



**NEXIALOG**  
CONSULTING

# MODÉLISATION ET DÉCOMPOSITION DE LA DÉRIVE DES DÉPENSES DE SANTÉ

EFFETS DÉMOGRAPHIQUES, D'OFFRE DE  
SOINS, ÉCONOMIQUES, RÉGLEMENTAIRES,  
CLIMATIQUES ET COMPORTEMENTAUX

STL · Ridge · F×C Laspeyres · Kitagawa · Blinder-Oaxaca · CUSUM/EWMA · Weibull · IRCS · HMM à régimes

**JUIN 2026**

**Mame Diarra FAYE**, Manager Actuariat Produit, Nexialog

**Données** : Portefeuille client\* + Open DAMIR + variables exogènes (INSEE, DREES, Météo-France)

**Période** : Janvier 2018 – Décembre 2023 (72 observations mensuelles)

\*Portefeuille de démonstration, calibré sur des observations macroéconomiques réelles (DREES, CNAM, INSEE, Météo-France) et sur l'expérience Nexialog du comportement des assurés en santé. Cette démarche, standard pour la validation de méthodes actuarielles, illustre la méthodologie de façon reproductible ; sa construction est détaillée en section 2.3.

# SOMMAIRE

---

	<b>RÉSUMÉ</b> .....	1
	APPROCHE INTERDISCIPLINAIRE	
	LES TROIS TYPES DE DÉRIVE	
	DÉRIVE DÉMOGRAPHIQUE VS COMPORTEMENTALE	
	RÉSULTATS PRINCIPAUX	
	SIX RÈGLES POUR PILOTER LA DÉRIVE	
<b>01</b>	<b>DÉFINITION ET OBJECTIFS</b> .....	6
	1.1 DÉRIVE ACTUARIELLE EN SANTÉ	
	1.2 OBJECTIFS DE LA NOTE	
<b>02</b>	<b>DONNÉES</b> .....	8
	2.1 SOURCE PRINCIPALE : OPEN DAMIR	
	2.2 VARIABLES EXOGÈNES	
	2.3 DONNÉES FICTIVES : RAISONS MÉTHODOLOGIQUES ET CONSTRUCTION	
<b>03</b>	<b>STATISTIQUES DESCRIPTIVES (2018–2023)</b> .....	10
<b>04</b>	<b>MÉTHODE 1 - STL : DÉCOMPOSITION TENDANCE + SAISONNALITÉ + RÉSIDU</b> .....	11
	4.1 DÉFINITION ET LIEN AVEC LA DÉRIVE	
	4.2 CE QUE L'ASSUREUR DOIT RETENIR	
<b>05</b>	<b>MÉTHODE 2 - DÉRIVE ANNUELLE : TAUX CUMULÉ ET ANNUALISÉ</b> .....	14
	5.1 DÉFINITION ET LIEN AVEC LA DÉRIVE	
	5.2 RÉSULTATS — PORTEFEUILLE CLIENT 2018–2023	
	5.2 CE QUE L'ASSUREUR DOIT RETENIR	
<b>06</b>	<b>MÉTHODE 3 - TEST DE CHOW : DÉTECTION DE RUPTURE STRUCTURELLE</b> .....	16
	6.1 DÉFINITION ET LIEN AVEC LA DÉRIVE	
	6.2 RÉSULTATS — PORTEFEUILLE CLIENT	
	6.3 CE QUE L'ASSUREUR DOIT RETENIR	
<b>07</b>	<b>MÉTHODE 4 - CUSUM/EWMA : SURVEILLANCE EN TEMPS RÉEL</b> .....	18
	7.1 DÉFINITION ET LIEN AVEC LA DÉRIVE	
	7.2 RÉSULTATS — PORTEFEUILLE CLIENT	

<b>08</b>	<b>MÉTHODE 5 - DÉCOMPOSITION F×C ET INDICE DE LASPEYRES</b> .....	20
	8.1 DÉFINITION ET LIEN AVEC LA DÉRIVE	
	8.2 RÉSULTATS — PORTEFEUILLE CLIENT (2018 VS 2023)	
	8.3 TABLEAU SYNTHÉTIQUE ET CE QUE L'ASSUREUR DOIT RETENIR	
<b>09</b>	<b>MÉTHODE 6 - RÉGRESSION RIDGE : ATTRIBUTION DES EFFETS PAR FACTEUR</b> .....	25
	9.1 DÉFINITION ET LIEN AVEC LA DÉRIVE	
	9.2 RÉSULTATS — PORTEFEUILLE CLIENT	
	9.3 CE QUE L'ASSUREUR DOIT RETENIR	
<b>10</b>	<b>MÉTHODE 7 - DÉCOMPOSITION KITAGAWA : EFFET STRUCTURE VS EFFET COMPORTEMENT</b> .....	31
	10.1 DÉFINITION ET LIEN AVEC LA DÉRIVE	
	10.2 RÉSULTATS — PORTEFEUILLE CLIENT	
	10.3 CE QUE L'ASSUREUR DOIT RETENIR	
<b>11</b>	<b>MÉTHODE 8 - BLINDER-OAXACA : DOTATION VS RENDEMENT</b> .....	33
	11.1 DÉFINITION ET LIEN AVEC LA DÉRIVE	
<b>12</b>	<b>MÉTHODE 9 - IRCS : INDICE DE RISQUE CLIMATIQUE SANTÉ</b> .....	35
	12.1 DÉFINITION, POSITIONNEMENT ET DISTINCTION AVEC L'IRCS OFFICIEL	
	12.2 VARIABLES D'ENTRÉE ET JUSTIFICATION	
	12.3 CONSTRUCTION DE L'IRCS — MÉTHODE EN SIX ÉTAPES	
	12.4 RÉSULTATS — PORTEFEUILLE CLIENT	
	12.5 CE QUE L'ASSUREUR DOIT RETENIR	
<b>13</b>	<b>MÉTHODE 10 - SURVIE DE WEIBULL : DURