenir fortement scientifiquement pendant 5 ans, il a aussi incarné un véritable soutien humain et a pu me faire grandir aussi bien sur le plan scientifique que personnel, il m'a permis de tenir le cap pendant les périodes de doutes et sa constante bonne humeur et son optimisme ont été indispensables à la réussite de cette thèse.

Merci à l'ISFA qui m'a offert un cadre de travail propice au bon déroulement de la thèse, je pense bien sûr aux professeurs et doctorant qui ont maintenant changé d'université comme Nabil Kazi-Tani, Nicolas Leboisne ; Djana Mokhtari, Pierre Olivier Goffard, Karim Barigou, Xavier Milhaud, Denis Pommeret, Morgane Plantier, Pierrick Piette et tant d'autres à qui je souhaite tout le meilleur. Je remercie aussi la nouvelle équipe qui a su prendre parfaitement la relève et qui je pense fera un travail formidable au sein de cet établissement Christian Robert, Maud Thomas, Laetitia Colombani, Armand Bernou, Franck Gabriel, Naomie Mahmoudi et au nouveau doctorant formidable qu'est Abdouramane Gane qui a partagé mon bureau. Et puis bien sûr beaucoup sont restés et je pense à eux, merci à Esterina Masiello et Caroline Champagne pour leur beau sourire et leur humour, bravo à Denis Clot pour sa résilience, merci à Pierre Théron, Pierre Ribereau, Aurélien Couloumy, merci à Alexis Bienvenue qui a su m'aider sur le plan scientifique et politique. Merci à mes comparses doctorants du SAF, je pense notamment à Charles Minier, le fan de rugby et à Etienne Raynal qui a sans doute été le plus patient avec moi au sein du labo et en

dehors, car il a du non seulement débattre de sujets de recherches avec moi mais il a aussi pris le temps de disputer bon nombre de parties de badminton et de sorties à vélo en ma compagnie.

Une mention spéciale pour Stanislas Quelin et Eddy Caron qui ont su me faire découvrir une nouvelle passion : la course à pied qui a contribué à mon développement personnel, à mon bien être et donc à la réussite de cette thèse.

Je tiens aussi à remercier Etienne Marceau et Hélène Cosette de l'université de Laval au Canada, qui ont non seulement contribué à mon développement scientifique mais qui m'ont aussi permis de découvrir un continent pendant les 6 mois que j'ai passé chez eux. Il m'ont formidablement accueilli avec l'équipe d'actuariat de l'université Laval, je pense notamment à leurs doctorant Orélien, Jérémy et d'autres membres du labo comme Pierre-Olivier.

Ma thèse à été financé par de nombreuses parties que je remercie naturellement car ce sont elles qui l'ont rendu possible. Merci à l'école doctorale ED SEG de l'université Lyon 3 pour la bourse de thèse qui a pu couvrir mes 3 premières années, j'ai pu avoir l'honneur d'être représentant des doctorant au sein de cette même école doctorale et ainsi de siéger au conseil de l'école doctorale. Merci à la JRI d'AXA pour leur soutien sur les 2 années qui ont suivi et pour mener à bien notamment mon second article merci à Dominique Abgrall et Claire Colinas. Merci à Adeline Stephan de Guy Carpenter et à Eve-elisabeth Titon de Milliman pour leur aide et collaboration sur mon premier article. Enfin, merci à la fondation du risque pour avoir financé ma dernière année de thèse et pour avoir soutenu mon dernier article, merci à Denis Pommeret et Yahia Salhi de la Chaire ACTIONS.

Évidemment, je ne serais pas celui que je suis sans le soutien permanent de ceux qui sont là depuis le début : mes parents, ma sœur et ma grand-mère. Votre amour, votre soutien indéfectible et votre confiance en moi m'ont donné la détermination nécessaire pour mener à bien ce projet ambitieux. Merci de me pousser à être meilleur chaque jour.

Table des matières

- Résumé i

- Abstract iii

- Table des matières vii

- 1 Introduction 1**
 - 1.1 Préliminaires/Contexte 1
 - 1.1.1 Nouveaux risques et incertitudes en assurance santé et vie 1
 - 1.1.2 L'émergence de risque climatique 5
 - 1.1.3 La nécessité d'une modélisation et d'une surveillance accrues des risques 8
 - 1.2 Prévention et gestion des risques en assurance santé 10
 - 1.2.1 La prévention en assurance : un levier stratégique et ses limites 11
 - 1.2.2 Le rôle de l'activité physique et des traitements médicaux (GLP-1) dans la prévention 15
 - 1.2.3 Les défis de l'observance et du suivi des assurés sur le long terme 18
 - 1.3 Le changement climatique et son impact sur l'assurance 20
 - 1.3.1 Émergence d'un nouveau risque financier et actuariel 20
 - 1.3.2 Le changement climatique comme facteur de risque sanitaire et économique 24
 - 1.3.3 La Réponse des Régulateurs : EIOPA et Exercices Pilotes de Stress Test Climatique 27
 - 1.3.4 Résultats et Implications des Stress Tests de l'ACPR de 2020 et 2023 30
 - 1.4 Modélisation et gestion du risque de longévité en assurance 37
 - 1.4.1 Quantification de la Mortalité - Structure des Taux de Mortalité et Modèles de Projection 38
 - 1.4.2 Hétérogénéité de la Mortalité et Modèles Multi-populations 44
 - 1.4.3 Détection rapide des changements de régime en mortalité et longévité et rôle du Multivariate Cumulative Sum 47

- Bibliographie 53

| | |
|--|------------|
| 2 Synergistic Effects of GLP-1 Receptor Agonists and Physical Activity on Longevity in Insured US Populations : Mortality Hazard Ratio Projections Through 2040 | 59 |
| 2.1 Introduction | 59 |
| 2.2 Global Burden of Disease from Obesity and Physical Inactivity : Current Trends and Projections to 2040 | 62 |
| 2.2.1 Global Burden of High Body Mass Index | 63 |
| 2.2.2 Physical Activity and Global Disease Burden | 64 |
| 2.2.3 Disease-Specific Impacts and Leading Causes | 66 |
| 2.2.4 Projection and Future Trends to 2040 | 67 |
| 2.2.5 Demographic, Gender and Age-Related Patterns | 69 |
| 2.2.6 Economic and Social Determinants | 71 |
| 2.3 Link Between Physical Activity, Obesity, Wealth Level and use of GLP1 | 72 |
| 2.3.1 Limit of the GLP1 treatment | 72 |
| 2.3.2 Physical Activity, Wealth Level and Obesity | 73 |
| 2.4 Projection of Mortality Hazard Ratio | 75 |
| 2.4.1 Scenarios setup | 75 |
| 2.4.2 Results | 78 |
| 2.5 Conclusion | 80 |
| Bibliographie | 81 |
| | |
| 3 Recommendations and challenges regarding the construction of climate change impact scenarios in health and life insurance | 85 |
| 3.1 Introduction | 85 |
| 3.2 Scope, data, imagination and actuarial judgment | 87 |
| 3.3 Constructing less smooth scenarios | 92 |
| 3.4 Consider combined events | 94 |
| 3.5 Long-term risk and the importance of dynamic aspect and management risk actions | 96 |
| 3.6 Risk of misinterpretation of IPCC Methodology and systems thinking | 97 |
| 3.7 Decouple risk attitudes | 99 |
| Bibliographie | 104 |
| | |
| 4 Gaussian Process-Based Mortality Monitoring using Multivariate Cumulative Sum Procedures | 107 |
| 4.1 Introduction | 107 |
| 4.2 Gaussian Process Regression for mortality forecasting | 109 |
| 4.3 Online monitoring via the MCUSUM algorithm | 111 |
| 4.3.1 Change of level detection | 112 |
| 4.3.2 Change of trend detection | 113 |

| | | |
|-------|--|------------|
| 4.3.3 | Choice of threshold | 115 |
| 4.4 | Monitoring longevity and mortality risks : Applications to real mortality data | 115 |
| 4.4.1 | Detecting a change of level | 116 |
| 4.4.2 | Detecting a change of trend | 120 |
| 4.5 | Simulation study : Comparison of the MCUSUM and CUSUM charts . . . | 123 |
| 4.5.1 | Univariate CUSUM alternatives | 124 |
| 4.5.2 | The simulation setup | 125 |
| 4.5.3 | Simulation results | 126 |
| 4.6 | Rectangularization of mortality and monitoring | 131 |
| 4.7 | Conclusion | 133 |
| | Bibliographie | 135 |
| | Conclusion et perspectives de recherche | 139 |

Introduction

Ce chapitre a pour objectif d'introduire le contexte général. Nous présentons ensuite les motivations ainsi que les contributions principales de chacun des chapitres de cette thèse, permettant au lecteur de positionner ce travail.

1.1 Préliminaires/Contexte

1.1.1 Nouveaux risques et incertitudes en assurance santé et vie

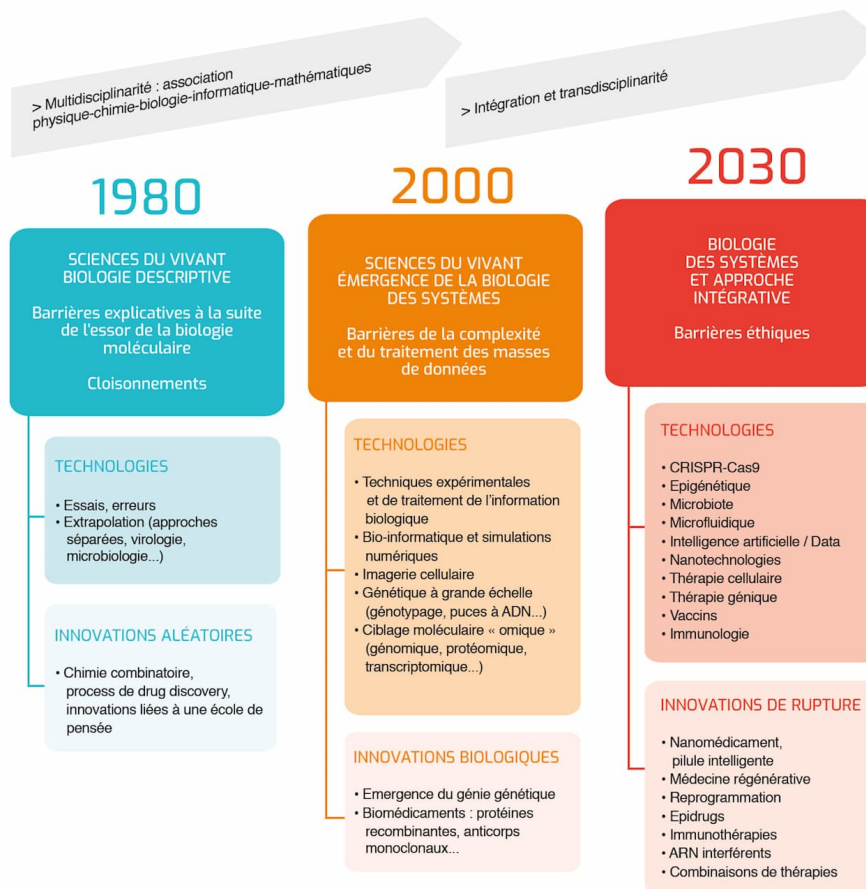
Le secteur de l'assurance santé et vie traverse une période de transformation sans précédent, confronté à une convergence de risques émergents qui redéfinissent fondamentalement la cartographie des menaces. Selon le rapport de l'ACPR (2024a), cette mutation s'articule autour de quatre axes majeurs qui bouleversent les modèles actuariels traditionnels et imposent une révision en profondeur des stratégies de gestion des risques.

Premier axe : la révolution thérapeutique et incertitudes financières

L'innovation médicale connaît de fort progrès, marquée par l'émergence de thérapies révolutionnaires dont les coûts atteignent des niveaux inédits, comme illustré sur la Figure 1.1. Les immunothérapies, thérapies géniques et nouveaux anticancéreux transforment le paysage thérapeutique, mais leur prix peut dépasser 300 000 euros par patient (voir ACPR (2024a)). Cette évolution pose un défi majeur : si ces traitements améliorent considérablement les perspectives de guérison, leur impact financier sur les assureurs demeure largement imprévisible à long terme.

En effet, les dépenses liées aux nouveaux médicaments innovants ont doublé en seulement quatre ans, et représentent désormais le premier poste de croissance des coûts de santé. Face à cette réalité, les assureurs doivent développer de nouveaux modèles de tarification intégrant l'incertitude sur l'efficacité réelle et la durée des bénéfices de ces thérapies coûteuses.

LA RÉVOLUTION TECHNOLOGIQUE ET THÉRAPEUTIQUE



Source : Actualisation du schéma initial réalisé pour Santé 2025 par Jacques Haïeçh.

FIGURE 1.1 – Chronologie des innovations thérapeutiques de 1980 à 2030 selon [Les Entreprises du Médicament](#) (2019)

Deuxième axe : la sédentarité, une épidémie silencieuse aux conséquences majeures

Selon [Santé Publique France](#) (2024), la France fait face à une augmentation alarmante de l'inactivité physique, avec 95% de la population exposée à un risque sanitaire lié à un comportement trop sédentaire. Seuls 53% des femmes et 71% des hommes atteignent les recommandations d'activité physique de l'OMS, tandis que plus de 20% des adultes passent plus de sept heures par jour en position assise. Toutefois, cette augmentation de l'inactivité physique est inégalement répartie sur le territoire (voir Figure 1.2), ce qui complexifie d'autant plus la tâche des assureurs pour prévenir uniformément cette épidémie.

Cette épidémie de sédentarité génère des coûts considérables pour le système de santé selon le rapport de l'[ACPR](#) (2024a) : l'inactivité physique coûte environ 1,3 milliard d'euros

Figure 1

Prévalence d'atteinte des recommandations d'AP par région chez les hommes et chez les femmes en France hexagonale et dans les DROM en 2021

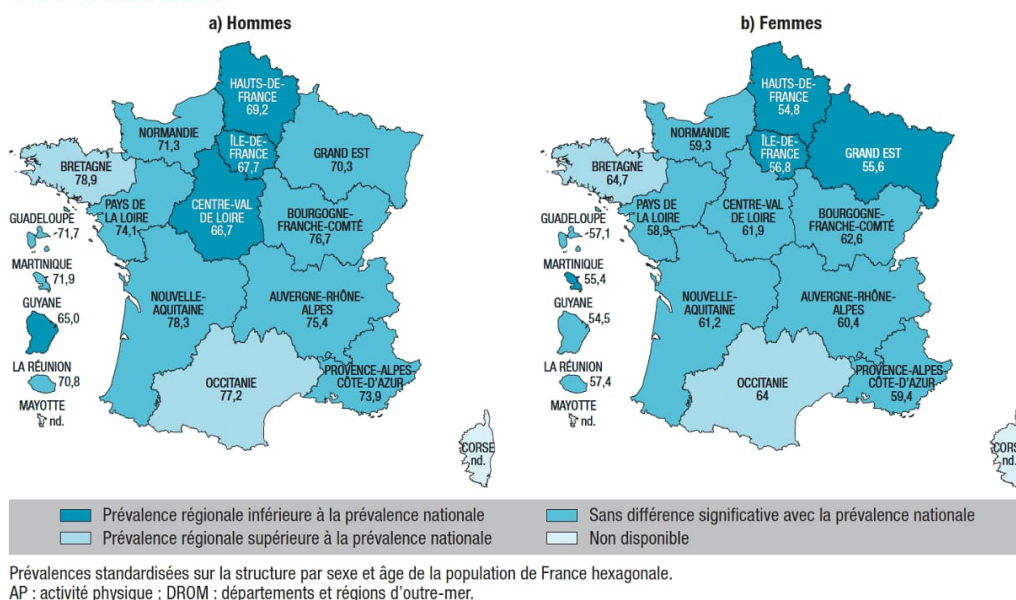


FIGURE 1.2 – Prévalence d'atteinte des recommandations d'Activité Physique par région chez les hommes et les femmes selon Santé Publique France (2024)

annuellement à la France, principalement via l'augmentation des maladies cardiovasculaires, du diabète de type 2 et de certains cancers. Pour les assureurs, cette tendance se traduit par une hausse de la sinistralité et une augmentation des arrêts de travail de longue durée, particulièrement dans un contexte de télétravail généralisé.

Troisième axe : le changement climatique, un multiplicateur des risques sanitaires

Le changement climatique émerge comme un choc exogène majeur, multipliant les risques sanitaires de manière exponentielle. Les événements climatiques extrêmes ont coûté 5 milliards d'euros aux assureurs français en 2024, et les projections de l'ACPR (2023) indiquent un doublement de ces coûts d'ici 2050. Par exemple, selon ce même rapport, la mortalité liée à la chaleur chez les plus de 65 ans a bondi de 167% par rapport aux années 1990. Les canicules, la pollution atmosphérique et l'expansion de maladies vectorielles créent de nouveaux profils de risque que les assureurs peinent encore à modéliser précisément. Les principaux dangers sont illustrés sur la figure 1.3

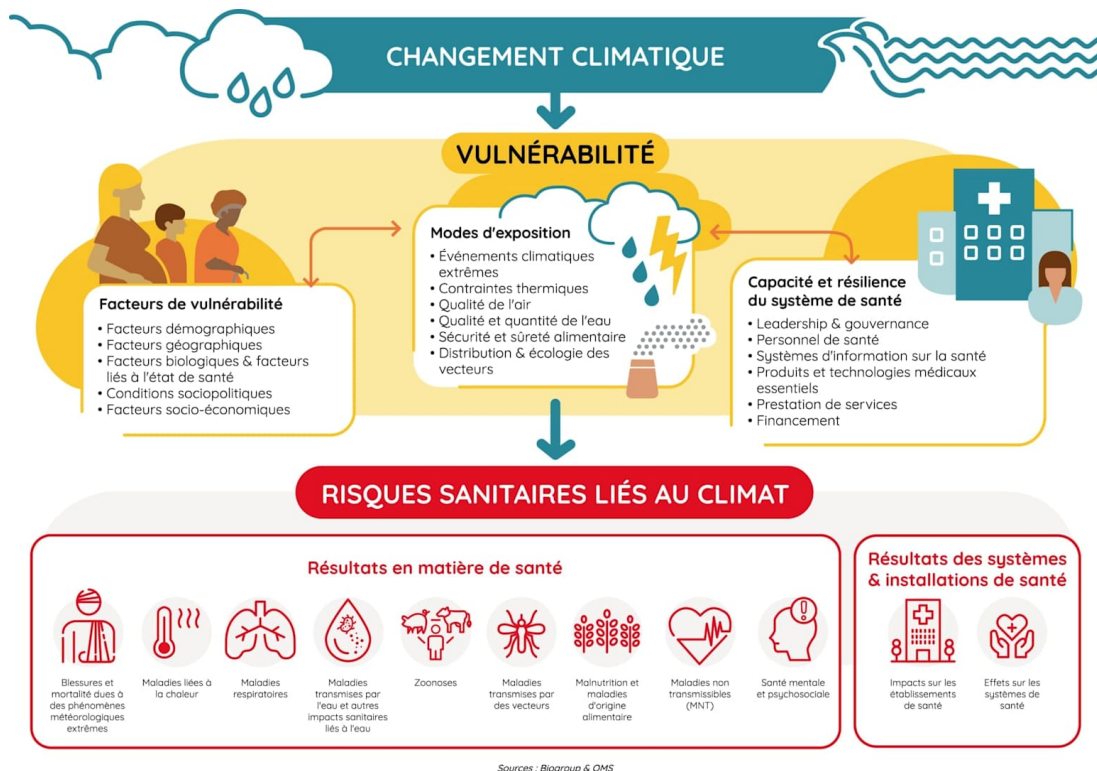


FIGURE 1.3 – Infographie soulignant les principaux risques sanitaires provoqués par le changement climatique selon [Biogroup \(2023\)](#)

Quatrième axe : la prévention, un enjeu clé aux défis opérationnels

Face à ces risques convergents, la prévention s'impose comme un levier stratégique incontournable. Selon le rapport de la [Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques \(Drees\) \(2024\)](#), chaque euro investi dans la prévention peut générer jusqu'à sept euros d'économies en soins médicaux évités. Cependant, sa mise en œuvre dans le cadre assurantiel se heurte à plusieurs obstacles majeurs. Parmi ceux-ci, nous pouvons citer la difficulté à mesurer le retour sur investissement de ces programmes car ils s'inscrivent dans une temporalité longue, incompatible avec les cycles de rotation des portefeuilles. De plus, les bénéfices économiques de la prévention en France profitent souvent davantage à la Sécurité sociale qu'aux assureurs complémentaires, créant un déséquilibre dans l'allocation des ressources (voir [Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques \(Drees\) \(2024\)](#)).

Vers une convergence des risques

Ces quatre catégories de risques ne sont pas isolées mais forment un système interconnecté selon les divers rapports de l'ACPR (voir [ACPR \(2023\)](#) et [ACPR \(2024a\)](#)). L'évolution des coûts montre une accélération généralisée : les dépenses liées aux nouvelles thérapies et au changement climatique progressent de manière exponentielle, d'autant plus que les coûts des sinistres climatiques connaissent une volatilité croissante (voir [Figure 1.4](#)).

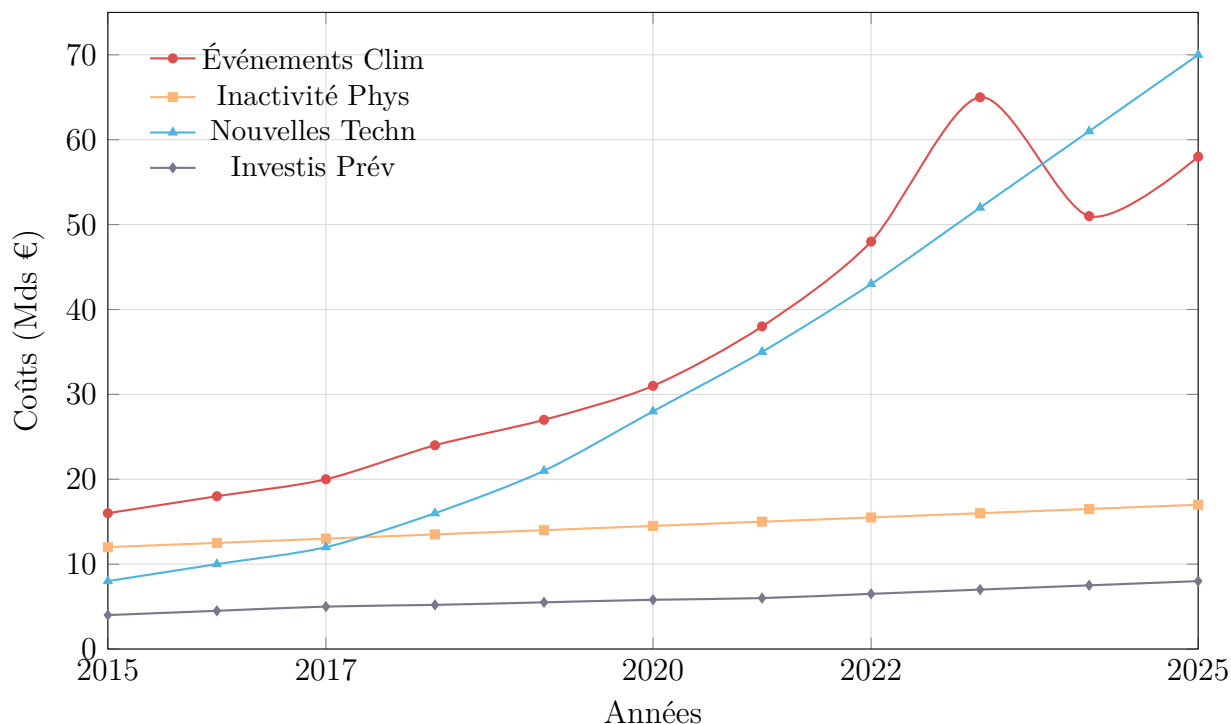


FIGURE 1.4 – Évolution des coûts des risques d’assurance de 2015 à 2025

Cette convergence impose aux assureurs de repenser leurs modèles de gestion des risques en adoptant une approche systémique. La capacité à anticiper et à intégrer ces nouveaux défis déterminera la soutenabilité du secteur face aux mutations profondes du paysage sanitaire et environnemental du XXI^e siècle.

1.1.2 L’émergence de risque climatique

Les émissions de gaz à effet de serre d’origine humaine ont entraîné une augmentation de 1,1 °C de la température mondiale par rapport à la période 1850-1900 (Lee et al. (2023)). Ce phénomène a été reconnu comme un problème global dans les années 1980, marqué par l’adoption d’une résolution de l’Assemblée générale des Nations Unies en 1988 et la création du Groupe d’experts intergouvernemental sur l’évolution du climat (GIEC) (Bodansky (2001)). Le GIEC, établi par le Programme des Nations Unies pour l’environnement (UNEP) et l’Organisation météorologique mondiale (WMO) à l’initiative du G7, est devenu la principale autorité mondiale sur le climat, avec six rapports d’évaluation publiés à ce jour.

Le GIEC est organisé en trois groupes de travail : le premier (WG1) se concentre sur la compréhension scientifique du système climatique ; le deuxième (WG2) examine les vulnérabilités socio-économiques et naturelles face au changement climatique ; et le troisième (WG3) explore les stratégies d’atténuation des émissions de gaz à effet de serre. Le sixième rapport d’évaluation IPCC (2021), appuyé par plus de 14 000 références scientifiques, met en lumière plusieurs points cruciaux :

Le réchauffement de 1,1 °C a engendré des changements climatiques sans précédent, affectant divers écosystèmes et populations à travers le monde. Les effets du changement climatique sont plus sévères que prévu et s'aggraveront avec chaque degré supplémentaire. Les mesures d'adaptation nécessitent des financements additionnels pour renforcer la résilience des communautés et des infrastructures. Certains impacts sont déjà irréversibles, causant des pertes et dommages significatifs.

Pour limiter le réchauffement à 1,5 °C, les émissions mondiales de gaz à effet de serre doivent culminer avant 2025. Une transition énergétique rapide et systémique est indispensable, impliquant une réduction drastique de l'utilisation des combustibles fossiles et une adoption massive des énergies renouvelables. La capture de carbone est essentielle pour atteindre cet objectif, nécessitant des technologies innovantes et des investissements substantiels.

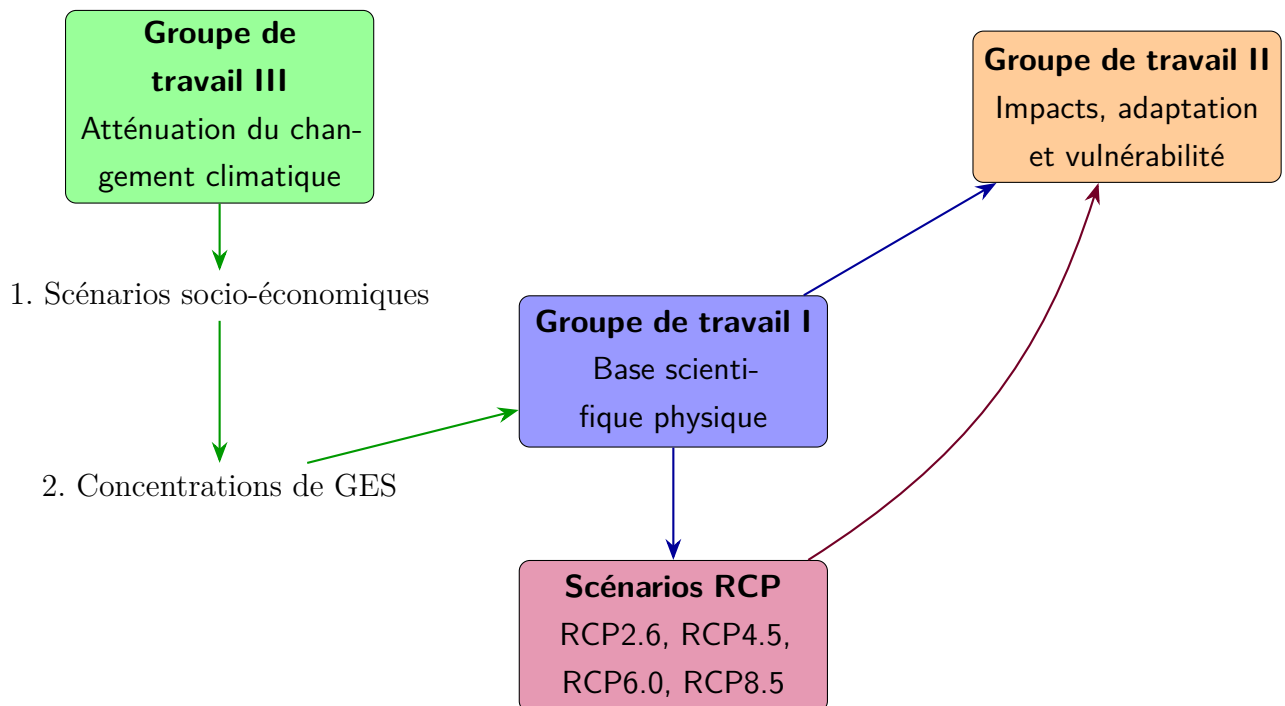
Le financement pour lutter contre ce changement climatique doit être considérablement augmenté cette décennie pour soutenir à la fois les efforts d'atténuation et d'adaptation. Une transition juste est nécessaire pour éviter d'exacerber les inégalités, en veillant à ce que les politiques climatiques prennent en compte les besoins des populations les plus vulnérables.

Processus d'élaboration des scénarios RCP

Les scénarios RCP (Representative Concentration Pathways ou Trajectoires représentatives de concentration) sont la base des projections climatiques. Voici comment ils sont développés pour les trois groupes d'experts du GIEC précédemment introduits :

1. WG3 définit d'abord différents scénarios socio-économiques et d'émissions de gaz à effet de serre, basées sur différentes hypothèses socio-économiques, technologiques et politiques.
2. Ces trajectoires d'émissions sont converties en concentrations atmosphériques de GES, qui déterminent le forçage radiatif (la perturbation du bilan énergétique de la Terre).
3. WG1 utilise ces concentrations comme données d'entrée dans les modèles climatiques de circulation générale (GCM) pour simuler les changements physiques tels que les modifications des précipitations, les changements de température ou encore l'élévation du niveau de la mer.
4. WG2 évalue ensuite les conséquences pour les écosystèmes et les sociétés humaines, et analyse les stratégies d'adaptation possibles.

Processus d'élaboration des scénarios climatiques du GIEC



Forçage radiatif et équations fondamentales des scénarios RCP

Pour convertir les émissions de CO₂ en concentrations atmosphériques, le GIEC utilise des modèles du cycle du carbone qui intègrent les équations suivantes :

$$\frac{dC}{dt} = E(t) - \alpha \times (C - C_0) \quad (1.1)$$

où :

- $\frac{dC}{dt}$ est le taux de changement de la concentration de CO₂ dans l'atmosphère (en ppmv/an),
- $E(t)$ représente les émissions anthropiques au temps t (en ppmv/an),
- α est un coefficient qui représente la capacité d'absorption des puits de carbone (océans, biosphère) (en an⁻¹),
- C est la concentration actuelle de CO₂ (en ppmv),
- C_0 est la concentration préindustrielle (280 ppmv),

Il est nécessaire de calculer cette concentration en CO₂ de l'atmosphère afin de déterminer le forçage radiatif, qui quantifie le déséquilibre énergétique du système climatique terrestre causé par les changements de concentration des gaz à effet de serre (GES). Le forçage radiatif ΔF est défini par l'équation :

$$\Delta F = 5,35 \times \ln \left(\frac{C}{C_0} \right) \text{ W/m}^2 \quad (1.2)$$

Pour chaque scénario RCP, le chiffre (2.6, 4.5, 6.0, 8.5) correspond au forçage radiatif total atteint en 2100, exprimé en W/m^2 . Le changement de température globale ΔT peut être estimé à partir du forçage radiatif via la sensibilité climatique λ : $\Delta T = \lambda \times \Delta F$. Cette sensibilité climatique est généralement estimée entre 0,5 et 1,0 $^\circ\text{C}/(\text{W}/\text{m}^2)$, ce qui conduit aux projections de température pour chaque RCP.

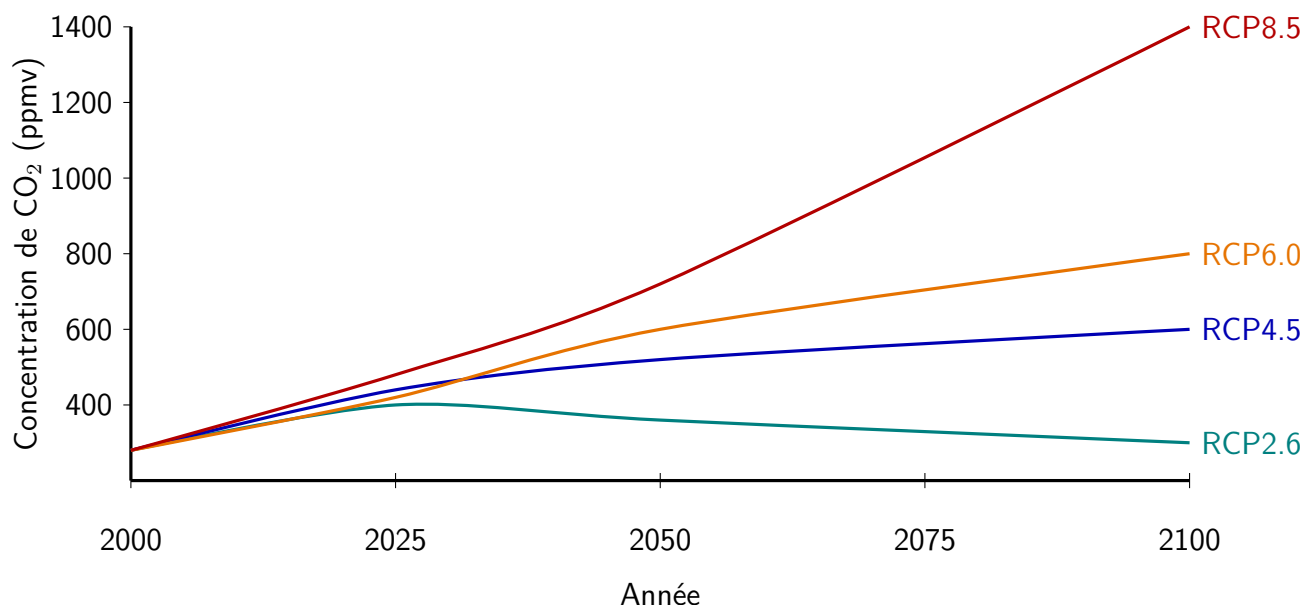


FIGURE 1.5 – Modélisation des scénarios RCP du GIEC d'après IPCC (2021)

Ainsi, le scénario RCP 2.6 correspond à un pic des émissions de CO₂ en 2025 qui déclinera ensuite ; le scénario RCP 4.5 prévoit une stabilisation intermédiaire, le RCP 6.0 une stabilisation élevée et enfin le RCP 8.5 à des émissions de dioxyde de carbone élevées continues.

L'appréhension de ces scénarios par le secteur de l'assurance sera vu plus en profondeur dans la section 1.3 pour introduire notre contribution du chapitre 3.

1.1.3 La nécessité d'une modélisation et d'une surveillance accrues des risques

L'évolution rapide du paysage des risques en assurance santé et vie exige une transformation fondamentale des approches actuarielles traditionnelles. Face à l'hétérogénéité croissante des populations, à l'instabilité des tendances de mortalité et aux chocs climatiques émergents, les assureurs doivent développer des capacités de modélisation dynamique et de surveillance en temps réel pour maintenir leur solvabilité et répondre aux attentes réglementaires (voir ACPR (2024b)).

Intégration de l'hétérogénéité des populations dans les modèles de longévité

Les modèles actuariels classiques reposent sur l'hypothèse d'homogénéité des populations assurées, négligeant les disparités socio-économiques, géographiques et comportementales qui influencent significativement la mortalité. Cette simplification devient particulièrement problématique dans un contexte où les inégalités de santé se creusent : par exemple, en France métropolitaine, l'écart d'espérance de vie entre départements peut atteindre 4 à 5 ans pour les hommes d'après l'[Institut National d'études démographiques \(2013\)](#).

Les modèles multi-populations comme ceux de [Manton et al. \(1981\)](#) émergent comme une nécessité pour capturer ces variations. L'hétérogénéité observée ne se limite d'ailleurs pas seulement aux facteurs démographiques classiques mais s'étend aux nouveaux déterminants de santé : exposition aux risques climatiques, accès aux innovations thérapeutiques, ou encore modes de vie post-pandémie.

L'intégration de l'hétérogénéité exige des techniques statistiques avancées capables de traiter simultanément plusieurs dimensions de risque. Les processus gaussiens se révèlent particulièrement adaptés pour modéliser les corrélations complexes entre âge, cohorte et facteurs environnementaux (voir la section [1.4](#)).

Processus de détection rapide de changements de régime

L'évolution des facteurs de risque impose également une révision des périodes d'observation. Alors que les modèles traditionnels s'appuient sur 20 à 30 ans de données historiques, les nouvelles approches doivent privilégier la réactivité aux tendances récentes et détecter le plus rapidement possible ces changements de régime, tout en préservant une certaine robustesse statistique. L'expérience de la pandémie COVID-19 a démontré l'importance de disposer d'outils de surveillance capables d'alerter rapidement sur les modifications du profil de risque des portefeuilles.

Nous verrons dans ce manuscrit une approche Bayésienne, le MCUSUM, adaptée au traitement de flux de données hétérogène. Ce type d'approche permettent notamment d'incorporer progressivement les nouvelles observations sans remettre en cause l'ensemble de la structure du modèle. Nous observerons toutefois limites et les difficultés de la mise en œuvre de ces systèmes de détection qui nécessitent une qualité et disponibilité des données en temps réel, un calibrage des seuils d'alerte pour éviter les faux positifs, et enfin d'être intégrés aux processus de prise de décision existants.

Impact réglementaire du changement climatique sur la modélisation

L'intégration obligatoire des risques climatiques dans l'évaluation interne des risques et de la solvabilité (ORSA) que doivent mener les assureurs marque une transition importante. Le régulateur européen [European Insurance and Occupational Pensions Authority \(2022\)](#) exige désormais des assureurs qu'ils évaluent leur exposition à deux scénarios climatiques long terme : un scénario de réchauffement inférieur à 2°C et un scénario de dépassement

de ce seuil.

Cette évolution réglementaire est loin d'être facilement quantifiable. En effet, les stress tests climatiques nécessitent de modéliser simultanément les risques physiques (canicules, inondations) et de transition (politiques climatiques, évolution technologique) sur des horizons allant jusqu'à 2050, bien au-delà des projections actuarielles traditionnelles.

De plus, l'implémentation des stress tests climatiques révèle les limites des modèles actuariels existants face à l'incertitude radicale. Contrairement aux risques traditionnels, les risques climatiques se caractérisent par l'absence de données historiques suffisantes et par des effets non-linéaires difficiles à appréhender. Il est donc nécessaire de s'écarter des scénarios traditionnels pour répondre à cette problématique, notamment en abordant une approche holistique capable d'intégrer les interactions entre risques climatiques, financiers et assurantiels.

Enjeux de gouvernance et de formation

Le déploiement de ces nouvelles capacités de modélisation et de surveillance soulève des questions importantes de gouvernance et de compétences. Les actuaires doivent désormais maîtriser des techniques issues de domaines variés : apprentissage automatique, climatologie, épidémiologie et sciences de l'environnement.

Cette évolution s'accompagne d'un renforcement des exigences de transparence et d'explicabilité des modèles, particulièrement dans le contexte réglementaire de l'[European Insurance and Occupational Pensions Authority \(2022\)](#). Les autorités de supervision attendent des assureurs qu'ils puissent justifier leurs choix méthodologiques et démontrer la robustesse de leurs approches face aux incertitudes.

Une telle transformation, bien qu'exigeante sur le plan technique et organisationnel, offre aux assureurs l'opportunité de renforcer leur compréhension des risques et d'améliorer leur capacité d'anticipation. Seule une approche systémique, combinant innovations méthodologiques et évolutions réglementaires, permettra au secteur de maintenir sa pertinence face aux défis du XXI^e siècle.

1.2 Prévention et gestion des risques en assurance santé

Cette partie présente au lecteur les notions fondamentales de prévention dans le domaine de l'assurance santé. Pour une revue plus exhaustive de la prévention en assurance, il pourra se référer notamment à [Courbage et al. \(2013\)](#). Notre manuscrit doctoral se focalisera sur les risques sanitaires liés à l'obésité et au surpoids, tout en analysant les différentes stratégies préventives déployées, qu'il s'agisse de la promotion de l'activité physique ou de l'émergence

de thérapeutiques innovantes comme les agonistes GLP-1, face à la progression mondiale de l'obésité. Nous aborderons également les défis relatifs à l'adhésion thérapeutique et sportive de ces patients sur le long terme.

1.2.1 La prévention en assurance : un levier stratégique et ses limites

Définition de la prévention

La prévention peut être définie comme l'ensemble des dispositifs mis en œuvre pour anticiper et éviter un danger ou limiter un risque. Cette définition fondamentale révèle déjà la pertinence du concept pour les compagnies d'assurance, car elle pourrait parfaitement s'intégrer dans leur approche de gestion des risques. Toutefois, cette acception générale mérite d'être précisée, particulièrement dans le contexte médical où une classification plus détaillée existe.

Le domaine médical distingue traditionnellement quatre types de prévention. Les trois premiers, apparemment conceptualisés par Gruenberg en 1953 ([Gruenberg \(1953\)](#)), sont caractérisés par l'OMS de la manière suivante :

- La prévention primaire regroupe les mesures applicables à une pathologie ou un ensemble de pathologies visant à neutraliser leurs causes avant qu'elles n'affectent l'individu, empêchant ainsi l'apparition de la maladie. Elle comprend les programmes d'arrêt tabac, de nutrition et d'activité physique, de gestion du stress, de prévention des addictions et de vaccination. Ces programmes visent à modifier les comportements à risque avant l'apparition de pathologies.
- La prévention secondaire se décline en actions de dépistage et de bilans préventifs. Les dépistages organisés des cancers du sein, colorectal et du col de l'utérus, les bilans cardiovasculaires et le dépistage de l'ostéoporose constituent les piliers de cette approche. Le dispositif "Mon Bilan Prévention" récemment lancé par les pouvoirs publics illustre cette évolution vers des bilans personnalisés aux âges clés de la vie.
- La prévention tertiaire englobe l'accompagnement des patients chroniques, les programmes post-ALD (Affections de Longue Durée) pour le diabète et l'hypertension, la réadaptation post-hospitalisation et l'éducation thérapeutique. Ces programmes présentent généralement les meilleurs taux d'adhésion et de retour sur investissement à court terme.

Il est essentiel de noter que les économistes, suivant les travaux d'Ehrlich et Becker en 1972 ([Ehrlich and Becker \(1972\)](#)), emploient une taxonomie différente de la prévention. Ils distinguent deux catégories principales :

| Niveau | Programme | Population cible | Horizon d'impact |
|------------|------------------------|--------------------|------------------|
| Primaire | Vaccination grippe | Seniors, ALD | 1-2 ans |
| Primaire | Coaching nutrition | Adultes | 5-10 ans |
| Secondaire | Dépistage cancer sein | Femmes 50-74 ans | 5 ans |
| Secondaire | Bilan cardiovasculaire | 40-65 ans à risque | 3-5 ans |
| Tertiaire | Éducation diabète | Diabétiques | 1-3 ans |
| Tertiaire | Suivi post-AVC | Patients AVC | 1-2 ans |

TABLE 1.1 – Exemples de programmes de prévention proposés par les assureurs santé

- L'auto-protection : ensemble des interventions préventives visant à diminuer la probabilité d'occurrence d'un risque, qui correspond plutôt à la prévention primaire.
- L'auto-assurance : ensemble des mesures préventives visant à réduire le coût associé à la survenance d'un risque qui englobe les préventions secondaires et tertiaires.

La prévention en assurance

L'intégration de ces temporalités différenciées dans les modèles actuariels constitue un défi méthodologique majeur. C'est pourquoi les assureurs développent progressivement des modèles de "value-based insurance" qui intègrent la valeur actualisée des gains futurs de prévention. Ces approches nécessitent des coefficients d'actualisation adaptés aux différents horizons temporels et des hypothèses souvent fortes sur la persistance des effets préventifs. En effet, on considère en assurance santé que chaque euro investi en prévention génère un retour compris entre 1,01 et 4,81 euros, avec des variations importantes selon le domaine d'application et l'horizon temporel considéré. Cette variabilité souligne l'importance d'une approche portfolio dans les investissements préventifs.

Les populations cibles de la prévention en France

La définition des populations cibles constitue un enjeu stratégique majeur pour l'efficacité des programmes de prévention. Différents critères sont essentiels pour les assureurs tels que :

- les critères d'âge demeurent le premier niveau de segmentation, avec des recommandations spécifiques : dépistage du cancer du sein pour les femmes de 50 à 74 ans, certains bilans de santé aux âges clés (18-25, 45-50, 60-65, 70-75 ans) et finalement, des programmes seniors pour les 60-80 ans.
- le facteur de risque médical du patient : par exemple si l'individu est en ALD, s'il présente des risques cardiovasculaire, s'il est fumeur actif; on lui proposera des programmes adaptés (sevrage tabagique). Cette segmentation médicale optimise l'efficacité des interventions en concentrant les ressources sur les populations les plus susceptibles de bénéficier des actions préventives.
- les spécificités professionnelles des assurés. La prévention en santé au travail connaît un essor remarquable, avec des programmes ciblant les troubles musculo-

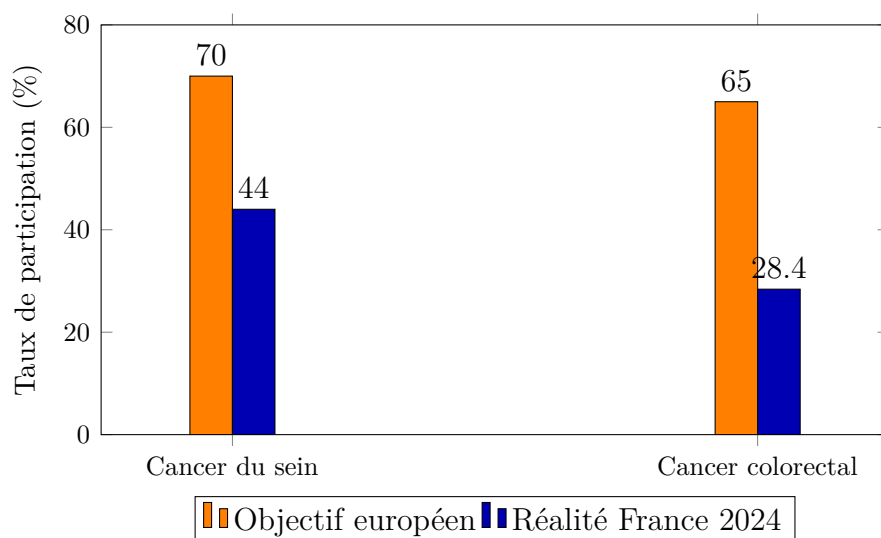
squelettiques pour les métiers physiques, la gestion du stress pour les cadres, ou la prévention des risques psychosociaux dans certains secteurs d'activité (par exemple infirmiers en soins palliatifs).

- l'adaptation des stratégies de prévention en fonction des zones géographiques. Par exemple le programme CARSAT Auvergne-Rhône-Alpes - Secteurs industriels montagnards cible les métiers du bois (secteur traditionnel de la région), prévoit une adaptation aux contraintes des zones rurales et montagnardes (isolement, saisonnalité) et intègre des facilités de transmissions d'entreprise (pour apaiser le stress des dirigeants vieillissants).

L'adhésion aux programmes de prévention

Il existe un fort écart entre l'offre et la demande de prévention. Paradoxalement, malgré la gratuité et la recommandation médicale, les programmes de prévention peinent à atteindre leurs populations cibles. Par exemple nous observons que pour le dépistage du cancer colorectal ([Santé publique France \(2025a\)](#)) ou du cancer du sein ([Santé publique France \(2025b\)](#)) les écarts entre l'objectif Européen et les taux de participation en France en 2024 sont :

Dépistage organisé des cancers : objectifs européens vs réalité en France (2024)



Cette sous-participation s'explique par des facteurs multiples : la méconnaissance des bénéfices, les barrières psychologiques liées à la peur du diagnostic, les contraintes organisationnelles (horaires, accessibilité), et les inégalités sociales d'accès à l'information sanitaire. Les assureurs expérimentent diverses approches pour améliorer l'adhésion. La personnalisation des messages selon les profils socio-démographiques augmente significativement les taux de réponse comme par exemple l'utilisation des canaux digitaux permettant une approche multicanale adaptée aux préférences de communication d'une tranche plus jeune des assurés. Des pistes sont déjà explorées par les assureurs comme les incitations comportementales : rappels automatisés, simplification des parcours, réductions de franchise pour participation aux programmes. De plus, des partenariats avec des professionnels de santé qui vantent les mérites de ces programmes de prévention et en font la publicité constitue un autre levier majeur pour augmenter ce facteur d'adhésion.

La mobilité des assurés : un frein structurel à l'efficacité préventive

La mobilité des assurés constitue un défi majeur pour la rentabilité des investissements préventifs. En France selon [France Assureurs \(2023\)](#), 15 à 20% des assurés changent d'assureur chaque année, principalement motivés par la recherche d'un meilleur rapport qualité-prix. Cette mobilité génère une rupture totale dans 80 à 100% des programmes de

prévention en cours, anéantissant les investissements consentis et interrompant le suivi des bénéficiaires. Parmi les raisons justifiant ces changements d'assureurs, [France Assureurs \(2023\)](#) évoque :

- les changements d'employeur qui représentent un facteur de mobilité particulièrement impactant pour les contrats collectifs, touchant 12 à 18% des salariés annuellement. Ces transitions génèrent une rupture partielle des programmes, avec 40 à 60% de perte d'efficacité et une durée de réintégration de 3 à 12 mois.
- les évolutions du statut professionnel (passage retraite-chômage, transition salarié-indépendant) qui provoquent des ruptures totales avec des périodes de réintégration pouvant dépasser 12 mois. Ces situations touchent particulièrement les populations en transition de rythme de vie, souvent les plus vulnérables sur le plan sanitaire

Il existe néanmoins des solutions pour la continuité préventive, comme la portabilité des droits entre assureurs. Toutefois cette portabilité est limitée aux contrats collectifs et a une durée maximale de douze mois. De plus, elle concerne principalement les garanties de remboursement et peu les programmes de prévention spécifique. La digitalisation des parcours préventifs facilite elle aussi la continuité en permettant aux assurés de conserver leurs données et leur historique de participation lors des changements d'assureur. Les plateformes numériques interopérables constituent une piste d'innovation majeure pour dépasser les contraintes de la mobilité.

Au-delà des enjeux organisationnels et structurels, la réussite des politiques de prévention repose également sur l'intégration de leviers individuels et thérapeutiques. C'est dans cette perspective qu'il convient désormais d'examiner le rôle central de l'activité physique et des traitements médicaux innovants, tels que les analogues du GLP-1, dans la prévention de l'obésité, des maladies chroniques et l'impact sur la mortalité des populations.

1.2.2 Le rôle de l'activité physique et des traitements médicaux (GLP-1) dans la prévention

L'évolution des stratégies de prévention en assurance santé connaît aujourd'hui une transformation majeure avec l'émergence de deux leviers complémentaires : d'une part, la reconnaissance de l'activité physique comme thérapeutique non médicamenteuse, et d'autre part, l'avènement des traitements. Parmi ceux-ci, nous nous pencherons dans cette thèse sur le GLP-1 (Glucagon-Like Peptide-1) qui désigne une famille de médicaments qui imitent l'action d'une hormone naturelle intestinale impliquée dans la régulation de la glycémie et de l'appétit, induisant une sensation de satiété précoce et retardant la vidange gastrique.

La dualité de l'approche préventive et thérapeutique redéfinit les modèles actuariels

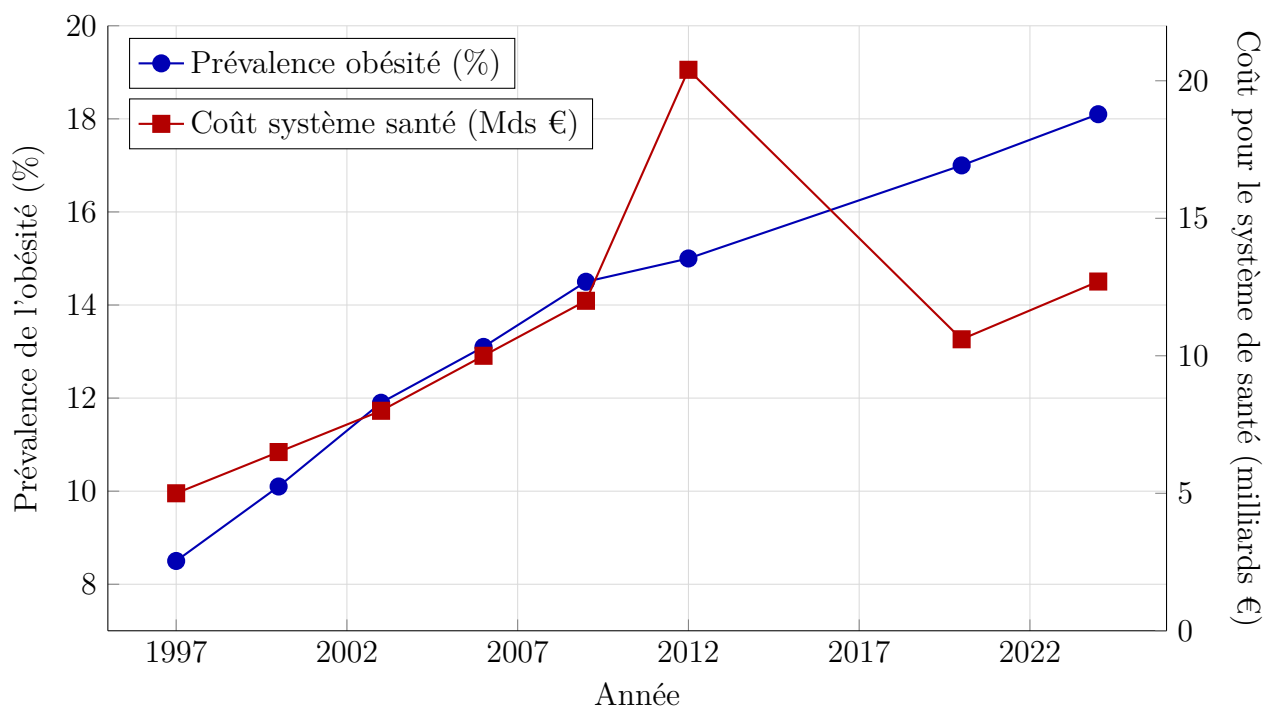
traditionnels et ouvre de nouvelles perspectives pour la maîtrise des risques sanitaires, particulièrement dans la lutte contre l'obésité et ses comorbidités associées.

L'obésité : un défi sanitaire et économique majeur

L'obésité constitue aujourd'hui l'un des défis sanitaires les plus préoccupants en France, avec une prévalence qui n'a cessé de croître depuis trois décennies. Selon [Statista \(2025\)](#) la population française compte désormais 9,8 millions de personnes obèses, soit 18,1% des adultes, contre seulement 8,5% en 1997. Cette progression épidémiologique s'accompagne d'une explosion des coûts associés, passant de 5 milliards d'euros en 1997 à 12,7 milliards d'euros en 2024 en passant par un pic en 2012 à 20,4 milliards selon [Asteres \(2024\)](#).

Ce pic en 2012 s'explique par un changement de méthodologie appliquée par la [Direction générale du Trésor \(2012\)](#). Par exemple, elle y intégrait non seulement les coûts directs (soins, hospitalisations, médicaments), mais aussi les coûts indirects (perte de productivité, absentéisme, invalidité, décès prématuré), de plus en 2012, cette analyse inclus un plus grand nombre de pathologies associées à l'obésité (diabète, maladies cardiovasculaires, certains cancers, troubles musculo-squelettiques). Cette méthodologie trop alarmante est souvent citée comme référence mais à été revue dans les futurs bilans des coûts de l'obésité, notamment par [Asteres \(2024\)](#).

Évolution de l'obésité en France : prévalence et coûts pour le système de santé (1997-2024)



L'obésité multiplie considérablement le risque de développer des pathologies chroniques coûteuses. Le diabète de type 2, première comorbidité en termes de coût avec 3,9 milliards d'euros annuels, présente un risque relatif de 7,0 chez les personnes obèses ([Asteres \(2024\)](#)). Les maladies cardiovasculaires (2,5 milliards d'euros) et les cancers (1,3 milliard d'euros)

complètent ce tableau pathologique, et ont elles aussi, respectivement 2,6 et 1,5 fois plus de chance de se développer chez les personnes obèses.

L'activité physique : un levier préventif sous-exploité

En France, l'activité physique demeure insuffisante malgré les recommandations de l'OMS de 150 minutes d'activité modérée par semaine. Selon [Santé publique France \(2024\)](#) seuls 71% des hommes et 53% des femmes de 18 à 74 ans atteignent les recommandations minimales d'activité physique. Cette situation est encore plus préoccupante chez les jeunes, avec seulement 51% des garçons et 33% des filles de 6 à 17 ans respectant les seuils recommandés.

Parallèlement, [Santé publique France \(2019\)](#) rappelle que la sédentarité progresse : 80% des adultes déclarent un temps d'écran de loisirs supérieur à 3 heures par jour, et 95% de la population est exposée à un risque sanitaire lié au manque d'activité physique ou à un temps excessif passé assis.

Les bénéfices économiques de l'activité physique

Selon le [Ministère des Sports \(2018\)](#), l'inactivité physique génère un coût social estimé à 17 milliards d'euros par an, réparti principalement entre le diabète de type 2 (3,2 milliards), le mal de dos (2,9 milliards) et les troubles métaboliques (2,5 milliards). À l'inverse, investir dans l'activité physique génère des retombées économiques considérables. Chaque euro investi dans la promotion de l'activité physique produit un retour de 1,7 euro en bénéfices économiques. À l'échelle nationale, les coûts évités grâce à l'activité physique représentent entre 194 et 254 milliards d'euros annuels, soit 7,3% à 9,6% du PIB français. C'est pourquoi des budgets de plus en plus importantes sont alloués à ce type de prévention, notamment au sein de l'Agence Nationale de Sécurité Sanitaire.

Les traitements GLP-1 : une révolution thérapeutique

Les médicaments comme le sémaglutide et le liraglutide sont appelés "médicaments GLP-1" parce qu'ils imitent l'action d'une hormone naturelle appelée GLP-1 (Glucagon-Like Peptide-1). Ils agissent comme des analogues synthétiques de cette hormone naturelle, c'est-à-dire qu'ils se lient aux mêmes récepteurs que le GLP-1 naturel et reproduisent ses effets. Ces traitements ont plusieurs fonctions importantes telles que :

- Une stimulation de la sécrétion d'insuline quand la glycémie est élevée,
- une inhibition de la sécrétion de glucagon (qui augmente la glycémie),
- un ralentissement de la vidange gastrique,
- une sensation de satiété.

Contrairement à l'hormone naturelle, ces médicaments sont modifiés chimiquement pour résister à une enzyme du corps humain (DPP-4) qui les dégrade rapidement. Il restent

donc actifs plus longtemps dans l'organisme.

D'après [Meloche-Holubowski \(2023\)](#), ce médicament a été développé depuis la fin du XXème siècle pour finalement être utilisé aujourd'hui notamment pour le traitement du diabète de type 2 (permet une meilleure régulation de la glycémie) depuis 2014 ainsi que la perte de poids (action de *coupe-faim*) chez des personnes en surpoids depuis 2017.

De plus, de récentes études comme [Ryan et al. \(2024\)](#) pointent d'autres bénéfices cardiovasculaire de ces semaglutide. En effet, cette étude a révélé une réduction de 20% du risque d'événements cardiovasculaires majeurs avec le semaglutide chez des patients en surpoids ou obèses sans diabète. Ces bénéfices s'expliquent par des mécanismes multiples dépassant la seule perte pondérale : amélioration des paramètres lipidiques, réduction de l'inflammation systémique, baisse de la pression artérielle et effets directs sur le système cardiovasculaire.

Toutefois, ces bénéfices sont à nuancer sur le long-terme car l'adhérence à ces traitements est souvent sur-évaluée.

1.2.3 Les défis de l'observance et du suivi des assurés sur le long terme

Le problème de l'inobservance thérapeutique

L'observance thérapeutique représente l'un des défis les plus complexes pour les assureurs santé, particulièrement avec l'émergence des traitements innovants comme les agonistes du GLP-1. Aux États-Unis, l'étude de [Gleason et al. \(2024\)](#) révèle une réalité préoccupante : seulement 27,2% des patients maintiennent une adhésion correcte aux traitements GLP-1 durant leur première année de thérapie et moins de 5% pour la deuxième année. Cette problématique s'avère tout aussi critique chez les patients non-diabétiques : selon [Fréquence Médicale \(2025\)](#) leur taux d'abandon atteint 64,8% au cours de la première année, contre 46,5% chez les patients diabétiques.

Cette différence peut en partie être expliquée par le coût élevé de ces traitements, ce qui constitue un défi majeur pour leur intégration dans les stratégies préventives. En France, leurs prix oscillent entre 250 et 320 euros mensuels pour les indications contre l'obésité, soit 3000 à 3840 euros annuels, et représentent donc un investissement conséquent pour les patients et les systèmes d'assurance. De plus, si ces traitements sont actuellement, en France, partiellement prix en charge pour les cas de diabète de type 2, ce n'est pas le cas pour les personnes souffrant de surpoids.

D'autres facteurs d'abandon comme le développement très fréquent d'effets secondaires gastro-intestinaux (touchant 42% des patients selon [Fréquence Médicale \(2025\)](#)) ou encore le manque d'amélioration perçue à court terme démotive les patients. Cette situation

illustre parfaitement le défi actuariel auquel font face les assureurs : comment intégrer dans leurs modèles de tarification des traitements dont l'efficacité dépend largement de la persistance des assurés, elle-même hautement variable et imprévisible.

Les barrières comportementales à l'observance

Au-delà des aspects purement médicaux, les facteurs psychologiques constituent un déterminant majeur de l'observance thérapeutique. L'analyse d'[Aarab et al. \(2015\)](#) des causes d'inobservance révèle que 89% des patients changent fréquemment de médecin, 79% manquent d'informations sur leur maladie, et 65% ne se considèrent pas malades. Ces données soulignent l'importance cruciale de la dimension relationnelle et informationnelle dans l'adhésion aux programmes de prévention.

La motivation des patients fluctue considérablement selon leur perception de l'efficacité du traitement et leur capacité à intégrer les nouvelles habitudes dans leur quotidien. Les études comportementales démontrent que la motivation intrinsèque - celle qui vient de l'individu lui-même - s'avère plus durable que la motivation extrinsèque basée sur des incitations externes. Cette distinction est fondamentale pour les assureurs qui doivent concevoir des programmes d'accompagnement privilégiant l'autonomisation des patients plutôt que la simple récompense financière.

Selon [Aarab et al. \(2015\)](#), d'autres facteurs sociodémographiques jouent également un rôle déterminant : l'âge jeune, le sexe masculin, le célibat et les troubles addictifs constituent des facteurs de risque d'inobservance. Ces éléments permettent aux assureurs de développer des modèles prédictifs pour identifier les populations les plus à risque d'abandon et d'adapter leurs stratégies d'accompagnement en conséquence.

L'évolution numérique pour le suivi des patients

Les technologies numériques ouvrent des perspectives prometteuses pour améliorer l'observance et le suivi des assurés. Le marché du coaching de santé numérique, évalué à 11,50 milliards de dollars en 2024, devrait atteindre 29,46 milliards de dollars d'ici 2031, témoignant de l'engouement croissant pour ces solutions (voir [Versha \(2025\)](#)). Les chatbots médicaux, par exemple, démontrent une efficacité particulière dans l'amélioration des comportements sains, l'arrêt du tabac et l'adhésion aux médicaments.

De même, une étude d'[Harmonie Mutuelle - Médical Service \(2024\)](#) souligne que les objets connectés permettent un suivi en temps réel des paramètres de santé : tensiomètres connectés pour les patients hypertendus, glucomètres connectés pour les diabétiques, et piluliers intelligents pour améliorer l'observance médicamenteuse.

Enfin, l'intelligence artificielle transforme radicalement les possibilités de suivi personnalisé. Les plateformes comme Moovcare, première application utilisant l'IA remboursée par la Sécurité sociale, permettent de détecter les dégradations de l'état de santé et ouvre la voie

à des interventions prédictives ciblées et à une optimisation précoce des parcours de soins.

Les stratégies d'amélioration de l'observance à long terme

Face à ces défis, les assureurs et pouvoirs publics agissent sur les différents leviers à leurs disposition. L'[Haute Autorité de Santé \(2024\)](#) promeut l'entretien motivationnel comme une technique particulièrement efficace, permettant d'accompagner le patient dans son processus de changement en renforçant sa motivation intrinsèque. Cette approche nécessite une formation spécifique des professionnels de santé mais démontre des résultats probants dans l'amélioration de l'adhésion thérapeutique. La collaboration avec les professionnels de santé s'avère indispensable pour assurer la continuité des soins, ils sont incités à légitimer les programmes de prévention en améliorant leur acceptabilité par les assurés ; comme par exemple la plateforme Sophia diabète qui est un service d'accompagnement numérique pour les personnes souffrant de diabète, jugée utile par 77% des généralistes selon [Aarab et al. \(2015\)](#).

De leurs cotés, les études fines des résultats de certains traitements peuvent aider les assureurs à améliorer les profils de risques de leurs assurés. Cela leur permet de personnaliser les programmes d'accompagnement de santé. Par exemple, [Fréquence Médicale \(2025\)](#) souligne qu'une réduction de 1% du poids initial s'associe à une baisse du risque d'abandon de 3,1% à 3,3% pour les traitements GLP-1 : il faut donc adapter les objectifs aux capacités individuelles des assurés.

Nous pouvons ainsi conclure cette partie en insistant sur l'importance de l'intégration de l'observance comme variable centrale dans les calculs de rentabilité des programmes de prévention aussi bien pour le secteur privé que public. Cette intégration est déjà bien en marche et a connu un bond notamment grâce à l'essor de nouveaux appareils connectés mais représente toujours un défi méthodologique majeur et indispensable pour optimiser l'allocation des ressources et maximiser l'impact sanitaire des investissements préventifs.

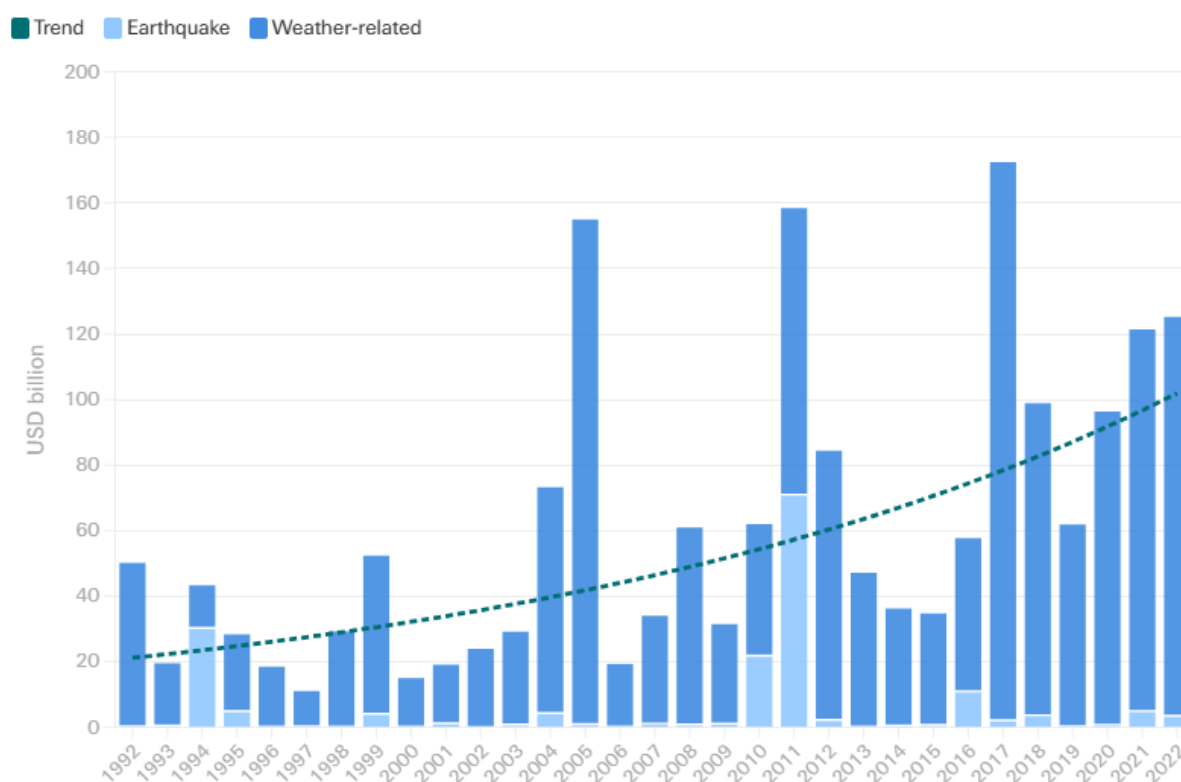
C'est dans ce contexte que nous proposons dans le chapitre 2 une contribution sur l'impact pour une compagnie d'assurance des traitements préventifs GLP-1 pour le surpoids sur la mortalité d'un groupe bien spécifique d'assurés aux États-Unis (les hommes de la classe d'âge 50-65 ans).

1.3 Le changement climatique et son impact sur l'assurance

1.3.1 Émergence d'un nouveau risque financier et actuariel

Le changement climatique représente aujourd'hui un défi majeur pour le secteur de l'assurance, avec des impacts tangibles sur les modèles d'évaluation des risques. L'ampleur

croissante des sinistres liés aux phénomènes météorologiques extrêmes témoigne de cette réalité incontournable. Le graphique publié par Swiss Re dans son rapport Sigma en 2023 (SwissRe (2023)) illustre clairement l'augmentation significative des pertes assurantielles mondiales liées aux événements climatiques depuis 1980, avec une accélération notable depuis 2010. Cette tendance haussière est particulièrement marquée par les pics notables des années 2005, 2011 et 2017, caractérisées par des événements météorologiques d'une intensité exceptionnelle comme l'ouragan Katrina en 2005 et l'ouragan Harvey en 2017 ou encore le séisme Fukushima en 2011.



Source: Swiss Re Institute

FIGURE 1.6 – Estimation des coûts des catastrophes naturelles mondiales entre 1992 et 2022 par SwissRe

Cette évolution alarmante des dommages liés au climat s'inscrit dans un contexte de multiplication des preuves scientifiques concernant le réchauffement global. Les rapports successifs du GIEC ont progressivement renforcé le niveau de certitude concernant l'origine anthropique du changement climatique et la gravité de ses conséquences potentielles.

Face à cette réalité, le secteur de l'assurance a amorcé une transformation profonde de ses pratiques. En 2009, l'Association Internationale des Actuaires (IAA) publiait une première note d'orientation sur l'intégration des risques climatiques dans les modèles actuariels, mettant en évidence la nécessité d'adapter les approches traditionnelles d'évaluation des

risques [IAA \(2009\)](#). La même année, une étude de Swiss Re identifiait le changement climatique comme "le risque émergent majeur pour l'industrie de l'assurance" [SwissRe \(2009\)](#). Progressivement, les compagnies d'assurance, les organismes de supervision et les régulateurs ont pris conscience du caractère systémique de ce risque, susceptible d'affecter l'ensemble des branches d'assurance, de la couverture des biens à l'assurance-vie, en passant par la responsabilité civile.

L'année 2015 marque un tournant décisif avec la tenue de la COP21 à Paris. La Conférence des Parties (COP), qui constitue l'organe suprême de la Convention-cadre des Nations unies sur les changements climatiques (CCNUCC), organise depuis 1995 des rencontres annuelles visant à coordonner l'action internationale face au réchauffement global [UNFCCC. Conference of the Parties \(COP\) \(2015\)](#). L'Accord de Paris, adopté lors de la COP21, fixe comme objectif fondamental de contenir "l'élévation de la température moyenne de la planète nettement en dessous de 2°C par rapport aux niveaux préindustriels" et de poursuivre l'action menée "pour limiter l'élévation des températures à 1,5°C". Parallèlement à cet accord historique, le Conseil de stabilité financière (Financial Stability Board - FSB) a créé le Groupe de travail sur les informations financières liées au climat (Task Force on Climate-related Financial Disclosures - TCFD), chargé d'élaborer des recommandations pour améliorer la transparence des entreprises concernant leur exposition aux risques climatiques.

Cette dynamique s'est poursuivie avec la création en 2017 du Réseau pour le verdissement du système financier (Network for Greening the Financial System - NGFS), initiative regroupant des banques centrales et des autorités de supervision financière du monde entier. Depuis lors, les instances de régulation et les associations professionnelles d'actuaire ont multiplié les publications visant à sensibiliser le secteur et à diffuser les bonnes pratiques en matière d'évaluation des risques climatiques. À titre d'exemple, l'Association Actuarielle Internationale a publié en 2020 un guide pratique intitulé *Importance of Climate-Related Risks for Actuaries* [IAA \(2020\)](#), destiné à aider les actuaire à interpréter et utiliser les données climatiques dans leurs modèles. De son côté, l'European Insurance and Occupational Pensions Authority (EIOPA) a émis en 2023 des lignes directrices spécifiques concernant l'inclusion des scénarios climatiques dans les évaluations prospectives des risques. Depuis 2021, les compagnies d'assurance opérant au sein de l'Union européenne sont tenues d'intégrer l'analyse des risques climatiques dans leur processus d'évaluation interne des risques et de la solvabilité (Own Risk and Solvency Assessment - ORSA), conformément aux exigences de la directive Solvabilité II.

Il convient de noter que la notion de risque peut revêtir différentes acceptions selon le contexte. Dans l'approche classique de l'assurance, le risque est défini comme la combinaison d'un aléa et de ses conséquences potentielles. Ces dernières dépendent à la fois de l'exposition - c'est-à-dire la quantité de biens ou de personnes présents dans une zone

donnée pendant une période déterminée - et de la vulnérabilité de ces éléments exposés. La vulnérabilité désigne la capacité de résistance face à l'aléa et peut concerner aussi bien la santé des individus que la robustesse des infrastructures ou encore le niveau de préparation aux situations d'urgence. Dans le cadre plus large de la gestion globale des risques (Enterprise Risk Management - ERM), le risque est conceptualisé comme l'effet de l'incertitude sur les objectifs stratégiques de l'organisation. Ces deux approches, loin d'être contradictoires, se complètent mutuellement et permettent d'appréhender les multiples dimensions du défi climatique.

L'intégration des risques climatiques dans l'analyse actuarielle soulève des défis méthodologiques considérables. Le premier d'entre eux concerne la disponibilité et la fiabilité des données historiques. Les modèles actuariels traditionnels s'appuient largement sur l'hypothèse de stationnarité, selon laquelle les distributions de probabilité des événements futurs peuvent être déduites de l'observation du passé. Or, le changement climatique remet fondamentalement en question cette hypothèse, en introduisant des non-linéarités et des points de basculement potentiels dans les systèmes climatiques. Comme le souligne un rapport récent de la Society of Actuaries américaine ([Didier Serre \(2022\)](#)), "l'analyse rétrospective ne suffit plus à prédire les risques climatiques futurs", ce qui nécessite l'adoption d'approches prospectives basées sur des scénarios climatiques.

Un second défi majeur réside dans la caractérisation des interactions complexes entre les différents facteurs de risque. Le changement climatique agit comme un multiplicateur de risques, exacerbant des vulnérabilités préexistantes et créant des effets en cascade difficiles à modéliser. Par exemple, une sécheresse prolongée peut non seulement affecter les récoltes agricoles, mais également accroître les risques d'incendies de forêt, modifier le biotope d'une région, la rendant propice au développement de nouveaux moustiques porteurs de maladies vectorielles et donc d'impacter la santé publique. La prise en compte de ces interdépendances requiert des approches systémiques dépassant les frontières traditionnelles des branches d'assurance.

En effet, l'assurance vie est elle aussi fortement impacté par ces bouleversements climatiques. Les vagues de chaleur notamment peuvent entraîner une surmortalité significative : en France les canicules de l'été 2022 ont indirectement causé le décès de plus de 11 000 personnes [Réseau Action Climat France \(2022\)](#). Une révision des tables de mortalité utilisées par les assureurs vie paraît alors nécessaire pour traiter ces effets de saisonnalité estivale qui paraissent accrus.

De même, l'intégration des critères ESG (Environnement, Social, Gouvernance) devient une exigence stratégique pour les assureurs. Face à cette pression réglementaire et aux attentes des épargnants, on observe que 24% des Français déclarent choisir leur épargne suivant des critères environnementaux et cette part devrait se porter à 41% pour les 5

prochaines années [La France Mutualiste \(2023\)](#).

Ces adaptations des stratégies d'investissement financières sont évoquées dans le rapport de l' [ACPR \(2023\)](#) : les secteurs les plus carbonés voient leurs coûts de financement augmenter drastiquement et certains actifs liés aux activités fossiles et à l'immobilier subissent de grosses pertes à l'horizon 2050. Par exemple, selon les projection, on devrait se limiter à 40% des réserves de pétroles et 10% des réserves de charbon connues pour limiter le réchauffement climatique planétaire à 1.5°C fixé lors de la COP21 [UNFCCC. Conference of the Parties \(COP\) \(2015\)](#).

1.3.2 Le changement climatique comme facteur de risque sanitaire et économique

D'après l'International Organization for Migration de l'ONU, le changement climatique représente l'une des plus grandes menaces pour la santé mondiale au XXIème siècle [OIM ONU MIGRATION \(2024\)](#). Entre 2030 et 2050, il devrait provoquer 250 000 décès supplémentaires par an (soit une augmentation de 60% en deux décennies). Les coûts économiques quand à eux suivent une trajectoire encore plus alarmante car il pourraient passer, selon ce même rapport de 3 milliards de dollars en 2030 par ans, à 12,5 milliards en 2050, soit une multiplication par 4. Cette explosion des coûts résulte de la combinaison de plusieurs facteurs : l'augmentation du nombre de victimes, l'inflation des coûts de soins, la nécessité d'investissements massifs dans l'adaptation des systèmes de santé, et les pertes de productivité économique.

Le GIEC répartit ces risques sanitaires en plusieurs catégorie, présentant des caractéristiques épidémiologiques et économiques spécifiques. La première et la plus importante est la dénutrition. Elle résulte de la dégradation des rendements agricoles et de la perturbation des chaînes d'approvisionnement alimentaire. D'après [OIM ONU MIGRATION \(2024\)](#), une perte de rendements de 10 à 25% pour les principales cultures céréalière d'ici 2050 est envisageable et mettrait 8 à 80 millions de personnes supplémentaires en danger de famine, notamment en Afrique et Asie. Ce même rapport donne aussi un aperçu de l'impact des migrations de populations induites par ces changements climatiques : plus de 216 millions de personnes pourraient être amenées à se déplacer d'ici 2050 à l'échelle planétaire. Ces déplacements de population créent des pressions sur les infrastructures urbaines, augmentent la densité de population dans certaines zones (et donc l'exposition aux catastrophes naturelles), et modifient les profils de risque géographiques des assureurs. [OIM ONU MIGRATION \(2024\)](#) révèle qu'un réfugié climatique génère en moyenne 15 000 dollars de coûts d'accueil et d'intégration répartis sur cinq ans. À l'échelle européenne, l'accueil de 10 millions de migrants climatiques (scénario médian pour l'Europe d'ici

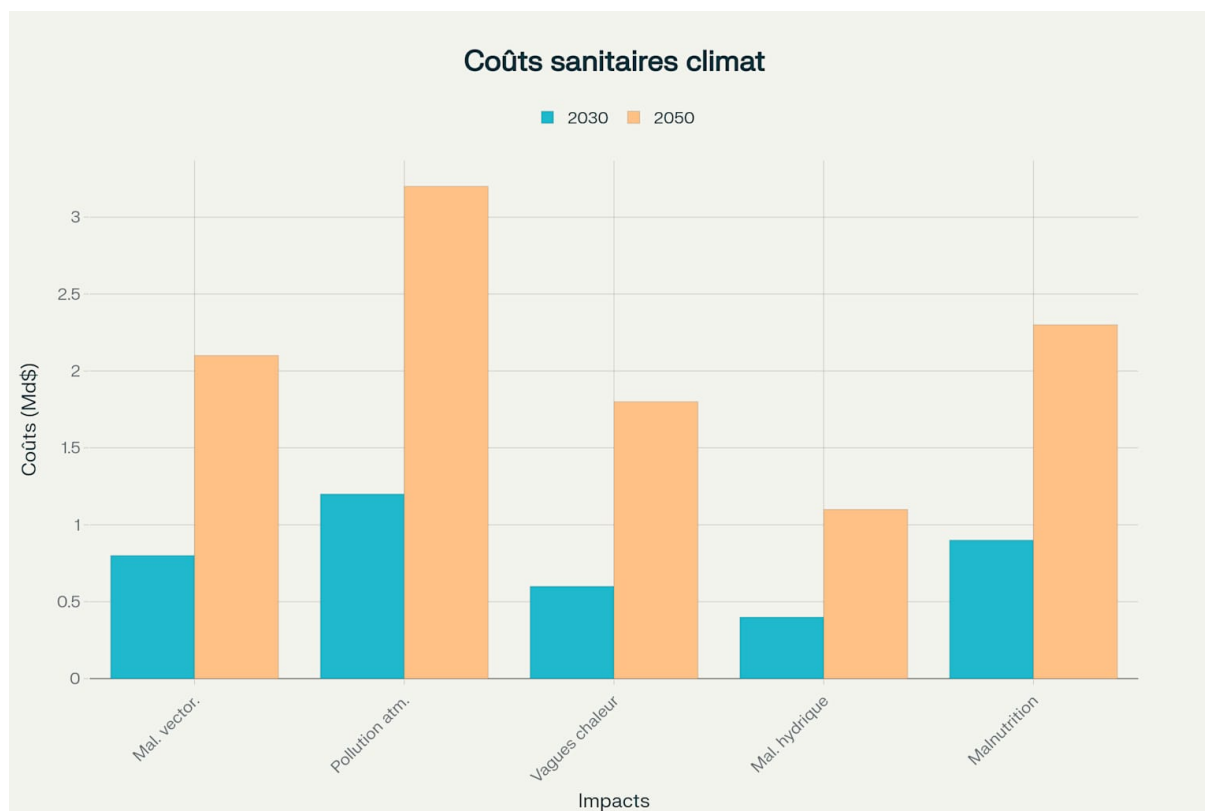


FIGURE 1.7 – Projection des coûts sanitaires associés au changement climatique entre 2030 et 2050 selon [OIM ONU MIGRATION \(2024\)](#)

2050) représenterait un coût de 150 milliards d’euros, financé en partie par la fiscalité et impactant donc la solvabilité des États européens.

Un autre risque plus facilement quantifiable pour les assureurs serait le stress thermique : d’après le rapport de [Santé Publique France \(2023\)](#), chaque degré au-dessus du seuil de 35°C augmente la mortalité de 1,5% chez les plus de 65 ans et de 0,8% dans la population générale en France.

À l’inverse, d’autres risques sont plus difficilement quantifiables, comme les infections d’origine alimentaire et hydrique. Leur incidence dépend simultanément de facteurs climatiques (température, précipitations), démographiques (densité de population, urbanisation) et socio-économiques (accès à l’eau potable, systèmes d’assainissement).

Par exemple, l’expansion des maladies vectorielles représente un défi extrêmement complexe pour les assureurs santé car elle transforme la géographie des risques sanitaires. Elle est facilitée par le réchauffement climatique qui favorise la prolifération de nouveaux types de moustiques en France métropolitaine, comme par exemple l’*Aedes aegypti* et *Aedes albopictus*, porteurs respectivement de la dengue, du zika et du chikungunya. Le rapport de l’[World Health Organization \(2024\)](#) prévoit ainsi qu’à l’horizon 2040, l’intégralité de la France métropolitaine soit colonisée par l’*Aedes albopictus*.

Par ailleurs, les assureurs se voient aussi impacté par des risques purement économiques du changement climatique sur certains secteurs comme le bâtiment, l'agriculture ou le tourisme. En effet, L'agriculture, premier secteur impacté, subit des pertes de rendement estimées à 10-25% d'ici 2050 selon les cultures et les régions ([OIM ONU MIGRATION \(2024\)](#)). Pour les assureurs, ces pertes se traduisent par une double exposition : directe à travers l'assurance récolte, et indirecte via l'impact sur la solvabilité des emprunteurs agricoles dans les portefeuilles de crédit. Le secteur de la construction, représentant environ 6% du PIB français, fait face à des coûts additionnels considérables que représentent l'adaptation aux nouvelles normes climatiques (résistance aux vents renforcés, étanchéité contre les inondations, isolation thermique renforcée). Cela représente une augmentation des coûts de construction de 15% à 30% selon les régions. Cette inflation structurelle impacte directement les assureurs via l'augmentation des coûts de reconstruction après sinistre.

Enfin, l'industrie du tourisme, cruciale pour l'économie française (environ 7,4% du PIB), subit des transformations géographiques majeures. Les stations de ski des Alpes et des Pyrénées font face à une réduction de 30% à 50% de la durée d'enneigement naturel d'ici 2050, nécessitant des investissements massifs dans la neige artificielle ou une reconversion économique. Pour les assureurs, cela se traduit par une réévaluation complète des risques d'exploitation et de responsabilité civile dans ce secteur, aussi bien à court qu'à long terme ([ACPR \(2023\)](#)).

Ainsi, [Kotz et al. \(2024\)](#) propose des nouveaux modèles, incorporés dans les scénarios NGFS qui prévoient des fonctions de dommage tels que

$$D(T, P, V) = \alpha \cdot T^2 + \beta \cdot P + \gamma \cdot V + \delta$$

où $D(T, P, V)$ représente la fraction du PIB conservée après un réchauffement de T degrés, où P représente les précipitations, la variabilité thermique et $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ des constantes. Cette nouvelle approche se détache de la fonction de dommage traditionnelle de Nordhaus, largement utilisée dans les modèles d'évaluation intégrée (IAM) qui s'écrit

$$D(T) = \frac{1}{1 + \alpha T + \beta T^2}$$

. L'approche de [Kotz et al. \(2024\)](#) révèle des impacts économiques significativement plus élevés, particulièrement pour les événements extrêmes. Ainsi, les estimations révisées des scénarios NGFS suggèrent que chaque degré de réchauffement réduit le PIB mondial de 1,2% (contre 0,3% dans les modèles précédents), avec des effets persistants sur la croissance économique.

1.3.3 La Réponse des Régulateurs : EIOPA et Exercices Pilotes de Stress Test Climatique

Orientation EIOPA

Afin de constituer un cadre méthodologique sans précédent dans la supervision assurantielle, l'EIOPA (Autorité européenne des assurances et des pensions professionnelles) a publié en août 2022 des orientations complètes et détaillées pour l'intégration des risques climatiques dans l'Own Risk and Solvency Assessment (ORSA), [European Insurance and Occupational Pensions Authority \(2022\)](#). Les recommandations de cette organisme reposent sur une analyse approfondie des meilleures pratiques européennes et des développements scientifiques récents en matière de modélisation climatique. La méthode est ainsi divisée en deux étapes distinctes : la première consiste à évaluer la matérialité et exige une analyse exhaustive de l'exposition aux risques climatiques à travers une approche combinant éléments qualitatifs et quantitatifs alors que la seconde est dédiée à l'analyse de scénarios pour les risques jugés matériels, nécessite l'utilisation de méthodologies standardisées et de scénarios harmonisés.

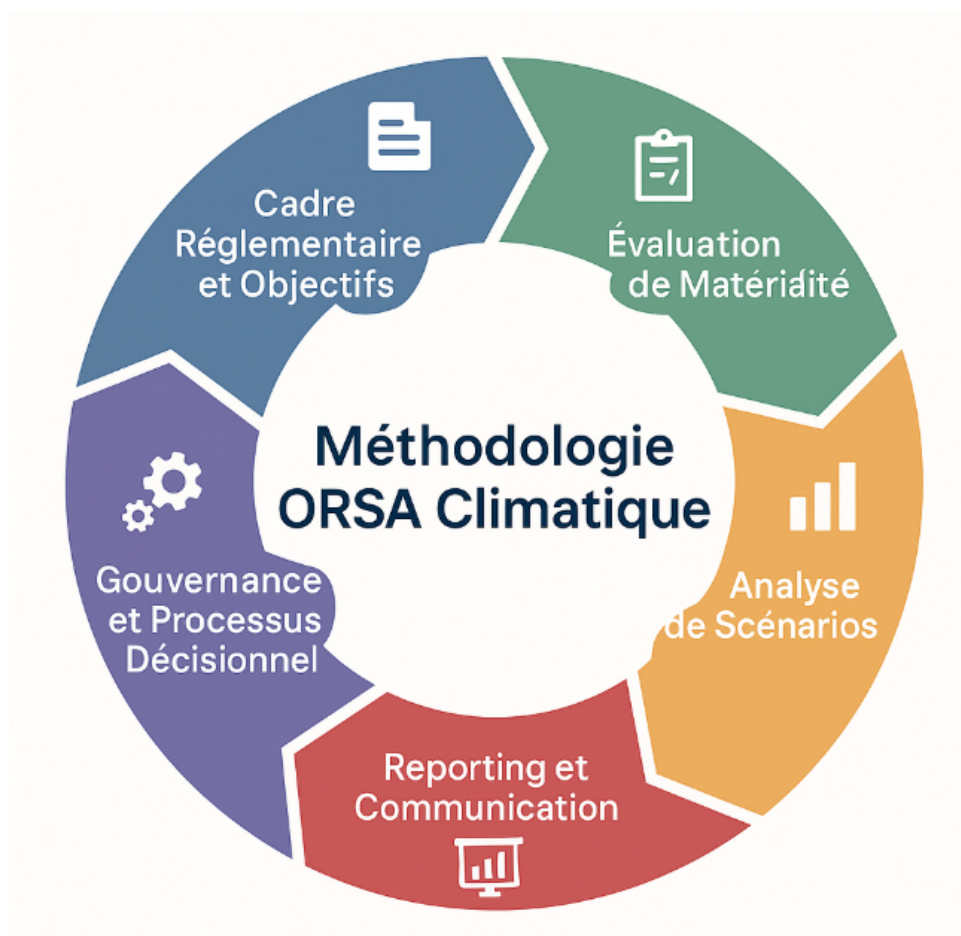


FIGURE 1.8 – Méthodologie ORSA intégré dans l'orientation de [European Insurance and Occupational Pensions Authority \(2022\)](#)

L'approche européenne de l'[European Insurance and Occupational Pensions Authority \(2022\)](#) constitue une innovation majeure par rapport aux ORSA traditionnels, généralement limités à un horizon de trois ans. En effet, elle comprend un volet court terme (1-5 ans) pour la planification stratégique, moyen terme (5-15 ans) pour l'anticipation des changements structurels et même long terme (15-30 ans) pour la pleine manifestation des impacts climatiques.

L'évaluation de la matérialité des risques climatiques selon les standards EIOPA nécessite l'application d'indicateurs quantitatifs précis et standardisés, tels que le ratio d'exposition climatique. Il est défini comme le rapport entre l'exposition totale aux risques climatiques et les fonds propres de l'organisme. Il constitue l'indicateur principal avec une valeur minimale fixée à 5%. Ce seuil, calibré sur la base d'analyses de sensibilité menées par l'EIOPA sur un échantillon représentatif d'assureurs européens, permet d'identifier les organismes pour lesquels une analyse approfondie de scénarios est requise.

Un autre indicateur est la concentration géographique, avec un seuil d'alerte fixé cette fois à un maximum de 20% du portefeuille qui ne doit pas être concentré dans des zones à risques climatiques élevé. Cette concentration est évaluée à partir des cartes fournies par les services publiques (comme Météo France au niveau national) qui stratifient le territoire en zones de risques sur la base des projections climatiques régionalisées.

Enfin, l'évolution tendancielle de la sinistralité constitue le troisième pilier de l'évaluation de matérialité. Une augmentation supérieure à 2% par an sur une période de cinq ans, après correction de l'inflation et de l'évolution de l'exposition, déclenchera automatiquement l'obligation de ré-analyse de scénarios. Ce seuil reflète la volatilité naturelle de la sinistralité assurantielle et permet alors de distinguer les tendances climatiques des fluctuations aléatoires dues aux catastrophes naturelles rares et isolées.

Les scénarios climatiques obligatoires imposés par l'EIOPA

Le régulateur européen [European Insurance and Occupational Pensions Authority \(2022\)](#) exige l'utilisation d'au moins deux scénarios climatiques de long terme, calibrés sur les trajectoires du GIEC et déclinés par le NGFS. Le premier scénario, qualifié de "transition ordonnée", correspond à une trajectoire de réchauffement inférieure à 2°C, idéalement limitée à 1,5°C, conformément aux objectifs de l'Accord de Paris [UNFCCC. Conference of the Parties \(COP\) \(2015\)](#). Ce scénario évoque une mise en œuvre rapide des politiques climatiques avec une coordination internationale efficace et quasi-optimale qui assurerait une transition énergétique vers une société décarbonée maîtrisée. Cette trajectoire optimiste est inspiré du scénario RCP 2.6 du GIEC [IPCC \(2021\)](#).

Le second scénario obligatoire, dit de "réchauffement élevé", explore une trajectoire modérée, dépassant 2°C de réchauffement, correspondant à l'échec à court terme des politiques

climatiques internationales (scénario RCP 4.5 du GIEC) mais une diminution des émissions de carbone après 2040. Ce scénario intègre des impacts physiques sévères (multiplication par 3 à 5 de la fréquence des événements extrêmes) et des risques systémiques élevés (migrations massives, instabilité géopolitique).

Enfin le dernier scénario correspondant à une "transition désordonnée" (scénario RCP 8.5 du GIEC) est caractérisé par des politiques soudaines, trop légères, trop tardives et surtout non coordonnées. Il entraînerait par exemple une forte augmentation du niveau des eaux, ce qui, couplé avec un fort réchauffement climatique, rendrait une grande partie de la planète inhabitable. Ce scénario implique notamment des points de non-retours aux écosystème antérieurs. Par exemple, le niveau d'acidité des eaux dépasserait un seuil, entraînant l'extinction de masses de plusieurs espèces et serait irréversible. Ce scénario est particulièrement pertinent pour l'évaluation des risques de transition et suppose des ajustements brutaux des marchés financier, ce qui impliquerait une volatilité économique exceptionnelle.

La révision de la norme Solvabilité II

Cette adaptation européenne remet en cause la directive Solvabilité II, comme le souligne l'ACPR (2024b). Une révision de cette norme, résultat d'un processus législatif de quatre ans impliquant la Commission, le Conseil et le Parlement européen, intègre pour la première fois explicitement les risques climatiques dans ce second pilier de la supervision assurantielle.

Les nouvelles dispositions imposent aux organismes d'assurance qu'ils évaluent et gèrent les risques liés au changement climatique dans le cadre de leur système de gouvernance et de leur dispositif de gestion des risques. Cette obligation s'accompagne d'exigences renforcées de reporting auprès de l'ACPR (2024b), avec la publication annuelle d'indicateurs standardisés d'exposition aux risques climatiques et de performance en matière de finance durable. Une des mesures notable de cette révision est par exemple l'ajustement du calcul du Solvency Capital Requirement (SCR). Plus précisément, ce SCR de taux est défini par l'ACPR (2024b) comme le maximum des pertes en fonds propres survenant à la suite d'un choc de taux à la baisse et d'un choc de taux à la hausse. Cette méthode ne prenait pas en compte les périodes de taux négatifs, où seul le choc de taux à la hausse avait un impact alors que, en période de taux bas, il s'agit plutôt d'un effet améliorant la situation de fonds propres de l'assureur. Mais en réalité, ce calcul purement théorique ne prenait pas en considération la réalité du marché : les clients se tournent vers un assureurs plus rentable, la concurrence devient plus attractive, l'assureur perd alors des parts de marché et se voit déployer des moyens supplémentaires pour gérer cette crise. Ce mode de calcul ne permettait donc pas de refléter les risques réels des assureurs, ce qui a toutefois eu pour effet aux assureurs concernés d'afficher des ratios de solvabilité moins dégradés qu'ils

n'auraient dû l'être (cas de l'Allemagne sur la période 2019-2022).

Ainsi, cette directive de l'ACPR (2024b) révisée impose la publication d'indicateur standardisés de durabilité, normalisés au niveau européen pour faciliter la comparaison entre assureurs avec l'introduction de nouveaux indices, visant à favoriser les organismes ayant anticipé leur transition vers des investissements durables :

- Le Taxonomy Alignment Ratio (TAR), ratio d'alignement avec la taxonomie européenne, mesure la proportion d'investissements contribuant aux objectifs environnementaux de l'Union européenne. Ce ratio doit atteindre des seuils minimaux progressifs : 20% en 2026, 35% en 2030, et 50% en 2035.
- L'Intensité Carbone du Portefeuille (ICP), exprimée en tonnes de CO₂ équivalent par million d'euros investis, constitue le second indicateur obligatoire. Il intègre les émissions directes (scope 1), indirectes énergétiques (scope 2) et les principales émissions de la chaîne de valeur (scope 3 partiel). Si aucune exigence de seuil n'a encore été mise en place pour cet indicateur, une forte valeur de celui-ci devrait repousser les investisseurs (taxe potentielle).
- Le Climate Value at Risk (Climate VaR) mesure l'impact potentiel des scénarios climatiques sur la valorisation du portefeuille. Cette métrique, exprimée en pourcentage de la valeur de marché, quantifie la perte potentielle dans le scénario de transition désordonnée RCP 8.5 du GIEC.

Ainsi, cette révision de la norme Solvabilité II introduit de nouveaux outils de supervision macroprudentielle spécifiquement dédiés aux risques climatiques et les organismes tels que l'EIOPA sont désormais renforcés pour coordonner les stress tests climatiques harmonisés à l'échelle européenne. Ces exercices, prévus avec une périodicité triennale à partir de 2027, utiliseront les scénarios standardisés présentés (ACPR (2024b)) pour évaluer la résilience systémique du secteur assurantiel européen face aux risques climatiques. En effet, ces nouveaux indicateurs présentés ci-dessus en collaboration avec le Comité européen du risque systémique (CERS), surveilleront l'évolution de l'exposition du secteur assurantiel aux risques climatiques et déclencheront automatiquement des politiques gouvernementales adaptées au dépassement par ces assureurs de certains seuils prédéfinis, comme nous allons le voir maintenant.

1.3.4 Résultats et Implications des Stress Tests de l'ACPR de 2020 et 2023

1.3.4.1 L'Exercice Pilote Climatique de 2020 : Méthodologie Pionnière et Premiers Enseignements

Périmètre de l'exercice pilote

L'exercice pilote climatique de l'ACPR (2021), conduit de juillet 2020 à avril 2021, constitue une première mondiale dans la supervision financière par son ampleur, sa sophistication méthodologique et son caractère systémique. Cette initiative sans précédent a mobilisé 9 groupes bancaires et 15 groupes d'assurance, représentant respectivement 85% du total de l'actif des banques françaises et 75% des provisions techniques des assureurs français, soit une couverture sectorielle exceptionnelle de 1 800 milliards d'euros d'actifs sous supervision.

L'exercice se distingue par plusieurs innovations méthodologiques majeures qui en font une référence internationale. L'horizon d'évaluation de 30 ans, inédit dans la supervision financière traditionnellement focalisée sur des stress tests de court terme, reflète la nature particulière des risques climatiques dont la matérialisation s'étend sur plusieurs décennies. Cette approche temporelle longue nécessite l'adoption d'hypothèses de bilan dynamique, permettant de modéliser l'évolution des portefeuilles et des stratégies d'entreprise sur les trois décennies étudiées.

La couverture simultanée des risques physiques et de transition constitue une autre innovation majeure. Les exercices de stress test traditionnels se limitent généralement à un type de risque (crédit, marché, liquidité), tandis que l'exercice climatique de l'ACPR évalue les interactions complexes entre chocs physiques (catastrophes naturelles) et chocs de transition (dévalorisation d'actifs carbonés).

Résultats sectoriels

L'analyse des résultats de l'ACPR (2021) révèle une exposition globalement "modérée" des institutions financières françaises aux risques climatiques, conclusion qui s'explique en partie par la position géographique favorable de la France et de l'Europe dans les projections climatiques du GIEC. Par exemple, la contribution française aux émissions mondiales de gaz à effet de serre, limitée à moins de 2%, et la position géographique tempérée du territoire métropolitain confèrent une exposition relative moins critique que d'autres régions mondiales.

Cependant, cette exposition moyenne masque des vulnérabilités géographiques significatives qui sont plus évidente en affinant la maille au niveau départemental. L'exercice révèle que dans certains départements français, particulièrement dans les régions méditerranéennes et le Sud-Ouest, le coût des sinistres pourrait être multiplié par 5 à 6 entre 2020 et 2050. Cette variabilité géographique illustre l'importance d'une approche territorialisée dans l'évaluation des risques climatiques, dépassant les analyses nationales moyennes qui peuvent masquer des concentrations de risque locales critiques.

Les principaux aléas climatiques contributeurs identifiés par l'exercice sont la sécheresse et les inondations en métropole, ainsi que l'accroissement significatif du risque de tempêtes cycloniques dans les territoires ultramarins. Pour la sécheresse par exemple, l'exercice

projette une augmentation de la sinistralité de 120% à 180% selon les départements, reflétant l'intensification des phénomènes de retrait-gonflement des argiles sous l'effet du réchauffement et de la modification des régimes pluviométriques, ce qui facilite les coulées de boues et glissements de terrains.

Innovations du stress test et limites identifiées

L'exercice pilote de l'ACPR (2023) introduit plusieurs innovations méthodologiques qui transforment l'approche des risques climatiques, mais aussi des limites.

- L'approche sectorielle : l'utilisation de scénarios déclinés au niveau des secteurs économiques, avec une granularité de 38 secteurs d'activité selon la nomenclature NACE, permet une évaluation précise des risques de transition par secteur. Cette méthode révèle des vulnérabilités différenciées, par exemple les secteurs de l'énergie fossile, du transport et de l'industrie lourde présentent des risques de dévalorisation de 30% à 50% dans le scénario de transition rapide.
- Un stress test avec des hypothèse de bilan dynamique : cela constitue une autre innovation majeure et bien plus réaliste, permettant de modéliser l'évolution des stratégies d'entreprise sur 30 ans. Cette approche suppose que les institutions financières adaptent progressivement leurs portefeuilles aux contraintes climatiques, par opposition aux stress tests statiques traditionnels qui figent les bilans. Cette modélisation dynamique révèle l'importance cruciale des stratégies d'adaptation anticipée, par exemple les institutions proactives dans leur transition voient leur exposition aux risques climatiques diminuer de 40% à 60% par rapport aux stratégies attentistes.
- Cependant, la modélisation des corrélations entre risques physiques et de transition s'avère particulièrement ardue car ces risques peuvent soit se compenser (une transition urgente limite les risques physiques) soit s'amplifier mutuellement (une transition urgente peut être désordonnée entre les secteurs et exacerbe les impacts économiques). L'exercice adopte une approche prudentielle supposant une corrélation positive modérée (0,3) entre rapidité de transition et diminution des risques, mais souligne la nécessité de recherches approfondies sur ces interdépendances.

1.3.4.2 Le Stress Test Climatique de 2023 : Approfondissements Méthodologiques et Innovations

Nouveau périmètre d'analyse

L'exercice climatique de l'ACPR (2023), exclusivement dédié au secteur de l'assurance, marque une évolution significative par rapport à l'exercice de 2021 tant par son périmètre que par ses innovations méthodologiques. Cette fois, 22 entités participent, ce qui représente 90% du total de bilan des assureurs français (contre 75% lors de l'exercice pilote) et la

couverture sectorielle s'élargit en conséquence pour englober la quasi-totalité de l'industrie assurantielle française.

Cette extension du périmètre s'accompagne d'un approfondissement méthodologique majeur avec l'introduction d'un scénario de court terme (horizon 2027), innovation cruciale qui répond aux demandes du secteur pour des horizons d'analyse plus proches de la planification stratégique des entreprises. Ce scénario court terme, développé en avance de phase par rapport aux travaux du NGFS prévu par l'[European Insurance and Occupational Pensions Authority \(2022\)](#), positionne l'ACPR comme précurseur méthodologique dans la supervision climatique internationale.

L'exercice 2023 introduit également une dimension qualitative et quantitative inédite avec l'analyse du risque d'inassurabilité. Cette problématique, centrale pour l'avenir du secteur assurantiel, est explorée sous un double angle : celui de l'assuré, qui perdrait la capacité financière d'assurer un bien compte tenu de l'augmentation des primes, et celui de l'assureur, pour qui certains biens deviendraient techniquement inassurables dans certaines régions.

Scénario Court Terme et impacts sur les marchés financiers

Le scénario de court terme développé par l'[ACPR \(2023\)](#) repose sur une séquence d'événements climatiques extrêmes dont les effets se combinent et s'amplifient selon une logique de cascade systémique. Cette architecture narrative débute par la récurrence d'épisodes inédits de sécheresse sévère en 2023 et 2024, similaires à la sécheresse historique de 2022 qui a causé 3,5 milliards d'euros de sinistres en France.

La séquence se poursuit en 2025 avec un autre événement extrême : un épisode de tempête sévère et localisée, conduisant à de fortes inondations qui provoquent la rupture d'un barrage hydraulique. Cette rupture, génère des sinistres estimés à 15 milliards d'euros pour l'ensemble du secteur assurantiel.

L'originalité du scénario réside dans l'intégration de mécanismes de contagion financière inspirés des épisodes de tensions observés lors des crises passées. L'accumulation d'événements climatiques extrêmes déclenche une prise de conscience brutale de l'accélération du changement climatique, conduisant à un ajustement spontané et violent des marchés financiers. Cette contagion affecte l'intégralité du portefeuille des assureurs jusqu'en 2027, avec des chocs différenciés par classe d'actifs, parmi les plus radicaux, on peut citer -15% sur les actions "non-vertes", -8% sur l'immobilier, +200 points de base sur les spreads de crédit des secteurs carbonés.

Nous pouvons observé sur la figure [1.9](#) les résultats du stress test sur la solvabilité des assureurs français en observant leur ratio Solvency Capital Requirement (voir [ACPR \(2024b\)](#)). Les scénarios retenus sont les suivants :

- Scénario court terme avec uniquement les dommages physiques décrits ci-dessus (sécheresse et rupture de barrage)
- Scénario cumulant les catastrophe physiques et les réactions financières.
- Scénario long terme ordonné (entre politiques publiques et différents secteurs assurantiels, notamment sur la prévention)
- Scénario long terme désordonné entre les secteurs, plus difficile à modéliser et incertaine, faisant guise de "pire" scénario.

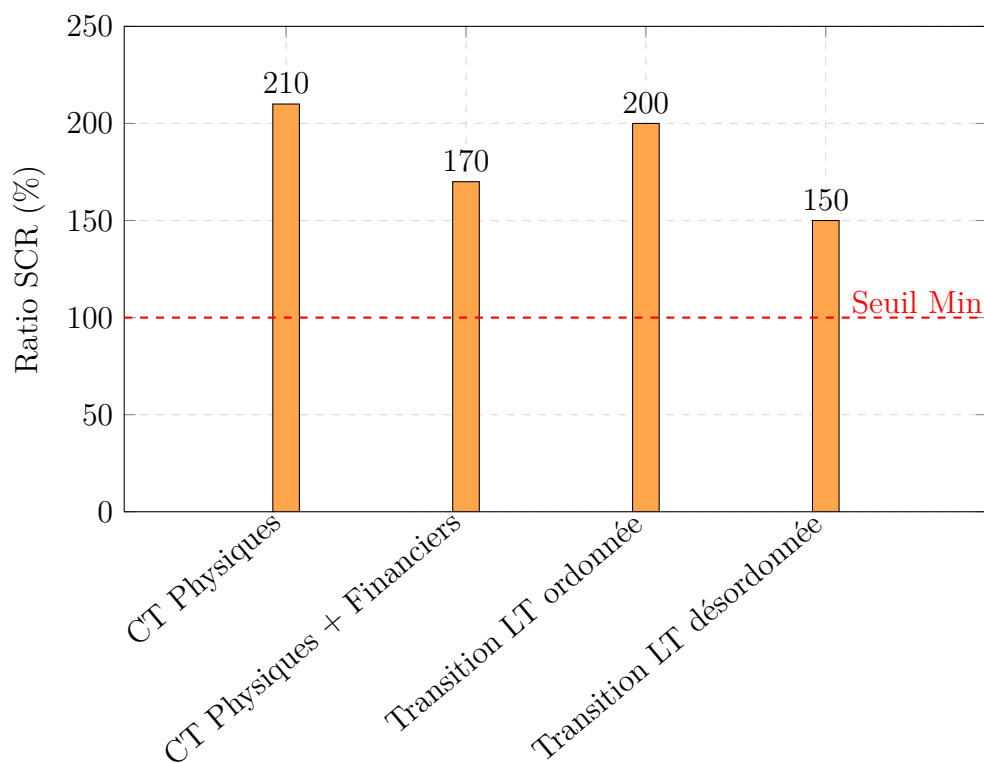


FIGURE 1.9 – Impact des Scénarios de l'ACPR (2023) sur le ratio SCR

La décomposition des impacts révèle la prédominance des chocs financiers dans la dégradation de la solvabilité : sur la figure 1.9, le scénario de court terme, combinant chocs physiques et financiers, fait chuter le ratio à 170% fin 2027, soit une baisse drastique de 60 points de base. Les chocs de marché entraînent une baisse de 28% des fonds propres en 2025 par rapport au scénario de référence, soit un impact de 140 milliards d'euros sur l'ensemble du secteur. Cette prédominance des effets de marché sur les impacts directs de sinistralité illustre l'interconnexion croissante entre risques climatiques et stabilité financière.

Il est donc important de souligner que les effets financiers ne sont pas à négliger : si la sinistralité liée à la rupture du barrage et aux autres effets physiques du changement climatique génère une baisse supplémentaire de 48 points du ratio SCR ; cela demeure inférieur aux effets financiers, et s'explique par l'importance de la stabilité des fonds propres dans le calculs du ratio SCR, bien plus sensibles aux fluctuations des marchés financiers.

Aggravation de la Sinistralité à Horizon 2050

Le rapport de l'ACPR (2023) révèle une transformation structurelle majeure de la sinistralité française à long terme, avec une aggravation de 105% de la sinistralité totale dans le scénario adverse de transition désordonnée à l'horizon 2050 par rapport aux niveaux de 2022. Cette sur-sinistralité de 42% par rapport au scénario de référence traduit l'ampleur du défi d'adaptation que doit relever le secteur assurantiel français et l'urgence d'une coordination entre les principaux acteurs de cette transition.

La décomposition de cette aggravation révèle que l'augmentation des risques physiques contribue pour un peu plus de la moitié (55%) à la dégradation, le reste provenant de l'inflation générale (25%) et de l'augmentation des valeurs assurées (20%). Cette répartition souligne l'importance des effets directs du changement climatique, mais également celle des effets indirects via l'inflation et la croissance économique.

L'analyse géographique à une maille plus fine, grande force de ce rapport, révèle des disparités territoriales extrêmes selon les différents types d'aléas. Pour les départements les plus touchés, situés principalement dans l'arc méditerranéen et le Sud-Ouest français, la sinistralité liée aux catastrophes naturelles pourrait augmenter de 2 à 5 fois, nécessitant une hausse des primes de 130% à 200% sur 30 ans.

On peut expliquer cet écart par la convergence de plusieurs facteurs aggravants pour ces zones : l'intensification des phénomènes de sécheresse (particulièrement critique pour les sols argileux du Sud-Ouest), l'augmentation des précipitations extrêmes (affectant le risque d'inondation), et l'exposition croissante liée à l'attractivité démographique de ces régions.

Risque d'inassurabilité

Un autre nouveauté de ce rapport de l'ACPR (2023) est qu'il est l'un des premiers à explorer aussi bien quantitativement que qualitativement le risque d'inassurabilité. Cette analyse bidimensionnelle examine simultanément la perspective de l'assuré (capacité financière à souscrire une assurance) et celle de l'assureur (viabilité technique et économique de la couverture).

Du point de vue de l'assuré, l'analyse révèle qu'une hausse des primes de 130% à 200% dans certaines zones pourrait rendre l'assurance inaccessible pour 15% à 25% des ménages, selon leur niveau de revenu et la valeur de leur patrimoine immobilier. Cette estimation repose sur l'hypothèse que les ménages consacrent maximum 2% de leur revenu disponible à l'assurance habitation, seuil au-delà duquel l'assurance devient économiquement difficilement supportable.

Du côté des assureurs, l'analyse identifie des zones où la sinistralité projetée dépasse structurellement la capacité de tarification viable. Dans ces zones, représentant environ

3% du territoire métropolitain mais concentrant tout de même 8% de la population, la fréquence annuelle projetée des sinistres dépasse 15%, seuil au-delà duquel l'assurance relève davantage de la maintenance que de la couverture d'aléas.

L'étude révèle ainsi l'émergence d'un "cercle vicieux de l'inassurabilité" : la hausse des primes pousse les profils les moins risqués à quitter le marché, dégradant la mutualisation et forçant de nouveaux ajustements tarifaires. Ce mécanisme, observé dans d'autres pays (Floride pour les ouragans, Californie pour les feux de forêt), pourrait conduire à terme à une segmentation géographique du marché assurantiel français, relevant une certaine forme d'injustice sociale.

1.3.4.3 Implication pour la gouvernance et évolution du secteur assurantiel

Les stress tests climatiques de l'ACPR confirment tous les deux la nécessité d'une transformation profonde des modèles d'affaires assurantiers, dépassant les ajustements techniques traditionnels pour embrasser une refonte stratégique globale. L'intégration du risque climatique devient une exigence non seulement réglementaire mais aussi concurrentielle car les assureurs les mieux préparés bénéficieront d'avantages déterminants en termes de coût du capital et d'accès aux marchés.

De nouvelles stratégies comme la tarification différenciée par zone géographique émerge comme une nécessité incontournable, malgré les résistances sociales et politiques qu'elle soulève. Les exercices de l'ACPR démontrent que le maintien d'une tarification uniforme conduirait à des subventions croisées insoutenables : les zones peu exposées financeraient de facto les zones à haut risque, créant des écarts économiques insensés et compromettant la viabilité du système.

L'innovation produit devient également cruciale, avec le développement de nouvelles couvertures adaptées aux risques émergents (cyber-risques climatiques, responsabilité environnementale, pertes d'exploitation liées aux disruptions climatiques). Ces produits innovants nécessitent des partenariats avec des acteurs qui seraient eux aussi innovant tels que les startups de la ClimaTech pour développer l'expertise technique et une réactivité accrue.

Évolution des Exigences de Gouvernance et de Pilotage

Les résultats des stress tests imposent donc une évolution des systèmes de gouvernance et de pilotage des risques assurantiers : l'horizon temporel des décisions stratégiques doit s'allonger significativement, passant des cycles traditionnels de 3-5 ans à des perspectives de 20-30 ans, alignées sur la temporalité du changement climatique, comme le soulignait déjà le premier rapport.

Cette extension temporelle nécessite de nouveaux outils de pilotage, intégrant des métriques

spécifiquement climatiques comme par exemple Climate Value at Risk (Climate VaR) à différents horizons temporels, l'exposition géographique pondérée par les projections climatiques, et les ratios d'alignement avec les trajectoires bas-carbone deviennent des indicateurs de pilotage centraux.

La gouvernance doit également intégrer une expertise climatique au plus haut niveau, avec la nomination d'administrateurs spécialisés et la création de comités dédiés aux risques climatiques. Cette expertise ne peut plus être déléguée aux seules équipes techniques, les enjeux stratégiques nécessitant une appropriation par les organes dirigeants.

Coordination internationale

Si les exercices de stress test étaient novateurs, ils ont néanmoins inspiré d'autres agences. L'EIOPA prépare des stress tests climatiques harmonisés pour 2027, s'inspirant largement de la méthodologie française et visant une comparabilité européenne des résultats.

Cette harmonisation européenne s'accompagne d'un renforcement des exigences, avec l'intégration progressive des résultats de stress tests dans le calcul du pilier II de Solvabilité II. Les organismes présentant une vulnérabilité climatique excessive pourraient se voir imposer des exigences de capital supplémentaires, créant une incitation économique directe à l'adaptation.

Enfin, au niveau international, les exercices français alimentent les travaux NGFS et inspirent d'autres superviseurs nationaux. Cette diffusion méthodologique contribue à l'émergence de standards globaux de supervision climatique, essentiels pour éviter l'arbitrage réglementaire dans un secteur assurantiel de plus en plus internationalisé. La sortie des États-Unis de l'accord de Paris pourrait malheureusement inciter d'autres pays à freiner leurs efforts pour ces politiques environnementales, laissant les assureurs seuls dans leurs gestions des catastrophes naturelles.

Notre contribution dans le chapitre 3 sera donc de détailler les scénarios possibles de projection de ces nouveaux risques climatiques, en insistant sur les risques combinés ainsi que l'émergence d'événements extrêmes qui induisent des trajectoires de sinistralité non-lisses. Ce travail a été effectué en partenariat avec Guy Carpenter.

1.4 Modélisation et gestion du risque de longévité en assurance

La quantification de la mortalité constitue le fondement de l'évaluation actuarielle en assurance vie et en gestion des régimes de retraite. Cette discipline se trouve aujourd'hui confrontée à un défi majeur : si l'intégration de l'impact du changement climatique sur les tendances de mortalité semble être le principal enjeu des prochaines années (voir

chapitre 3, l'augmentation de l'espérance de vie dans les pays développés n'est pas à négliger. Ce prolongement de la longévité peut être expliqués par différents facteurs tels que le développement de nouveaux traitement aussi bien préventifs que curatifs ou même palliatifs. De la même manière que pour le chapitre 3, nous proposerons ici d'autres approches adaptées à la littérature actuarielle pour appréhender et détecter ces changements de tendance de longévité.

1.4.1 Quantification de la Mortalité - Structure des Taux de Mortalité et Modèles de Projection

Définitions de m_x et μ_x et concepts de base sur la mortalité

Le taux de mortalité sera noté dans ce manuscrit m_x et représente la probabilité qu'un individu d'âge exact n décède avant d'atteindre l'âge $n + 1$.

La force de mortalité (aussi appelé taux instantané de mortalité) sera notée dans ce manuscrit μ_x constitue la mesure continue sous-jacente définie plus précisément comme la probabilité instantanée de décès par âge conditionnelle à la survie jusqu'à cet âge :

$$\mu_x = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{P(\text{décès dans } [x, x + \Delta x])}{P(\text{survie jusqu'à } x) \cdot \Delta x} \quad (1.3)$$

Cette force de mortalité présente des caractéristiques distinctes selon les tranches d'âge. Aux âges jeunes (0-14 ans), elle suit un modèle de mortalité infantile avec une décroissance rapide après la naissance. Pour les âges intermédiaires (15-30 ans), elle présente une légère remontée due aux accidents et aux comportements à risque, particulièrement marquée chez les hommes. À partir de 30 ans, la force de mortalité suit une croissance quasi-exponentielle, décrite par la loi de Gompertz :

$$\mu_x = \alpha e^{\beta x} \quad (1.4)$$

où α représente le niveau initial de mortalité et β le taux d'augmentation avec l'âge.

La mortalité présente des variations significatives selon plusieurs facteurs. Il est donc d'usage, lorsque l'on fait ces projections de mortalité, de les effectuer suivant ces critères que sont :

- le genre : à tous les âges, les hommes présentent des taux de mortalité supérieurs aux femmes. Cette surmortalité masculine atteint son maximum entre 20 et 30 ans, période durant laquelle le risque de décès masculin peut être jusqu'à 2,5 fois supérieur au risque féminin (voir [Arca et al. \(2020\)](#)),
- les facteurs socio-économique : es catégories socioprofessionnelles supérieures béné-

ficient d'une mortalité sensiblement plus favorable, phénomène particulièrement prononcé dans les portefeuilles d'assurance vie où l'anti-sélection joue un rôle majeur. Il est donc pertinent d'effectuer des projections de mortalité en fonctions des niveaux de richesse (ou classes de richesses) d'une population.

- l'effet de cohorte ou générationnel. Les générations nées à différentes époques présentent des profils de mortalité distincts, reflétant les conditions sanitaires, économiques et sociales de leur époque. Par exemple, les générations européennes ayant vécu les deux guerres mondiales présentent des caractéristiques de mortalité bien différentes des générations nées dans les années 1960. Ainsi les tables de mortalité construites via ces projections sont habituellement présentées par générations.

Modèles classiques de projection de la mortalité

Le modèle de Lee-Carter, introduit en 1992 (voir [Booth et al. \(2006\)](#)), constitue la référence mondiale en matière de projection de mortalité. C'est une projection en deux dimensions suivant l'âge (ou classe d'âge) x et le temps t . Ce modèle décompose la surface de mortalité en trois composantes principales selon l'équation :

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + b_x \cdot k_t + \varepsilon_{x,t} \quad (1.5)$$

où :

- $m_{x,t}$ représente le taux de mortalité à l'âge x en année t
- a_x constitue la composante moyenne par âge (profil général de mortalité)
- b_x décrit la sensibilité de chaque âge aux variations temporelles
- k_t capture l'évolution temporelle globale de la mortalité
- $\varepsilon_{x,t}$ représente le terme d'erreur résiduel

Nous pouvons noter que la composante temporelle k_t présente généralement une tendance linéaire décroissante, traduisant l'amélioration continue de la mortalité au fil du temps. Cette linéarité justifie l'utilisation de modèles ARIMA (Auto-Regressive Integrated Moving Average) pour projeter cette valeur au cours du temps.

Ce modèle simple s'est néanmoins avéré robuste et présente l'avantage de capturer la variance de la surface de la mortalité avec un seul facteur temporel k_t qui est aisément projetable. Il est notamment adopté par des institutions officielles telles que l'Administration de la Sécurité Sociale américaine et le Bureau du recensement des États-Unis.

Cependant, sa simplicité est aussi sa principale limite. En effet, ce modèle assume une invariance temporelle des paramètres α_x et β_x ce qui semble irréaliste en cas de changements structurels majeurs. De plus, il n'intègre aucun facteurs explicatifs externes tels que des variables climatiques ou économiques.

Ainsi, plusieurs extensions du modèle Lee-Carter ont été développées pour répondre à

ces limitations. On peut citer le modèle de Renshaw-Haberman qui introduit un effet de cohorte additive avec le terme c_{t-x} qui représente l'effet spécifique de la cohorte (ou génération) née en année $t - x$:

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + b_x \cdot k_t + c_{t-x} + \varepsilon_{x,t} \quad (1.6)$$

On peut généraliser ces modèles multi-factoriels qui introduisent plusieurs composantes temporelles et qui permettent de capturer des dynamiques plus complexes mais qui sont alors plus difficiles à calibrer :

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + \sum_{i=1}^N b_x^i \cdot k_t^i + \varepsilon_{x,t} \quad (1.7)$$

Enfin, le modèle Cairns-Blake-Dowd (CBD) se concentre sur des âges élevés et propose une formulation logistique. La fonction logit amplifie les variations pour des probabilités proches de 1 (chances de décès plus élevées) et permet donc une meilleure capture des tendances temporelles pour modéliser la mortalité des retraités. Elle se formule

$$\text{logit}(m_{x,t}) = \ln\left(\frac{m_{x,t}}{1 - m_{x,t}}\right) = k_t^1 + (x - \bar{x})k_t^2 \quad (1.8)$$

Des modèles paramétriques

Les modèles paramétriques offrent une approche alternative fondée sur la modélisation directe de la force de mortalité. Le modèle de Gompertz postule une croissance exponentielle de la mortalité avec l'âge :

$$\mu_x = \alpha e^{\beta x} \quad (1.9)$$

Ce modèle s'applique remarquablement bien aux âges adultes (30-90 ans) et ne nécessite que deux paramètres, facilitant l'estimation et l'interprétation. Le paramètre α peut être interprété comme le niveau de base de la mortalité, tandis que β mesure le taux de vieillissement biologique. Ce modèle est souvent reformulé de la manière suivante :

$$\mu_x = \beta e^{\beta(x-M)} \quad (1.10)$$

où $M = \frac{1}{\beta} \ln\left(\frac{\beta}{\alpha}\right)$, appelé *âge modal de décès* représente l'âge auquel la densité de décès atteint son maximum.

Le modèle de Gompertz-Makeham étend le modèle de Gompertz en ajoutant un terme de mortalité accidentelle λ indépendant de l'âge qui est perçue comme une cause de mortalité

exogène propre à la cohorte étudiée (accidents, violences, maladies infectieuses) :

$$\mu_x = \lambda + \alpha e^{\beta x} \quad (1.11)$$

Ce modèle s'adapte mieux à l'ensemble du spectre des âges et constitue la base de nombreuses tables de mortalité officielles.

Le système français des Tables TGH05/TGF05

En France, les tables TGH05 et TGF05 constituent la référence réglementaire pour l'évaluation des rentes viagères depuis 2007 (PLANCHET (2005)). Ces tables prospectives par génération et par sexe (H pour les hommes et F pour les femmes) intègrent les projections pour les générations nées entre 1900 et 2005, elles seront utilisées pour le chapitre 4 et nous allons donc ici détailler leurs constructions.

Compte tenu du volume relativement limité de ces données par rapport aux volumes habituellement utilisés pour les tables nationales, la méthode adoptée utilise une référence externe de mortalité basée sur les tables INSEE pour pallier les difficultés liées à la taille réduite de l'échantillon.

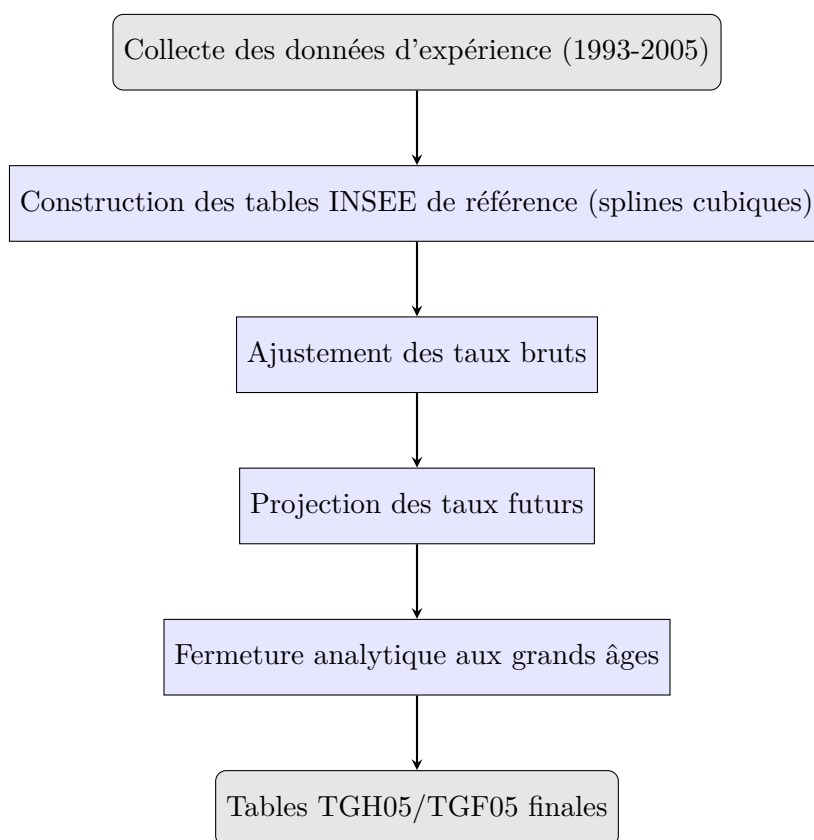


FIGURE 1.10 – Diagramme de flux de la méthode de construction des tables TGH05/TGF05 selon PLANCHET (2005)

Les tables INSEE sous-jacentes sont construites à l'aide d'un modèle à splines cubiques

avec des nœuds positionnés aux âges 20, 28, 40, 80 et 90 ans. La forme mathématique retenue est :

$$\text{logit}(m_{x,t})^{ref} = \ln \left(\frac{m_{x,t}}{1 - m_{x,t}} \right) = f(x, a, b, c, d, e_{20}, e_{28}, e_{40}, e_{80}, e_{90}, t) \quad (1.12)$$

où :

$$\begin{aligned} f(x, a, b, c, d, e_{20}, e_{28}, e_{40}, e_{80}, e_{90}, t) = & a_t + bx + cx^2 + dx^3 + e_{20}(x - 20)_+^3 + e_{28}(x - 28)_+^3 \\ & + e_{40}(x - 40)_+^3 + e_{80}(x - 80)_+^3 + e_{90}(x - 90)_+^3 \end{aligned} \quad (1.13)$$

Les estimations sont obtenues via un modèle d'analyse de variance-covariance standard, puis la série temporelle a_t est analysée selon la méthode Lee-Carter pour construire la surface extrapolée.

Les taux brut ainsi obtenus sont ajustés uniquement après 40 ans, faute de données disponibles avant, ce qui conduit au modèle suivant :

$$\text{logit}(m_{x,t}) = a_x \text{logit}(m_{x,t})^{ref} + b_x + \varepsilon_{x,t} \quad (1.14)$$

La régression est effectuée pour chaque age x sur la plage 1994-2004. Une fois les tables d'expérience ajuste pour les 40-95 ans et en prenant les tables références de l'INSEE avant 40 ans, une extrapolation de la mortalité future est effectuée. On détermine tout d'abord les paramètre α et β tels que :

$$a_x = \alpha + \beta b_x \quad (1.15)$$

puis nous projetons selon :

$$\text{logit}(m_{x,t}) = (\alpha + \beta b_x) \text{logit}(m_{x,t})^{ref} + b_x \quad (1.16)$$

Cependant, l'application directe de cette formule conduit à des taux de mortalité des assurés supérieurs à la population générale à partir de 2015, ce qui semble peut probable. C'est pourquoi [PLANCHET \(2005\)](#) propose d'infléchir la mortalité des assurés pour l'aligner sur la mortalité nationale.

Enfin, pour les âges supérieurs à 95 ans, de grosses incohérences et discontinuités apparaissent entre des générations, ce qui amène à revoir la méthode de projection. La méthode retenue est d'imposer un âge pivot au-delà duquel le taux de décès est égal à 0.5. Cet age pivot est déterminé par :

$$x_{\text{pivot}} = at + b \quad (1.17)$$

où les paramètres a et b sont déterminés par la méthode des moindres carrés sur la plage 85-95 ans.

Résultats de ces tables

La TGH05 et TGF05 montrent une amélioration de la mortalité par rapport à la table de référence précédemment utilisée (TPG93). En effet, pour les hommes, l'espérance de vie résiduelle à 60 ans augmente de 37% entre la génération née en 1936 et la génération née en 2005. Pour les femmes, cette même espérance de vie résiduelle augmente de 32%.

Le passage aux nouvelles tables a des conséquences importantes sur le calcul des provisions techniques. Les capitaux constitutifs d'une rente viagère immédiate (au taux technique de 2%) sont observable sur la Figure 1.11 et calculé selon :

$$CC = \sum_{k=0}^{\infty} v^k \cdot \exp\left(-\sum_{j=0}^{k-1} \mu_{x+j}\right) \quad (1.18)$$

où v^k est le taux d'actualisation utilisée (par exemple 0.98 pour des taux techniques de 2%) et $\exp\left(-\sum_{j=0}^{k-1} \mu_{x+j}\right)$ représente la probabilité de survivre jusqu'à l'âge $x + k$ selon les forces de mortalité μ_x . Autrement dit, ce capital constitutif est le montant que doit accumuler un assureur pour verser 1 euros par année de rente restantes.

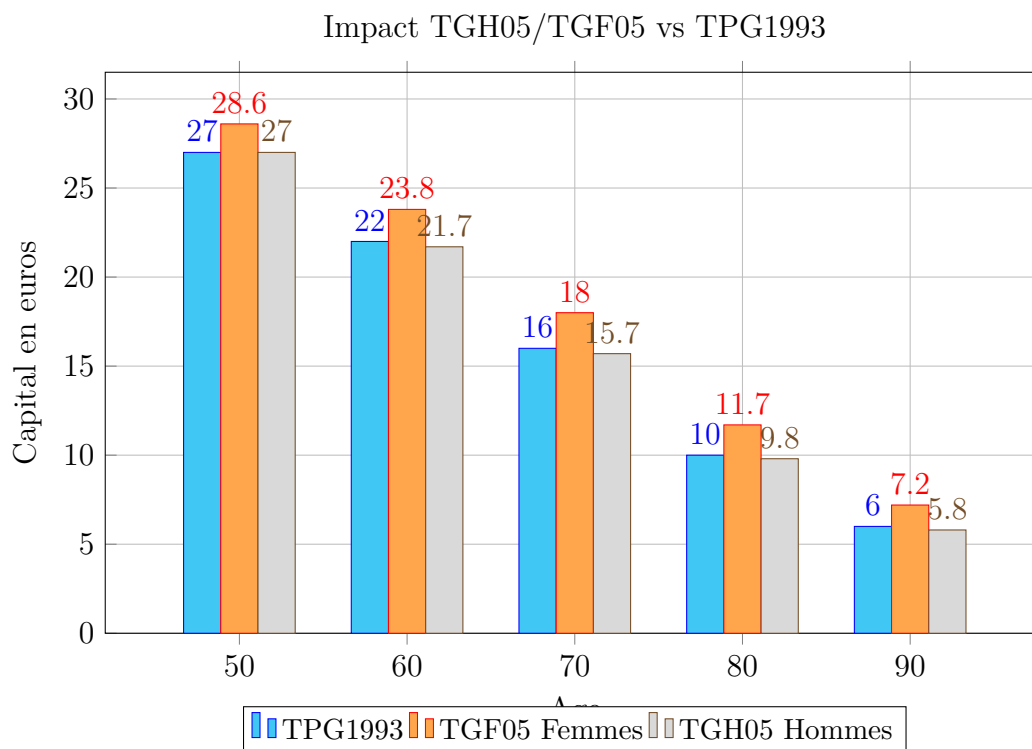


FIGURE 1.11 – Comparaison des capitaux constitutifs selon l'âge et la table de mortalité

1.4.2 Hétérogénéité de la Mortalité et Modèles Multi-populations

En dehors des classes d'âges et de genre, on peut noter qu'il existe en effet d'autres facteurs justifiant une hétérogénéité de la mortalité entre des groupes d'individus d'une même population.

Facteurs Socio-économiques et mortalité

Les inégalités socio-économiques constituent la source principale d'hétérogénéité de la mortalité dans les portefeuilles d'assurance. L'étude de [Stringhini et al. \(2017\)](#) montre qu'un faible statut socio-économique est associé à une réduction de l'espérance de vie de 2,1 ans, effet comparable à celui de la sédentarité. Cette relation n'est pas linéaire : le risque de décès des 20% les plus pauvres est près de 2,5 fois plus élevé que celui des 20% les plus riches.

L'analyse des données françaises révèle que cette différenciation présente des effets de seuil significatifs : non seulement la pauvreté induit une surmortalité marquée, mais un effet protecteur s'observe également aux revenus les plus élevés.

Les mécanismes pouvant expliquer ces observations évoqués par [Stringhini et al. \(2017\)](#) incluent l'accès différentiel aux soins, l'environnement de vie, et les effets psychosociaux du stress lié à la hiérarchie sociale.

La segmentation professionnelle représente un facteur déterminant de l'hétérogénéité en assurance. Les différences d'espérance de vie entre cadres et ouvriers peuvent varier de 5 à 10 ans en France selon [l'INSEE \(2011\)](#). Cette différenciation s'explique par plusieurs raisons :

- l'exposition professionnelle aux risques physiques et chimiques,
- les différences de mode de vie et de comportements de santé,
- l'accès aux soins et à la prévention,
- les effets cumulatifs du stress professionnel.

Les critères de segmentation utilisés en assurance sont pour la plupart binaire (cadre ou non-cadre), mais l'évolution des structures professionnelles nécessite une adaptation continue de ces classifications, tout en gardant un échantillon significatif pour réaliser de bonnes estimations. Il pourrait ainsi être pertinent, dans le cadre de l'optimisation de la segmentation, de réviser l'élaboration des classes professionnelles et de pénibilité du travail.

D'autres part, Les facteurs environnementaux gagnent en importance avec le changement climatique. L'exposition à la pollution atmosphérique, les variations climatiques régionales et l'accès aux espaces verts influencent significativement la mortalité. Ainsi, on peut

établir une *géographie de la mortalité* car les disparités géographiques sont majoritairement stables dans le temps car les principaux facteurs d'amélioration évolue lentement : densité médicale, facteurs climatiques, structure socio-économique des populations. On peut noter que l'urbanisation constitue aussi un facteur ambivalent car elle améliore l'accès aux soins mais expose à la pollution.

Enfin, d'autres facteurs de risques plus ou moins facilement classables sont progressivement intégrés dans la segmentation tarifaire tels que le surpoids, le tabagisme, l'alcoolémie, les pathologies chroniques, l'historique médical familial.

Modèle multi-population et cohérence des projections

Les modèles multi-populations répondent à deux objectifs : capturer l'hétérogénéité observée entre différentes sous-populations et maintenir la cohérence des projections à long terme. Le cadre théorique repose sur l'hypothèse d'une tendance commune de mortalité sous-jacente, modulée par des facteurs spécifiques à chaque population.

Le modèle de Li-Lee proposé par [Li and Lee \(2005\)](#) constitue l'extension du modèle Lee-Carter au cas multi-populationnel. Pour deux populations i et j , la formulation s'écrit :

$$\ln(m_{x,t}^{(i)}) = \alpha_x^{(i)} + \beta_x^{(i)} \cdot k_t + \beta_x^{(i)} \cdot k_t^{(i)} \quad (1.19)$$

$$\ln(m_{x,t}^{(j)}) = \alpha_x^{(j)} + \beta_x^{(j)} \cdot k_t + \beta_x^{(j)} \cdot k_t^{(j)} \quad (1.20)$$

où k_t représente la tendance commune et $k_t^{(i)}$ et $k_t^{(j)}$ les composantes temporelles spécifiques à chaque population. Cette approche multi-population garantit que les projections long terme ne divergent pas indéfiniment, problème majeur des modèles indépendants. On impose une *contrainte de cohérence* qui assure que les différentiels de mortalité entre populations restent dans des limites plausibles prédéfinies.

Cette cohérence de projections se définit plus précisément comme la propriété que les écarts de mortalité entre populations restent stables ou convergent vers des valeurs plausibles à long terme. Les modèles indépendants peuvent conduire à des projections où certaines populations deviennent immortelles ou développent des taux de mortalité négatifs (voir [Li and Lee \(2005\)](#)). Elle est fixée par une constante dépendant de l'âge mais stable dans le temps $C_x^{(i,j)}$ et l'on pose :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} R_{x,t}^{(i,j)} = \frac{m_{x,t}^{(i)}}{m_{x,t}^{(j)}} = C_x^{(i,j)} \quad (1.21)$$

[Cox \(1972\)](#) adopte lui une autre stratégie et intègre l'hétérogénéité dans la modélisation

de la mortalité en introduisant plusieurs variables explicatives :

$$\mu_t = \alpha(t) \exp\left(\sum_{i=1}^N \beta_i Z_i\right) \quad (1.22)$$

où Z_i représente les covariables, β_i leurs coefficients d'effet et $\alpha(t)$ l'effet temporel.

D'autres modèles multi-population ont été développés pour résoudre ces problèmes d'hétérogénéité mais ce n'est pas l'objet de ce manuscrit de tous les introduire. On peut toutefois noter qu'ils présentent chacun des avantages et des inconvénient (par exemple, le modèle de [Cox \(1972\)](#) tend à surestimer les taux de mortalité aux ages élevés) et leur pertinence est souvent mesurée en comparant les résultats du ratios de mortalité (SMR) pour chaque sous-population :

$$\text{SMR}^i = \frac{\text{Décès observés}^i}{\text{Décès prédits}^i} \quad (1.23)$$

Intégration de nouvelles variables

La sélection de variables constitue un enjeu crucial pour éviter le sur-ajustement. Les techniques de régressions (LASSO, Ridge) permettent de sélectionner automatiquement les variables pertinentes tout en contrôlant la complexité du modèle.

Dans notre chapitre 4, nous avons adopté utilisé les processus gaussiens pour la modélisation de la mortalité avec hétérogénéité. Ils permettent d'incorporer naturellement l'incertitude et de modéliser des relations non-linéaires entre variables explicatives et mortalité (voir [Moyaux \(2023\)](#)).

Transfert du Risque de Longévité : Stratégies de Couverture

Le transfert du risque de longévité devient important face à l'allongement de l'espérance de vie et à l'incertitude climatique. Les principaux instruments incluent la réassurance traditionnelle, les swaps de longévité et la titrisation.

La réassurance reste la solution la plus utilisée, avec deux modalités principales : le buy-out (transfert complet du risque et des actifs) et le buy-in (échange de flux de trésorerie). On peut citer l'exemple du réassureur BCE qui fut pionnier en Amérique du Nord en 2015, en transférant 90% de son risque de longévité à RGA Canada et SCOR Global Life.

Les swaps de longévité permettent l'échange d'un taux de mortalité fixe contre un taux variable. Cette solution offre une flexibilité supérieure et maintient la gestion des actifs chez le cédant. Le swap est construit de manière équitable entre les deux partis : la "jambe fixe" égale l'espérance de la "jambe variable".

L'évaluation des couvertures par les assureurs ou réassureurs nécessite une connaissance précise du risque de longévité. Le calcul de la marge pour le risque sous la norme Solvabilité

Il constitue une estimation de la prime de risque requise. Cette approche s'appuie sur le calcul du capital économique alloué au risque de longévité. Le risque de base calculé représente l'écart entre la mortalité de la population de référence (souvent nationale, donnée par des tables de mortalité par exemple) et celle du portefeuille spécifique. Ce risque est particulièrement important pour les portefeuilles présentant une forte hétérogénéité (voir chapitre 4).

C'est pourquoi la tarification intègre plusieurs composantes : le coût du risque systématique, le risque de base, les coûts de transaction et la marge de l'assureur. En plus de tout cela, l'évolution des taux d'intérêt influence significativement la valorisation de ces instruments à long terme.

Défis et perspectives

Il faut souligner que le marché du risque de longévité reste peu développé comparé à d'autres risques assurantiels. Les obstacles incluent la complexité de modélisation, l'horizon temporel extrême et les volumes importants d'exposition (voir [El Karoui and Loisel \(2017\)](#)).

La titrisation offre une voie prometteuse pour élargir la base d'investisseurs. La transaction Kortis Capital de Swiss Re constitue un exemple récent de transfert du risque de longévité aux marchés de capitaux (voir [El Karoui et al. \(2019\)](#)) pour se protéger contre les risques de divergence entre les risques de longévité du Royaume-Uni et des États-Unis, bien qu'avec une maturité plus courte (8 ans) que les besoins réels.

Une autre manière d'améliorer l'assurabilité de ces risques de longévité peut aussi être d'améliorer les stratégies de détections de changement de régime, c'est-à-dire des ruptures soudaines ou progressives dans la tendance de la mortalité. En effet, cela offrirait plus de souplesses aux assureurs sur des contrat qui sont par définition de très longue durée. Ils seraient alors en mesure d'ajuster leurs modèles actuariels plus promptement.

1.4.3 Détection rapide des changements de régime en mortalité et longévité et rôle du Multivariate Cumulative Sum

Problématique de la détection séquentielle

Les méthodes de détection séquentielle, développées initialement dans le contrôle qualité industriel et la surveillance des systèmes de défense, trouvent aujourd'hui des applications en actuariat. Ces techniques permettent de surveiller en temps réel l'évolution des indicateurs de mortalité et d'alerter rapidement les gestionnaires de risques en cas de dérive significative par rapport aux modèles établis. L'enjeu est particulièrement important pour les assureurs vie et les gestionnaires de fonds de pension, qui doivent ajuster leurs provisions techniques et leurs stratégies de couverture en fonction des nouvelles réalités démographiques.

Dans ce cadre, les travaux de [Moustakides \(2004\)](#) sur l'optimalité des procédures CUSUM (Cumulative Sum) ont établi les fondements théoriques de la détection optimale de changements de régime. Ces développements, initialement formulés pour des processus univariés, ont été étendus au cas multivarié pour traiter simultanément plusieurs indicateurs de mortalité, ouvrant la voie à des systèmes de surveillance globale des portefeuilles d'assurance.

Formulation du problème

On considère une séquence d'observations $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ où chaque $\{X_t\}$ représente un indicateur (par exemple le taux de mortalité à une date t donnée). On suppose l'existence d'un temps de changement τ tel que :

$$X_t \sim \begin{cases} P_0 & \text{si } t < \tau \\ P_1 & \text{si } t \geq \tau \end{cases} \quad (1.24)$$

où P_0 et P_1 désignent respectivement les distributions avant et après le changement. L'objectif est de construire un temps d'arrêt T , adapté à la filtration \mathcal{F}_t générée par les observations, qui minimise le délai de détection tout en contrôlant la fréquence des fausses alertes.

Cette approche s'applique directement à la surveillance des portefeuilles d'assurance vie, où X_t peut représenter :

- des taux de mortalité observés par tranche d'âge,
- des ratios sinistres/primes,
- d'autres indicateurs issus de modèles stochastiques de mortalité.

La détection rapide d'une dérive à la date τ permet alors d'ajuster les tarifs, de recalibrer les provisions techniques ou de mettre en œuvre des stratégies de couverture du risque de longévité.

Critères d'optimalité

L'évaluation des procédures de détection repose sur un compromis entre la rapidité de détection et la fréquence des fausses alarmes. Plusieurs critères d'optimalité ont été développés pour formaliser ce compromis, chacun adapté à des contextes opérationnels spécifiques.

- Le critère de [Lorden \(1972\)](#). Il s'agit de l'approche minimax de référence, qui pénalise le délai de détection $J_L(T)$ via sa valeur espérée dans le pire des cas, compte tenu de l'information disponible avant la date de changement de régime τ . On peut l'écrire :

$$J_L(T) = \sup_{\tau \geq 1} \text{ess sup } E_{\tau}[(T - \tau)^+ | \mathcal{F}_{\tau-1}] \quad (1.25)$$

- Le critère de [Shiryaev \(2019\)](#)-Roberts-Pollak. Ce critère adopte une approche

différente en moyennant le délai sur tous les instants de changement possibles. Cette formulation est moins conservatrice que celle de Lorden mais est particulièrement adaptée si l'instant de changement τ suit une distribution à priori connue (voir [Moustakides et al. \(2011\)](#)). On peut l'écrire :

$$J_{SRP}(T) = \sup_{\tau \geq 0} E_{\tau}[(T - \tau)^+] \quad (1.26)$$

Contraintes de fausses alarmes

La contrainte sur les fausses alarmes s'exprime généralement par une borne inférieure sur le temps moyen entre fausses alarmes (MTFA) :

$$E_{\infty}[T] \geq \gamma \quad (1.27)$$

où $E_{\infty}[T]$ désigne l'espérance sous l'hypothèse d'absence de changement et $\gamma > 0$ représente le niveau de tolérance aux fausses alarmes. Plus γ est élevé, plus le système est conservateur (peu de chance de détecter une fausse alarme) mais plus le délai de détection peut être important.

Le problème d'optimisation consiste alors à résoudre

$$\inf_T J(T) \text{ tel que } E_{\infty}[T] \geq \gamma \quad (1.28)$$

où $J(T)$ représente le critère de délai choisi. Cette formulation du problème conduit aux procédures CUSUM.

Formulation du test CUSUM

Le test CUSUM (Cumulative Sum) repose sur l'accumulation séquentielle des rapports de vraisemblance logarithmiques. Pour des observations i.i.d. $\{X_t\}$ la statistique CUSUM s'écrit :

$$S_t = \max_{1 \leq k \leq t} \sum_{i=k}^t \ln \frac{f_1(X_i)}{f_2(X_i)} \quad (1.29)$$

où f_0 et f_1 désignent respectivement les densités avant et après changement. Cette statistique peut se calculer récursivement par :

$$\begin{cases} S_0 = 0 \\ S_t = \max \left(0, S_{t-1} + \ln \frac{f_1(X_t)}{f_2(X_t)} \right) \text{ si } t > 0 \end{cases} \quad (1.30)$$

Le temps d'arrêt du CUSUM T_h est défini par le dépassement du seuil $h > 0$ calibré pour

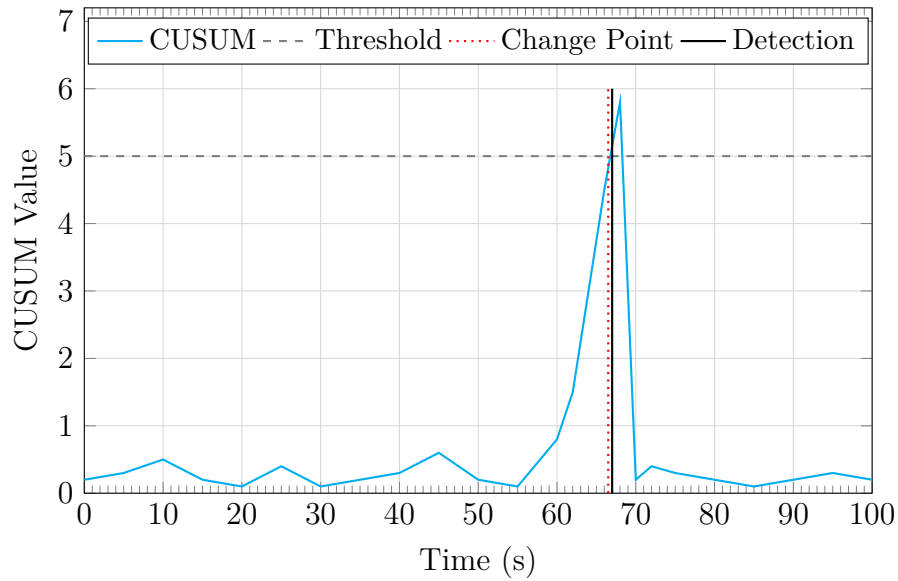


FIGURE 1.12 – Exemple de Processus CUSUM avec un dépassement à 66.3s (change point) détecté à 67s par le processus

satisfaire la contrainte sur les fausses alarmes, tel que $E_\infty[T] \geq \gamma$.

$$T_h = \inf_{t \geq 1} \{S_t \geq h\} \quad (1.31)$$

Moustakides (2004) établit l'optimalité asymptotique du test CUSUM pour le critère de Lorden dans le cas de processus i.i.d.

Théorème 1.4.1: Optimalité asymptotique

Soit $\{X_t\}$ une séquence d'observations i.i.d. avec distributions P_0 et P_1 respectivement avant et après changement. Alors, lorsque $\gamma \rightarrow \infty$, le test CUSUM T_h avec seuil $h = \log \gamma$ est asymptotiquement optimal au sens de Lorden :

$$\lim_{\gamma \rightarrow \infty} \frac{J_\gamma(T_h)}{\log \gamma} = \frac{1}{I(P_1, P_0)}$$

où $I(P_1, P_0) = E_1 \left[\log \frac{f_1(X)}{f_0(X)} \right]$ représente la **divergence de Kullback-Leibler** entre les distributions post et pré-changement, constante.

Cette optimalité asymptotique garantit que le test CUSUM minimise le délai de détection dans le pire des cas, tout en contrôlant efficacement les fausses alarmes. La constante $1/I(P_1, P_0)$ correspond donc au délai minimal théoriquement atteignable.

Remarque : Cas continu

El Karoui et al. (2017) établit rigoureusement l'optimalité de la stratégie CUSUM selon le critère de Lorden pour la détection robuste de changements d'intensité dans les processus de Poisson doublement stochastiques. Cette conjoncture avait longtemps été admise mais que récemment prouvée.

Calibrage des seuils et gestion des fausses alarmes

Le calibrage des seuils constitue un enjeu critique pour l'acceptabilité opérationnelle des systèmes CUSUM. Un seuil trop bas génère de nombreuses fausses alarmes qui désensibilisent les utilisateurs, tandis qu'un seuil trop élevé retarde la détection des vraies ruptures.

La méthode de simulation permet de calibrer empiriquement les seuils. On simule de nombreuses trajectoires sous l'hypothèse d'absence de changement puis on ajuste le seuil pour obtenir le temps moyen entre fausses alarmes souhaité.

L'adaptation dynamique des seuils permet de tenir compte de l'évolution de la qualité des données et des modèles de référence. Les seuils peuvent alors être révisés périodiquement en fonction des performances observées du système de surveillance.

Extensions Multivariées : Multivariate CUSUM

La surveillance multivariée devient essentielle lorsque plusieurs indicateurs de mortalité doivent être surveillés simultanément. Dans un portefeuille d'assurance vie, on veut détecter des changements affectant différentes tranches d'âge, différentes causes de décès, ou différentes zones géographiques. Le CUSUM multivarié permet de traiter conjointement ces différentes dimensions tout en préservant les propriétés d'optimalité (voir Xie et al. (2018)).

Considérons un vecteur d'observations de dimension $p \geq 1$, $\underline{X}_t \in \mathbb{R}^p$, avec des distributions multivariées \mathbf{P}_0 et \mathbf{P}_1 respectivement avant et après changement de régime. La statistique CUSUM multivariée généralise le cas univarié en additionnant les vecteurs des log-rapports de vraisemblance et se note :

$$S_t = \max_{1 \leq k \leq t} \sum_{i=k}^t \ln \frac{f_1(\underline{X}_i)}{f_2(\underline{X}_i)} \quad (1.32)$$

Plus précisément, dans le cas gaussien multivarié (que nous adoptons dans le chapitre 4), avant le changement $\underline{X}_t \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_0, \boldsymbol{\Sigma})$ et après changement $\underline{X}_t \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_1, \boldsymbol{\Sigma})$ (on suppose donc que la matrice de covariance reste identique avant et après changement), la statistique

CUSUM multivariée généralise le cas univarié en se notant :

$$S_t = \max_{1 \leq k \leq t} \left[(\boldsymbol{\mu}_1 - \boldsymbol{\mu}_0)^\top \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \sum_{i=k}^t \left(\mathbf{X}_i - \frac{\boldsymbol{\mu}_0 + \boldsymbol{\mu}_1}{2} \right) \right] \quad (1.33)$$

Que l'on peut écrire sous forme récursive :

$$\begin{cases} S_0 \\ S_t = \max \left(0, S_{t-1} + (\boldsymbol{\mu}_1 - \boldsymbol{\mu}_0)^\top \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{X}_t - \boldsymbol{\mu}_0) - \frac{1}{2} (\boldsymbol{\mu}_1 - \boldsymbol{\mu}_0)^\top \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{\mu}_1 - \boldsymbol{\mu}_0) \right) \end{cases} = 0 \quad (1.34)$$

Remarque : Limites computationnelles

Cette implémentation peut soulever un défis computationnel important, notamment pour l'inversion de la matrice de covariance $\boldsymbol{\Sigma}$ qui représente un coût en $O(p^3)$. Dans le chapitre 4, c'est l'une des principales raisons qui nous pousse à effectuer une surveillance par classe d'âges : groupement de cinq années pour diviser par cinq les dimensions de cette matrice.

Ainsi, nous verrons dans le chapitre 4 comment l'application de l'outil MCUSUM sur une base de rentiers ouvre la voie à une gestion proactive des risques de longévité et permet de mieux appréhender les trajectoires des courbes de mortalité à long terme.

Bibliographie

- Aarab, C., Elghazouani, F., Aalouane, R., and Rammouz, I. (2015). Facteurs de risque de l'inobservance thérapeutique chez les patients schizophrènes : étude cas-témoins'. *The Pan African Medical Journal*, 20 :273.
- ACPR (2021). Les principaux résultats de l'exercice climatique sur le secteur de l'assurance. https://acpr.banque-france.fr/system/files/import/acpr/medias/documents/20210602_as_exercice_pilote.pdf.
- ACPR (2023). Les principaux résultats de l'exercice climatique sur le secteur de l'assurance. https://acpr.banque-france.fr/system/files/import/acpr/medias/documents/20240523_rapport_final_st_climat_vf.pdf.
- ACPR (2024a). Les organismes d'assurance exerçant une activité d'assurance santé ou de prévoyance en France en 2023. https://acpr.banque-france.fr/system/files/2025-01/20241220_as166_sante_prevoyance.pdf.
- ACPR (2024b). Revue de la directive solvabilité 2 : vers un régime proportionné. https://acpr.banque-france.fr/system/files/import/acpr/medias/documents/20240325_revue_acpr_article_s2.pdf.
- Arca, M., Veronesi, C., D'Erasmus, L., Borghi, C., Colivicchi, F., De Ferrari, G. M., Desideri, G., Pontremoli, R., Temporelli, P. L., Perrone, V., et al. (2020). Association of hypertriglyceridemia with all-cause mortality and atherosclerotic cardiovascular events in a low-risk Italian population : the tg-real retrospective cohort analysis. *Journal of the American Heart Association*, 9(19) :e015801.
- Asteres (2024). l'obésité en France : un coût de 12,7 mds€ en 2024 et potentiellement 15,4 mds€ en 2030. <https://asteres.fr/site/wp-content/uploads/2024/11/ASTERES-NOV-O-NORDISK-Cout-de-lobesite-en-2024-15112024.pdf>.
- Biogroup (2023). Le changement climatique menace notre santé. <https://biogroup.fr/blog-sante/actualites/le-changement-climatique-menace-notre-sante/>.
- Bodansky, D. (2001). The history of the global climate change regime. *International relations and global climate change*, 23(23) :505.
- Booth, H., Hyndman, R. J., Tickle, L., and De Jong, P. (2006). Lee-Carter mortality forecasting : a multi-country comparison of variants and extensions. *Demographic research*, 15 :289–310.
- Courbage, C., Rey, B., and Treich, N. (2013). Prevention and precaution. *Handbook of insurance*, pages 185–204.

- Cox, D. R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society : Series B (Methodological)*, 34(2) :187–202.
- Didier Serre (2022). Climate risk analysis for life and health insurance companies. <https://www.soa.org/49d636/globalassets/assets/files/resources/research-report/2022/climate-risk-analysis-life-health-report.pdf>.
- Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) (2024). Rapport 2024 sur la situation financière des organismes complémentaires assurant une couverture santé. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2024-12/rapport_oc_2024.pdf.
- Direction générale du Trésor (2012). Obésité : quelles conséquences pour l'économie et comment les limiter ? <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/90846524-d27e-4d18-a4fe-e871c146beba/files/1f8ca101-0cdb-4ccb-95ec-0a01434e1f34>.
- Ehrlich, I. and Becker, G. S. (1972). Market insurance, self-insurance, and self-protection. *Journal of political Economy*, 80(4) :623–648.
- El Karoui, N., Hillairet, C., Loisel, S., and Salhi, Y. (2019). Le prix du risque de longévité. *Revue d'économie financière*, 133(1) :129–145.
- El Karoui, N. and Loisel, S. (2017). Le risque de longévité est-il assurable ? *Revue d'économie financière*, 126(2) :107–122.
- El Karoui, N., Loisel, S., and Salhi, Y. (2017). Minimax optimality in robust detection of a disorder time in doubly-stochastic poisson processes.
- European Insurance and Occupational Pensions Authority (2022). Application guidance on climate change materiality assessments and climate change scenarios in orsa. https://www.eiopa.europa.eu/publications/application-guidance-climate-change-materiality-assessments-and-climate-change-scenarios-orsa_en.
- France Assureurs (2023). Fédération française de l'assurance (ffa), «baromètre de la mobilité en assurance santé», édition 2023. <https://www.franceassureurs.fr/actualites/assurance-francaise-donnees-cles-2023/>.
- Fréquence Médicale (2025). Perte de poids et agonistes du glp-1 en vie réelle : taux d'abandon élevé et reprise limitée. <https://www.frequencemedicale.com/20/actualites/13177-Perte-de-poids-et-agonistes-du-GLP-1-en-vie-reelle-taux-d-abandon-eleve-et-reprise-limitee>.
- Gleason, P. P., Urick, B. Y., Marshall, L. Z., Friedlander, N., Qiu, Y., and Leslie, R. S. (2024). Real-world persistence and adherence to glucagon-like peptide-1 receptor agonists

-
- among obese commercially insured adults without diabetes. *Journal of Managed Care & Specialty Pharmacy*, 30(8) :860–867.
- Gruenberg, E. M. (1953). The prevention of mental disease. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 286(1) :158–166.
- Harmonie Mutuelle - Médical Service (2024). Comment améliorer le suivi des patients avec des dispositifs médicaux connectés? <https://www.harmonie-medical-service.fr/blog/post/dispositifs-medicaux-connectes-amelioration-suivi-patients>.
- Haute Autorité de Santé (2024). Entretien motivationnel. https://www.has-sante.fr/jcms/p_3501842/fr/entretien-motivationnel.
- IAA (2009). Annual report iaa 2009. https://actuaries.org/LIBRARY/Annual_Reports/Annual_Report_2009_EN.pdf.
- IAA (2020). Importance of climate-related risks for actuaries. https://actuaries.org/IAA/Documents/Publications/Papers/CRTF_ImportanceClimateRelatedRisksActuaries_FINAL.pdf.
- INSEE (2011). L'espérance de vie s'accroît, les inégalités sociales face à la mort demeurent. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1280972>.
- Institu National d'études démographiques (2013). Mortality in france by département. <https://www.ined.fr/en/publications/editions/Demographic-situation/mortality-france-departement/>.
- IPCC (2021). Fact sheet ar6. https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2021/06/Fact_sheet_AR6.pdf?ref=refind.
- Kotz, M., Levermann, A., and Wenz, L. (2024). The economic commitment of climate change. *Nature*, 628(8008) :551–557.
- La France Mutualiste (2023). Rapport d'investissement responsable. <https://www.la-france-mutualiste.fr/sites/default/files/paragraph/files/2024-09/la-france-mutualiste-rapport-isr-2023.pdf>.
- Lee, H., Calvin, K., Dasgupta, D., Krinner, G., Mukherji, A., Thorne, P., Trisos, C., Romero, J., Aldunce, P., Barret, K., et al. (2023). *Ipcc, 2023 : Climate change 2023 : Synthesis report, summary for policymakers. contribution of working groups i, ii and iii to the sixth assessment report of the intergovernmental panel on climate change [core writing team, h. lee and j. romero (eds.)]. ipcc, geneva, switzerland.*
- Les Entreprises du Médicament (2019). La révolution technologique et thérapeutique. <https://www.leem.org/la-revolution-technologique-et-therapeutique>.

- Li, N. and Lee, R. D. (2005). Coherent mortality forecasts for a group of populations : An extension of the lee-carter method. *Demography*, 42(3) :575–594.
- Lorden, G. (1972). Likelihood ratio tests for sequential k -decision problems. *The Annals of Mathematical Statistics*, 43(5) :1412–1427.
- Manton, K. G., Stallard, E., and Vaupel, J. W. (1981). Methods for comparing the mortality experience of heterogeneous populations. *Demography*, 18(3) :389–410.
- Meloche-Holubowski, M. (2023). La longue histoire scientifique des médicaments pour la perte de poids. <https://ici.radio-canada.ca/recit-numerique/6926/glp1-semaglutide-wegovy-ozempic-histoire-medicaments-obesite-poids>.
- Ministère des Sports (2018). Activité physique et sportive, santé et qualité des finances publiques. <https://www.sports.gouv.fr/sites/default/files/2023-01/note-d-analyse-n-1-1-activit-physique-et-sportive-sant-et-qualit-des-finances-publiques-3325.pdf>.
- Moustakides, G. V. (2004). Optimality of the cusum procedure in continuous time. *The Annals of Statistics*, 32(1) :302–315.
- Moustakides, G. V., Polunchenko, A. S., and Tartakovsky, A. G. (2011). A numerical approach to performance analysis of quickest change-point detection procedures. *Statistica Sinica*, pages 571–596.
- Moyaux, A. (2023). Construction d’une table de mortalité d’expérience avec des processus gaussiens. <https://www.institutdesactuaire.com/docs/mem/eff82a195ff0e0dea7fcfb28d491b4ad.pdf>.
- OIM ONU MIGRATION (2024). Impacts du changement climatique sur la santé rÉpercussions sur le dÉveloppement et la mobilitÉ humaine. https://www.iom.int/sites/g/files/tmzbdl2616/files/documents/2024-01/iom-health_climate-change_position-paper_10.01.2024_fr.pdf.
- PLANCHET, F. (2005). Tables de mortalité d’expérience pour des portefeuilles de rentiers. *note méthodologique de l’Institut des Actuaire*.
- Ryan, D. H., Lingvay, I., Deanfield, J., Kahn, S. E., Barros, E., Burguera, B., Colhoun, H. M., Cercato, C., Dicker, D., Horn, D. B., et al. (2024). Long-term weight loss effects of semaglutide in obesity without diabetes in the select trial. *Nature medicine*, 30(7) :2049–2057.
- Réseau Action Climat France (2022). Climat et santé 2022. <https://reseauactionclimat.org/climat-et-sante-des-enjeux-lies/>.
- Santé publique France (2019). Etude de santé sur l’environnement, la biosurveillance, l’activité physique et la nutrition (esteban), 2014-2016. volet nutrition. chapitre corpulence.

<https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/nutrition-et-activite-physique/documents/rapport-synthese/etude-de-sante-sur-l-environnement-la-biosurveillance-l-activite-physique-et-la-nutrition-esteban-2014-2016.-volet-nutrition.-chapitre-corpulence>.

Santé Publique France (2023). Bilan canicule et santé : un été 2023 marqué par 4 épisodes de canicule, avec un impact sanitaire important. <https://www.santepubliquefrance.fr/presse/2024/bilan-canicule-et-sante-un-ete-2023-marque-par-4-episodes-de-canicule-avec-un-impact-sanitaire-important>.

Santé publique France (2024). Activité physique et sédentarité dans la population en France. synthèse des données disponibles en 2024. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/nutrition-et-activite-physique/documents/enquetes-etudes/activite-physique-et-sedentarite-dans-la-population-en-france.-synthese-des-donnees-disponibles-en-2024>.

Santé Publique France (2024). Connaissance des recommandations sur l'activité physique et la sédentarité, comportements et perceptions : résultats du baromètre de santé publique France 2021. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/nutrition-et-activite-physique/documents/article/connaissance-des-recommandations-sur-l-activite-physique-et-la-sedentarite-comportements-et-perceptions-resultats-du-barometre-de-sante-publique>.

Santé publique France (2025a). Participation au programme de dépistage organisé du cancer colorectal. période 2023-2024 et évolution depuis 2010. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/documents/bulletin-national/participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-colorectal.-periode-2023-2024-et-evolution-depuis-2010>.

Santé publique France (2025b). Taux de participation au programme de dépistage organisé du cancer du sein en 2024 et évolution depuis 2005. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-sein/articles/taux-de-participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-du-sein-en-2024-et-evolution-depuis-2005>.

Shiryayev, A. N. (2019). *Stochastic disorder problems*, volume 20. Springer.

Statista (2025). Evolution de la part des français touchés par l'obésité ou le surpoids en France entre 1997 et 2024. <https://fr.statista.com/statistiques/1557180/evolution-prevalence-obesite-france/>.

Stringhini, S., Carmeli, C., Jokela, M., Avendaño, M., Muennig, P., Guida, F., Ricceri, F., d'Errico, A., Barros, H., Bochud, M., et al. (2017). Socioeconomic status and the

25 × 25 risk factors as determinants of premature mortality : a multicohort study and meta-analysis of 1 · 7 million men and women. *The Lancet*, 389(10075) :1229–1237.

SwissRe (2009). Annual report swissre 2009. <https://www.swissre.com/investors/annual-report-2009/downloads.html>.

SwissRe (2023). Sigma report 2023₀₁..

UNFCCC. Conference of the Parties (COP) (2015). Report of the conference of the parties on its twenty-first session, held in paris from 30 november to 13 december 2015. <https://unfccc.int/documents/9096>.

Versha, V. (2025). Marché de coaching de santé numérique. <https://www.kingsresearch.com/fr/digital-health-coaching-market-1642>.

World Health Organization (2024). Vector-borne diseases. <https://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/vector-borne-diseases>.

Xie, L., Moustakides, G. V., and Xie, Y. (2018). First-order optimal sequential subspace change-point detection. In *2018 IEEE Global Conference on Signal and Information Processing (GlobalSIP)*, pages 111–115. IEEE.

Synergistic Effects of GLP-1 Receptor Agonists and Physical Activity on Longevity in Insured US Populations : Mortality Hazard Ratio Projections Through 2040

2.1 Introduction

Obesity is increasingly recognized as the new epidemiological challenge facing contemporary societies, representing a complex, multifactorial, and largely preventable disease that, together with overweight, currently affects over one-third of the global population [World Health Organization \(2025\)](#). This unprecedented health crisis has reached alarming proportions, with more than one billion people worldwide now living with obesity as of 2022. The global obesity rates have experienced dramatic increases, with adult obesity more than doubling among women and nearly tripling among men since 1990, while childhood and adolescent obesity rates have quadrupled over the same period. These trends signal a fundamental shift in the global health landscape, with obesity now becoming the most common form of malnutrition in most countries.

For the [World Health Organization \(2025\)](#), the magnitude of this epidemic extends far beyond individual health concerns, imposing substantial mortality burdens that disproportionately affect populations across all age groups. As such, it is difficult to isolate obesity's direct impact on mortality, since it is widely acknowledged as an underlying risk factor for several major pathologies, including cardiovascular disease, diabetes, and cancer. Higher-than-optimal body mass index (**BMI**) caused an estimated 3.7 million deaths from noncommunicable diseases in 2021, representing a 43% increase since 2010. The [World Health Organization \(2025\)](#) also warns for the economic implications of this disease, with global costs of overweight and obesity predicted to reach \$3 trillion per year by 2030 and

more than \$18 trillion by 2060 if current trends continue.

The first section of this paper examines the result of the [Global Burden of Disease \(2019\)](#), an international and pluridisciplinary study on health diseases attributable to obesity and physical inactivity, with particular attention to current epidemiological trends and projections extending to 2040. The obesity epidemic demonstrates marked regional variations, with the Middle East and North Africa experiencing some of the most rapid increases globally, with annualized overweight increases of 0.92% per year [Farrag et al. \(2017\)](#) : countries such as Kuwait report alarming childhood obesity prevalence rates, with 34.8% of young males and 20.5% of young females affected. Similarly, the prevalence of obesity among adults has reached critical levels in many regions, with some Pacific Island nations reporting obesity rates exceeding 60%.

The [Global Burden of Disease \(2019\)](#) highlight that the lack of physical inactivity compounds these trends, affecting 31% of adults worldwide and contributing to up to 8% of deaths from non-communicable diseases. The study states that global burden of physical inactivity is projected to increase to 35% by 2030 if current patterns persist. The intersection of obesity and sedentary behavior creates a compounding effect on mortality risk, with combined lifestyle factors contributing to an estimated 1.6 million premature deaths annually from cardiovascular disease, diabetes, and cancer. These projections indicate that without substantial interventions, the global health burden will continue to escalate drastically until 2040.

Fortunately, recent medical innovation, such as GLP-1 receptor agonists are considered a breakthrough in the treatment of obesity, representing what Science magazine has termed the "Breakthrough of the Year" for 2023. [Alyassi et al. \(2024\)](#) assess the potential impact of GLP-1 therapy on reducing obesity-related mortality through comprehensive analysis of available clinical evidence and mortality projections. GLP-1 receptor agonists have demonstrated remarkable efficacy in clinical trials, consistently achieving weight loss ranging from 10% to 20% of initial body weight in individuals with obesity. Beyond weight reduction, these medications provide substantial cardiometabolic benefits, including improvements in glycemic control, lipid profiles, and blood pressure.

The mortality benefits of GLP-1 medications have been documented in other large-scale clinical trials, with the SELECT trial ([Ryan et al. \(2024\)](#)) demonstrating that these semaglutide (or liraglutide) drugs reduced all-cause mortality by 19%, cardiovascular deaths by 15%, and non-cardiovascular deaths by 23% compared to placebo over a 3-year follow-up period. These findings represent a paradigm shift in obesity treatment, as it is rare for cardio-metabolic drugs to modify non-cardiovascular outcomes. Notably, semaglutide users experienced reduced COVID-19 related deaths during the pandemic, suggesting broader protective effects beyond traditional cardiometabolic benefits, mainly

due to weight loss.

However, a primary limitation encountered is the lack of longitudinal data, as long-term patient follow-up studies on GLP-1 treatments remain scarce. And we will see in this paper the limit of the long term prediction on this mortality rate. Consequently, it is currently challenging to fully evaluate the lasting effects of GLP-1 on mortality rates within affected populations. Also, GLP-1 therapy should be combined with regular physical activity for an optimal result. The study of [Jensen et al. \(2024\)](#) conducted in Copenhagen highlight that one year after treatment termination, individuals who had received combined GLP-1 therapy and supervised exercise maintained superior body composition and weight management compared to those who received either intervention alone.

Therefore, this paper seeks to enhance the effectiveness of GLP-1 treatment by examining various scenarios in which it is paired with consistent physical activity. The synergistic potential of combining pharmaceutical and lifestyle interventions represents an underexplored area of research, despite preliminary evidence suggesting enhanced weight maintenance and metabolic benefits when GLP-1 therapies are paired with structured exercise programs ([Jensen et al. \(2024\)](#)). However, significant socioeconomic disparities exist in both physical activity participation and obesity prevalence, with higher income inequality associated with increased physical inactivity, particularly among women.

Especially in the absence of insurance coverage or public reimbursement, the high-cost of GLP1-medications presents a significant barrier to widespread and continuous access—particularly among lower-income individuals. GLP-1 medications typically cost \$1,000 to \$1,350 per month, creating substantial financial barriers for most patients. According to [Chamber Hill Strategies \(2025\)](#) case study, in the US Medicare and Medicaid patients are significantly less likely to receive GLP-1 prescriptions compared to those with private insurance, with Medicaid accounting for less than 10% of semaglutide prescription fills in 2023. As a result, most current studies on GLP-1 effects are disproportionately representative of high-income populations, who are also more likely to adopt healthier lifestyles and engage in preventive healthcare. This raises concerns about the generalization of existing findings to the broader population.

On the other hand, physical activity participation varies significantly across socioeconomic groups, with high-status individuals more likely to engage in activities that can be maintained throughout middle and older age, while low-status groups often participate in activities that emphasize physical strength but may be less sustainable long-term. Income inequality within countries correlates with higher levels of physical inactivity.

This is why our paper focuses on a very specific population, which is the insured population aged 50 to 65 years in the US, and for which we found in the third part of this study precise correlations between wealth level, obesity prevalence, insured population, GLP-1

usage, and physical activity.

Based on these data, the fourth and final section of this paper addresses the critical question of long-term sustainability of mortality benefits through projections of mortality hazard ratios under various implementation scenarios. While initial clinical trials demonstrate promising short-term mortality reductions, the long-term trajectory of these benefits faces potential biological limitations related to the *rectangularization* of mortality curves. Rectangularization represents the compression of deaths into a narrower age range at higher ages, suggesting inherent limits to achievable longevity improvements (see [Ebeling et al. \(2018\)](#)). The implications for GLP-1 and physical activity interventions are profound, as they suggest that while short-term mortality benefits may be substantial, long-term advantages could diminish due to fundamental biological constraint.

More precisely, if the effect of a treatment combining GLP1-drugs and physical activity can extend the short term life expectancy of a population, our projections indicate that approximately 4 years after the implementation of these methods, mortality curves reach their levels again as predicted by the [Global Burden of Disease \(2019\)](#) without these interventions. This is massively due to poor long term adherence to liraglutide treatment and sustained activity within the studied population (US males aged 50-65 years).

2.2 Global Burden of Disease from Obesity and Physical Inactivity : Current Trends and Projections to 2040

The global health burden attributed to high body mass index (BMI) and low physical activity represents one of the most significant public health challenges of the 21st century, with disability-adjusted life years (DALYs) serving as the primary metric for quantifying this impact. For instance having a 15 000 DALY score for a 100.000 population represents a total loss of 15 000 years of life for those people. Recent comprehensive analyses such as [Global Burden of Disease \(2019\)](#) reveal that the worldwide health burden attributable to high BMI has grown substantially, with deaths and DALYs increasing more than 2.5-fold between 1990 and 2021 [Zhou et al. \(2024\)](#). Projections extending to 2040 indicate a continued upward trajectory, particularly affecting middle-aged and older populations, with cardiovascular disease emerging as the leading cause of high BMI-related DALYs globally [Kim et al. \(2025\)](#). Simultaneously, low physical activity contributes approximately 0.83 million deaths globally, accounting for 0.6% of all age-standardized DALYs worldwide as of 2019 [Ammar et al. \(2023\)](#). These findings underscore the urgent need for targeted interventions, particularly in low- and middle-income countries where the burden is accelerating most rapidly, and highlight the critical importance of addressing these modifiable risk factors to mitigate

future global health impacts.

2.2.1 Global Burden of High Body Mass Index

The epidemiological landscape of high BMI-related disease burden has undergone dramatic transformation over the past three decades. In 2019, the global burden of disease due to high BMI reached 1,932.54 DALYs per 100,000 population (95% uncertainty interval : 1,276.61-2,639.74), representing a substantial increase from baseline levels [Kim et al. \(2025\)](#). This escalation reflects not merely population growth but fundamental shifts in lifestyle patterns, urbanization, and dietary transitions occurring globally. The magnitude of this burden becomes more apparent when examining absolute numbers, as global deaths and DALYs attributable to high BMI increased more than 2.5-fold for both females and males between 1990 and 2021 [Zhou et al. \(2024\)](#). However, age-standardized death rates have shown more nuanced patterns, remaining stable for females while increasing by 15.0% for males during this period.

The temporal evolution of high BMI-related burden reveals distinct patterns across different populations and geographic regions. Age-standardized DALY rates demonstrated more pronounced increases, rising by 21.7% for females and 31.2% for males from 1990 to 2021 [Zhou et al. \(2024\)](#). These trends suggest that while population aging contributes to the absolute burden, the underlying risk profile of populations has also deteriorated significantly. The consistency of these findings across multiple GBD iterations, including data from 2017 showing similar patterns, reinforces the reliability of these observations [Dai et al. \(2020\)](#). Furthermore, the burden appears to be accelerating, with some regions experiencing percentage increases exceeding 150% in age-standardized rates over the study period.

The global distribution of high BMI-related disease burden exhibits striking geographic and socioeconomic heterogeneity that reflects underlying structural determinants of health. Regions with middle Socio-Demographic Index (SDI) levels consistently demonstrate the highest disease burdens, along with the North Africa and Middle East WHO super-regions [Kim et al. \(2025\)](#). This pattern suggests a complex relationship between economic development and obesity-related health outcomes, where countries experiencing rapid economic transition may be particularly vulnerable to the dual burden of infectious diseases and non-communicable diseases related to lifestyle changes.

Regional variations in burden are particularly pronounced, with Oceania exhibiting the highest age-standardized rates of high BMI-related deaths and DALYs at 171.7 deaths per 100,000 people and 5,779.9 DALYs per 100,000 people in 2017 [Dai et al. \(2020\)](#). Conversely, high-income Asia Pacific demonstrated the lowest rates at 15.4 deaths per 100,000 people and 576.0 DALYs per 100,000 people [Dai et al. \(2020\)](#). These disparities reflect not only

differences in obesity prevalence but also variations in healthcare systems' capacity to manage obesity-related complications. The temporal dynamics of these regional patterns reveal concerning trends, with South Asia experiencing the largest percentage increases in high BMI-related deaths and DALYs (158.3% and 165.9% respectively from 1990 to 2017), while high-income Asia Pacific showed declines of 39.2% for deaths and 23.9% for DALYs [Dai et al. \(2020\)](#).

Low-middle SDI countries have exhibited the highest annual percentage changes in age-standardized DALY rates, whereas high SDI countries showed the lowest increases [Zhou et al. \(2024\)](#). This divergent trajectory suggests that the global burden is increasingly concentrated in regions with limited resources to address the challenge effectively. The relationship between SDI and high BMI-related DALYs indicates that both the lowest and highest SDI quintiles had relatively lower age-standardized DALY rates in 2017, while middle-income countries bore the greatest burden [Dai et al. \(2020\)](#). From 1990 to 2017, age-standardized DALY rates increased in regions with the lowest SDI but declined in regions with the highest SDI, with the notable exception of high-income North America.

2.2.2 Physical Activity and Global Disease Burden

Physical inactivity represents a distinct but interconnected component of the global disease burden related to lifestyle factors. In 2019, low physical activity contributed to approximately 0.83 million deaths globally (95% uncertainty interval : 0.43-1.47 million), with age-standardized rates of 11.1 deaths per 100,000 people and 198.4 DALYs per 100,000 people [Ammar et al. \(2023\)](#). While these figures may appear modest compared to high BMI-related burden, they represent only the direct attributable burden and do not capture the complex interactions between physical inactivity and obesity development. The Global Burden of Disease framework defines low physical activity as exposure below 3,000-4,500 metabolic equivalent minutes per week, a threshold significantly higher than conventional physical activity guidelines [Ammar et al. \(2023\)](#).

The diseases most strongly associated with low physical activity include ischemic heart disease, ischemic stroke, type 2 diabetes mellitus, colon and rectum cancer, and breast cancer. These conditions represent some of the leading causes of global mortality and morbidity, suggesting that the true impact of physical inactivity may be underestimated when considering only direct causal relationships. The methodology employed in GBD studies requires sufficient evidence for causal relationships between low physical activity and disease outcomes, which may result in conservative estimates that do not fully capture the broader health impacts of sedentary lifestyles [Ammar et al. \(2023\)](#).

The relationship between physical inactivity and obesity creates complex patterns of disease burden that challenge traditional epidemiological attribution methods. While

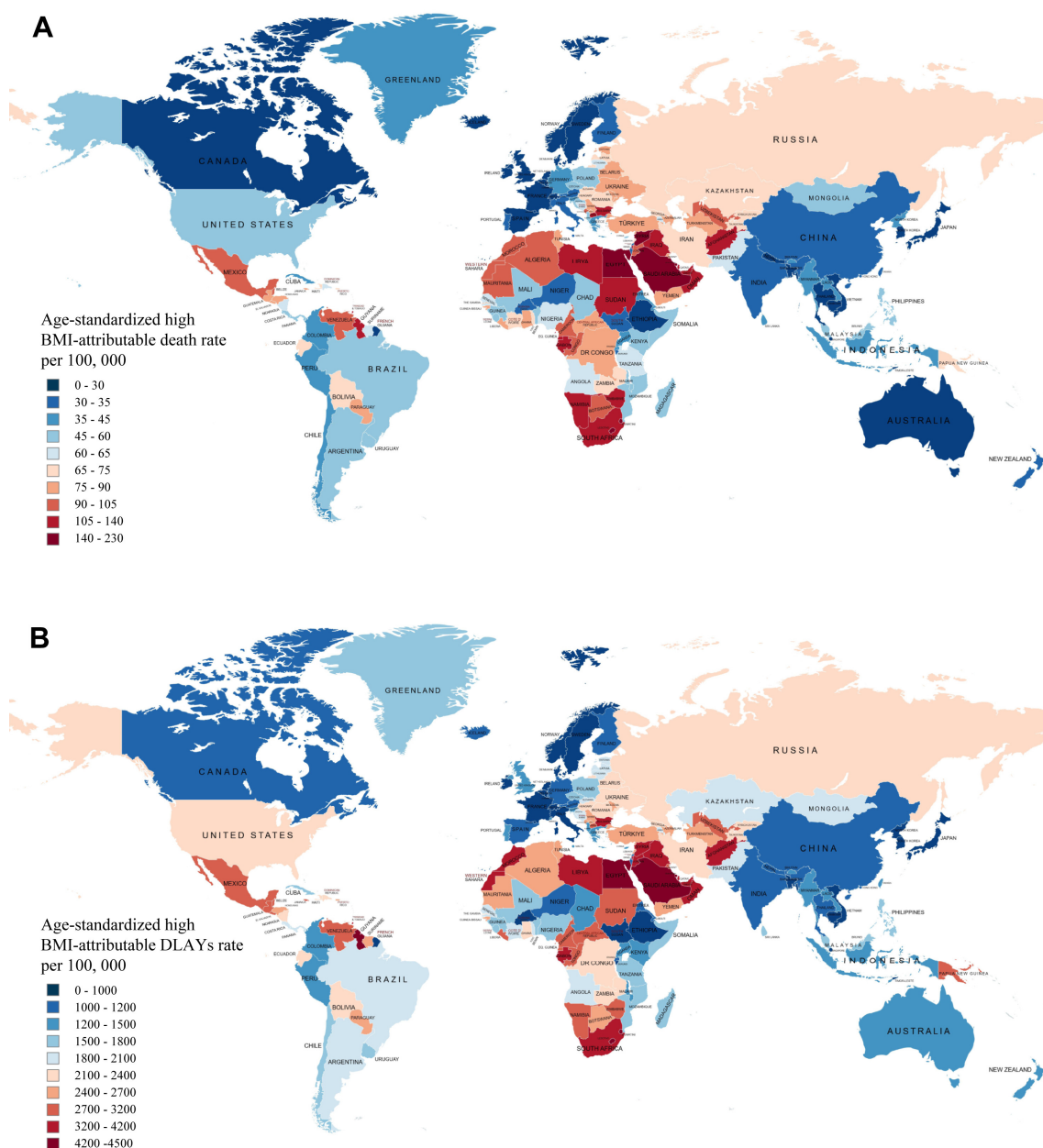


FIGURE 2.1 – A) Age-standardized DALY rates attributable to high BMI in 2021 ; (B) Age-standardized DALYs rates attributable to high BMI in 2021 from [Zhou et al. \(2024\)](#)

physical inactivity contributes to 0.6% of all age-standardized DALYs globally, this figure must be interpreted within the context of its role as a fundamental driver of obesity development [Ammar et al. \(2023\)](#). The interconnected nature of these risk factors suggests that addressing physical inactivity could have multiplier effects on reducing obesity-related disease burden. However, current GBD methodology treats these as separate risk factors, potentially underestimating the synergistic effects of interventions targeting both physical activity promotion and weight management.

The geographic patterns of physical inactivity burden may differ substantially from

obesity-related burden, reflecting variations in occupational physical demands, urbanization patterns, and recreational infrastructure. Countries experiencing rapid urbanization and economic transition may face particular challenges in maintaining population-level physical activity while simultaneously confronting increasing obesity prevalence. These dual challenges require integrated policy approaches that address both physical activity promotion and obesity prevention within broader health system strengthening initiatives.

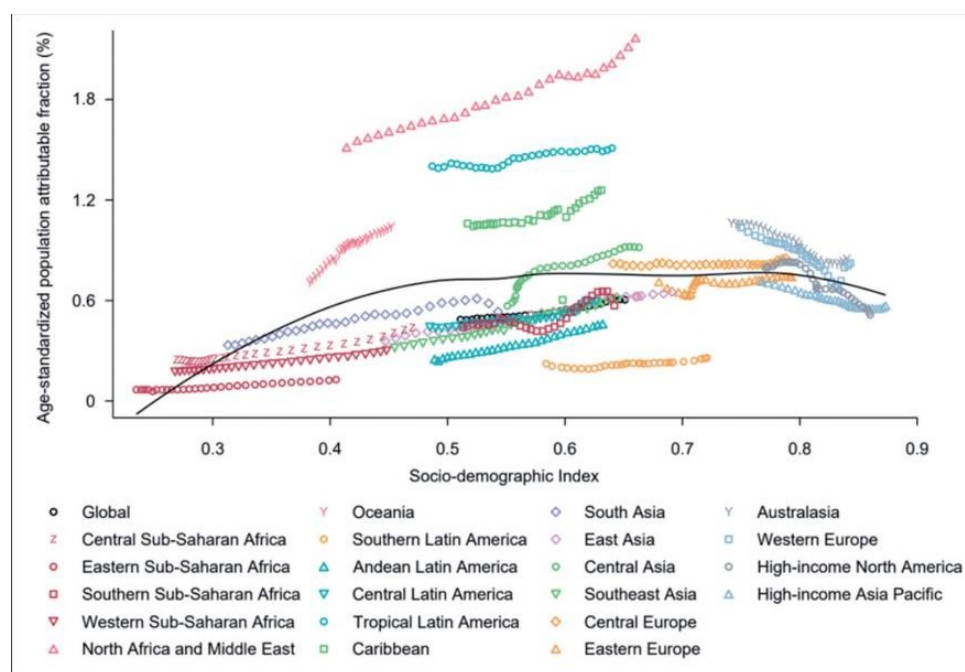


FIGURE 2.2 – Fraction of age-standardized DALYs from all causes attributable to low physical activity across 21 GBD regions by Socio-demographic Index for both sexes combined, 1990–2019. For each region, points from left to right depict estimates from each year from 1990 to 2019. Source : [Ammar et al. \(2023\)](#)

2.2.3 Disease-Specific Impacts and Leading Causes

Cardiovascular disease consistently emerges as the leading cause of high BMI-related DALYs across multiple studies and time periods. In 2019, cardiovascular disease accounted for the highest burden among diseases associated with high BMI [Kim et al. \(2025\)](#), a pattern that has remained consistent since at least 2017, when cardiovascular disease was responsible for 992.4 DALYs per 100,000 people attributable to high BMI [Dai et al. \(2020\)](#). This dominance reflects both the high prevalence of cardiovascular conditions and their substantial impact on quality and quantity of life. The six leading specific causes of high BMI-related DALYs in 2021 were diabetes mellitus, ischemic heart disease, hypertensive heart disease, chronic kidney disease, low back pain, and stroke [Dai et al. \(2020\)](#).

The proportional contribution of high BMI to specific cardiovascular conditions reveals the substantial preventable burden within this disease category. In 2017, 21.6% of all

cardiovascular disease age-standardized DALYs worldwide were attributable to high BMI, with 22.7% of ischemic heart disease DALYs and 24.5% of stroke DALYs directly linked to elevated body weight [Dai et al. \(2020\)](#). These proportions indicate that nearly one-quarter of the global burden from these leading causes of death and disability could theoretically be prevented through effective obesity prevention and management strategies. Hypertensive heart disease showed an even higher attributable fraction at 40.7%, underscoring the critical role of weight management in blood pressure control [Dai et al. \(2020\)](#).

Beyond cardiovascular disease, metabolic conditions represent the second major category of high BMI-related disease burden. Diabetes and kidney diseases combined accounted for 496.7 DALYs per 100,000 people in 2017, representing a substantial portion of the total high BMI-related burden [Dai et al. \(2020\)](#). The relationship between high BMI and diabetes is particularly strong, with 45.1% of diabetes mellitus age-standardized DALYs worldwide attributable to high BMI in 2017 [Dai et al. \(2020\)](#). This high attributable fraction suggests that diabetes prevention strategies focusing on weight management could substantially reduce the global diabetes burden.

Chronic kidney disease demonstrates similarly high attributable fractions, with 26.0% of global age-standardized DALYs linked to high BMI [Dai et al. \(2020\)](#). This relationship reflects both the direct effects of obesity on kidney function and the indirect effects mediated through diabetes and hypertension. The emergence of low back pain as a leading cause of high BMI-related DALYs, accounting for 53.8 DALYs per 100,000 people in 2017, highlights the broader musculoskeletal impacts of obesity that extend beyond traditional metabolic and cardiovascular complications. Neoplasms represented the third major disease category, contributing 133.4 DALYs per 100,000 people, with 4.6% of all neoplasm age-standardized DALYs attributable to high BMI.

2.2.4 Projection and Future Trends to 2040

The projection of high BMI-related disease burden to 2040 employs sophisticated autoregressive integrated moving average (ARIMA) modeling based on historical trends from the Global Burden of Disease Study 2019 [Kim et al. \(2025\)](#).

The forecasting methodology must account for various factors that could influence future trends, including potential policy interventions, technological advances in treatment, demographic transitions, and socioeconomic development patterns. The models incorporate uncertainty intervals that reflect the inherent unpredictability of future health trends while providing best estimates based on historical data. These projections serve as crucial tools for health system planning, enabling policymakers to anticipate future resource needs and develop proactive strategies to address the growing burden of obesity-related diseases.

The projections to 2040 reveal concerning trends that suggest the global burden of disease

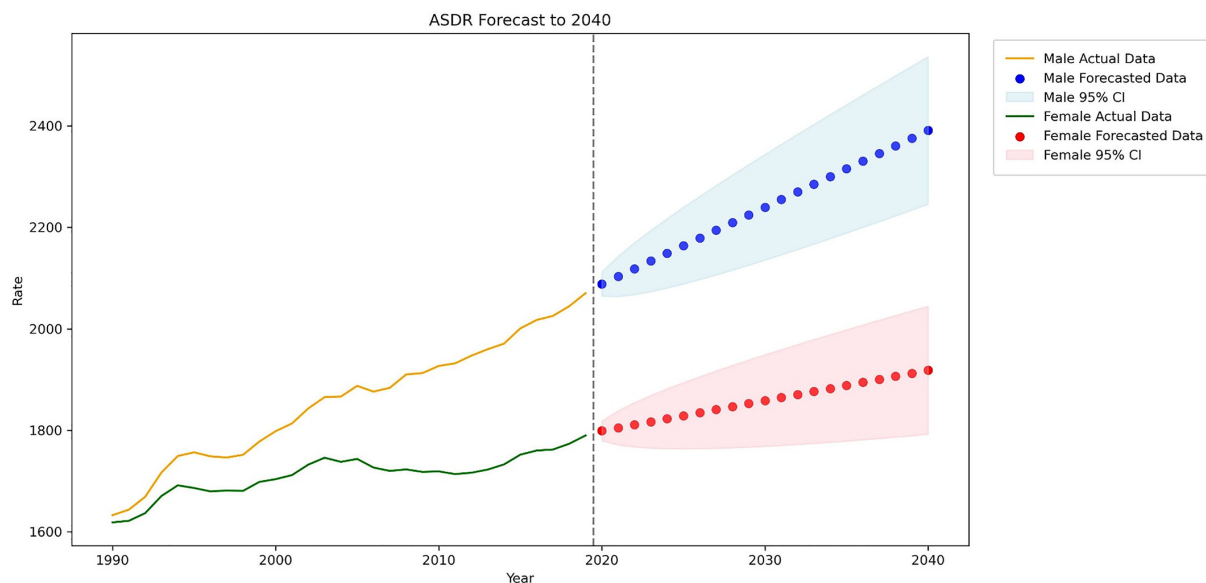


FIGURE 2.3 – Predicted trends for high BMI in males and females from 2020 to 2040. The trends for high BMI displayed historical and projected data for both sexes. The green (female) and yellow (male) lines represent past trends (1990–2019), whereas the red and blue lines show future projections (2020–2040), with shaded areas indicating 95% CI. The grey vertical line separates the past data from the projected data. BMI, body mass index; CI, confidence interval. Source : [Kim et al. \(2025\)](#)

due to high BMI will continue to increase substantially. The analysis indicates that disease burden will remain consistently higher in males, middle-aged, and older populations, with a particularly notable narrowing gap between those aged 50-69 years and those above 70 years [Kim et al. \(2025\)](#). This convergence suggests that the burden is becoming more concentrated in older age groups, reflecting both population aging trends and the cumulative effects of lifelong exposure to elevated BMI. The implications of these trends are profound for health systems worldwide, as they suggest increasing demands for chronic disease management and long-term care services.

The geographic distribution of projected burden indicates that regions with middle SDI and the North Africa and Middle East WHO super-regions will continue to exhibit the highest disease burdens through 2040 [Kim et al. \(2025\)](#). This persistence of geographic disparities suggests that current intervention strategies may be insufficient to alter the fundamental trajectories of the obesity epidemic in these regions. The projections also indicate that without significant policy interventions or technological breakthroughs in obesity prevention and treatment, the global health system will face unprecedented challenges in managing the consequences of rising BMI levels.

The projected increase in high BMI-related disease burden to 2040 has profound implications for health system capacity, resource allocation, and policy development. Health systems must prepare for substantially increased demands for cardiovascular disease management, diabetes care, and other obesity-related conditions. The concentration of burden

in older populations suggests that health systems will need to develop enhanced capacity for complex, multi-morbid conditions that require integrated care approaches. These projections also highlight the critical importance of prevention-focused strategies, as the continued expansion of treatment-focused approaches alone will likely prove insufficient and unsustainable.

The geographic concentration of burden in middle-SDI regions suggests that international cooperation and technology transfer will be essential components of global response strategies. Health systems in these regions will require substantial capacity building to manage the projected burden, including training of healthcare workers, development of care delivery models, and establishment of sustainable financing mechanisms. The projections underscore the urgency of implementing comprehensive obesity prevention strategies that address the fundamental determinants of obesity, including food systems, built environments, and social determinants of health.

2.2.5 Demographic, Gender and Age-Related Patterns

The age-related patterns of high BMI-related disease burden reveal complex relationships between obesity, aging, and disease risk that vary significantly between males and females. Age-specific rates of high BMI-related deaths and DALYs increase substantially with advancing age, with the exception of DALYs in people aged 75-84 years [Dai et al. \(2020\)](#). This pattern reflects the cumulative effects of lifelong exposure to elevated BMI, but also suggests that the relative impact of obesity may decrease in very elderly populations where other factors become more dominant. The number of high BMI-related deaths peaks in the 75-79 years age group for females, while males experience peak deaths in the 65-69 years age group [Dai et al. \(2020\)](#). This gender difference suggests that obesity-related mortality affects males at younger ages, potentially reflecting differences in disease susceptibility or health-seeking behavior.

The distribution of DALYs shows that both sexes experience peak burden in the 60-64 years age group, indicating that this represents the life stage where obesity-related diseases have their greatest impact on both mortality and quality of life [Dai et al. \(2020\)](#). This finding has important implications for intervention timing, suggesting that prevention and treatment efforts focusing on individuals in their 50s and early 60s could have maximum impact on reducing overall disease burden. The observation that females have lower high BMI-related death and DALY rates than males in age groups younger than 75 years, but higher rates in age groups ≥ 75 years, suggests complex interactions between biological sex differences, hormone-related factors, and longevity patterns [Dai et al. \(2020\)](#).

Gender differences in high BMI-related disease burden extend beyond simple rate comparisons to encompass different disease patterns and attributable fractions. For most specific

diseases, the proportional contribution of high BMI to age-standardized DALYs is larger in females than in males, with notable exceptions including colon and rectum cancer, liver cancer, non-Hodgkin lymphoma, and gout [Dai et al. \(2020\)](#). These patterns suggest that obesity prevention strategies may need to be tailored differently for males and females, taking into account not only different disease susceptibilities but also different pathways through which obesity leads to disease.

The gender differences in age-standardized DALY rate increases from 1990 to 2021 (21.7% for females versus 31.2% for males) indicate that the obesity epidemic has affected males more severely over the past three decades [Zhou et al. \(2024\)](#). This trend may reflect changing patterns of occupation, lifestyle, and social factors that have differentially impacted male and female populations. Understanding these gender-specific patterns is crucial for developing targeted interventions that address the specific risk profiles and needs of different demographic groups within the broader population.

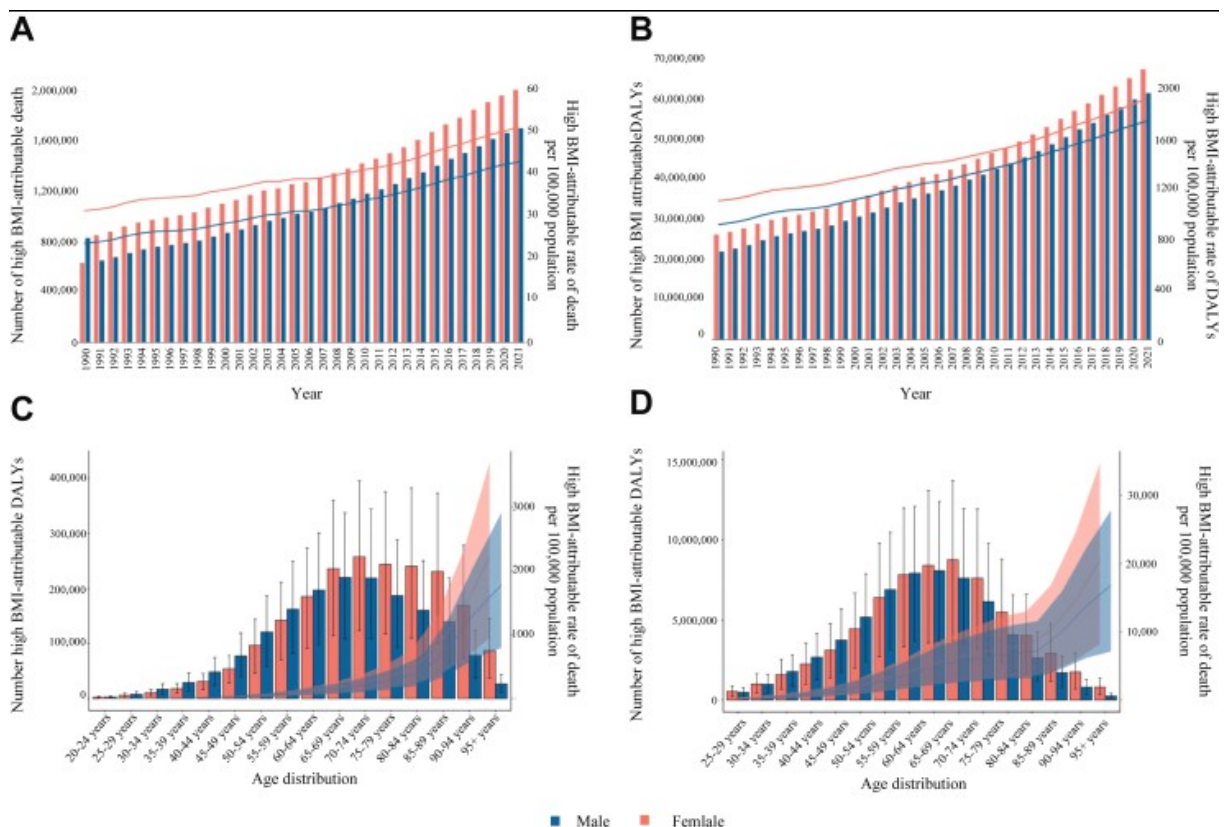


FIGURE 2.4 – (A) Temporal trend of death numbers and rates attributable to high BMI by females and males from 1990 to 2021 ; (B) Temporal trend of DALYs numbers and rates attributable to high BMI by females and males from 1990 to 2021 ; (C) Death numbers and rates attributable to high BMI by sex and age distribution ; (D) DALYs numbers and rates attributable to high BMI by sex and age distribution.. Source : [Zhou et al. \(2024\)](#)

2.2.6 Economic and Social Determinants

The relationship between socio-economic development and high BMI-related disease burden exhibits a complex non-linear pattern that challenges simple assumptions about the relationship between prosperity and health outcomes. The finding that both the lowest and highest SDI quintiles had relatively lower age-standardized DALY rates in 2017, while middle-income countries bore the greatest burden, suggests a "development paradox" in obesity-related health impacts [Dai et al. \(2020\)](#). Countries in the middle SDI range may be experiencing the worst aspects of both traditional and modern health challenges, lacking both the resources of high-income countries and the protective factors that may exist in lower-income settings.

This U-shaped relationship between SDI and obesity-related burden reflects the complex interplay between economic development, food systems transformation, urbanization, and lifestyle changes. Low-income countries may have lower obesity prevalence due to food insecurity and high levels of occupational physical activity, while high-income countries may have better healthcare systems and more effective policy interventions to manage obesity-related diseases. Middle-income countries often experience rapid transitions in food systems, urbanization, and lifestyle patterns without corresponding improvements in healthcare infrastructure or public health capacity.

The concentration of burden in middle-SDI countries has profound implications for global health policy and international development strategies. These findings suggest that economic development alone is insufficient to address the obesity epidemic and may, in fact, exacerbate the problem without appropriate policy interventions. Countries experiencing rapid economic growth require proactive strategies to prevent the obesity epidemic from following the same trajectory observed in higher-income countries. This includes policies addressing food systems, urban planning, transportation, and healthcare system development that can prevent rather than simply respond to increasing obesity prevalence.

The divergent trends observed across SDI levels, with increasing burden in low-SDI regions and declining burden in high-SDI regions (except high-income North America), suggest that effective strategies exist but may not be adequately disseminated or adapted to different contexts [Dai et al. \(2020\)](#). Global health policy must focus on identifying and scaling effective interventions that can be implemented across diverse economic and social contexts. This includes technology transfer, capacity building, and policy learning that can help middle- and low-income countries avoid the worst impacts of the obesity epidemic while pursuing economic development goals. In this study, we will focus on individual rather than collective efforts that help reduce this obesity trend, namely physical activity combined with the use of new treatments such as liraglutide.

2.3 Link Between Physical Activity, Obesity, Wealth Level and use of GLP1

2.3.1 Limit of the GLP1 treatment

Unfortunately, this treatment is far from being a miracle cure for obesity. Indeed, we have already highlighted the fact that it must be coupled with physical activity and that it is only a launching pad for it. Moreover, obtaining it is expensive and may even suffer from supply limitation problems in certain regions.

Other problems regarding its long-term use and its real effectiveness appear in more recent studies : even though GLP1 drugs cause weight loss, which means first losing muscle and then fat, they also decrease appetite and increase satiety, which leads to reduced energy intake. They also inhibit fat absorption and affect food preferences, potentially reducing the intake of high-fat foods. No clear evidence of big muscle loss or fat gain during GLP1 treatment have been found.

According to Northwestern Medicine cardiologist [Sadiya Khan \(2024\)](#), Between 50-75% of people who start taking GLP-1 drugs for weight loss stop using them within a year. The high discontinuation rate is attributed to factors like cost and the misconception that these drugs are not meant for long-term use. A survey found that interest in these drugs drops significantly when people learn that they may regain weight after stopping the medication.

Moreover, [Jensen et al. \(2024\)](#) conducted a post-treatment study in extension of a randomized, controlled trial in Copenhagen. Adults with obesity (aged 18–65 years and initial high BMI, 32–43 kg/m²) completed an eight-week low-calorie diet-induced weight loss of 13.1 kg (week -8 to 0) and were randomly allocated to one-year weight loss maintenance (week 0–52) with either supervised exercise, the GLP-1 receptor agonist once-daily subcutaneous liraglutide 3.0 mg, the combination of exercise and liraglutide, or placebo. 166 Participants completed the weight loss maintenance phase. All randomized participants were invited to participate in the post-treatment study with outcome assessments one year after treatment termination, at week 104. The primary outcome of the post-treatment assessment was change in body weight from after the initial weight loss (at randomization, week 0) to one year after treatment termination (week 104) in the intention-to-treat population. The secondary outcome was change in body-fat percentage (week 0–104).

As can be observed in [Figure 2.5](#), the long-term effects of this treatment seem to diminish, and it is only when regular physical exercise is maintained that the long-term weight (after 104 weeks of observation) is significantly lower than the values observed before the diet. This experiment mainly shows that it is very difficult to get patients to stick to these beneficial practices for their body in the long term.

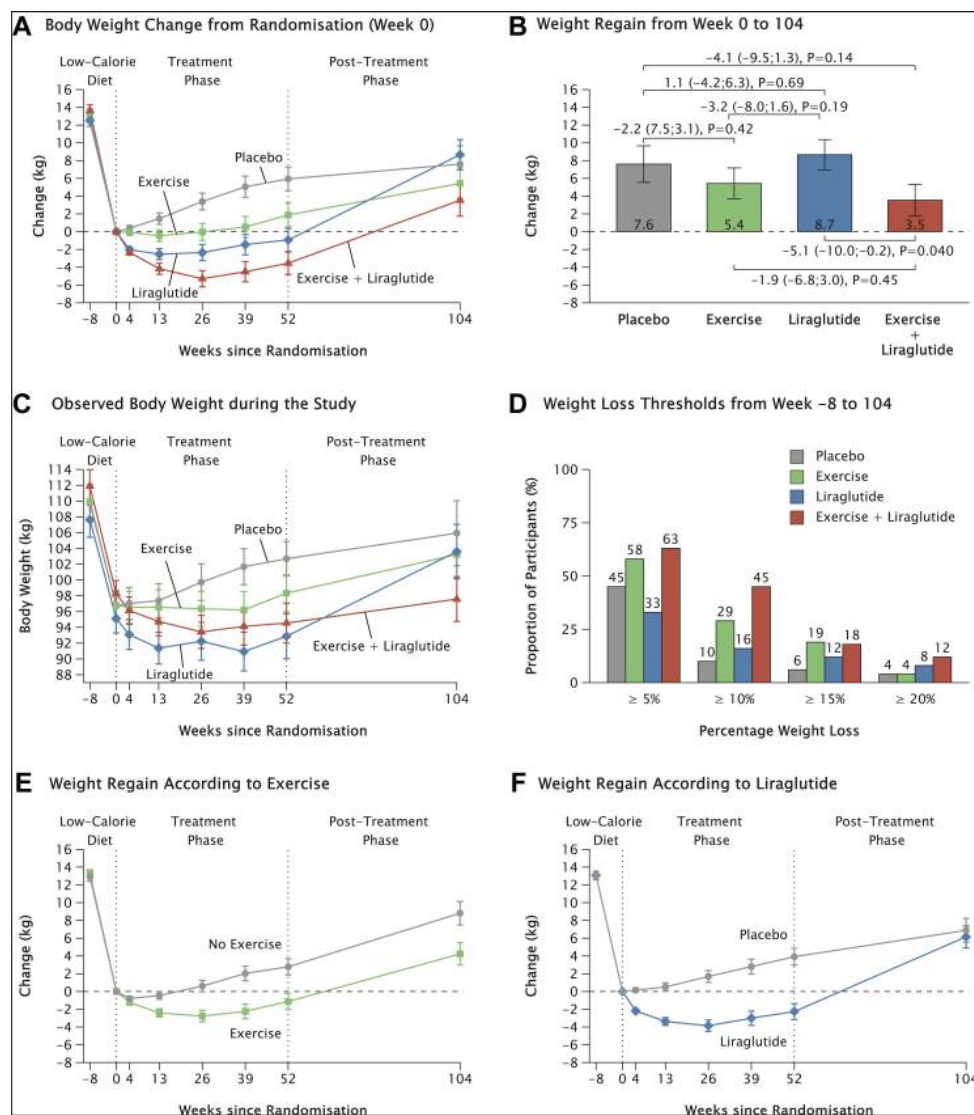


FIGURE 2.5 – Result of the 2 years survey from [Jensen et al. \(2024\)](#)

2.3.2 Physical Activity, Wealth Level and Obesity

The level of wealth is a key factor to consider in this study because, in an approach to identify the behavior of insured individuals in the US aged 50 to 65, it is important to exclude poorer people who are neither insured nor able to finance themselves for GLP-1 or for a regular physical activity program.

In low-income countries, higher personal wealth is associated with higher rates of overweight and obesity. However, as countries become wealthier, this pattern reverses : in the US, obesity rates rise among the poorest, while remaining stable or even declining among the wealthiest [Templin et al. \(2019\)](#) and [Mussa et al. \(2025\)](#). This highlights the role of socioeconomic disparities in shaping both physical activity opportunities and obesity outcomes. This geographical transition is driven by an increase in obesity prevalence among lower income groups as national wealth increases, rather than by a decrease in

obesity among the rich [Templin et al. \(2019\)](#).

Lower socioeconomic status is associated with reduced access to physical activity facilities and environments (access to park, living downtown), leading to lower physical fitness and higher obesity risk [Hobbs et al. \(2018\)](#), especially in children [Jin and Jones-Smith \(2015\)](#) : Children from lower-income families tend to have lower fitness levels and a higher risk of obesity compared to those from higher-income families, a pattern observed across multiple racial and ethnic groups. The survey from the Canadian Community Health published by [Partnership Against Cancer \(2019\)](#) reports :

TABLE 2.1 – Physical Activity Compliance (above 150 min/week moderate-to-vigorous activity) by Income Quintiles

| Income Quintile | % Above Guidelines | % Below Guidelines | % Sedentary |
|---------------------|--------------------|--------------------|-------------|
| Q1 (Lowest) | 49% | 25% | 26% |
| Q2 | 51% | 23% | 27% |
| Q3 | 56% | 23% | 21% |
| Q4 | 60% | 23% | 18% |
| Q5 (Highest) | 64% | 21% | 15% |

Furthermore, the level of physical activity can have an impact on obesity. The studies by [Hobbs et al. \(2018\)](#) and [Hansen et al. \(2013\)](#) highlight this fact, and we summarize the results in the following table.

TABLE 2.2 – Obesity Prevalence regarding wealth level and Physical Activity (PA) intensity

| | PA1 (Low intensity) | PA2 | PA3 | PA4 | PA5 (High intensity) |
|---------------------|---------------------|-------|-------|-------|----------------------|
| W1 (Poorest) | 38.2% | 35.6% | 32.4% | 27.8% | 22.6% |
| W2 | 36.5% | 32.8% | 28.9% | 24.7% | 19.3% |
| W3 | 33.4% | 29.8% | 25.1% | 21.5% | 15.7% |
| W4 | 30.7% | 27.1% | 22.9% | 18.2% | 13.4% |
| W5 (Richest) | 26.3% | 22.8% | 18.5% | 14.2% | 9.6% |

In the Table 2.2, we observe that the reduction in obesity prevalence from lowest to highest physical activity is quite similar across all wealth quintiles (about 15–18% from PA1 to PA5) and there is not a clear pattern of diminishing returns in higher wealth quintiles. The wealth quintile therefore allows starting from an obesity level that is globally lower (more balanced diet) regardless of the level of physical activity and can be considered as a better starting point. The largest reductions in obesity risk often occur between the highest physical activity levels (PA4→PA5), not always between PA3→PA4. The drop is substantial and sometimes greater between PA4 and PA5 than between PA3 and PA4. So we can conclude that the relationship between physical activity and obesity risk is not

strictly linear—the reduction in obesity risk per unit increase in physical activity is not constant and can be greater at higher levels of physical activity.

After all these observations, we are gathering our data in the table 2.3 in order to perform our forecast on US men from the 50-65 age class in the next section, where :

- The **Wealth quintile** and **Health Insurance Coverage** are from the [Census.gov \(2024\)](#) report.
- The **Ozempic Base Adoption Rates** is derived from KPMG’s medical vs. lifestyle user model [KPMG \(2024\)](#), Medical users (insured) : 18% in Q1-Q3, 12% in Q4-Q5 ; Lifestyle users (out-of-pocket) : 2% in Q1-Q3, 27% in Q4-Q5. However, we adjusted the value as follow : we reduce Q1 adoption (-4%) due to prescription disparities [Health Policy Institute of Ohio \(2024\)](#) and increase Q5 adoption (+7%) for off-label use among high-income groups.
- The **Physical Activity Rates**. We consider a baseline of 24.3% national average from [National Center for Health Statistics \(2020\)](#) and we perform a linear repartition as proposed in [Bhattacharyya et al. \(2024\)](#) for all wealth quintile.
- The **Obesity Prevalence** by wealth quintile as well as the **Obesity Class** are from [Ogden \(2017\)](#) where 3 classes of obesity are defined by Body Mass Index (BMI) ranges : Class I moderate Obesity BMI : 30.0 - 34.9 kg/m², Class II severe Obesity BMI : 35.0 - 39.9 kg/m² and Class III morbid Obesity BMI : > 39.9 kg/m². As a reference, the normal BMI of a 50-65 man is between 18.5 kg/m² and 24.9 kg/m² and one is considered as Overweight when BMI exceed 25.0 kg/m².

TABLE 2.3 – Population Characteristics by Wealth Quintile (American Population 50-65 years)

| Wealth Quintile | Income Range | % Insured | Ozempic Rate | Activity Rate | Obesity Prevalence (Class I/II/III) |
|-----------------|--------------|-----------|--------------|---------------|-------------------------------------|
| 1 (Low) | <\$38k | 78.8% | 8.2% | 15.4% | 45.2% (22/15/8%) |
| 2 | \$38-68k | 84.1% | 14.7% | 21.8% | 43.1% (20/13/6%) |
| 3 | \$68-115k | 89.7% | 22.5% | 28.3% | 38.4% (18/10/4%) |
| 4 | \$115-195k | 93.5% | 31.6% | 34.9% | 34.7% (15/8/2%) |
| 5 (High) | >\$195k | 96.2% | 39.1% | 41.2% | 29.7% (12/5/1%) |

2.4 Projection of Mortality Hazard Ratio

2.4.1 Scenarios setup

The purpose of this section is to create projections of mortality hazard ratios (MHR) for the insured American population of men aged 50-65 based on wealth level, obesity status, physical activity level, and use of GLP-1 medications. A ratio of 1.0 represents the baseline

reference population. If the MHR of the studied population is greater than 1, this indicates a higher mortality risk, and conversely, if it is less than 1, it indicates lower mortality risk.

The Mortality hazard Ratio will be calculated in any of our next 8 scenario following this formula, adjusted by Wealth Factor quintile and Obesity Factor (from Moderate to Morbid)

For any quintile q and obesity class c :

$$\text{MHR}_{s,q,c}(t) = \text{BaseHR}_s(t) \times \underbrace{(1 - 0.05(q - 1))}_{\text{Wealth Factor}} \times \underbrace{(1 - 0.10(c - 1))}_{\text{Obesity Factor}} \quad (2.1)$$

Where :

- **Wealth Factor** : 5% reduction per quintile (Q1=1.0, Q5=0.80) assuming linear progression across quintiles from [Makaroun et al. \(2017\)](#).
- **Obesity Factor** : 10% additional benefit per BMI class (Class I=0.90, III=0.70) [Flegal et al. \(2013\)](#).

The value of $\text{BaseHR}_s(t)$ depends of the observed scenario

The interplay between pharmacological interventions (GLP-1 receptor agonists like semaglutide) and lifestyle modifications (physical activity) presents critical implications for mortality risk reduction in older Americans. While clinical trials demonstrate short-term benefits—semaglutide reduces major adverse cardiovascular events (MACE) by 20% over 40 months [Lincoff et al. \(2023\)](#), and moderate physical activity lowers cardiovascular mortality by 54%—the long-term sustainability of these effects remains uncertain [Coenen et al. \(2024\)](#). This analysis focuses on a 5-10 year horizons based on the [National Center for Health Statistics \(2022\)](#) data.

Scenario 1 : Optimal Combined Intervention

Long term use of both liraglutide and attendance to physical activity : from [Lincoff et al. \(2023\)](#) (SELECT trial (n=17,604 tests) provided GLP1 mortality risk reduction parameters) we have HR=0.8 thanks to the liraglutide and from [Coenen et al. \(2024\)](#) and [Hupin et al. \(2015\)](#) we get HR=0.68 long term with physical activity. Therefore

$$\text{BaseHR}_1(t) = 0.8 \times 0.68 = 0.544$$

due to both intervention (see [Blond et al. \(2020\)](#) regarding the WHO guidelines of physical activity vs real-world adherence and mortality reduction).

Scenario 2 : Medication Only (Baseline Activity)

According to [Lincoff et al. \(2023\)](#) there is a fixed benefits of the use of GLP1 of

$$\text{BaseHR}_2(t) = 0.8$$

. The benefits erode to baseline by Year 6.

Scenario 3 : Medication Only and drop of Physical Activity

[Lincoff et al. \(2023\)](#) 0.8 initial reduction from semaglutide but then [Moiz et al. \(2024\)](#) 7%/year exponential increase due to the loss of Physical Activity benefits and an other 5%/year exponential due to weight rebound [Wilding et al. \(2022\)](#). So

$$\text{BaseHR}_3(t) = 0.8e^{0.12t}$$

.

Scenario 4 : Short-term Medication and Sustained Activity

First year : $t=1$, semaglutide effect, $\text{HR}=0.8$ for cardiovascular events [Lincoff et al. \(2023\)](#) and [Hupin et al. \(2015\)](#) WHO-compliant PA (>150 min/week) : $\text{HR} = 0.68$ (32% mortality reduction). So the combined effect is as scenario 1, 0.544. But after year 1, there is a semaglutide decay [Ryan et al. \(2024\)](#) : Exponential rebound ($\lambda=0.15$ /year) from SELECT discontinuation data. So

$$\text{BaseHR}_4(t) = \begin{cases} 0.544 & \text{if } t \leq 1 \\ 0.544 \times e^{0.15(t-1)} & \text{if } t > 1 \end{cases} \quad (2.2)$$

Scenario 5 : 1 Year Medication and Physical Activity then stop

With the same assumptions and sources as above, we get

$$\text{BaseHR}_5(t) = \begin{cases} 0.544 & \text{if } t \leq 1 \\ 0.544 \times e^{(0.15+0.12) \times (t-1)} & \text{if } t > 1 \end{cases} \quad (2.3)$$

As previously mentioned, it appears highly unlikely that the studied population will be able to maintain long-term physical activity or continue GLP-1 treatment over an extended period (see Section 2.3). Therefore, for our future projections, we will assume that patients will only use these interventions in the short term. As a result, we can exclude scenarios 1 and 2 and focus our projections on scenarios 3, 4, and 5.

2.4.2 Results

The output of the forecast of mortality are done according to algorithm 1, observable on Figure 2.6 and zoomes on Figure 2.7. In order to facilitate comparison with the Global Burden of Disease results from Zhou et al. (2024) on obesity-related mortality risks, we have reported our results as *number of deaths due to obesity per 100,000 insured individuals*.

Algorithm 1 High BMI Attributable Death Rate Forecast and Simulation

InputInput OutputOutput

Step 1 : Data Gathering

Gather historical data from Zhou et al. (2024) :

$$\text{rate_male} = [x_1, x_2, \dots, x_n]$$

where x_t = High BMI death rate per 100,000 males at year t .

Step 2 : ARIMA Forecasting

Forecast rates from 2021 to 2040 like Kim et al. (2025)

$$\text{pred_rate} = \text{auto_arima}(\text{rate_male})$$

Output : $\{\hat{y}_{2021}, \hat{y}_{2022}, \dots, \hat{y}_{2040}\}$ with 95% CI.

Step 3 : Mortality Ratio Simulation using data from Table 2.3

Initialize empty array $A \in \mathbb{R}^{100000 \times 19}$

$y \leftarrow 2021$ 2040 $i \leftarrow 0$ 99999 Draw wealth quintile $w \sim U\{1, 2, 3, 4, 5\}$

insured Draw new male sample Assign obesity class $c \in \{1, 2, 3\}$ if obese

Determine Ozempic usage : $o_i = \begin{cases} 1 & \text{with prob } p_{oz} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$

Determine sport activity : $s_i = \begin{cases} 1 & \text{with prob } p_{sport} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$

$t \leftarrow y$ 2040 $\tau = t - y$

$$f_{oz} = \begin{cases} 0.8 \exp(0.15\tau) & \text{if } o_i = 1 \\ 1 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$f_{sport} = \begin{cases} 0.68 \exp(0.12\tau) & \text{if } s_i = 1 \\ 1 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$m_{base}(w, c) = (1 - 0.05(w - 1)) \times (1 - 0.10(c - 1))$ from Equation 2.1

$$A[i, t - y] = m_{base} \times f_{oz} \times f_{sport}$$

Step 4 : Anti-diagonal Summation

Let $n_r = 100000$, $n_c = 19$ (corresponding to the 2021 to 2040 period)

$$L = n_r + n_c - 1$$

Initialize $\mathbf{s} = [s_0, s_1, \dots, s_L] = \mathbf{0}$

$j \leftarrow 0$ $n_c - 1$ Extract column vector : $\mathbf{c}_j = [A_{0,j}, A_{1,j}, \dots, A_{n_r-1,j}]^T$

Pad \mathbf{c}_j with j zeros at top and $(L - n_r - j)$ zeros at bottom :

$$\mathbf{v}_j = \left[\underbrace{0, \dots, 0}_{j \text{ zeros}}, \mathbf{c}_j^T, \underbrace{0, \dots, 0}_{(L-n_r-j) \text{ zeros}} \right]^T$$

Accumulate : $\mathbf{s} = \mathbf{s} + \mathbf{v}_j$

(Element-wise : $s_k \leftarrow s_k + v_{j,k} \forall k \in [0, L]$)

Step 5 : Achieved Rate Calculation

each year $y \in [2021, 2040]$ Let $k_y =$ index corresponding to year y

$$\text{achieved_rate}_y = \hat{y}_y \times \frac{s_{k_y}}{100000}$$

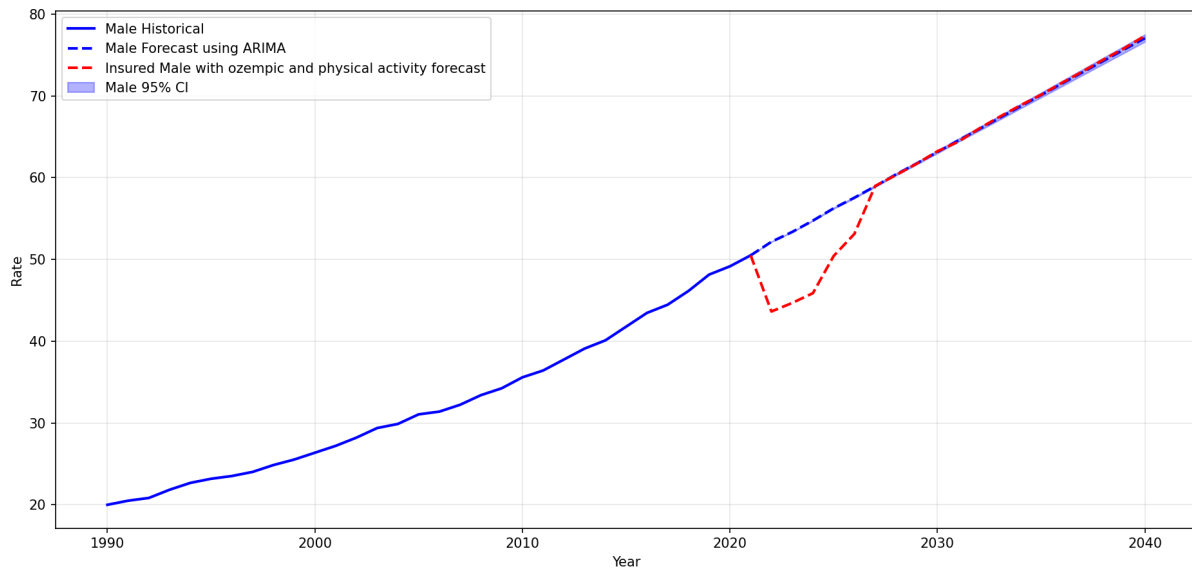


FIGURE 2.6 – Result of Algorithm 1 for the High BMI Attributable Death Rate Forecast among 50-65 annuitants in the US population. The resulted *achieved rate* for Algorithm 1 are rate of death per 100.000 population

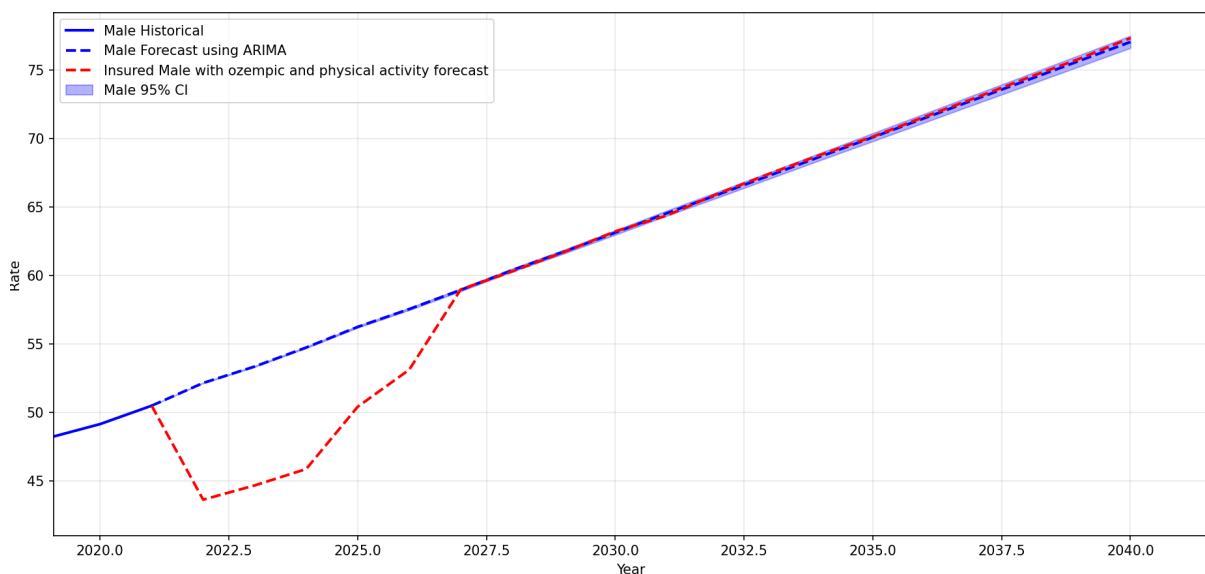


FIGURE 2.7 – Zoom on the forecast of the figure 2.6

This simulation outlines two main conclusions regarding the initial Zhou et al. (2024) Global Burden of Disease study :

- First, the use of the liraglutide alone or coupled with physical activities, even for a short term, has a strong benefits on the longevity of the US male annuitants between 50 and 65 years (dotted red curve on figure 2.7).
- However, when the patient will stop the treatment and/or reduce his physical activity in the following years, the Mortality Hazard Ratio tends to grow back up. The people who briefly delayed their death induce a phenomenon that can be

described as a *rectangularization* of the mortality curve : the deaths avoided in the early years are offset after four to five years, and even new patients who begin using liraglutide and/or doing physical activity each year are not enough to counteract this catching-up effect. Thus, the dotted red curve, which represents the deaths avoided, once again surpasses the blue curve by the end of 2026—the latter being merely the ARIMA-based extension of the [Zhou et al. \(2024\)](#) data.

2.5 Conclusion

Obesity stands out as one of the most dangerous epidemics of the coming decades. While the Middle East and North Africa experience the quickest increase of obesity, the United States are severely affected by this phenomenon as the majority of its population is overweight and trending toward obesity, with severe consequences for public health. Preventive strategies are therefore essential. New treatments such as GLP-1 receptor agonists offer a promising way to facilitate weight loss and help obese individuals resume physical activity, leading to significant short-term reductions in mortality (1–2 years). However, these interventions are rarely sustained over the long term, and a rebound effect on mortality is often observed. Due to the novelty of these treatments, long-term data (beyond five years) are lacking, so our study relied on projections for these time horizons. On top of that and unlike much of the existing literature, our research is actuarially motivated, focusing on insured US males aged 50–65—a pivotal group for life and health insurance portfolios. Ultimately, our findings indicate that short-term benefits of GLP-1 and physical activity are quickly offset (after about four years) by increased mortality due to rectangularization effect, largely due to poor long-term adherence. Future research should address these limitations by collecting longer-term data and exploring strategies to improve sustained adherence to both medication and physical activity.

Bibliographie

- Alyassi, A., Alshamsi, F. A., Al-Zubaidy, H., Alshamsi, M. K., Ayoub, J., Safeer, A., Al Sani, S. M. A., Mohamed, D. E. F., Elhassan, A. M. A. M., Elhassan10, E. F. M., et al. (2024). Journal of population therapeutics & clinical pharmacologyglp-1 receptor agonists as a breakthrough therapy for obesity and metabolic syndrome : A systematic review of efficacy and long-term outcomes. *Journal of Population Therapeutics & Clinical Pharmacology*.
- Ammar, A., Trabelsi, K., Hermassi, S., Kolahi, A.-A., Mansournia, M., Jahrami, H., Boukhris, O., Boujelbane, M., Glenn, J., Clark, C., et al. (2023). Global disease burden attributed to low physical activity in 204 countries and territories from 1990 to 2019 : Insights from the global burden of disease 2019 study. *Biology of sport*, 40(3) :835–855.
- Bhattacharyya, M., Miller, L. E., Miller, A. L., Bhattacharyya, R., and Herbert, W. G. (2024). Disparities in adherence to physical activity guidelines among us adults : A population-based study. *Medicine*, 103(36) :e39539.
- Blond, K., Brinkløv, C. F., Ried-Larsen, M., Crippa, A., and Grøntved, A. (2020). Association of high amounts of physical activity with mortality risk : a systematic review and meta-analysis. *British journal of sports medicine*, 54(20) :1195–1201.
- Census.gov (2024). Health insurance coverage in the united states : 2023. <https://www2.census.gov/library/publications/2024/demo/p60-284.pdf>.
- Chamber Hill Strategies (2025). The weighty issue of glp-1s : Cost and coverage. <https://chamberhill.com/that-said/the-weighty-issue-of-glp-1s-cost-and-coverage/>.
- Coenen, P., Huysmans, M. A., Holtermann, A., Troiano, R. P., Mork, P. J., Krokstad, S., Clays, E., Cillekens, B., De Bacquer, D., Aadahl, M., et al. (2024). Associations of occupational and leisure-time physical activity with all-cause mortality : an individual participant data meta-analysis. *British Journal of Sports Medicine*, 58(24) :1527–1538.
- Dai, H., Alsalhe, T. A., Chalghaf, N., Riccò, M., Bragazzi, N. L., and Wu, J. (2020). The global burden of disease attributable to high body mass index in 195 countries and territories, 1990–2017 : An analysis of the global burden of disease study. *PLoS medicine*, 17(7) :e1003198.
- Ebeling, M., Rau, R., and Baudisch, A. (2018). Rectangularization of the survival curve reconsidered : The maximum inner rectangle approach. *Population Studies*, 72(3) :369–379.
- Farrag, N. S., Cheskin, L. J., and Farag, M. K. (2017). A systematic review of childhood obesity in the middle east and north africa (mena) region : prevalence and risk factors meta-analysis. *Advances in pediatric research*, 4 :8.

- Flegal, K. M., Kit, B. K., Orpana, H., and Graubard, B. I. (2013). Association of all-cause mortality with overweight and obesity using standard body mass index categories : a systematic review and meta-analysis. *Jama*, 309(1) :71–82.
- Global Burden of Disease (2019). Global burden of disease. <https://gbd2019.healthdata.org/gbd-results/>.
- Hansen, B. H., Holme, I., Anderssen, S. A., and Kolle, E. (2013). Patterns of objectively measured physical activity in normal weight, overweight, and obese individuals (20–85 years) : a cross-sectional study. *PLoS One*, 8(1) :e53044.
- Health Policy Institute of Ohio (2024). Studies find economic, racial disparities in prescription of weight-loss drugs. <https://www.healthpolicyohio.org/health-policy-news/2024/08/23/studies-find-economic-racial-disparities-in-prescription-of-weight-loss-drugs>.
- Hobbs, M., Griffiths, C., Green, M., Jordan, H., Saunders, J., and McKenna, J. (2018). Associations between the combined physical activity environment, socioeconomic status, and obesity : a cross-sectional study. *Perspectives in public health*, 138(3) :169–172.
- Hupin, D., Roche, F., Gremeaux, V., Chatard, J.-C., Oriol, M., Gaspoz, J.-M., Barthélémy, J.-C., and Edouard, P. (2015). Even a low-dose of moderate-to-vigorous physical activity reduces mortality by 22% in adults aged 60 years : a systematic review and meta-analysis. *British journal of sports medicine*, 49(19) :1262–1267.
- Jensen, S. B. K., Blond, M. B., Sandsdal, R. M., Olsen, L. M., Juhl, C. R., Lundgren, J. R., Janus, C., Stallknecht, B. M., Holst, J. J., Madsbad, S., et al. (2024). Healthy weight loss maintenance with exercise, glp-1 receptor agonist, or both combined followed by one year without treatment : a post-treatment analysis of a randomised placebo-controlled trial. *EClinicalMedicine*, 69.
- Jin, Y. and Jones-Smith, J. C. (2015). Associations between family income and children’s physical fitness and obesity in california, 2010–2012. *Preventing chronic disease*, 12 :E17.
- Kim, E.-J., Park, Y., Park, S., Jakovljevic, M., and Lee, M. (2025). Global burden of disease due to high body mass index and projections to 2040 : A study based on the global burden of disease study 2019. *The International Journal of Health Planning and Management*.
- KPMG (2024). Kpmg 2024 getting to know glp-1 users, a new kind of consumer. <https://kpmg.com/kpmg-us/content/dam/kpmg/pdf/2024/glp-1-meds-impact-on-food-and-bev-ind.pdf>.
- Lincoff, A. M., Brown-Frandsen, K., Colhoun, H. M., Deanfield, J., Emerson, S. S., Esbjerg, S., Hardt-Lindberg, S., Hovingh, G. K., Kahn, S. E., Kushner, R. F., et al. (2023).

-
- Semaglutide and cardiovascular outcomes in obesity without diabetes. *New England Journal of Medicine*, 389(24) :2221–2232.
- Makaroun, L. K., Brown, R. T., Diaz-Ramirez, L. G., Ahalt, C., Boscardin, W. J., Lang-Brown, S., and Lee, S. (2017). Wealth-associated disparities in death and disability in the united states and england. *JAMA internal medicine*, 177(12) :1745–1753.
- Moiz, A., Levett, J. Y., Filion, K. B., Peri, K., Reynier, P., and Eisenberg, M. J. (2024). Long-term efficacy and safety of once-weekly semaglutide for weight loss in patients without diabetes : a systematic review and meta-analysis of randomized controlled trials. *The American Journal of Cardiology*.
- Mussa, I., Debella, A., Maruta, M. B., Getachew, T., Gamachu, M., Deressa, A., Mohammed, F., Fekredin Zakaria, H., Eyeberu, A., Regassa, L. D., et al. (2025). Overweight and obesity trends and association with household wealth index among children aged 5 to 19 years in ethiopia a multilevel analysis of 2016 edhs data. *Scientific Reports*, 15(1) :10788.
- National Center for Health Statistics (2020). Physical activity among adults aged 18 and over : United states, 2020. <https://www.cdc.gov/nchs/products/databriefs/db443.htm>.
- National Center for Health Statistics (2022). Mortality in the united states, 2022. <https://www.cdc.gov/nchs/products/databriefs/db492.htm>.
- Ogden, C. L. (2017). Prevalence of obesity among adults, by household income and education—united states, 2011–2014. *MMWR. Morbidity and mortality weekly report*, 66.
- Partnership Against Cancer (2019). Partnership against cancer. <https://www.partnershipagaincancer.ca/text-descriptions-and-footnotes-for-physical-activity-policies-report/>.
- Ryan, D. H., Lingvay, I., Deanfield, J., Kahn, S. E., Barros, E., Burguera, B., Colhoun, H. M., Cercato, C., Dicker, D., Horn, D. B., et al. (2024). Long-term weight loss effects of semaglutide in obesity without diabetes in the select trial. *Nature medicine*, 30(7) :2049–2057.
- Sadiya Khan (2024). Northwesternnews. <https://news.northwestern.edu/stories/2024/11/why-do-50-75-of-people-stop-taking-glp-1-drugs-within-a-year/>.
- Templin, T., Cravo Oliveira Hashiguchi, T., Thomson, B., Dieleman, J., and Bendavid, E. (2019). The overweight and obesity transition from the wealthy to the poor in low-and middle-income countries : A survey of household data from 103 countries. *PLoS medicine*, 16(11) :e1002968.
- Wilding, J. P., Batterham, R. L., Davies, M., Van Gaal, L. F., Kandler, K., Konakli, K.,

Lingvay, I., McGowan, B. M., Oral, T. K., Rosenstock, J., et al. (2022). Weight regain and cardiometabolic effects after withdrawal of semaglutide : the step 1 trial extension. *Diabetes, Obesity and Metabolism*, 24(8) :1553–1564.

World Health Organization (2025). Key fact on obesity and overweight. <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/obesity-and-overweight>.

Zhou, X.-D., Chen, Q.-F., Yang, W., Zuluaga, M., Targher, G., Byrne, C. D., Valenti, L., Luo, F., Katsouras, C. S., Thaher, O., et al. (2024). Burden of disease attributable to high body mass index : an analysis of data from the global burden of disease study 2021. *EClinicalMedicine*, 76.

Recommendations and challenges regarding the construction of climate change impact scenarios in health and life insurance

3.1 Introduction

The insurance prudential regulation is often blamed for being too short-view oriented and to influence risk management towards myopy. The Solvency Capital Requirement is calculated with a 1-year time horizon in Solvency II. More generally, most insurers and reinsurers in the world have been using time horizons ranging from 3 to 5 years for the Own Risk and Solvency Assessment (ORSA). Recently, several regulators, including ACPR in France (see [ACPR \(2024\)](#)), encouraged insurance companies to study climate change impacts thanks to the design of scenarios with time horizon 2050 or 2100. This paper provides recommendations on desirable properties of those scenarios for life and health insurance, as well as supplementary material that should be given to decision makers to avoid misuse of those scenarios.

Climate change impacts in insurance, both in general and for health and mortality in particular, has received a lot of attention from actuarial associations (see for example [Ranasinghe \(2022\)](#)), insurance federations, regulators and their advisors (see for example [Drif et al. \(2020\)](#) and [Drif et al. \(2020\)](#)) as well as researchers from different fields, including actuarial science. For the sake of brevity, we refer to [Raynal and Loisel \(2025\)](#) and [Zhou et al. \(2024\)](#) as well as to references therein.

The first difficulty to mention as a scientific disclaimer in the supplementary material corresponds to the (Knighthian) uncertainty that makes the design of the scenarios very complex. Even if one ignored climate change, there is already a strong uncertainty on

future longevity improvements up to the end of the century (due for example to potential effects of antibiotics resistance (see for example [Hodbert et al. \(2025\)](#)), pandemics, social and interstate conflicts, obesity (see for example [Grandl et al. \(2024\)](#)), medical science improvements, impact of forever pollutants, and so on...).

There is of course some uncertainty on climate evolutions, that can be reflected by diverse RCP's and SSP's designed by IPCC experts (see for example [Raynal and Loisel \(2025\)](#)), and enhanced by taking into account additional tipping points not present in those average representative scenarios. For example, if working at the 2100 horizon, it is important to mention in the scientific disclaimer that one does not consider scenarios where ocean circulation currents are modified and where more severe cold waves affect mortality in Europe in winter (see for example [Barcikowska et al. \(2018\)](#)).

There is also uncertainty on potential correlations and combined affects, on threshold effects and saturation effects, as well as adaptation capacities and observance of adaptation and mitigation measures (see for example [Casey et al. \(2020\)](#)). It is however important to represent these key phenomena in some way in the scenarios, in order to inform the decision makers of their existence, because it makes risk response much more difficult to achieve, and scenarios much less smooth. It is also important to mention the main types of above phenomena that are not considered in the scenario (risk of lack of safe water and the associated correlations with other risks for example).

For an insurer or reinsurer board, there is already a lot of uncertainty on the perimeter and the environment of the company at the 3-year or 5-year time horizon when discussing the last years of ORSA scenarios, so it is very hard to reflect on time horizons where this uncertainty is much worse, for time horizons 2050 or 2100.

All of this makes the exercise very difficult, and these sources of uncertainty make it very tempting to "do the minimum" and continue to steer the company with a myopic view and a few sustainability initiatives. This is why one should come back to the fundamental question : what are the main objectives of these scenarios ? From our point of view, it is not about trying to predict the future, because those sources of uncertainty makes it impossible. The scenarios and their supplementary material should inform decision makers of the main challenges to design the appropriate risk response, without submerging them with too many scenarios. We now present six main recommendations that apply to the insurance industry for most developed countries and illustrate how they can be implemented for a representative life and health insurance portfolio concentrated in Metropolitan France.

Each recommendation is developed in a separate Section.

3.2 Scope, data, imagination and actuarial judgment

The first challenge concerns the determination of the scope of the set of scenarios. In our context, the goal is to build scenarios about climate change impacts on the French life and health portfolio. In order to be able to present a few variations of the proposed scenarios, one must carefully select the risks to illustrate in each scenario. In its pilot exercise, the French regulator had considered pollution and vectorial diseases. Another candidate is the risk of more frequent and severe heat waves, documented by several actuarial studies, in particular because the 2003 heat wave caused more than 14000 extra deaths in France. Some other top emerging risks like safe water scarcity for which there is awareness but less maturity in terms of risk analysis should be mentioned in the supplementary material but not in the scenarios, so that they can be monitored by an ad-hoc emerging risk committee.

Concerning the scope of the scenarios, our first recommendation is to be very selective and to prioritize risks for which the direct impact of climate change is the most obvious and for which maturity is already there. In our context, this leads to produce two scenarios : one on the impact of heat waves on health and mortality, and one on dengue epidemics. Let us explain why we have chosen to prioritize dengue and heat waves over pollution, as well as dengue over zika, malaria or chikungunya.

The fact that climate change will increase the frequency and severity of heat waves in France is well documented and the phenomenon has already started to be observed. The number of heatwave days recorded annually by [Météo-France \(2024\)](#) in France has not only increased over time but has also shown a trend toward regularity in recent summers. As illustrated in Figure 3.1, in the last 25 years, there have been at least five heatwave days each year (with only 2014 and 2021 experiencing none), while between 1947 and 1997—a 50-year period—only seven years experienced more than five heatwave days. Another way to illustrate this increase is that since 2010, there have been 22 heatwaves, exceeding the total recorded between 1947 and 2000.

Similarly, the "tiger mosquito" *aedes albopictus* is already present in Metropolitan France and has already caused several (small and localized) dengue autochthonous epidemics in France during the previous years, as shown in Figure 3.2.

To get the attention of decision makers, it is easier to start with phenomena that have already appeared, even if their importance might be magnified by climate change impacts in the future.

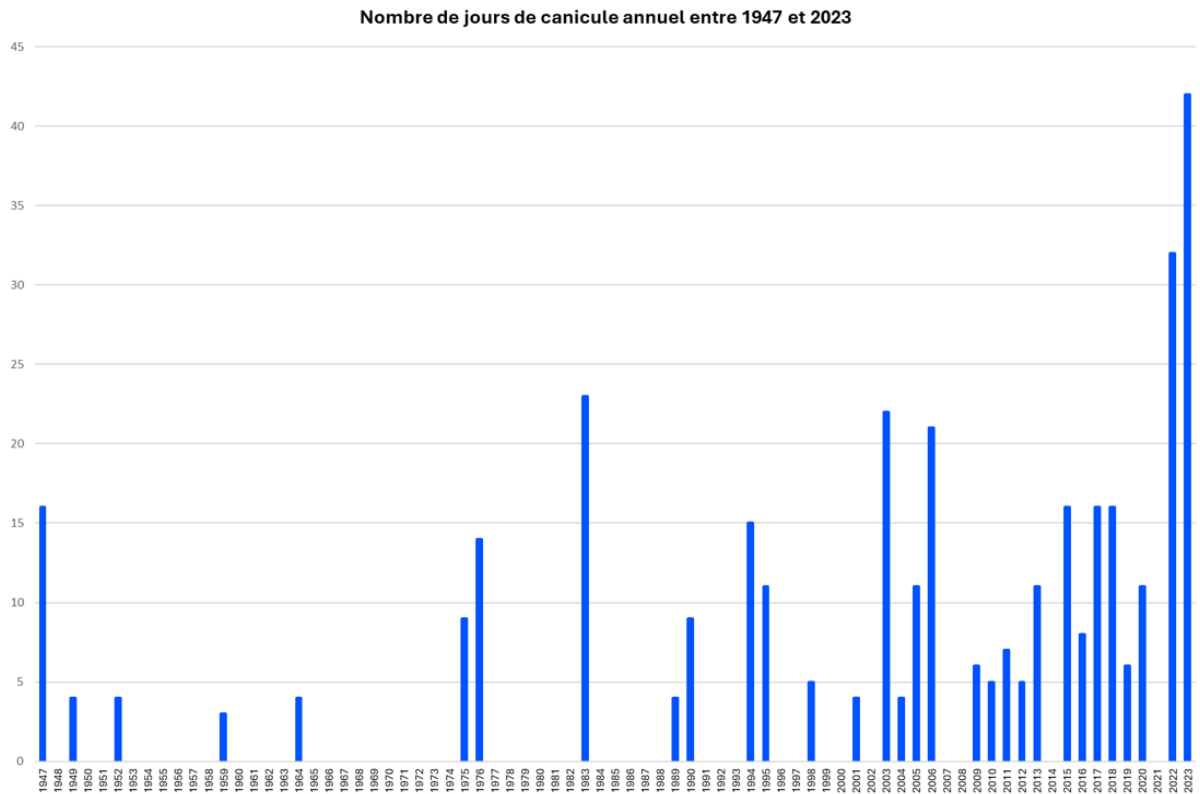


FIGURE 3.1 – Number of heatwaves days recorded in France between 1947 and 2023 according to [Météo-France \(2024\)](#)

Besides, the climate change impacts are quite direct and easy to understand by non specialists : warmer years lead to more heat waves and to longer and wider episodes of presence of tiger mosquitos, which increases both considered risks. The situation is more complex for pollution. While climate change may lead to higher sensitivity of a given pollution level (due to higher temperature for example), climate change mitigation actions are likely to decrease pollution levels for top pollutants (including PM2.5, PM10, NO2), and there is already data showing evidence of such recent improvements. The situation is more complex for ozone, for which there is more uncertainty. However, any decision maker who connects on copernicus website (providing data on climate scenarios including projections of tiger mosquito suitability index and of pollution concentration levels for different RCP's) would notice that tiger mosquito suitability index maps become more and more red (meaning that risk level deteriorates), while most pollution concentration become more and more blue (meaning that the risk level improves). If one has to choose only two top risks (which is our case) to avoid losing the attention of decision makers, then it makes sense to retain the two top risks for which the impact is the most direct, the least questionable, and has started to mildly appear.

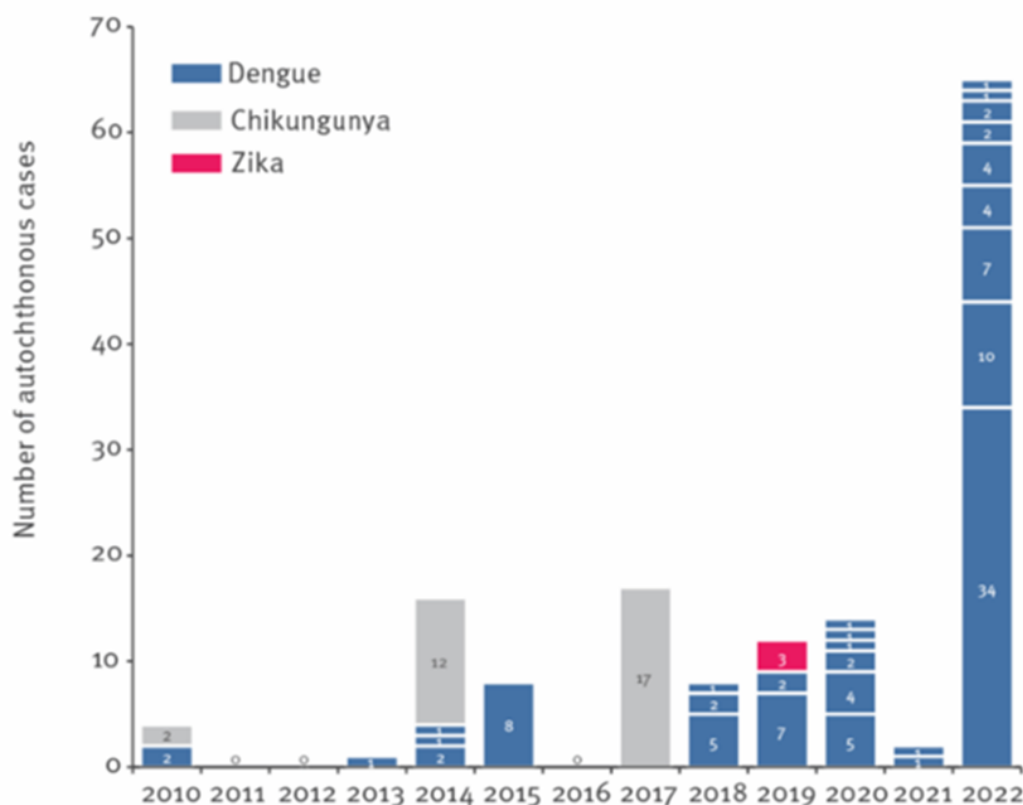


FIGURE 3.2 – Previous autochthonous outbreaks of dengue (blue), zika (red) and chikungunya (grey) in France (source [Eurosurveillance \(2023\)](#))

Excluding pollution from the scenarios and sending it to supplementary material also questions the relevance of pilot exercises proposed by regulators and their adoption by insurers and reinsurers : pollution is in fact a top risk to consider for mortality and health in the future in Metropolitan France, as the past exposure to pollutants takes time to result in health deterioration, a bit like smoking or exposure to asbestos. One can therefore fear an important increase of diseases and deaths attributable to pollution in France in the future, perhaps more than deaths attributable to climate change impacts. However, the scope of the study concerns the design of scenarios about the impact of climate change on health and mortality. Another part of our first recommendation is to draw the attention of decision makers on the bias introduced by the focus on climate change impacts. An Enterprise Risk Management approach at the 2050 time horizon would probably have prioritized pollution in the top 2 risks to study.

Concerning the prioritization within vectorial diseases, malaria existed in the past in Europe and was eradicated thanks to changes in habits. There seems to be a consensus on the fact that it is unlikely to come back to Europe for the moment. Zika, chikungunya and other viruses like West-Nile virus may strike Europe in the future. However, dengue seems to be the best option for the scenario design, as the previous autochthonous outbreaks in France

were dominated by dengue, and as dengue is identified as an increasing threat at global level.

The second part of our first recommendation concerns data, imagination and actuarial judgment. It is of course tempting to ground scenarios on relevant, reliable and available data. Very often, the available data do not enable us to correctly look into the future. It is therefore important to use actuarial judgment for the construction of the scenario, with systematic justification of why this dataset has been selected and why some "imagination" was necessary, and which practices or methods back actuarial judgment involved in the scenario design.

To make it less abstract, let us illustrate these concepts with the following question : which data should one use to create a scenario of autochthonous dengue epidemics in Metropolitan France ? One could choose data from Singapore, as it is a developed country with long experience of dengue, which is endemic there. This would be a bad choice for several reasons. First of all, dengue epidemics in Metropolitan France restart at zero each winter, even in the most pessimistic climate change scenario during this century, while the epidemic does not stop in tropical Singapore. Besides, there are four serotypes of dengue, and one is dominant in South-East Asia. If one gets one of the four types of dengue, the individual is likely to develop immunity to the serotype : in case of reinfection with the same serotype, the probability to have a severe form of dengue is much smaller. On the opposite, if the same individual is exposed to another serotype, then the probability to develop a severe form becomes much higher. Using reliable and available data from Singapore would be inappropriate for Metropolitan France, where most subjects have no immunity and where we may expect outbreaks of different serotypes of dengue over time, because it all depends on the serotype of dengue of the "zero patient" for each outbreak. At the beginning, the probability of a French person to be infected sequentially by two different serotypes is very small, but this probability is going to increase over time after several autochthonous epidemics and it is important to take it into account for longer time horizons.

Data for dengue imported cases and autochthonous epidemics is of course a starting point for the first years of the scenario. It would be however very hard to extrapolate from these very small epidemics (fewer than 50 cases in each autochthonous outbreak) for longer time horizons. Besides, there are many asymptomatic cases and like for covid, this makes it very hard, if not impossible, to calibrate a variant of Susceptible-Infected-Removed model. In fact, one has to rely on actuarial judgment based on data and imagination. The most relevant data from our point of view correspond to Key West dengue epidemic data, as all subjects have been blood-tested in the community, which provides a unique information of a real-world total number of cases for a closed community exposed for the first time to a

dengue outbreak in a developed region. We use therefore the rates of contamination of Key West as a final reference point for our dengue scenario.

The insurance company wants the scenario to have a spatial component. Another important question is : where to simulate the first autochthonous outbreaks? There are several options : the tiger mosquito suitability index is already quite high for the Paris region (where the highest number of travelers with imported dengue are supposed to enter the metropolitan territory); the first autochthonous outbreaks started in the South of France. We decide to dispatch imported cases proportionally to each region forecasted population and to allow for autochthonous outbreaks in "red" zones where the tiger mosquito suitability index is high enough. To simplify this zone can be described as almost the Southern half of France in 2025, and after ten years the whole country becomes red due to climate change.

The supplementary material should contain details about the external data quality, as well as potential improvements over time : many data providers and analysts have been working for several years on the problem of downscaling, in order to have a more precise and granular view of the relevant indices. Some datasets also evolve over time : for example, regarding the heat wave scenario construction, it could be interesting to consider the extra impact on so-called Urban Heat Islands (UHI's) where temperature may be 6 or 7 seven degrees higher than in other parts of the same municipality. Up to Fall 2024, a vulnerability index for Paris region was available at the building block level, but this index mixed UHI effects with other types of vulnerabilities like the percentage of elderly people in the block (which is irrelevant for an insurer whose policyholders are mainly aged between 25 and 65). However, after the scenarios were built, a new set of indices has been made available by the same provider, with pure UHI effect focus, making this new data easier to use for insurers in the future. A prospective view of the data that could be available in the future should be mentioned in the supplementary material not only because it paves the way for scenario improvement, but also because the mere fact that this data becomes available increases the probability that politicians take mitigation or adaptation actions in the future (this will be further discussed in Section 3).

As a summary, the first recommendation is to limit the scope of the scenarios to a few top risks in order to maximize attention from decision makers (while documenting discarded risks and reasons for prioritization in a supplementary material), and to combine data and imagination (optimally combined thanks to actuarial judgment) to simulate what will happen at different time horizons. Regarding data, sources of currently available and relevant datasets should be documented, as well as potential new relevant datasets that could be released in the future.

3.3 Constructing less smooth scenarios

IPCC RCP scenarios, central banks scenarios for GDP forecasts in case of delayed or smooth green transition and other economic quantities, as well as ACPR pilot exercise impact of climate change on health and mortality scenarios (due to pollution and vectorial diseases aspects) have one common point : they feature steady, smooth increase or decrease of the studied indicators (sometimes with a little concavity or convexity), as the average impact is represented year by year in what is presented as a stress-test or a scenario. However, the probability that the evolution of the studied quantities is smooth in the uncertain future is extremely small : we can expect shocks, reactions, and volatility. Besides, some risks are by nature, even in absence of climate change impacts, catastrophic risks for which no severe event occurs in some years and for which a very large event or a cluster of extreme events may occur during a year or a series of years. It is of course the case for epidemics. For heat waves, the situation is a bit different, and will be discussed in Section 4.

In our context, dengue epidemics evolution over time is unlikely to be smooth. Any realistic scenario should incorporate a sequence of controlled autochthonous epidemics with varied severities (not in a perfectly increasing manner), followed by a loss of control, leading to a much larger epidemic outbreak, as one can block only small epidemics (sending special squads to eliminate residual water, spray insecticide and implementing lockdown in a very localized area is only possible if the epidemics does not spread too much). Once *aedes albopictus* settlement is widespread and lasts longer, the probability to have an out-of-control epidemic outbreak strongly increases, which must be reflected in the scenario. A succession of years with severe epidemics and of years without major episode is a more likely scenario than an increase in number of autochthonous cases by $x\%$ each year or $x(t)\%$ each year for an increasing function $t \rightarrow x(t)$.

To back this choice to represent a non smooth phenomenon, one may refer both to existing data about epidemics or natural disasters, show typical sample paths of several classical models, or rely on extreme value theory. Note also that the number of dengue imported cases in Metropolitan France during the previous years already exhibits this feature, as observed in Figure 3.3.

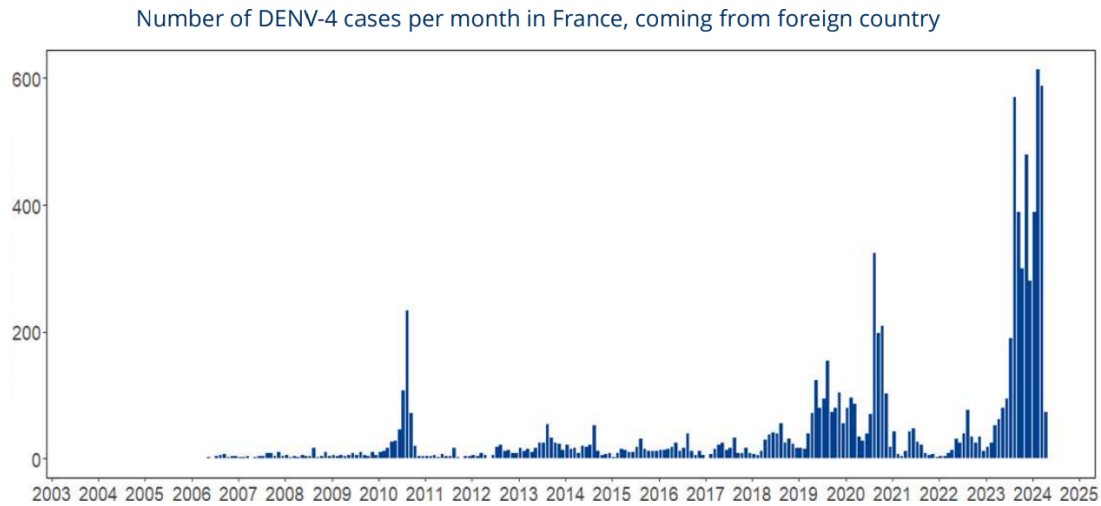


FIGURE 3.3 – Imported Dengue of serotype 4 (DENV-4) Cases in France according to Santé publique France (2024)

A typical scenario for dengue epidemics is provided in Figure 3.7.

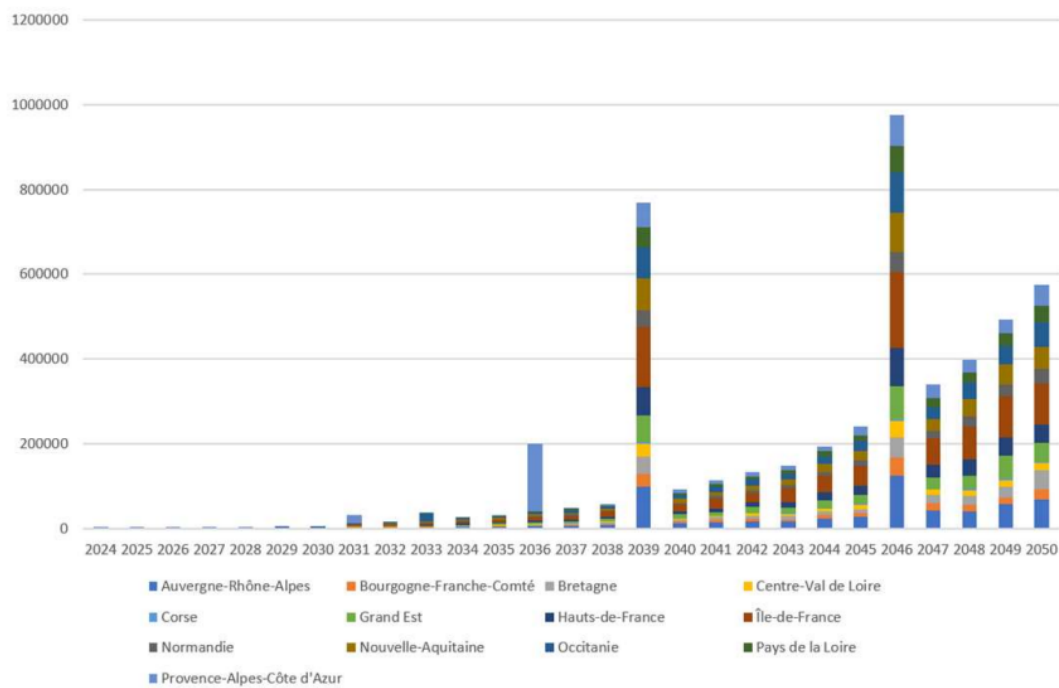


FIGURE 3.4 – Scenario for total DENV infected people per region in France

The total number of dengue cases (imported plus autochthonous) presents some year to year variability during the first years, as well as some peaks due to uncontrolled outbreaks in 2031 and 2033 in the city of Nice and Montpellier, in 2036 in the PACA region (South-East of France) and finally in 2039 and 2046 on the whole France population. The infections in 2049 involve a different serotype of DENV and can lead to a more severe reaction due to a mechanism known as Antibody-Dependent Enhancement (see [Teo et al. \(2023\)](#)).

The non-smooth nature is crucial to illustrate, among other things, the difficulty for insurers, public authorities, regulators, and society to detect and quantify the worsening of the situation, and to provide the most appropriate response. The risk of unpreparedness and over-reaction, followed by risk of under-reaction for further episodes, as seen with avian flu and then covid-19 [Grant \(2020\)](#), should be incorporated in the scenario to raise awareness of top management. It is also necessary to include (uncertain and not necessarily optimal) management actions with major impacts due to the long term horizon (see also Section 4). Eventually, it is important to incorporate alternative versions of the considered scenario, to make it very clear that variations of uncertain key parameters can multiply the number of cases by a factor very different from 1.

3.4 Consider combined events

In the Enterprise Risk Management (ERM) approach [Hopkin and Safari \(2012\)](#), one needs to take into account correlation between risks, and consider the potential occurrence of combined events. Combined scenarios have been widely studied by insurance companies in the past, such as pandemics that lead to both increased mortality and stock market crashes [Kirti and Shin \(2020\)](#). However, the risks associated with combined events are not limited to these scenarios.

In our context, regarding heat wave risk, it is relevant to complement traditional actuarial, data driven approaches of quantification of additional mortality associated to temperature (see e.g. [Boumezoued et al. \(2022\)](#), [Titon et al. \(2024\)](#) and [Raynal and Loisel \(2025\)](#)) with combined scenarios including for example power outages. Since the 2003 heat wave, prevention efforts have been made, and it is reasonable to think that, even if the situation may worsen due to climate change, French authorities should stay or become able to manage situations with more frequent and intense heat waves *in absence of other difficulty*. However, if a massive power outage lasted several days during a heat wave, the consequences on health and mortality could be increased tenfold.

In present times, it could be regarded as bad luck to experience a long lasting power

outage exactly at the same time as a heat wave (even if excessive temperatures might in fact cause power outage in some cases, which may strongly reduce the independence between the two events). Massive power outages during heat waves have in fact already been experienced in several countries, including India and in North America, with evidence of important consequences on health and mortality if it lasts "long enough", as documented by [Casey et al. \(2020\)](#), and increased consequences on fragile or less affluent sub-populations.

In the future, there is a consensus in Europe (see e.g. [Dubois and Masquelier \(2024\)](#)) that climate change will most likely make heat waves more frequent, longer and more intense in Metropolitan France. In some regions, due to climate change, heat waves will evolve from events to almost permanent circumstances in the hottest months of the year. Therefore any event (power outage, pandemics, or other types of disorganisation of the healthcare system) will be very likely to coincide with a heat wave in 2050 if it occurs in the (potentially extended) summer, and therefore become a combined event from the current viewpoint.

It is therefore relevant to reuse data from the worst heatwaves (including the 2003 one) as well as data from consequences of heat waves and power outages in other countries, to refine the approaches of [Boumezoued et al. \(2022\)](#) and [Raynal and Loisel \(2025\)](#) (which start to build on more and more granular datasets combined climate information and spatio-temporal mortality data) with extra deaths and health deterioration caused by events like power outages occurring during heat waves.

Besides, it is necessary to explain in the supplementary material that mortality seasonality may change due to climate change (fewer deaths during cold waves and more deaths during heat waves, see e.g. [Titon et al. \(2024\)](#)) with some harvesting effects (like in 2003), and that this does not correspond to the top risk of the scenario. The top risk of the scenario should from our point of view be the risk of power outage or similar event occurring during the future almost permanent circumstances of summer heat waves.

Correlations with potential water scarcity and drought in other lines of business should also be mentioned. Harvesting effect (concentration of deaths of fragile individuals who were likely to die within one or two years anyway) must be separated from other premature deaths.

3.5 Long-term risk and the importance of dynamic aspect and management risk actions

In order to obtain the adhesion of decision makers, and given that the time horizon (2050) is much longer than the ORSA time horizon (3 to 5 years) for which management actions already have to be taken into account (see e.g. [Loisel \(2012\)](#)), it is necessary to incorporate well documented management actions in the scenarios, even if they are uncertain.

In the case of dengue epidemics, several prevention actions can reduce the risk of infection by more than 80%. These measures include, among others, the use of insecticides even if the mosquitoes evolve to resist them [Dahmana and Mediannikov \(2020\)](#), wearing protective clothing [Luan et al. \(2021\)](#), managing stagnant water by reducing them or trying to reduce the population of the vector (similar to introducing fish species that feed on mosquito larvae like the *Gambusia Affinis* [Chandra et al. \(2008\)](#) in other parts of the world for example), and vaccination. However, despite their effectiveness, these prevention measures can be challenging to implement, and appropriate communication strategies must be adopted for the general public.

In addition to the implementation costs, even if one may think that a vaccine against dengue (for which a preliminary version has already been developed) could be developed if this vectorial disease continued to expand, covid-19 experience has shown that it might be difficult to obtain good vaccination rates on the short and long terms. It would be the same if one tried to impose certain clothing that can protect against mosquitoes.

Besides, as it is a well-known issue in Enterprise Risk Management (ERM), any risk mitigation strategy may breed undesirable consequences. For example, the introduction of *Gambusia Affinis* fish to control mosquito populations may have negative impacts on biodiversity [Chandra et al. \(2008\)](#), reducing wet zones would also impact biodiversity negatively, and so would the use of insecticides.

For heat wave risk, the uncertainty around two mitigation measures is crucial to mention and represent in the scenario. The first one is related to Urban Heat Island effects. Given the fact that data become more and more available, one may reasonably hope that vegetalisation efforts will be implemented in the future in large European cities, leading to better conditions reflected by indicators like evapotranspiration, shade, and CO2 absorption. Planting trees and adapting watering strategies is beneficial. In Göteborg (Sweden), this had led to a 5.9 degree decrease of temperature. In Mexico, cooling

effect of a park is observed up to 2 kilometers. In France, the UHI effect leads to average difference of 6 degrees between UHI's in Paris region and greener parts of the same area.

The other uncertainty concerns the evolution of the air conditioning equipment rate and use rate in Metropolitan France in the future. If these rates increase and if it remains acceptable and affordable to use air conditioning (in spite of carbon emissions and short-term feedback impact on UHI's temperature (which can be more than +1 degree)), then most heat waves would have limited short term impact, but consequences of power outages would be tenfold in comparison to scenarios where more climate-friendly mitigation and adaptation techniques are used (planting trees, adapting buildings, ...). Due to climate change and green transition, one will have to optimize water and energy. Interconnecting systems and devices (water and power networks) that were not designed to be connected online in the first place makes mortality during heat waves highly correlated to increased cyber risk, in a difficult geopolitical context where tensions are likely to be exacerbated by climate change.

Longer and more intense heat waves could also have indirect effects on health and mortality. For example, people could exercise less during the extended summer, which could have some long-term consequences on health, if one does not find alternatives. While it is important to mention this kind of indirect effects, we believe that it is desirable to focus on more direct impact of combined scenarios for a first exercise.

3.6 Risk of misinterpretation of IPCC Methodology and systems thinking

Given the complexity and the level of uncertainty of climate change evolution and impacts, it is important to use the methodologies established by the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), insurance and banking regulators, and actuarial associations. However, there is a risk of misinterpretation of IPCC methodology. While it is made cristal clear in IPCC documentation that many major risks, such as biodiversity collapse, wars, cyber-warfare, epidemics, and tipping points, are averaged or neutralized in these scenarios, employing multiple Representative Concentration Pathway (RCP) scenarios, including the most extreme RCP 8.5, may give the false impression of comprehensively addressing uncertainty [Moss et al. \(2008\)](#).

When constructing stress tests for the insurance industry, it is important to consider (or at least mention clearly in a scientific disclaimer) key tipping points like changes in major ocean currents and winds, ocean acidity, biodiversity loss, and antibiotic resistance.

These tipping points are well documented in ecology (for example coral-kelp tipping point) and might be represented to very diverse modeling techniques (for example [Dal Moro \(2025\)](#) approach this concept through the level crossing of the infinite mean threshold in a changing parameter generalized Pareto claim size distribution for individual disasters).

In our context of heat waves and cold waves, it is necessary to mention in the supplementary document that their frequency and severity in France could be strongly affected by a change in global ocean currents, and that this scenario is not reflected in the set of RCP average sample paths provided by IPCC, because it is not their purpose. A cyber attack leading to power outage during several days in a region is an example of tipping point that we recommend to include, in line with previous sections. In the context of vectorial diseases, we recommend to include at least one tipping point, which corresponds to the case where a dengue autochthonous outbreak becomes out of control. It becomes then more difficult or almost impossible to send specialized squads to remove stagnant water and spray insecticide when the infected zone is too large, leading to explosive contaminations. We recommend to incorporate other relevant tipping points, including the availability of a vaccine, and later on under or over-reactions from the general public and decision makers.

Theoretically, a balanced approach that considers both prevention and response measures, and is tailored to the needs and perspectives of various stakeholders, including but not limited to insurance companies, is necessary to effectively manage complex risks and achieve organizational objectives in an integrated, collaborative and sustainable manner. To address this challenge, [R.Musulin \(2024\)](#) (General Insurance forum of the IAA) recommends that actuaries use systems thinking, defined by [Wikipedia \(2024\)](#) as the "interdisciplinary study of a system, which is a cohesive conglomeration of interrelated and interdependent parts that can be both natural and human-made", and collaborate with experts in diverse fields like climate macroeconomics, ecology or social science. This requires active engagement and collaboration among different actors, both private and public (as explained in the book of [Carson III \(2023\)](#)) to ensure that risk management actions are feasible, acceptable, and aligned with the broader societal goals and values, to avoid focusing only or too much on carbon emissions and forgetting biodiversity and social aspects.

Systems thinking can be illustrated in our context by the issue of pollution. We have seen that pollution effects on health (often materializing after a delay) could be increased by climate change, even if climate action should lead to overall air pollution decrease. We have already mentioned that climate change mitigation actions feature co-benefits : using soft mobility modes decreases pollution in French cities and increases physical

activity. However, less pollution unmasking warming, as previous "pollution smog" no longer masks climate change impact on temperature, whose increase seems "accelerated" due to unmasking.

It is of course impossible for an insurance undertaking to model or represent the future of the whole planet. However, it is important to think in terms of systems risk, to include at least one effect of the complex inter-dependencies between "parts" of our planet system in the scenario, and to mention several important aspects of the systems view that are relevant to the context of the scenario.

3.7 Decouple risk attitudes

[Ingram and Thompson \(2011\)](#) and his coauthors have shown how different attitudes towards risk could lead individuals to favor different risk mitigation strategies. [Ingram and Loisel \(2016\)](#) have surveyed and compared attitudes with respect to risks and models in North America and Europe in the actuarial and risk communities. Results of those studies show that European actuaries tend to be more conservative than North American ones, and that individuals may change their risk attitude if outcomes vary from their expectations, which could lead to feedback loops and fast regime changes.

For uncertain, long-term risks like climate change impacts on health and mortality, risk attitudes are decouple. In some actuarial working groups, some actuaries make statements like "We'll figure it out, we already went through complex situations many times in the past and we always found a solution" while some others share the climate anxiety with some part of the general population. Many actuaries believe that the insurance sector could play a major role in climate action. This leads to the following question : should actuaries be neutral or activists ?

Instead of answering this tricky question (that will have a huge impact on the type of scenario actuaries may develop), we provide recommendations on the tradeoff between complexity and adoption. If the scenario is too complex or if the number of scenarios is too large, board members and top managers are unlikely to take it into account for decision making. Conversely, a too simple scenario would be easier to understand and to interpret, but could lead to underestimate combined effects, tipping points and systems effects. In practice, we recommend to focus on two or three perils (or types of scenarios) for which there are already early warning signals, to include combined scenarios and to propose one or two variations of each scenarios with tipping points as well as successful and less optimal management actions, so that uncertainty, complexity and difficulty to react are

not underestimated. As explained in previous sections, the list of assumptions and main neutralized risks should be accompanied with a striking sensitivity test. Even if this raises the risk that some persons do not trust the scenarios anymore, this is crucial for decision makers to understand that they deal with stress tests and not with forecasts. For example, in our context of vectorial diseases, it is far the more important to provide variations of the same scenario with very different levels of number of contaminations and deaths.

Conclusion

Motivated by the problem of constructing scenarios up to 2050 to investigate uncertain climate change impacts on health and mortality for a Metropolitan French insurance portfolio, we have provided the following recommendations : if needed, prioritize the most direct and undisputable effects with existing early warning signals ; use actuarial judgment combining data, imagination and professionalism ; build non smooth scenarios ; embed combined scenarios, particularly for the cases where events become almost permanent circumstances in some seasons ; take into account management actions as well as potential under- and over-reactions ; think in terms of systems risk ; make sure that IPCC methodology is clearly understood, and that decision makers do not mix up stress-tests with forecasts ; acknowledge the impact of risk attitudes in presence of multiple sources of (long-term) uncertainty ; provide variations of scenarios and sensitivity tests to illustrate the level of uncertainty, as well as a list of main assumptions, ignored risks and tipping points in a short supplementary material. One should also check that focusing of climate change impacts does not lead to neglect top risks that should be taken into account in an Enterprise Risk Management approach. Even if these recommendations are illustrated in this paper in the context of vectorial diseases and heat waves in Metropolitan France, we believe that these recommendations remain relevant for other lines of business and other countries.

Acknowledgment : S.Loisel and R. Vigneron would like to thank the research initiative "Sustainable actuarial science and climate risks" as well as the research chair ACTIONS for partial support.

Appendix : Model setup

As stated in [Message 3](#). Once again, it is a illustrative model to show the consequences of combined scenario and non-smooth approach. It consists in five part :

1. A temporal Auto Regressive Moving Average with Shock (ARIMAS from [Malki et al. \(2021\)](#), used for COVID 19 second rebound) is performed for foreign patient

coming in metropolitan France with the data from [Santé publique France \(2024\)](#). Results are shown in Figure 3.6.

2. A first binomial law $\mathcal{B}(\text{foreign patient}, p_1(t))$ to simulate the number of foreign patient bitten by a mosquito once they are in a region in metropolitan France. The parameter $p_1(t)$ is estimated by log-likelihood with the help of the suitability index from [European Centre for Medium-Range Weather Forecasts \(2024\)](#) and the region population density.
3. A second binomial law $\mathcal{B}(\text{infected mosquitoes}, p_2(t))$ to simulate the number of mosquitoes that successfully incubate the virus. The parameter $p_2(t)$ is estimated by log-likelihood with the help of the [European Centre for Disease Prevention and Control \(2024\)](#) data of bitten and infected mosquitoes.
4. A third binomial law $\mathcal{B}(\text{local potential cases}, p_3(t))$ to simulate the number of new locally infected cases. The parameter $p_3(t)$ is estimated by log-likelihood with the help of the [Santé publique France \(2024\)](#) data of new infected cases per region.

One can observe the results by region in Figure 3.7 where years 2031, 2036, 2039 and 2046 are crisis year. One can observe the different pattern of new locally infected cases for two scenarios RCP 4.5 and RCP 8.5 in Figures 3.8 and 3.9, respectively.

Appendix : Results

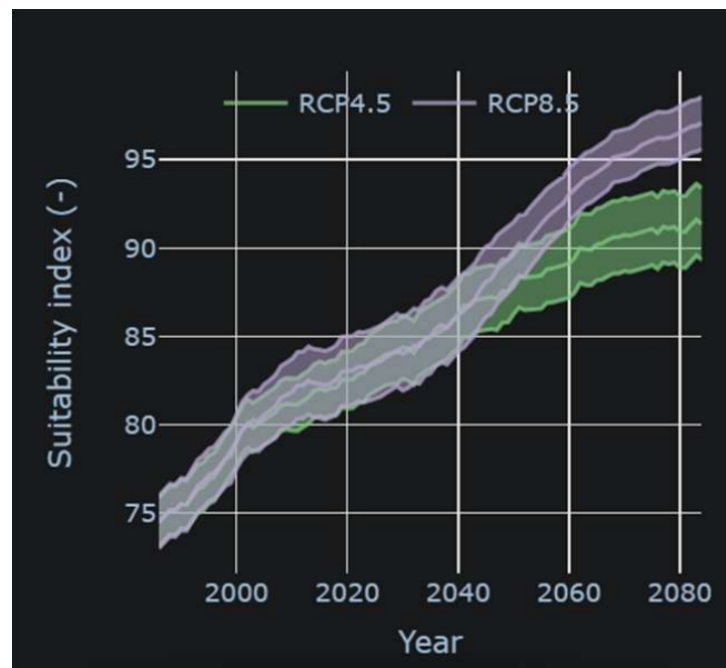


FIGURE 3.5 – Suitability index for *Aedes Albobictus* in Brittany according to [European Centre for Medium-Range Weather Forecasts \(2024\)](#)

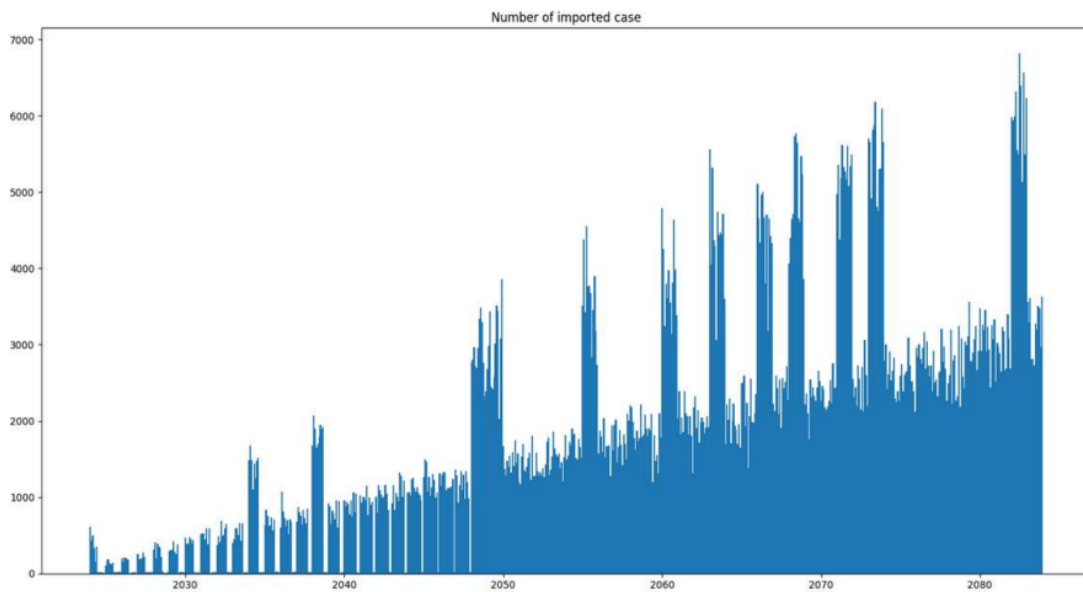


FIGURE 3.6 – Imported case forecast

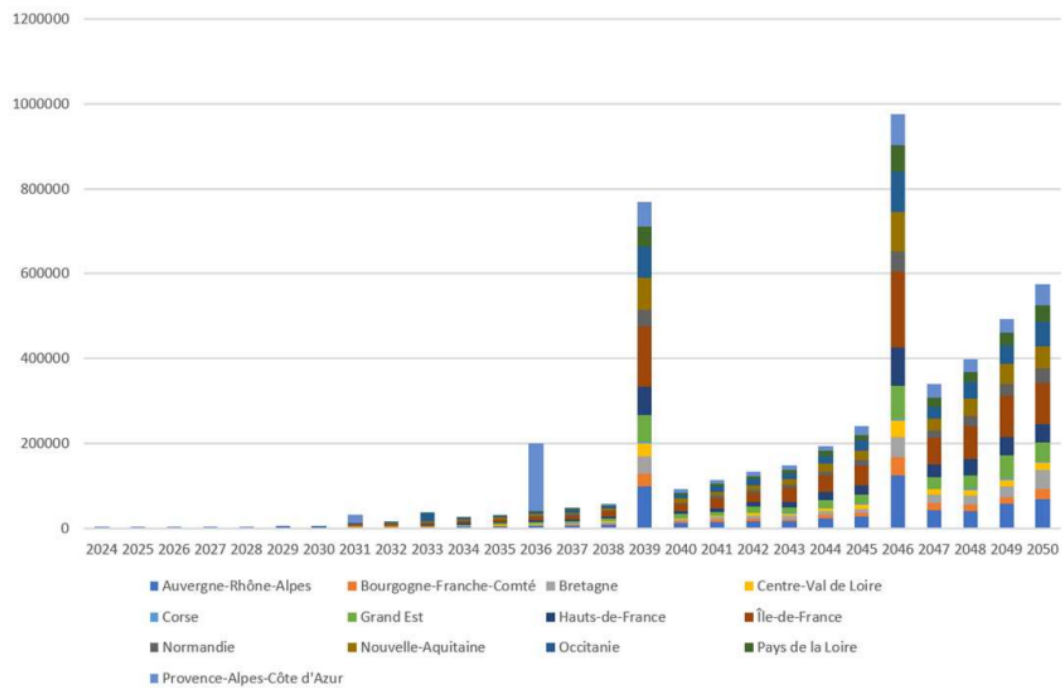


FIGURE 3.7 – Scenario for total DENV infected people per region in France

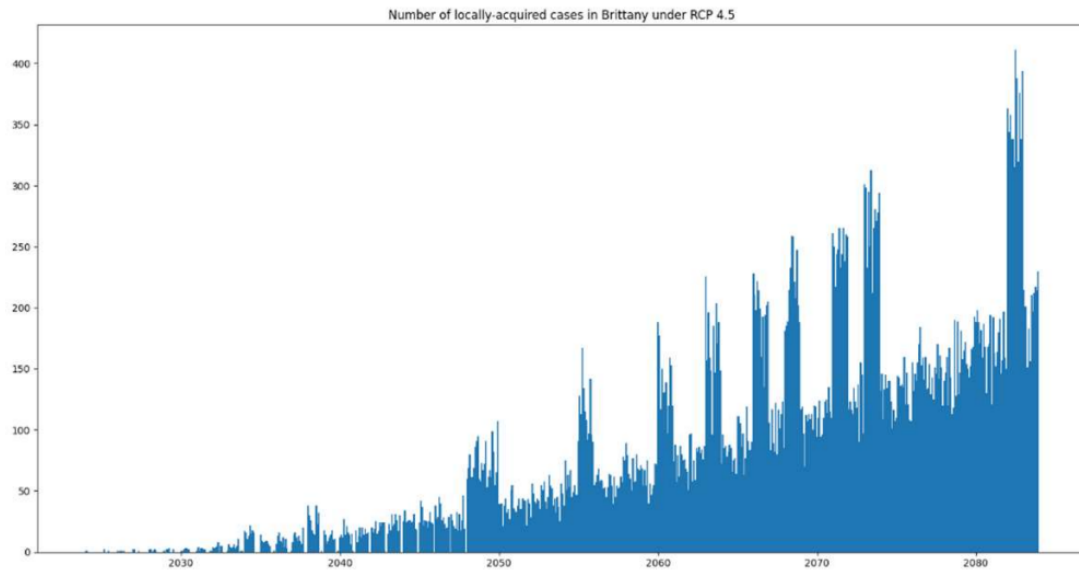


FIGURE 3.8 – Local infection in Brittany for scenario RCP 4.5

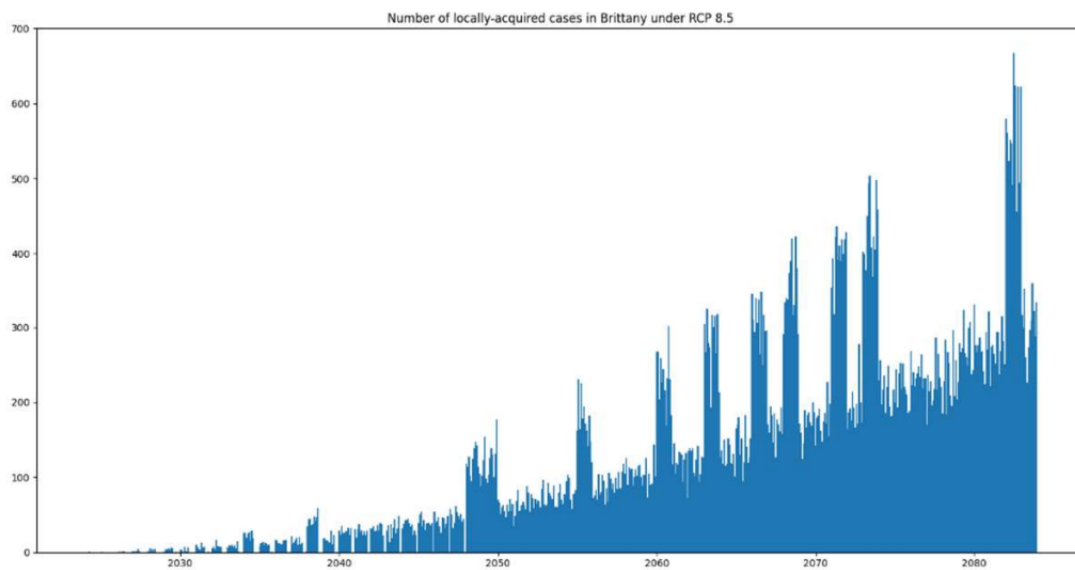


FIGURE 3.9 – Local infection in Brittany for scenario RCP 8.5

Bibliographie

- ACPR, Banque de France, P. s. f. (2024). The main results of the climate stress test on the insurance sector. <https://acpr.banque-france.fr/les-principaux-resultats-de-lexecution-climatique-sur-le-secteur-de-lassurance>.
- Barcikowska, M. J., Kapnick, S. B., and Feser, F. (2018). Impact of large-scale circulation changes in the north atlantic sector on the current and future mediterranean winter hydroclimate. *Climate Dynamics*, 50 :2039–2059.
- Boumezoued, A., Elfassihi, A., and Titon, E. (2022). Modeling the impact of climate risks on mortality. *Milliman white paper*.
- Carson III, B. B. (2023). *Challenging Malaria : The private and social incentives of mosquito control*. Springer Nature.
- Casey, J. A., Fukurai, M., Hernández, D., Balsari, S., and Kiang, M. V. (2020). Power outages and community health : a narrative review. *Current environmental health reports*, 7 :371–383.
- Chandra, G., Bhattacharjee, I., Chatterjee, S., and Ghosh, A. (2008). Mosquito control by larvivorous fish. *The Indian journal of medical research*, 127 :13–27.
- Dahmana, H. and Mediannikov, O. (2020). Mosquito-borne diseases emergence/resurgence and how to effectively control it biologically. *Pathogens*, 9(4) :310.
- Dal Moro, Eric et Loisel, S. (2025). Climate change : Can extreme value theory predict the end of times? *Working paper*.
- Drif, Y., Roche, B., and Valade, P. (2020). Conséquences du changement climatique pour les maladies à transmission vectorielle et impact en assurance de personnes. *arXiv preprint arXiv :2012.06482*.
- Dubois, A. and Masquelier, B. (2024). Changement climatique et santé en belgique : projections 2100.
- European Centre for Disease Prevention and Control (2024). Data of bitten and infected people in europa for dengue in july 2024. <https://www.ecdc.europa.eu/en/publications-data/aedes-albopictus-current-known-distribution-july-2024>.
- European Centre for Medium-Range Weather Forecasts (2024). Climatic suitability and seasonal activity of the tiger mosquito for europe. <https://cds.climate.copernicus.eu/cdsapp#!/software/app-health-aedes-albopictus-projections?tab=app>.
- Eurosurveillance (2023). Previous autochthonous outbreak of dengue, zika and chikungunya in france. <https://www.eurosurveillance.org/content/10.2807/1560-7917.ES.2022.27.44.2200818?crawler=true>.

-
- Grandl, G., Novikoff, A., Liu, X., and Müller, T. D. (2024). Recent achievements and future directions of anti-obesity medications. *The Lancet Regional Health–Europe*, 47.
- Grant, A. (2020). Dynamics of covid-19 epidemics : Seir models underestimate peak infection rates and overestimate epidemic duration. *MedRxiv*, pages 2020–04.
- Hodbert, E., Lemenand, O., Thibaut, S., Coeffic, T., Boutoille, D., Corvec, S., Birgand, G., and Temime, L. (2025). Exploring multidrug resistance patterns in community-acquired e. coli urinary tract infections with machine learning. *medRxiv*, pages 2025–02.
- Hopkin, P. and Safari, a. O. M. C. (2012). *Fundamentals of Risk Management, 2nd Edition*. Kogan Page.
- Ingram, D. and Loisel, S. (2016). Models and behaviour of stakeholders. *Modelling in Life Insurance–A Management Perspective*, pages 237–248.
- Ingram, D. and Thompson, M. (2011). Changing seasons of risk attitudes. *The Actuary (North American Society of Actuaries)*, 8(1) :20–24.
- Kirti, D. and Shin, M. Y. (2020). Impact of covid-19 on insurers. *International Monetary Fund Research*, pages 1–11.
- Loisel, S. (2012). Company management’s reaction capacity and management actions : Need and difficulty to take these into account in orsa. *Society of Actuaries, Risk Metrics for Decision Making and ORSA*.
- Luan, K., West, A. J., McCord, M. G., DenHartog, E. A., Shi, Q., Bettermann, I., Li, J., Travanty, N. V., Mitchell III, R. D., Cave, G. L., et al. (2021). Mosquito-textile physics : A mathematical roadmap to insecticide-free, bite-proof clothing for everyday life. *Insects*, 12(7) :636.
- Malki, Z., Atlam, E.-S., Ewis, A., Dagneu, G., Alzighaibi, A. R., ELmarhomy, G., Elhosseini, M. A., Hassanien, A. E., and Gad, I. (2021). Arima models for predicting the end of covid-19 pandemic and the risk of second rebound. *Neural Computing and Applications*, 33 :2929–2948.
- Moss, R. H., Babiker, M., Brinkman, S., Calvo, E., Carter, T., Edmonds, J. A., Elgizouli, I., Emori, S., Lin, E., Hibbard, K., et al. (2008). Towards new scenarios for analysis of emissions, climate change, impacts, and response strategies. *Energy Technology Data Exchange World Energy Base, Made available by U.S. Department of Energy Office of Scientific and Technical Information*.
- Météo-France (2024). Number of heatwaves days recorded in france between 1947 and 2023. <https://meteofrance.com/>.
- Ranasinghe, R. (2022). Climate science : a summary for actuaries-what the ipcc cli-

mate change report 2021 means for the actuarial profession. *International Actuarial Association*.

Raynal, E. and Loisel, S. (2025). Mortality modelling for climate risk assessment in france : impact of extreme heat. *working paper*.

R.Musulini (May, 2024). General insurance forum, seoul.

Santé publique France (2024). The increase in imported cases of dengue in mainland france : a call for vigilance as the mosquito tiger season approaches. <https://www.santepubliquefrance.fr/les-actualites/2024/recrudescence-de-cas-importes-de-dengue-en-france-hexagonale-appel-a-la-vigilance-a-l-approche-de-la-saison-d-activite-du-moustique-tigre>.

Teo, A., Tan, H. D., Loy, T., Chia, P. Y., and Chua, C. L. L. (2023). Understanding antibody-dependent enhancement in dengue : Are afucosylated igg1s a concern? *PLoS pathogens*, 19(3) :e1011223.

Titon, E., Talbi, T., and Bessiere, J. (2024). The impact of climate change on winter mortality : A complex phenomenon with an uncertain future. winter temperature trends and suggestions for modeling their impact on mortality. *Milliman white paper*.

Wikipedia (2024). System thinking. https://en.wikipedia.org/wiki/Systems_thinking.

Zhou, N., Vilar-Zanón, J. L., Garrido, J., and Heras-Martínez, A. J. (2024). Measuring climate change from an actuarial perspective : a survey of insurance applications. *Global Policy*, 15 :34–46.

Gaussian Process-Based Mortality Monitoring using Multivariate Cumulative Sum Procedures

4.1 Introduction

Monitoring mortality rates is a critical aspect of risk management for insurance companies and pension funds. Unexpected changes in mortality rates can have significant financial implications for these institutions. If actual mortality rates are higher than expected, it can result in increased payouts and potential financial instability. Conversely, if actual mortality rates are lower than expected, it can lead to difficulties in meeting financial obligations to clients and harm the institution's reputation. Therefore, it is essential to have reliable and timely methods for monitoring mortality rates so that any significant change can be detected and appropriate action can be taken to mitigate the risk. In recent years, researchers have explored various statistical methods for detecting changes in mortality rates, but there is still a need for more sophisticated and effective methods that can account for the complex dependencies between different age groups or cohorts.

Recently, a few researchers have studied methods for detecting changes in actuarial processes, using univariate procedures such as the Shiryaev–Roberts procedure ([Abgrall et al., 2018](#)) or the CUSUM procedure ([Barigou et al., 2025a,b](#)). In these cases, the intensity of the aggregate mortality is obtained by summing up the intensity at the different ages invoking the standard independence assumption. As [Pascual and Akhundjanov \(2020\)](#) pointed out, if different processes are independent, monitoring each process separately can be very effective for detecting any change. However, mortality data are often correlated due to similarities in adjacent ages or cohorts ([Xu et al., 2020](#); [Jevtić et al., 2013](#)). In the presence of such correlations, a system of separate univariate monitoring cannot be efficient as they ignore the dependence structure in the data.

For efficient monitoring of mortality rates in a multivariate setting, multivariate control charts should be considered (see [Jiang et al. \(2011\)](#); [Rogerson and Yamada \(2004\)](#); [Joner Jr et al. \(2008\)](#) in a general context). Multivariate methods generate powerful surveillance schemes that are able to capture the dependence structure for which univariate control charts are insensitive. [Jiang et al. \(2011\)](#) using breast cancer incidences and [Pascual and Akhundjanov \(2020\)](#) using hepatitis C counts found that multivariate charts provide faster and more accurate detection of outbreaks than the surveillance methods based on the assumption of independence. For an overview of multivariate statistical process control charts, we refer to [Bersimis et al. \(2007\)](#) and [Qiu \(2013\)](#).

In this paper, we consider the multivariate cusum (MCUSUM) control chart from [Healy \(1987\)](#) for detecting a shift in the mean μ of a multivariate normal process to an out-of-control mean μ_c that the user wants to detect. In an actuarial context, μ_c may correspond to a change of level or a change of trend in the observed death rates. To this end, we use Gaussian processes ([Rasmussen and Williams, 2005](#)) as the basis for a Bayesian non-parametric forecasting mortality model and use the difference between the predicted and observed death rates to monitor change in an online fashion. The application of Gaussian process (GP) models for mortality rates was already considered in a single-population case by [Ludkovski et al. \(2018\)](#) and in a multi-population setting by [Huynh and Ludkovski \(2021\)](#). The advantage of using GP as the baseline is that the predicted log death rates are multivariate normal distributed, allowing a direct application of the MCUSUM algorithm while standard mortality models including [Lee and Carter \(1992\)](#); [Brouhns et al. \(2005\)](#); [Cairns et al. \(2006\)](#) have perfect correlation since all ages are impacted by common factors.

To the best of our knowledge, the first use of Gaussian process for time series change detection is [Chandola and Vatsavai \(2011\)](#) where they proposed a Gaussian process based algorithm to identify changes in an univariate Normalized Difference Vegetation Index (NDVI) time series. Contrary to their paper, our algorithm is based on the CUSUM instead of the Exponential Weighting Moving Average (EWMA) which is another popular control chart. Moreover, our algorithm is based on multivariate processes while [Chandola and Vatsavai \(2011\)](#) focused on the univariate Gaussian case only.

To summarize, the main contribution of this article is to propose a multivariate control chart based on GP regression for monitoring changes in the distribution of death rates. Since the GP methodology for mortality forecasting was extensively discussed in [Ludkovski et al. \(2018\)](#), this paper focuses on the design of the multivariate control chart. On the empirical side, we apply our methodology to monitor longevity risk in USA, Canada, France and Japan for ages 50-89 on the period 2011-2020 in Section 4.4. In Section 4.5, we show through simulation procedures that our MCUSUM scheme outperforms the univariate CUSUM charts and the effect is stronger when the dependence between age classes is strong. In Section 4.6, we show that the rectangularization of the mortality curves (see

Fries (1980) and Carter et al. (2001) who already notice in 2001 that the β parameters in Lee-Carter model are not constant over time) that we suspect on Japanese data in Section 4 is also present in a real-world insurer dataset and can be explained by simple mechanisms. We discuss how it affects the monitoring of both longevity and mortality risks. Conclusion is given in Section 7.

4.2 Gaussian Process Regression for mortality forecasting

We present briefly mortality forecasting based on Gaussian process. For an extended treatment on the parameter choices, we refer to Ludkovski et al. (2018). Consider a (training) set of observations $(X, y) = \{(x^i, y^i) \mid i = 1, \dots, n\}$ where each x^i is an input vector of dimension d and y^i is the corresponding output. In our case, x^i is a bivariate vector $x^i = (x_{\text{age}}^i, x_{\text{year}}^i)$ representing the age (or age tranche) and year of the data point, e.g. $x = (65, 2020)$ or $x = ([65, 69], 2020)$, and y^i is the corresponding logarithmic central death rate $y^i = \log(D^i/E^i)$ where D^i and E^i represent the annual deaths and exposures. The goal is to find the relation between inputs and outputs. With a GP, this is done by assuming

$$y^i = f(x^i) + \varepsilon^i, \quad (4.1)$$

where $f(x)$ is a Gaussian process and $\varepsilon^i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_n^2)$ are i.i.d. random variables representing the noise in the data.

A Gaussian process $f(x)$ is a, possibly infinite, collection of random variables, any finite subset of it having a joint Gaussian distribution. The process $f(x)$ is completely defined by its mean function $m(x)$ and a covariance or kernel function $k(x, x')$. For a sample $(X, f) = \{(x^i, f^i) \mid i = 1, \dots, n\}$ generated from $f(x)$, we then have

$$f \sim \mathcal{N}(m(x), K(X, X)), \quad (4.2)$$

where $K(X, X)$ is the covariance matrix, defined as

$$K(X, X) = \begin{bmatrix} k(x^1, x^1) & \cdots & k(x^1, x^n) \\ k(x^2, x^2) & \cdots & k(x^2, x^n) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ k(x^n, x^1) & \cdots & k(x^n, x^n) \end{bmatrix}$$

Gaussian Process Regression is a Bayesian method as it starts from the prior Gaussian process (4.2) to impose initial knowledge about the function f and then combines this with the observed data points (X, y) using the Gaussian assumption (4.1), leading to a

posterior distribution of functions.

Consider a matrix X_* consisting of n_* test inputs and denote the corresponding (unknown) vector of function values by f_* . For instance, the new points x^* may correspond to new age-year inputs for mortality projections. By detrending via $f - m(x)$, we may assume without loss of generality that $m \equiv 0$. Then, the GP posterior distribution in the test inputs is multivariate normal (Rasmussen and Williams, 2005) and given by

$$\begin{aligned} f_* | X_*, X, \mathbf{y} &\sim \mathcal{N} \left(K(X_*, X) [K(X, X) + \sigma_n^2 I]^{-1} \mathbf{y}, \right. \\ &\left. K(X_*, X_*) - K(X_*, X) [K(X, X) + \sigma_n^2 I]^{-1} K(X, X_*) \right), \end{aligned} \quad (4.3)$$

Point mortality predictions can then be obtained as the mean of the distribution (4.3).

GP is completely specified by its mean function $m(x)$ and its covariance or kernel function $k(x, x')$. In this paper, we use the most commonly used covariance function, which is the squared exponential (SE) kernel,

$$\begin{aligned} k(x, x') &= \sigma_f^2 \exp \left(\frac{-|x - x'|^2}{2l^2} \right) \\ &= \sigma_f^2 \exp \left(\frac{-\sum_{k=1}^2 (x_k - x'_k)^2}{2l^2} \right) \end{aligned} \quad (4.4)$$

with σ_f^2 the highest possible covariance and l a length-scale parameter that determines the smoothness of the fit. Both parameters are called hyperparameters and are estimated using the training data, e.g. by maximizing the marginal log-likelihood :

$$-\frac{1}{2} \log(\det(K(X, X))) - \frac{1}{2} \mathbf{y}^T K(X, X)^{-1} \mathbf{y} + \text{constant}.$$

In several applications, the mean function is often taken equal to zero, but can be modelled using a set of basis functions by defining the function :

$$g(x) = f(x) + h(x)^T \boldsymbol{\beta},$$

where $f(x)$ is a Gaussian process with zero mean function $m \equiv 0$ and kernel function $k(\mathbf{x}, \mathbf{x}')$, $h(\mathbf{x})$ is a set of fixed basis functions and $\boldsymbol{\beta}$ are the corresponding coefficients that are estimated from the training data. In this way the model appears as a linear model, where the residuals are modelled via a Gaussian process.

For smoothing the mortality surface, the choice of the mean function has little effect but for mortality forecasting (that is extrapolation), it plays an important role. Indeed, if we predict data points far away from the training data points, the predictions will be essentially driven by the prior mean, see Ludkovski et al. (2018) for a detailed discussion.

In this paper, we will always use the SE kernel (4.4) and the following quadratic Age model for the mean function :

$$m(x^n) = \beta_0 + \beta_1^{age} x_{age}^n + \beta_1^{year} x_{year}^n + \beta_2^{age} (x_{age}^n)^2. \quad (4.5)$$

It was shown in Ludkovski et al. (2018) on US mortality data that the quadratic model tends to perform better than the linear model without quadratic term.

Assume that we have mortality data for years $t = 1, \dots, T$ and we want to forecast N years ahead. From the posterior distribution (4.3), we find that the vector of predicted log death rates is multivariate normal, i.e.

$$\begin{aligned} y^t &:= \log(\boldsymbol{\mu}_t) \\ &\sim \mathcal{N}(\mathbf{m}_t, \boldsymbol{\Sigma}_t) \end{aligned} \quad (4.6)$$

for any prediction year $t = T + 1, \dots, T + N$ where at any time point t , the mean \mathbf{m}_t and the covariance matrix $\boldsymbol{\Sigma}_t$ are time-dependent. In this expression, $\log(\boldsymbol{\mu}_t)$ is the vector of log death rates :

$$\boldsymbol{\mu}_t = (\mu_{z_1,t}, \dots, \mu_{z_M,t})$$

for different M age-groups, e.g. $z_1 = [50; 55)$; $z_2 = [55; 60)$; \dots ; $z_M = [85; 90)$. Following (4.6), monitoring the central log death rates boils down to monitoring the mean of a multivariate normal process, which is discussed in the next section.

4.3 Online monitoring via the MCUSUM algorithm

The CUSUM algorithm is a well-known sequential procedure based on likelihood ratios for detecting a change in a process. Assume that we observe a sequence $y = (y^t)_{t \geq 1}$ of random variables such that

$$\begin{aligned} y^t &\sim F_1, \quad 1 \leq t \leq \tau, \\ &\sim F_2, \quad \tau + 1 \leq t, \end{aligned}$$

where the distributions F_1 and F_2 are known but the change point τ is unknown and deterministic. The objective is to determine if and when the shift from F_1 to F_2 occurs.

The CUSUM algorithm signals that the change of distribution has happened the first time :

$$S_t = \sum_{i=1}^t \log \frac{f_2(y^i)}{f_1(y^i)} - \min_{k \leq t} \sum_{i=1}^k \log \frac{f_2(y^i)}{f_1(y^i)} > L, \quad (4.7)$$

where f_1 and f_2 are the density functions corresponding to F_1 and F_2 , respectively, and L is a fixed threshold which is based on the rate of false alarms we are ready to accept.

More conveniently, the CUSUM can be computed recursively via $S_0 = 0$ and

$$S_t = \max \left(S_{t-1} + \log \frac{f_2(y^t)}{f_1(y^t)}, 0 \right). \quad (4.8)$$

Therefore, once we know the log ratio of densities, the CUSUM can be easily calculated. Intuitively, the CUSUM increases at time t if the likelihood that y^t is coming from f_2 is greater than the one that y^t is coming from f_1 , i.e. $f_2(y^t) > f_1(y^t)$.

Assume now y^t may come from a multivariate normal with an *in-control* mean $\boldsymbol{\mu}_1$ or a multivariate normal with an *out-of-control* mean $\boldsymbol{\mu}_2$, i.e. $F_1 = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_1, \boldsymbol{\Sigma})$ and $F_2 = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_2, \boldsymbol{\Sigma})$ with a known covariance matrix $\boldsymbol{\Sigma}$. In our application, $\boldsymbol{\mu}_1$ and $\boldsymbol{\mu}_2$ would correspond to best-estimate mortality assumptions and to some mortality shocks, respectively. In that case, the log-likelihood ratio is given by

$$\log \frac{f_2(y^t)}{f_1(y^t)} = (\boldsymbol{\mu}_2 - \boldsymbol{\mu}_1)' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (y^t - \boldsymbol{\mu}_1) - \frac{1}{2} (\boldsymbol{\mu}_2 - \boldsymbol{\mu}_1)' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{\mu}_2 - \boldsymbol{\mu}_1). \quad (4.9)$$

Inserting into Equation (4.8), the CUSUM for multivariate normal distribution, also called MCUSUM, is given by

$$S_t = \max \left(S_{t-1} + (\boldsymbol{\mu}_2 - \boldsymbol{\mu}_1)' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (y^t - \boldsymbol{\mu}_1) - \frac{1}{2} (\boldsymbol{\mu}_2 - \boldsymbol{\mu}_1)' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{\mu}_2 - \boldsymbol{\mu}_1), 0 \right). \quad (4.10)$$

One may wonder why we model by age groups rather than single ages. It is important to notice that the computation of the MCUSUM in (4.10) requires to invert the covariance matrix. In case, we consider the standard age range in mortality forecasting [50; 90], we found that the inversion of the 41-dimensional matrix definitely leads to a singular matrix. To reduce the dimension, we model ages by 5-year age-groups, leading to a non-singular covariance matrix in our empirical applications.

4.3.1 Change of level detection

The best-estimate mortality projections can be monitored by investigating a possible shift from the in-control mean \boldsymbol{m}_t of the log death rates to an alternative out-of-control mean $\overline{\boldsymbol{m}}_t$. The change-point model can be expressed as

$$\mathbb{E} [\log(\boldsymbol{\mu}_t)] \sim \begin{cases} \boldsymbol{m}_t & \text{for } i = 1, \dots, \tau \\ \overline{\boldsymbol{m}}_t & \text{for } i = \tau + 1, \dots \end{cases} \quad (4.11)$$

where $\overline{\boldsymbol{m}}_t$ corresponds to a possible change of level of the multivariate mortality process.

By generalizing the MCUSUM (4.10) for time-varying mean and covariances, the generali-

zed MCUSUM is defined by

$$S_t = \max(S_{t-1} + (\overline{\mathbf{m}}_t - \mathbf{m}_t)' \Sigma_t^{-1} (\mathbf{y}^t - \mathbf{m}_t) - \frac{1}{2} (\overline{\mathbf{m}}_t - \mathbf{m}_t)' \Sigma_t^{-1} (\overline{\mathbf{m}}_t - \mathbf{m}_t), 0), \quad (4.12)$$

where \mathbf{y}^t is the vector of observed log death rates

$$\mathbf{y}^t = (\log(D_{z_1,t}/E_{z_1,t}), \dots, \log(D_{z_M,t}/E_{z_M,t})), \quad (4.13)$$

for different M age-groups, e.g. $z_1 = [50; 55); z_2 = [55; 60); \dots; z_M = [85; 90)$.

Different pertinent choices for the alternative mean $\overline{\mathbf{m}}_t$ can be investigated. For instance, the Standard Formula of the Solvency II insurance regulation assumes an immediate permanent improvement in mortality rates of 20% to compute the solvency capital requirement for the longevity risk submodule.¹ That is, the best estimate mortality assumption is multiplied by 80% for all ages, which translates into

$$\boldsymbol{\mu}_t^{shock} = 0.8\boldsymbol{\mu}_t \iff \log(\boldsymbol{\mu}_t^{shock}) = \log(\boldsymbol{\mu}_t) + \log(0.8)\mathbf{1}$$

where $\mathbf{1}$ is the unit vector.

Therefore, setting $\overline{\mathbf{m}}_t = \mathbf{m}_t + \log(\alpha)\mathbf{1}$ in Equation (4.11) with $\alpha = 0.8$ as the alternative hypothesis allows to detect a possible permanent 20% longevity shock for all age groups. Such persistent and sudden change is often referred as a *change of level* and is also discussed in Abgrall et al. (2018) in the context of the Shiryayev-Roberts procedure within a Poisson model.

If one is only concerned with the change of level in the i -th age-group, we can of course set $\overline{\mathbf{m}}_t = \mathbf{m}_t + \log(\alpha)e_i$ where e_i is the vector of zeros except 1 in the i -th place.

4.3.2 Change of trend detection

Apart from detecting a change of level in the mortality rates, actuaries are also concerned with the detection of a change of trend in the mortality dynamics. In that case, rather than observing a sudden and permanent shift of mortality rates, the change occurs at a steady pace, e.g. $\boldsymbol{\mu}_{t+1} = c\boldsymbol{\mu}_t$, $\boldsymbol{\mu}_{t+2} = c\boldsymbol{\mu}_{t+1}$, etc, where the real number c is the trend of mortality rates. Therefore, to monitor mortality trends, we need to focus on *mortality*

1. For further details on the Solvency II technical specifications, we refer to the Directive of [European Commission \(2009\)](#).

improvements rather than mortality rates, that is

$$\log\left(\frac{\boldsymbol{\mu}_{t+1}}{\boldsymbol{\mu}_t}\right) = \log(\boldsymbol{\mu}_{t+1}) - \log(\boldsymbol{\mu}_t) \quad (4.14)$$

$$:= \Delta \log(\boldsymbol{\mu}_{t+1}) \quad (4.15)$$

Ludkovski et al. (2018) remarked that there are two possibilities to model mortality improvements using GP. A first possibility is to compute historical mortality improvements and then model these directly with a GP. This approach is in the same spirit as Mitchell et al. (2013) who applied Lee-Carter on mortality improvements. The second possibility is to remark that the *instantaneous* mortality improvement is also a GP, therefore obtaining it as a by-product, see Proposition 1 in Ludkovski et al. (2018). In the same spirit, we can note that the yearly mortality improvements in (4.15) are Gaussian as a difference of two Gaussian processes. Therefore, the mortality improvements are distributed as

$$\Delta \log(\boldsymbol{\mu}_t) \sim \mathcal{N}(\mathbf{m}_t^I, \boldsymbol{\Sigma}_t^I) \quad (4.16)$$

for some given mean \mathbf{m}_t^I and covariance matrix $\boldsymbol{\Sigma}_t^I$.² The change-point model for trend change detection can then be expressed as

$$\mathbb{E}[\Delta \log(\boldsymbol{\mu}_t)] \sim \begin{cases} \mathbf{m}_t^I & \text{for } i = 1, \dots, \tau \\ \bar{\mathbf{m}}_t^I & \text{for } i = \tau + 1, \dots \end{cases} \quad (4.17)$$

where $\bar{\mathbf{m}}_t^I$ corresponds to a possible change of trend of the multivariate mortality process. For instance, if we want to detect a permanent shift of level α from \mathbf{c}_t to $\mathbf{c}_t - \alpha$ in mortality improvements, we consider :

$$\begin{aligned} \frac{\boldsymbol{\mu}_t}{\boldsymbol{\mu}_{t-1}} = \mathbf{c}_t - \alpha &\iff \log\left(\frac{\boldsymbol{\mu}_t}{\boldsymbol{\mu}_{t-1}}\right) = \log(\mathbf{c}_t - \alpha) \\ &\iff \Delta \log(\boldsymbol{\mu}_t) = \log(\exp(\mathbf{m}_t^I) - \alpha) := \bar{\mathbf{m}}_t^I \end{aligned}$$

where we set $\mathbf{c}_t = \exp(\mathbf{m}_t^I)$. Hence, it is sufficient to set $\bar{\mathbf{m}}_t^I = \log(\exp(\mathbf{m}_t^I) - \alpha)$ in Equation (4.17) to detect this change. By a direct adaptation of (4.12), the MCUSUM for trend detection is given by

$$\begin{aligned} S_t &= \max(S_{t-1} + (\bar{\mathbf{m}}_t^I - \mathbf{m}_t^I)' \boldsymbol{\Sigma}_t^{-1} (\mathbf{y}_t^I - \mathbf{m}_t^I) \\ &\quad - \frac{1}{2} (\bar{\mathbf{m}}_t^I - \mathbf{m}_t^I)' \boldsymbol{\Sigma}_t^{-1} (\bar{\mathbf{m}}_t^I - \mathbf{m}_t^I), 0), \end{aligned} \quad (4.18)$$

2. By construction, $(\log(\boldsymbol{\mu}_{t+1}), \log(\boldsymbol{\mu}_t))$ is normal, therefore the mean \mathbf{m}_t^I and variance $\boldsymbol{\Sigma}_t^I$ can be easily derived from standard properties of the multivariate normal distribution.

where \mathbf{y}_t^I is the vector of observed log mortality improvements : $\mathbf{y}_t^I = \mathbf{y}_t - \mathbf{y}_{t-1}$ with \mathbf{y}_t given in Equation (4.13).

4.3.3 Choice of threshold

The choice of the threshold L in (4.7) which determines the moment when we stop the algorithm is closely related to the concept of false alarm. In the literature of sequential control, the standard approach is to compute the *in-control average run length* ARL_0 , that is the expected number of sampling periods until we hit the threshold L , in case there is no change (so the name “in-control”) (Li et al., 2014; Pascual and Akhundjanov, 2020). For instance, if $ARL_0 = 100$ and the periods are years, this means that we have, on average, a false alarm once every 100 years. Another approach to determine the threshold is to look at the probability of false alarm rather than the expected average time (Abgrall et al., 2018). In this case, the threshold L is determined by solving

$$\mathbb{P} \left[\max_{1 \leq i \leq T} S_i \geq L \right] = \alpha \quad (4.19)$$

where $(S_i)_{1 \leq i \leq T}$ is the MCUSUM sequence when no change occurs (i.e. in our case, the sequence is following the expected GP-based mortality forecasts). The parameter α needs to be determined by the user based on his risk appetite. A risk averse person may want to decrease the probability α of false alarm but it is at the expense of a longer detection delay. For a discussion on the trade-off between expected delay and false alarm, we also refer to Barigou et al. (2025a,b).

4.4 Monitoring longevity and mortality risks : Applications to real mortality data

In this section we apply the MCUSUM algorithm described in Section 4.3 to mortality data from France, Canada, USA and Japan. We focus on the male death data and the corresponding exposures, for ages 50-89 by age tranches of 5 years and the years 1991-2020 extracted from the Human Mortality Database (HMD).³ In our analysis, we split the data into two parts : the first 20 years (1991-2010) are used to calibrate the model using the GP approach described in Section 4.2 and the last 10 years (2011-2020) are used to detect a possible longevity or mortality risk in the data using the MCUSUM approach. Similar to Ludkovski et al. (2018), the R package **DiceKriging** (Roustant et al., 2012) was used to implement our GP model. The implementation of the MCUSUM for level and trend detection given in Equations (4.12) and (4.18) respectively is straightforward. To determine the threshold (4.19), the probability of false alarm is set to 1% and we rescaled

3. See www.mortality.org.

the MCUSUMs by their thresholds so that the threshold $L = 1$ for all countries, making the different countries comparable.

4.4.1 Detecting a change of level

4.4.1.1 Study on HMD data

First, we apply the MCUSUM to detect a possible increase or decrease of 5% in the level of death rates, i.e. we set

$$\overline{m}_t = m_t + \log(\rho)\mathbf{1}$$

in Equation (4.11) with $\rho = 0.95$ for the longevity level risk and $\rho = 1.05$ for the mortality level risk.

Figure 4.1 shows the MCUSUM for the mortality and longevity risk over the 10-year detection period 2011-2020 for Japan, France, Canada and USA. We presented also the percentage change in the 40-year period survival probability of a male individual aged 50 to illustrate the change between the observed survival probability and the GP-predicted survival probability. We observe that a change of level is detected at $\rho = 1.05$ for the USA and Canada indicating a mortality risk for both countries, and a change at $\rho = 0.95$ for Japan, which shows evidence of a 5% decrease in Japanese male death rates for all age tranches. This is in agreement with other case studies that observed a mortality deterioration in North America but improvements in Japan (Case and Deaton, 2015; Leon et al., 2019; Raleigh, 2019; Djeundje et al., 2022). A close look at the survival probability indicates a sharp decline in 2020 due to Covid-19 with a 7% percentage loss for the survival probability in the USA.

The case of Japan is interesting if we notice that the longevity risk is detected (Figure 4.1, graph C) while the observed survival probability is aligned with the GP-predicted survival probability (Figure 4.1, graph A). To investigate this further, we have then computed the percentage change between observed and GP-predicted death rates by age tranches and years for Japanese males in Figure 4.2. We notice a compensation effect : on the one hand, there is a mortality deterioration on the age tranche 85-89 but it is compensated by the mortality improvement in the other age tranches, especially in the younger ages 50-59 with a mortality improvement of more than 5 %. Hence, we can conclude that the MCUSUM process for the longevity level risk in Japan was essentially triggered by the mortality improvement in the younger age tranches. For France, there was no detection either for the longevity or the mortality level risk for a level of 5%.

This previous analysis and in view of observed stylized facts on historical French population mortality rates as well as observed movements of β_x parameters of Lee-Carter model over

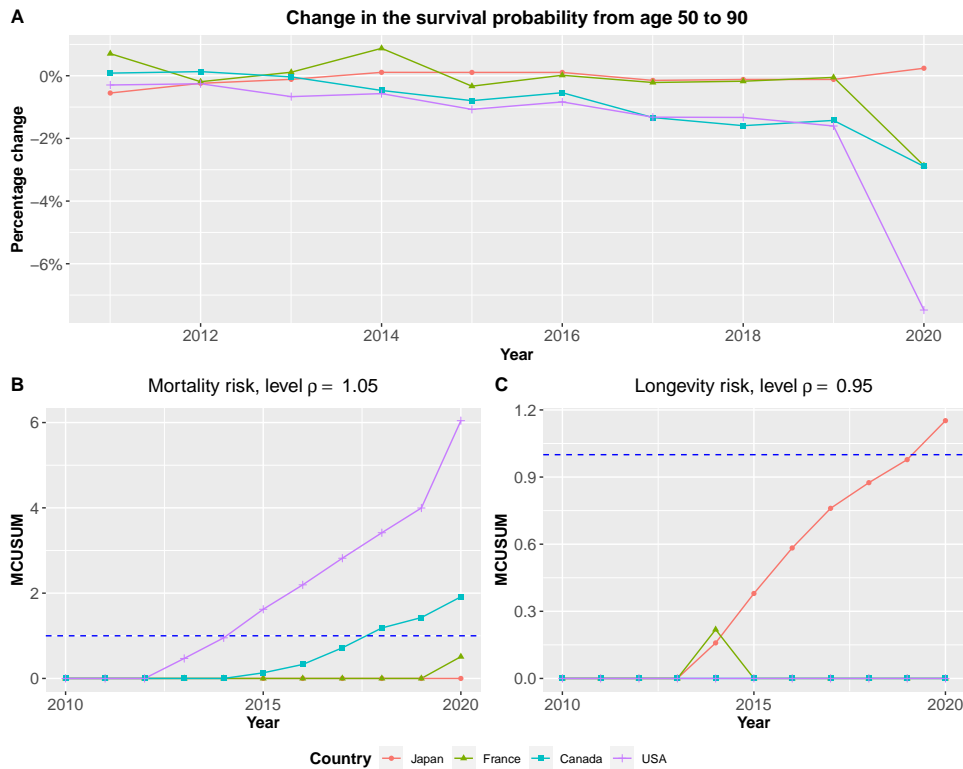


FIGURE 4.1 – **A** : Percentage change difference of the 40-year survival probability of an individual aged 50 between the observed survival probability and the GP-predicted survival probability. **B** : MCUSUM for the detection of a change at the level $\rho = 1.05$ (mortality risk). **C** : MCUSUM for the detection of a change at the level $\rho = 0.95$ (longevity risk). Dotted lines represent the detection threshold.

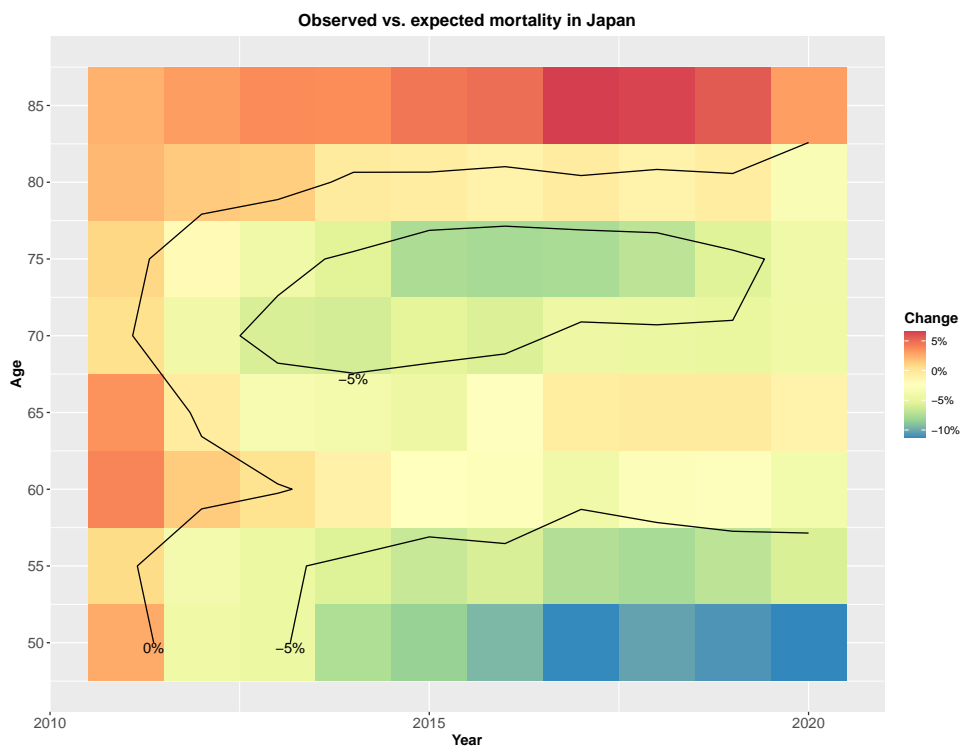


FIGURE 4.2 – Percentage change between observed and GP-predicted death rates by age tranches for Japanese males.

time, it seems natural to try to detect a change in Japan mortality rates combining a decrease of mortality rates at younger ages with an increase of mortality rates for ages higher than 85. We now carry out again the detection analysis, for a change from m_t to \bar{m}_t in such a way that entries of \bar{m}_t are the ones of m_t multiplied by a factor ρ_x equal to 95% for *young ages*, equal to 1 for *middle ages*, and equal to 1.05 for the old ages. These 3 age-classes depends of the population observed.

Therefore we need to reanalyze the Human Mortality Database (HMD) for Japan or USA by applying specific adjustment factors to the mortality rates as illustrated below in Figure 4.3. This analysis would help us to have a better understanding of this change of mortality rate regarding age groups by detecting both a decrease in mortality at younger ages and an increase at older ages.

First, we multiply the mortality rates for ages below 70 by factor 0.95. For ages 70 to 80, the rates will remain unchanged. For ages 80 and above, the rates will be multiplied by factor 1.1 (see Figure 4.3). With these adjustments, we refine our detection for the American population compared to Figure 4.1, where only a general increase in mortality across all age groups was detected. Here, we can clearly detect an increase in longevity for younger age groups and a rise in mortality for older ones. The alarm is also triggered in 2015, as in Figure 4.1.

However, we can still refine this analysis for the Japan population where this switch of mortality rate through age classes is even bigger and we conduct a second analysis. We multiply the mortality rates for ages below 80 by factor 0.95. For ages 80 to 90, the rates will remain unchanged. For ages 90 and above, the rates will be multiplied by factor 1.1 (see Figure 4.3). These adjustments not only enable the detection of a change in mortality rate levels in Japan much earlier : in 2014 instead of 2020 as in Figure 4.1. Additionally, we now have a better understanding of the causes behind this detected change and we can both conclude a 5% increase in longevity for *younger age groups* (under 80 years old) and a 5% increase in mortality for those over 90 years old.

4.4.1.2 Study on real-world insurance data

In complement to the study based on HMD data, we now present an illustration on a real-world life insurance portfolio, composed of 120000+ male French policyholders. Age ranges from 60 to 95 years. After a preliminary mortality analysis in terms of standardized mortality ratios (SMRs) comparing the insurer population mortality with the French national insured population prospective mortality table for males (TGH05), one notices that for wealthy males, the SMRs are below 1 for younger ages and above 1 for older ages (see Figure 4.4). This is another indication of the potential rectangularization phenomenon and of the fact that it is relevant to refine classical de-

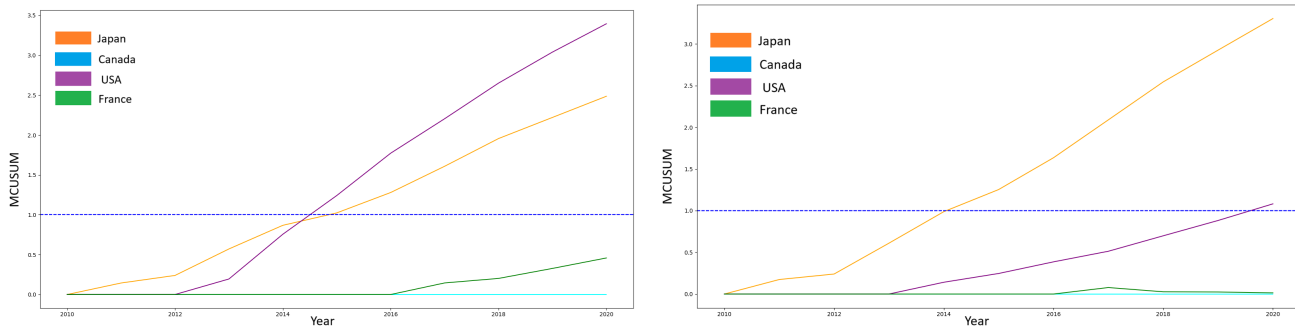


FIGURE 4.3 – **Left** : MCUSUM for Human Mortality Data with a changing detection level : $\rho = 0.95$ before 70 years, $\rho = 1$ between 70 and 80 years, $\rho = 1.05$ after 80 years. **Right** : MCUSUM for Human Mortality Data with a changing detection level : $\rho = 0.95$ before 80 years, $\rho = 1$ between 80 and 90 years, $\rho = 1.05$ after 90 years.

tection techniques in order to take into account different behaviours for different age groups.

We perform a detection analysis similar to the one conducted for HMD data on this portfolio and motivated by the observed mortality rate switch from Figure 4.4. These results (see Figure 4.5) confirm the hypotheses of mortality level changes across different age groups. Indeed, we do not detect anything in the first three graphs, which correspond to the cases where :

1. we have $\rho = 1.05$ constant for all age groups, indicating an overall increase in mortality across the entire portfolio ;
2. we leave ρ unchanged below 80 years old and $\rho = 1.05$ after, which corresponds to an increase in mortality after 80 years ;
3. we have $\rho = 0.95$ below 80 years old and unchanged afterward, indicating an increase in longevity before 80 years.

Finally, we detect a regime change in the last case, when we monitor both a 5% increase in longevity for age groups under 80 ($\rho = 0.95$) and a 5% increase in mortality for those over 80 ($\rho = 1.05$).

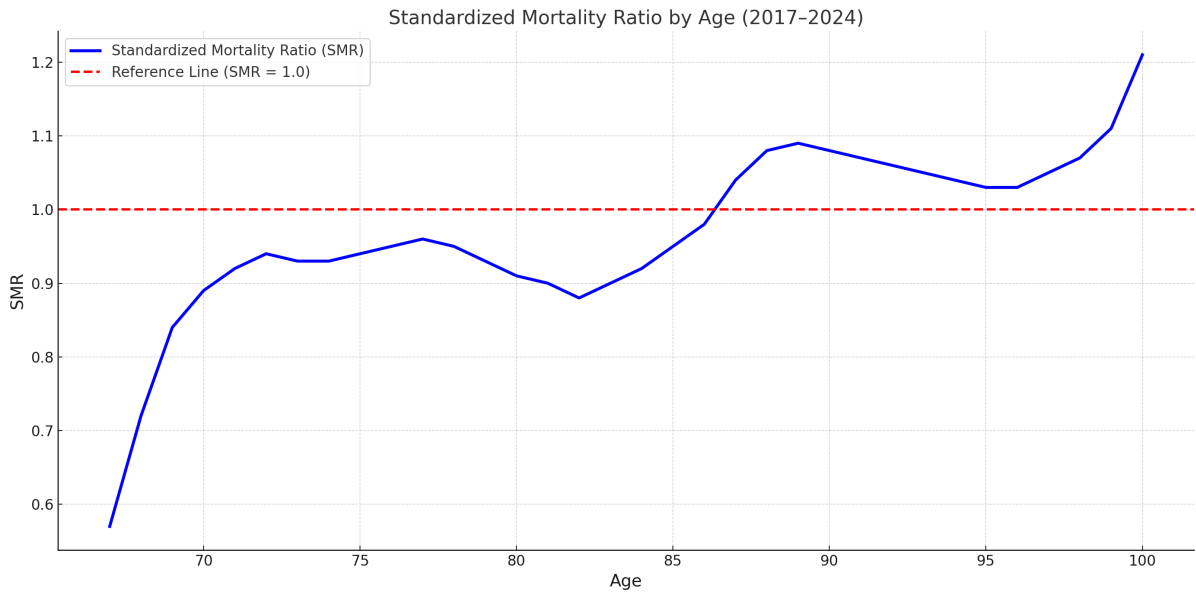


FIGURE 4.4 – Mean Standardized Mortality Ratio between the richest quartile of the insurer’s portfolio and the TGH05 data from 2017 to 2024.

4.4.2 Detecting a change of trend

As pointed out by [Hunt and Villegas \(2022\)](#), actuaries in practice are often interested in the mortality improvement rates rather than the level of death rates. Indeed, practitioners usually make a level assumption to move from the national population to the specific insurance portfolio or pension scheme. Then, improvements rates, often estimated at the national level, are applied to the sub-populations even though there might be a basis risk ([Villegas et al., 2017](#)). The concept of mortality improvement rates is widely adopted e.g. in the United Kingdom with the CMI Mortality Projection Model (see [Continuous Mortality Investigation Committee \(2009\)](#)) and the Scale AA improvement rates by the Society of Actuaries in the United States (see [Retirement Plans Experience Committee of the Society of Actuaries \(RPEC\) \(2020\)](#)).

Following the discussion of Section 4.3.2, we consider the detection of a change of trend in the mortality rates. More specifically, we consider an increase or decrease of 1% in the mortality improvements by setting

$$\bar{m}_t^I = \log(\exp(m_t^I) - \alpha)$$

in Equation (4.17) with $\alpha = 0.01$ for the longevity trend risk and $\alpha = -0.01$ for the mortality trend risk.

Figure 4.6 shows the MCUSUM for the mortality and longevity trend risk over the 10-year detection period 2011-2020 for Japan, France, Canada and USA. The figure also represents

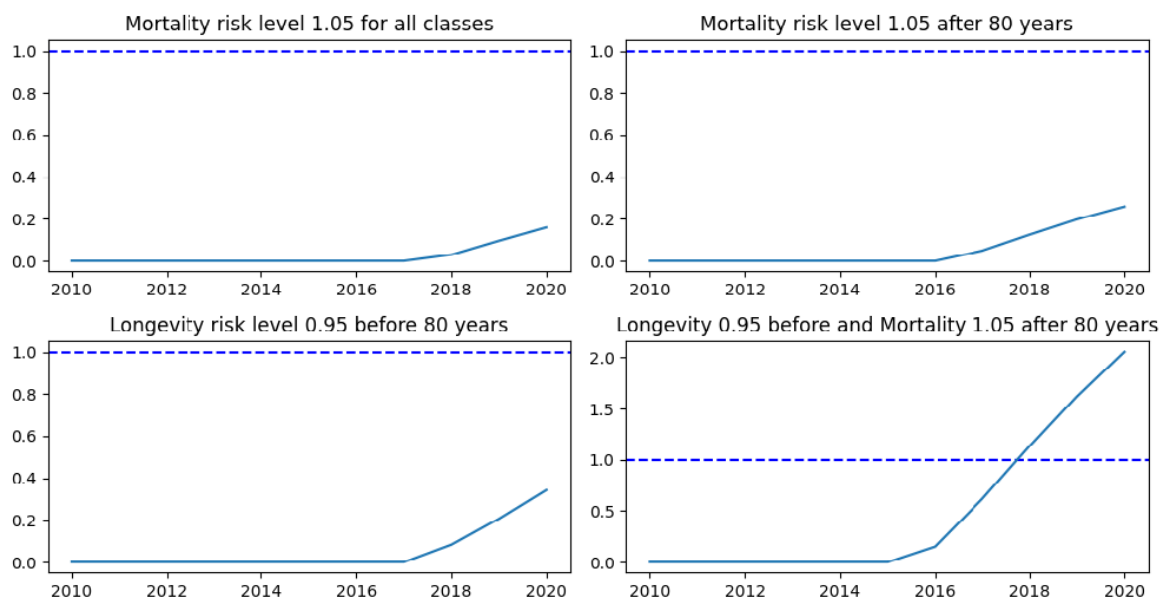


FIGURE 4.5 – Multivariate CUSUM for insurer's richest quartile portfolio.

for each year the observed difference in mortality improvements averaged over age tranches :

$$\text{Difference}_t = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M (\text{MI}_{z,t}^{\text{obs}} - \text{MI}_{z,t}^{\text{GP}}) \quad (4.20)$$

where M is the number of age classes, $\text{MI}_{z,t}^{\text{obs}}$ and $\text{MI}_{z,t}^{\text{GP}}$ are the observed mortality improvements and the GP-predicted mortality improvements for the age-tranche z and year t .

Contrary to the MCUSUM for the level detection, the MCUSUM for the trend detection is more unstable due to the volatility of the mortality improvements themselves. Indeed, it is well documented that observed mortality improvements are extremely noisy as being the ratio of two small quantities (see [Hunt and Villegas \(2022\)](#) and the references therein). In particular, for a change of 1% with a probability of false alarm of 1%, the MCUSUM for the longevity and mortality trend risk hits the threshold for almost all countries (except the USA for the longevity trend risk). These results are consistent with Figure 4.6 (Graph **A**) where we notice that the year of detection of the MCUSUM corresponds to the year in which the average observed difference (4.20) exits the range $[-1\%, 1\%]$. Given the volatility of mortality improvements, this analysis suggests to increase the parameter $\alpha > 0.01$ or decrease the probability of false alarm to e.g. 0.1 % to focus on large long-term changes of the trend.

To complete our analysis, we provide in Figure 4.7 the difference between the observed and GP-predicted mortality improvements in Japan, complementary figure to mortality rates in Figure 4.6. We remark that the MCUSUM for the longevity trend risk was essentially

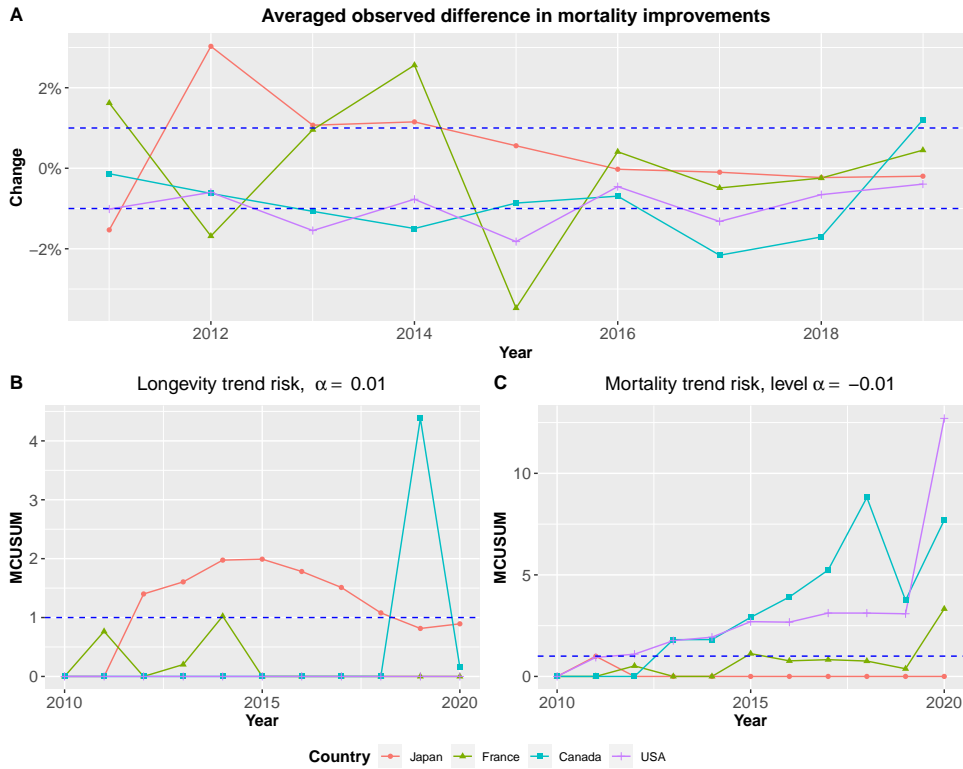


FIGURE 4.6 – **A** : Difference averaged by age tranches between the observed improvement rates and the GP-predicted improvement rates. Dotted lines represented the levels 1% and -1%. **B** : MCUSUM for the detection of a change in the trend at the level $\alpha = 1\%$ (longevity trend risk). **C** : MCUSUM for the detection of a change in the trend at the level $\alpha = -1\%$ (mortality trend risk). Dotted lines in **B** and **C** represent the detection threshold ($L = 1$).

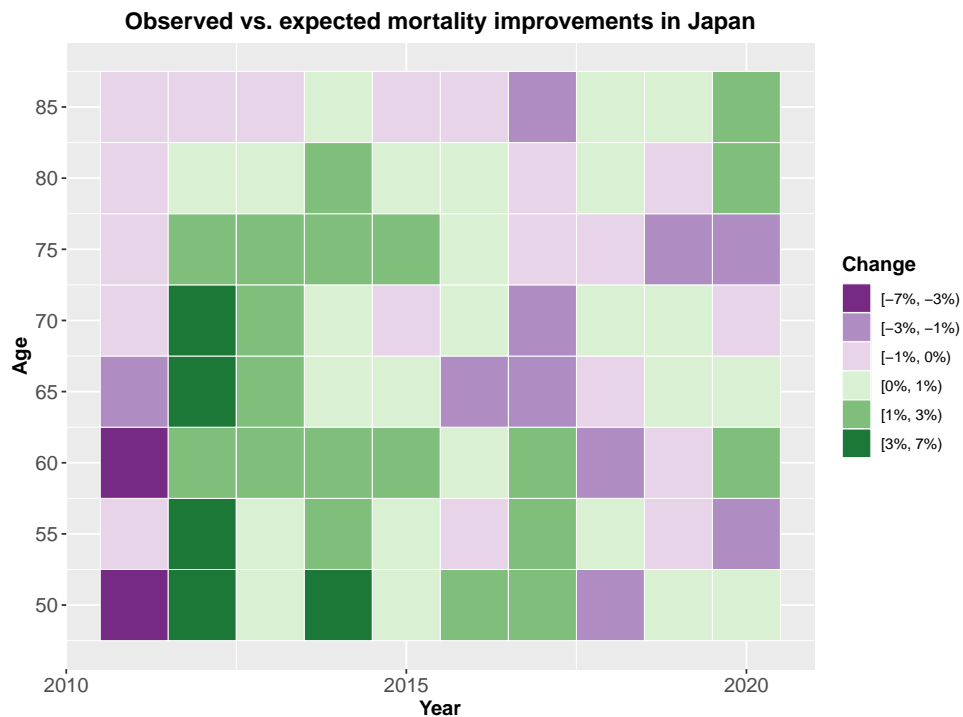


FIGURE 4.7 – Difference between observed and GP-predicted mortality improvement rates by age tranches for Japanese Males.

driven by the mortality improvements in the younger age classes (50-70) during the period 2011-2015 but since then, there is a stagnation of mortality improvements.

To conclude this section, we believe that from a risk management perspective, the monitoring of level and trend assumptions are both important for an effective management of mortality assumptions. In a nutshell, the level risk measures the risk of how far we are from the baseline while the trend risk captures how incrementally far we are from the baseline where increments are computed via year-on-year mortality improvements. Trend risk monitoring is more challenging and requires more observations, which is why we have only presented results associated to our real-world dataset for level risk.

4.5 Simulation study : Comparison of the MCUSUM and CUSUM charts

In this section, we evaluate the performance of the proposed multivariate control chart based on Gaussian process regression (GP) in monitoring changes in the distribution of death rates. Specifically, we compare the performance of the multivariate cumulative sum (MCUSUM) chart with two univariate counterparts, the Min-MCUSUM and the comonotonic CUSUM defined hereafter which do not account for the dependence between age classes. We perform a simulation study to investigate the effect of the dependence structure between age groups on the performance of the control charts. In particular, we show that the MCUSUM outperforms the Min-MCUSUM and the comonotonic CUSUM and such effect is increasing with the correlation between age classes. Such result is line with other studies, e.g. [Jiang et al. \(2011\)](#) who studied spatial correlation between regions and [Pascual and Akhundjanov \(2020\)](#) who considered correlated Poisson processes.

For the simulation study, we assume that we want to detect a proportional change of level that affects all age tranches, that is

$$\mathbb{E}[\log(\boldsymbol{\mu}_t)] \sim \begin{cases} \mathbf{m}_t & \text{for } t = 1, \dots, \tau \\ \overline{\mathbf{m}}_t = \mathbf{m}_t + \log(\alpha)\mathbf{1} & \text{for } t = \tau + 1, \dots \end{cases} \quad (4.21)$$

as introduced in Section [4.3.1](#).

Hereafter, we compare the performance of the MCUSUM ([4.12](#)) with two CUSUM alternatives that do not account for the dependence between age classes that are introduced hereafter.

4.5.1 Univariate CUSUM alternatives

4.5.1.1 Min-MCUSUM

One naive way to detect a change that affects all age tranches is to apply a univariate CUSUM for each age tranche $i = 1, \dots, M$ separately and stop the detection algorithm once all M univariate CUSUMs are above the threshold.

The univariate CUSUM for the age tranche i is given by

$$S_{i,t} = \max\left(S_{i,t-1} + (\bar{m}_{i,t} - m_{i,t}) \frac{(y_{i,t} - m_{i,t})}{\sigma_{i,t}} - \frac{1}{2} \frac{(\bar{m}_{i,t} - m_{i,t})^2}{\sigma_{i,t}}, 0\right), \quad \text{for } i = 1, \dots, M,$$

which is the univariate special case of the MCUSUM (4.12) with $m_{i,t}$ and $\sigma_{i,t}$, the mean and standard deviations of the i -th component of the log death rates vector $\mathbf{y}_t = (y_{1,t}, \dots, y_{M,t})$, and $\bar{m}_{i,t} = m_{i,t} + \log(\alpha)$ in line with (4.21).

The time until detection (also called run length) for the min-MCUSUM is defined as

$$N = \min \left\{ t \geq 1 : \min_{1 \leq i \leq M} S_{i,t} \geq H \right\}.$$

Hence, the detection algorithm is stopped the first time all M CUSUM processes are above the threshold. We remark that in this case, all age classes are monitored independently using the univariate CUSUM and the process min-MCUSUM is considered out of control when all age classes are out of control.

4.5.1.2 The comonotonic CUSUM

Another interesting case is to compare the MCUSUM with the CUSUM obtained under the assumption of perfect dependence which is motivated by common factor models such as the Lee-Carter. Indeed, in the Lee-Carter model, log death rates are driven by the common period effect κ_t , and therefore changes in log death rates over time are perfectly correlated across age. Such perfect correlation is unrealistic and undesirable.

As pointed out by Cairns et al. (2008), there are two problems that arise from using a model that assumes perfect correlation. First, the model may overstate the aggregate levels of uncertainty at the portfolio level because it assumes that there are no diversification benefits across ages. Second, perfect correlation would suggest that derivative instruments linked to mortality at one age could be used to hedge perfectly mortality improvements at a different age, which is not accurate. If this problem is ignored, it may result in a hidden basis risk if hedging strategies are adopted that rely on perfect correlation.

Consider for instance the log death rate for age x and time t in the Lee-Carter model :

$$\log(\mu_{x,t}) = \alpha_x + \beta_x \kappa_t,$$

with $\kappa_t \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$. Then, the sum across age is given by

$$\sum_x \log(\mu_{x,t}) \sim \mathcal{N}(\mu^c, \sigma^c),$$

with $\mu^c = \sum_x \alpha_x + \sum_x \beta_x \mu$ and $\sigma^c = \sum_x \beta_x \sigma$. Therefore, the sum of log death rates across age is a comonotonic sum completely driven by the period effect κ_t , and the standard deviation of the sum is the sum of the standard deviation (Dhaene et al., 2002a,b).

More generally, if we consider a change of level α in the death rates, this would lead to

$$\begin{aligned} \sum_{x=1}^M \log(\alpha \mu_{x,t}) &= \sum_{x=1}^M \log(\mu_{x,t}) + M \log(\alpha) \\ &\sim \mathcal{N}(\mu^c + M \log(\alpha), \sigma^c), \end{aligned}$$

This motivates the following comonotonic CUSUM, denoted C-CUSUM, defined as

$$S_t^c = \max(S_{t-1}^c + (\bar{\mu}_t - \mu_t) \frac{(s_t - \mu_t)}{\sigma_t} - \frac{1}{2} \frac{(\bar{\mu}_t - \mu_t)^2}{\sigma_t}, 0),$$

with

$$\begin{aligned} \mu_t &= \sum_{x=1}^M m_{i,t} \\ \bar{\mu}_t &= \sum_{x=1}^M m_{i,t} + M \log(\alpha) \\ \sigma_t &= \sum_{x=1}^M \sigma_{i,t} \\ s_t &= \sum_{x=1}^M y_{i,t} \end{aligned}$$

where we recall that $m_{i,t}$ and $\sigma_{i,t}$, are the mean and standard deviations of the i -th component of the log death rates vector $\mathbf{y}_t = (y_{1,t}, \dots, y_{M,t})$.

The C-CUSUM corresponds to the univariate CUSUM of the comonotonic sum s_t obtained by summing the log death rates across age.

The time until detection for the C-CUSUM is defined as

$$N = \min \{t \geq 1 : S_t^c \geq L\}.$$

4.5.2 The simulation setup

The run length N of a detection procedure is the number of sampling periods until the first out-of-control observation, that is the first time we hit the threshold. The expected

value of N is called the average run length (ARL), i.e. $ARL = \mathbb{E}(N)$. The ARL is the standard measure used to compare the performances of different detection algorithms. The threshold for the MCUSUM, the Min-MCUSUM and C-CUSUM are chosen to achieve a given probability of false alarm using the expression (4.19)

$$\mathbb{P} \left[\max_{1 \leq i \leq T} S_i \geq L \right] = \alpha, \quad (4.22)$$

where $(S_i)_{1 \leq i \leq T}$ is the detection process when no change occurs. In the simulation study, we set $\alpha = 5\%$ and $T = 100$, i.e. there is a probability of 5% of false alarms over the next 100 years, false alarm happening when the process hits the threshold while there is no change. For a given false alarm probability, the best detection procedure is the one that achieves the lowest ARL because it means that such algorithm is the quickest to detect the change on average.

To align with the empirical analysis, we take the Japanese male mortality data from 1990 to 2010 and people aged 50 to 89 by age tranches of 5 years. Mortality forecasts are estimated using GP regression as outlined in Section 4.2. Then, for each detection procedure (MCUSUM, Min-CUSUM, C-CUSUM), we proceed in two steps :

- Determine the threshold L in Equation (4.22) : we simulate 25.000 trajectories of future death rates and compute the empirical quantile in case the mortality process is in control, i.e. follows the estimated GP-based forecasts.
- Compute the average run length (ARL) : Once the threshold L is fixed, we simulate 25.000 trajectories of future death rates and calculate the sample mean in case the mortality process is *out of control*, i.e. there is a proportional change of level that affects all age tranches from time 0.

For the correlation between age classes, we consider the correlation matrix given in Table 4.1. Such matrix assumes that any pair of adjacent age classes has a correlation coefficient ρ and any two age classes cross adjacent have correlation coefficient $\rho/2$, whereas any pair of age classes with distance larger than 2 has no correlation. The correlation coefficient will vary from 0 to 0.5 to represent independence, weak and medium correlations. We note that our choice of correlation matrix is motivated by the empirical correlation matrix for Japan in 2011 given in Figure 4.8. We observe some correlation between adjacent age classes but it rapidly decreases to zero as the distance increases.

4.5.3 Simulation results

4.5.3.1 Comparing MCUSUM and Min-CUSUM

Figure 4.9 represents the ratio of the ARL's between the MCUSUM and the Min-MCUSUM for different levels of change $\alpha = 0.9, 0.95, 0.95, 1.05, .0, 1.1$ and different correlation parameters $\rho = 0, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5$ in the correlation matrix of 4.1. We observe that the

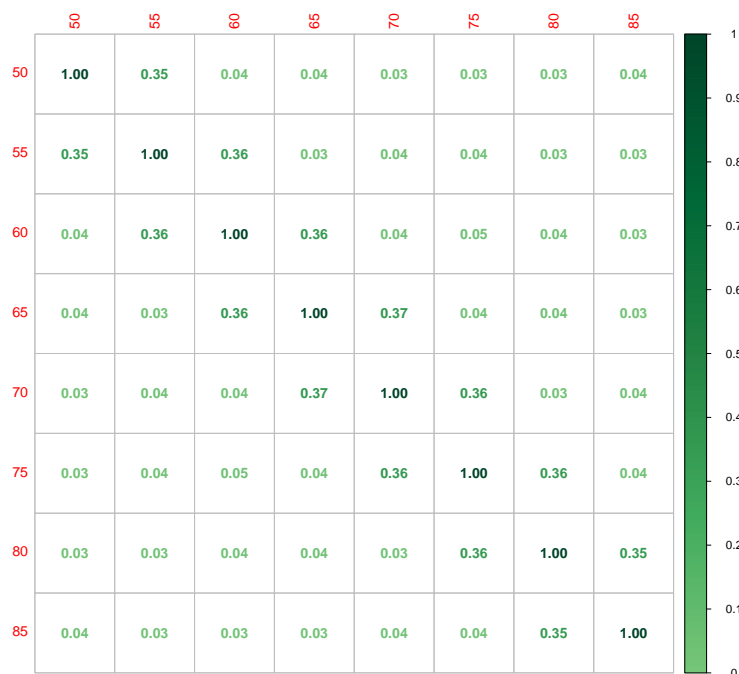


FIGURE 4.8 – Estimated correlation matrix for Japanese male death rates in 2011.

| | [50,55) | [55,60) | [60,65) | [65,70) | ... | [85,90) |
|-----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| [50; 55) | 1 | ρ | $\rho/2$ | 0 | 0 | 0 |
| [55; 60) | ρ | 1 | ρ | $\rho/2$ | 0 | 0 |
| [60,65) | $\rho/2$ | ρ | 1 | ρ | $\rho/2$ | 0 |
| [65,70) | 0 | $\rho/2$ | ρ | 1 | ρ | $\rho/2$ |
| ... | 0 | 0 | $\rho/2$ | ρ | 1 | ρ |
| [85; 90). | 0 | 0 | 0 | $\rho/2$ | ρ | 1 |

TABLE 4.1 – Correlation matrix between age tranches used for the simulation study.

MCUSUM method outperforms the Min-CUSUM in all cases given the ratio is greater than one. In particular, the advantages of monitoring the MCUSUM are more significant when the correlation is strong or the when the change of level is small.

Firstly, when variables in the multivariate distribution exhibit strong correlation, the MCUSUM gains a significant advantage. By leveraging the interdependence among variables through the covariance matrix, the MCUSUM captures the joint behavior and correlations more effectively. This allows the MCUSUM to detect changes that may occur simultaneously across multiple variables. In contrast, the Min-CUSUM treats each variable independently, disregarding potential benefits derived from considering their interrelationships. As a result, the MCUSUM outperforms the Min-CUSUM, especially when correlation among variables is high.

Secondly, the MCUSUM showcases its superiority when the change of level in the mean vector is small. Univariate methods, including the Min-CUSUM, often struggle to detect subtle changes in individual variables. However, the MCUSUM, by leveraging the joint information from all variables, effectively exploits the correlated nature of the variables. This enables the MCUSUM to enhance its sensitivity to small changes in the mean vector. In contrast, the Min-CUSUM's reliance on individual variables necessitates larger changes in individual variables to trigger an alarm. Consequently, the MCUSUM demonstrates superior performance in detecting small changes in the mean vector. These findings highlight the benefits of the MCUSUM in capturing the joint behavior of variables and utilizing their correlations.

4.5.3.2 Comparing MCUSUM and C-CUSUM

In a similar fashion, Figure 4.10 represents the ratio of the ARL's between the MCUSUM and the C-CUSUM for different levels of change $\alpha = 0.9, 0.95, 0.95, 1.05, .0, 1.1$ and different correlation parameters $\rho = 0, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5$. We also observe outperformance of the MCUSUM over the C-CUSUM and such effect is stronger when the correlation is strong or the level of change is small.

The comparison between the MCUSUM and the comonotonic CUSUM (C-CUSUM) sheds light on their respective performances in detecting changes in mortality rates across age tranches. The MCUSUM, which accounts for the joint behavior and correlations among variables, exhibits notable advantages over the C-CUSUM in several aspects. The performance evaluation based on the ARL ratio provides valuable insights into the comparative effectiveness of the two methods.

Firstly, in scenarios with strong correlations among age tranches, the MCUSUM demonstrates superior performance over the C-CUSUM. The MCUSUM's ability to capture the interdependencies and joint behavior of variables allows it to exploit the underlying

correlation structure more effectively. Consequently, the MCUSUM can detect changes that occur simultaneously across multiple age tranches, leading to a lower ARL and a higher sensitivity to changes in mortality patterns compared to the C-CUSUM.

Secondly, when facing small changes in mortality rates across age, the MCUSUM consistently outperforms the C-CUSUM. Univariate methods like the C-CUSUM often require larger changes in individual age tranches to trigger an alarm. However, the MCUSUM leverages the joint information from all age tranches and effectively incorporates the correlated nature of the variables. This enables the MCUSUM to detect subtle changes in mortality patterns more accurately and achieve a shorter ARL, indicating a quicker detection of changes compared to the C-CUSUM.

In conclusion, the comparison of the MCUSUM with two alternative methods, the Min-MCUSUM and the comonotonic CUSUM (C-CUSUM), demonstrates the superior performance of the MCUSUM in detecting changes in mortality rates across age tranches. The MCUSUM, which considers the joint behavior and correlations among variables, outperforms the Min-MCUSUM by capturing changes that may occur simultaneously across multiple age tranches, particularly in scenarios with strong correlations. Additionally, the MCUSUM exhibits enhanced sensitivity to small changes in mortality rates, outperforming the C-CUSUM that assumes perfect correlation. These results highlight the importance of incorporating the joint information and correlation structure of the variables, as provided by the MCUSUM, for accurate detection of changes in mortality patterns. The findings underscore the effectiveness of the MCUSUM as a powerful tool for monitoring mortality rates across age tranches, offering improved performance compared to both the Min-MCUSUM and the C-CUSUM in capturing complex patterns and subtle changes in mortality rates.

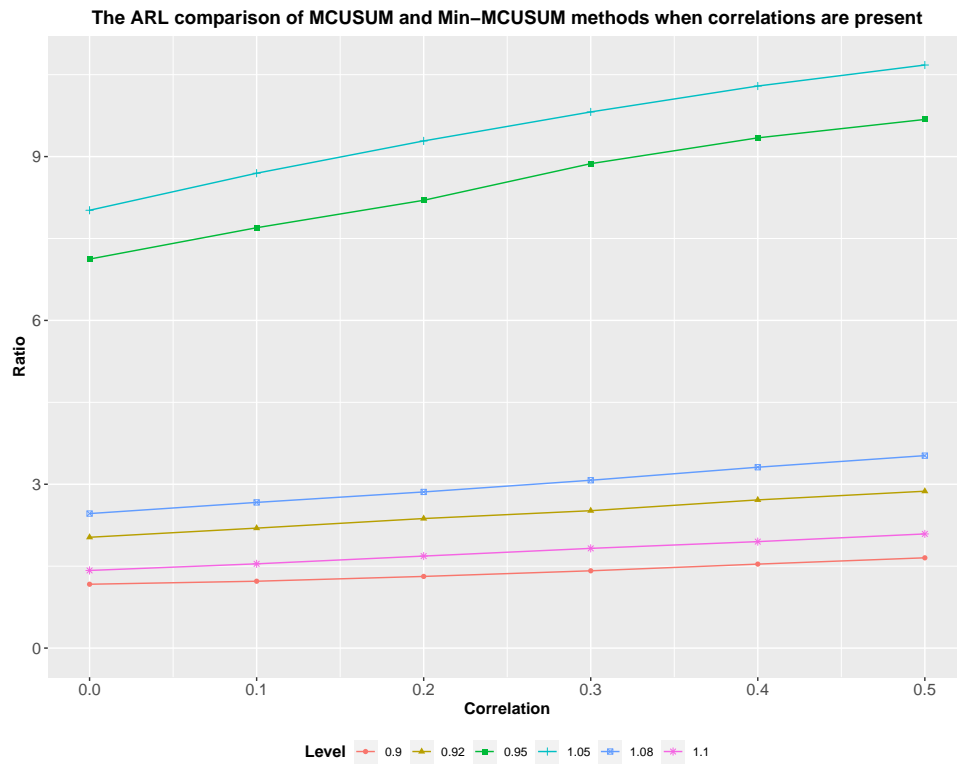


FIGURE 4.9 – The ARL comparison of MCUSUM and Min-MCUSUM methods when correlations are present.

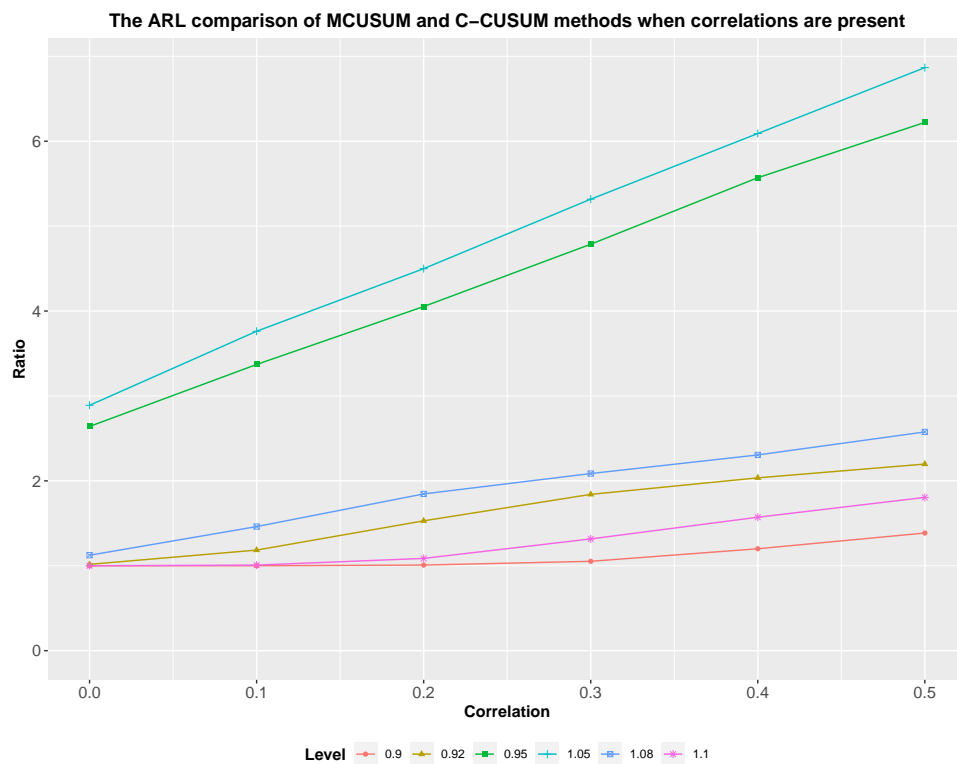


FIGURE 4.10 – The ARL comparison of MCUSUM and the univariate comonotonic CUSUM methods when correlations are present.

4.6 Rectangularization of mortality and monitoring

Results of previous sections seem to be in line with the rectangularization of mortality curves, characterized by a compression of mortality rates towards older ages and predicted by demographers like [Olshansky et al. \(2005\)](#). [Gavrilova and Gavrilov \(2015\)](#) believe that there is a biological age limit or a *Gompertzialization* of mortality (which increases exponentially with age). This means that even if mortality rates among younger age groups continue to decline, overall life expectancy will not increase significantly, even in well-developed countries, due to the increase in mortality rates among older age groups.

This trend can be explained by the *biological limits to longevity* (see [Olshansky et al. \(2005\)](#)). While the human body has inherent biological constraints that make it more susceptible to age-related illnesses, such as cancer, cardiovascular diseases, and neurodegenerative disorders. These illnesses tend to be more severe in old age and are less easily recoverable. Others factors (global warming, pollution, health system stauration) can negatively affect older populations, increasing vulnerability to health risks.

In this Section, we use the same real world dataset as in Section 4 (a group of male policyholders from a portfolio of a French life insurer), modified by a uniform and constant factor that does not affect the interpretation of the results. The mortality rates calculated from this dataset represent the average mortality rates over the five-year period from 2017 to 2022. These rates have been smoothed using a Savitzky-Golay filter (see [Schafer \(2011\)](#)), which is a signal processing technique that preserves trends while reducing noise. Our filter applies a fifth-order localized polynomial regression to the data, allowing for a smoother representation of mortality rates without distorting their underlying patterns.

Additionally, we use again the prospective mortality table [TGH05 \(2006\)](#) (still in force for male insured population in France). It provides age-specific mortality rates for male insured individuals and is commonly used in French actuarial calculations to estimate life expectancy and assess longevity risk since 2007.

The illustrative model adopted in Figure 4.11 is as follows : starting from the TGH05 mortality table, 20% of individuals who were originally expected to die before the age of 87 are assumed to avoid *death* due to advancements in medical science, their access to new treatments, improved healthcare facilities, better preventive measures, and enhanced disease management strategies : they continue their life and we assume in this model that they do not have any additional mortality risk penalty (compared to other ones) after this avoided death instant. Secondly, we increase the mortality rates projected initially by this table in 2006 by 10% due to factors such as the increasing prevalence of chronic diseases, environmental changes affecting public health, an aging population with higher frailty, and the potential long-term effects of emerging health crises.

The impact of this modification to the TGH05 mortality table is illustrated in Figure 4.11. We observe that our toy model closely aligns with the filtered and adjusted mortality rates derived from the insurer's population data.

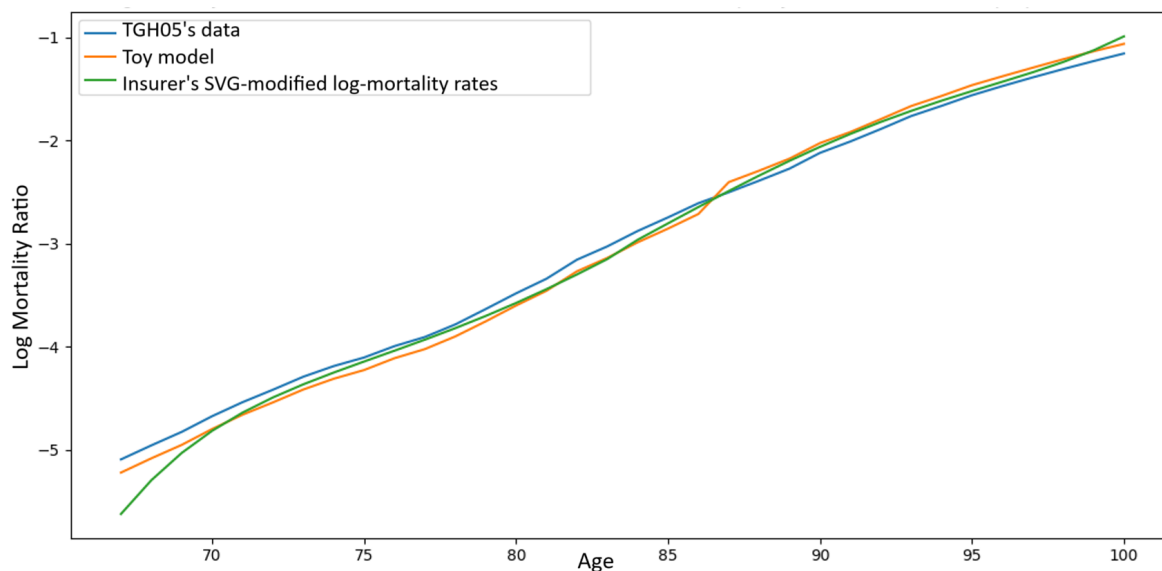


FIGURE 4.11 – TGH05's, SVG-filtered modified insurer's mortality rates and toy model mortality rate from 2017 to 2022.

This rectangularization of mortality observed among the insurer's annuitants, has significant implications for monitoring longevity and mortality risks using the MCUSUM. As mortality rates become more rectangular, with a greater concentration of deaths occurring at older ages, the detection of changes in mortality patterns becomes even more critical. The MCUSUM, with its ability to capture joint behavior and correlations among age tranches, offers a valuable tool for monitoring these changes and assessing longevity and mortality risks.

The rectangularization of mortality poses challenges for traditional monitoring methods that rely on assumptions of stationarity and univariate analyses. The MCUSUM, by contrast, is well-suited to handle the evolving patterns of mortality. It can adapt to the changing dynamics and identify shifts in mortality rates across age tranches, even in the presence of rectangularization. The use of the MCUSUM enables a more comprehensive and accurate monitoring of longevity and mortality risks by considering the interdependencies and joint behavior of mortality rates across age groups.

Moreover, the MCUSUM's ability to incorporate the correlation structure among age tranches is particularly valuable in the context of rectangularization (see 4.9 and 4.10). As mortality rates exhibit higher levels of correlation due to the shifting patterns of mortality, the MCUSUM can effectively capture these dependencies and identify changes in mortality risk that may not be apparent through univariate approaches. By leveraging the joint

information and correlations, the MCUSUM enhances the monitoring of longevity and mortality risks, providing a more nuanced understanding of the evolving mortality patterns associated with rectangularization.

In summary, the MCUSUM offers a powerful tool for monitoring longevity and mortality risks in the presence of rectangularization. By accounting for the joint behavior and correlations among age tranches, it enables a more accurate detection of changes in mortality patterns and provides insights into the evolving dynamics of longevity and mortality risks. The MCUSUM's ability to adapt to changing patterns and capture the complex relationships among mortality rates makes it a valuable tool for researchers and policymakers seeking to understand and manage the implications of rectangularization on population health and longevity.

4.7 Conclusion

This paper presents a multivariate cumulative sum (MCUSUM) procedure to detect changes in mortality intensity, which plays a critical role in risk management for insurance companies and pension funds. Unlike univariate methods, the MCUSUM accounts for interdependence between age-groups and provides a more comprehensive analysis of mortality trends. We have studied the efficacy of the MCUSUM method thanks to a comparison to univariate control charts and a case study of recent mortality data in France, Japan, Canada, and the USA, as well as an illustration with a real-world life insurance dataset. We have seen that MCUSUM is particularly relevant in the case of rectangularization effect or in presence of inter-age correlations or death postponing mechanisms.

The proposed framework may be adapted when the baseline is not from a GP regression but from an age-period-cohort model. In that case, we can propose the GP-framework on the residuals of the model. This is then a two-step approach : one uses APC for the mean function, and then applies the GP to the residuals of the model. While the current approach uses a separable GP kernel, which is a product of univariate kernels in Age and Year, this may be quite restrictive, handicapping the ability of GPs to discover data-driven dependence. [Ludkovski and Risk \(2023\)](#) have explored GP kernel composition and discovery for mortality models using a genetic programming algorithm. The approach involves the automation of the discovery of the most appropriate covariance structures for mortality analysis and removes the restriction of directly postulating the kernel family to be used. The research found that additional kernels, including random walk, periodicity, and more general ARIMA processes, can be used to represent richer structures, and existing APC covariance structures can be exactly matched through additive GP kernels.

Overall, the compositional kernel search approach offers a rich and descriptive structure of underlying mortality dynamics.

The proposed methodology may be useful to enhance risk management in insurance companies and pension funds, not only in terms of modeling and monitoring longevity and mortality risks, but also in terms of design of index-based hedging solutions, paving the way towards potential basis risk reduction. Further research is of course needed to determine the full scope of potential applications of MCUSUM techniques in life insurance and pension industries. In addition, future work could investigate techniques—such as Andrews Curves ([Andrews, 1972](#)) or the Mason-Tracy-Young (MTY) decomposition ([Tracy et al., 1992](#)) to help identify the origin and driving factors behind the multivariate signals detected by the MCUSUM procedure.

Acknowledgment : This work was done jointly with Karim Barigou, associate professor at the UC Louvain.

Bibliographie

- Abgrall, D., Habart, M., Rainer, C., and Sow, A. (2018). Exploring the longevity risk using statistical tools derived from the shiryayev–roberts procedure. *European Actuarial Journal*, 8(1) :27–51.
- Andrews, D. F. (1972). Plots of high-dimensional data. *Biometrics*, pages 125–136.
- Barigou, K., El Karoui, N., Loisel, S., and Salhi, Y. (2025a). Surveillance of actuarial assumptions in the enterprise risk management framework. *Working paper*.
- Barigou, K., El Karoui, N., Loisel, S., and Salhi, Y. (2025b). Surveillance of biometric assumptions in population dynamics. *Working paper*.
- Bersimis, S., Psarakis, S., and Panaretos, J. (2007). Multivariate statistical process control charts : an overview. *Quality and Reliability engineering international*, 23(5) :517–543.
- Brouhns, N., Denuit, M., and Van Keilegom, I. (2005). Bootstrapping the poisson log-bilinear model for mortality forecasting. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2005(3) :212–224.
- Cairns, A. J., Blake, D., and Dowd, K. (2006). A two-factor model for stochastic mortality with parameter uncertainty : theory and calibration. *Journal of Risk and Insurance*, 73(4) :687–718.
- Cairns, A. J., Blake, D., and Dowd, K. (2008). Modelling and management of mortality risk : a review. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2008(2-3) :79–113.
- Carter, L. R., Prskawetz, A., et al. (2001). Examining structural shifts in mortality using the lee-carter method. *Methoden und Ziele*, 39.
- Case, A. and Deaton, A. (2015). Rising morbidity and mortality in midlife among white non-hispanic americans in the 21st century. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112(49) :15078–15083.
- Chandola, V. and Vatsavai, R. R. (2011). A gaussian process based online change detection algorithm for monitoring periodic time series. In *Proceedings of the 2011 SIAM international conference on data mining*, pages 95–106. SIAM.
- Continuous Mortality Investigation Committee (2009). Continuous mortality investigation : a prototype mortality projections model : part two – detailed analysis. *Institute and Faculty of Actuaries*, Working paper 39.
- Dhaene, J., Denuit, M., Goovaerts, M. J., Kaas, R., and Vyncke, D. (2002a). The concept of comonotonicity in actuarial science and finance : applications. *Insurance : Mathematics and Economics*, 31(2) :133–161.

- Dhaene, J., Denuit, M., Goovaerts, M. J., Kaas, R., and Vyncke, D. (2002b). The concept of comonotonicity in actuarial science and finance : theory. *Insurance : Mathematics and Economics*, 31(1) :3–33.
- Djeundje, V. B., Haberman, S., Bajekal, M., and Lu, J. (2022). The slowdown in mortality improvement rates 2011–2017 : a multi-country analysis. *European Actuarial Journal*, 12(2) :839–878.
- European Commission (2009). Directive 2009/138/ec of the european parliament and of the council of 25 november 2009 on the taking-up and pursuit of the business of insurance and reinsurance (solvency ii).
- Fries, J. F. (1980). Aging, natural death, and the compression of morbidity. *The New England journal of medicine*, 303(3) :130–5.
- Gavrilova, N. and Gavrilov, L. (2015). Biodemography of old-age mortality in humans and rodents. *The journals of gerontology. Series A, Biological sciences and medical sciences*, 70 1 :1–9.
- Healy, J. D. (1987). A note on multivariate cusum procedures. *Technometrics*, 29(4) :409–412.
- Hunt, A. and Villegas, A. M. (2022). Mortality improvement rates : Modeling, parameter uncertainty, and robustness. *North American Actuarial Journal*, 0(0) :1–27.
- Huynh, N. and Ludkovski, M. (2021). Multi-output gaussian processes for multi-population longevity modelling. *Annals of Actuarial Science*, 15(2) :318–345.
- Jevtić, P., Luciano, E., and Vigna, E. (2013). Mortality surface by means of continuous time cohort models. *Insurance : Mathematics and Economics*, 53(1) :122–133.
- Jiang, W., Han, S. W., Tsui, K.-L., and Woodall, W. H. (2011). Spatiotemporal surveillance methods in the presence of spatial correlation. *Statistics in Medicine*, 30(5) :569–583.
- Joner Jr, M. D., Woodall, W. H., Reynolds Jr, M. R., and Fricker Jr, R. D. (2008). A one-sided mewma chart for health surveillance. *Quality and Reliability Engineering International*, 24(5) :503–518.
- Lee, R. D. and Carter, L. R. (1992). Modeling and forecasting us mortality. *Journal of the American statistical association*, 87(419) :659–671.
- Leon, D. A., Jdanov, D. A., and Shkolnikov, V. M. (2019). Trends in life expectancy and age-specific mortality in england and wales, 1970–2016, in comparison with a set of 22 high-income countries : an analysis of vital statistics data. *The Lancet Public Health*, 4(11) :e575–e582.

-
- Li, Z., Zou, C., Gong, Z., and Wang, Z. (2014). The computation of average run length and average time to signal : an overview. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 84(8) :1779–1802.
- Ludkovski, M. and Risk, J. (2023). Expressive mortality models through gaussian process kernels. *arXiv preprint arXiv :2305.01728*.
- Ludkovski, M., Risk, J., and Zail, H. (2018). Gaussian process models for mortality rates and improvement factors. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 48(3) :1307–1347.
- Mitchell, D., Brockett, P., Mendoza-Arriaga, R., and Muthuraman, K. (2013). Modeling and forecasting mortality rates. *Insurance : Mathematics and economics*, 52(2) :275–285.
- Olshansky, S. J., Passaro, D. J., Hershow, R. C., Layden, J., Carnes, B. A., Brody, J., Hayflick, L., Butler, R. N., Allison, D. B., and Ludwig, D. S. (2005). A potential decline in life expectancy in the united states in the 21st century. *New England Journal of Medicine*, 352(11) :1138–1145.
- Pascual, F. G. and Akhundjanov, S. B. (2020). Copula-based control charts for monitoring multivariate poisson processes with application to hepatitis c counts. *Journal of Quality Technology*, 52(2) :128–144.
- Qiu, P. (2013). *Introduction to statistical process control*. CRC press.
- Raleigh, V. S. (2019). Trends in life expectancy in eu and other oecd countries. (108).
- Rasmussen, C. E. and Williams, C. K. I. (2005). *Gaussian Processes for Machine Learning*. The MIT Press.
- Retirement Plans Experience Committee of the Society of Actuaries (RPEC) (2020). Mortality improvement scale mp-2020 report. Technical report.
- Rogerson, P. A. and Yamada, I. (2004). Monitoring change in spatial patterns of disease : comparing univariate and multivariate cumulative sum approaches. *Statistics in Medicine*, 23(14) :2195–2214.
- Roustant, O., Ginsbourger, D., and Deville, Y. (2012). Dicekriging, diceoptim : Two r packages for the analysis of computer experiments by kriging-based metamodeling and optimization. *Journal of statistical software*, 51 :1–55.
- Schafer, R. (2011). What is a savitzky-golay filter ? [lecture notes]. *IEEE Signal Processing Magazine*, 28 :111–117.
- TGH05 (2006). Tgh05. https://www.moneyvox.fr/r/rente_viagere_2007.pdf.
- Tracy, N. D., Young, J. C., and Mason, R. L. (1992). Multivariate control charts for individual observations. *Journal of quality technology*, 24(2) :88–95.

- Villegas, A. M., Haberman, S., Kaishev, V. K., and Millossovich, P. (2017). A comparative study of two-population models for the assessment of basis risk in longevity hedges. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 47(3) :631–679.
- Xu, Y., Sherris, M., and Ziveyi, J. (2020). Continuous-time multi-cohort mortality modelling with affine processes. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2020(6) :526–552.

Conclusion et perspectives de recherche

Cette thèse a mis en évidence les défis considérables auxquels fait face le secteur de l'assurance santé et vie en raison de la convergence de risques émergents : innovations thérapeutiques, évolutions comportementales et chocs climatiques. L'analyse comparative des trois approches développées confirme la nécessité d'une transformation méthodologique profonde des pratiques actuarielles. La rectangularisation des courbes de mortalité, observée dans le contexte des interventions préventives, illustre les limites biologiques des gains de longévité, tandis que la surveillance multivariée permet de détecter précocement les changements de régime de mortalité nécessaires à une gestion proactive des risques.

Ces travaux démontrent que l'efficacité des outils de modélisation repose sur leur capacité à intégrer simultanément l'hétérogénéité des populations, la volatilité des facteurs de risque et les incertitudes liées aux chocs exogènes. La complémentarité entre modélisation prédictive et surveillance en temps réel s'impose comme un prérequis pour maintenir la pertinence des modèles actuariels dans un environnement de plus en plus instable. L'intégration obligatoire des scénarios climatiques dans l'ORSA marque une transition qui exige des assureurs une adaptation rapide de leurs capacités d'analyse prospective

Le chapitre 2 a mis en évidence que les effets synergiques des traitements innovants et de l'activité physique révèle un paradoxe fondamental : si ces interventions procurent des bénéfices de mortalité significatifs à court terme (1-2 ans), leur impact diminue progressivement en raison de la rectangularisation des courbes de survie. En plus d'être expliquée par un abandon très fréquent des traitements, cette compression des décès dans une tranche d'âge plus étroite aux âges avancés suggère l'existence de limites biologiques intrinsèques aux gains de longévité. Pour les assureurs, cette observation implique que les bénéfices financiers des programmes préventifs, bien que réels, restent limités dans le temps et ne peuvent constituer une solution durable aux pressions de sinistralité.

Le chapitre 3 souligne que l'élaboration de scénarios climatiques pour l'assurance santé et vie nécessite une approche pragmatique privilégiant les effets directs et indéniables du changement climatique. Les recommandations développées soulignent l'importance

de construire des scénarios non-lisses intégrant les actions de gestion et les réactions potentielles des acteurs, tout en considérant les risques systémiques. L'application aux maladies vectorielles et aux vagues de chaleur en France métropolitaine démontre la faisabilité de cette approche, bien que la méthodologie reste transposable à d'autres branches d'activité et régions géographiques. La distinction essentielle entre stress tests et prévisions doit être maintenue pour éviter les confusions d'interprétation par les parties prenantes.

Le chapitre 4 quant à lui pointe l'intérêt que la méthode MCUSUM (Multivariate Cumulative Sum) basée sur les processus gaussiens offre pour la surveillance de la mortalité en temps réel. Contrairement aux approches univariées, le MCUSUM exploite les interdépendances entre groupes d'âge et fournit une analyse plus complète des tendances de mortalité. L'efficacité de cette méthode se révèle particulièrement marquée en présence d'effets de rectangularisation ou de corrélations inter-âges, comme l'ont confirmé les analyses sur les données françaises, japonaises, canadiennes et américaines. L'extension proposée vers les modèles âge-période-cohorte ouvrent des perspectives prometteuses pour l'amélioration continue de la surveillance actuarielle.

Cette thèse ouvre enfin de nouvelles perspectives de recherche qui devront se concentrer sur l'intégration des différentes approches de surveillance développées. L'articulation entre méthodes de détection statistique, modèles de projection climatique et outils de stress testing réglementaire nécessite le développement de plateformes technologiques capables de traiter simultanément des données hétérogènes en temps réel. L'amélioration de l'adhérence aux interventions préventives, notamment par l'usage de données comportementales et de technologies portables, représente également un axe de développement majeur pour maximiser l'efficacité des programmes de prévention. Finalement, l'intégration de l'intelligence artificielle et de l'apprentissage automatique dans les processus de surveillance ouvre de nouvelles perspectives pour la détection précoce des anomalies.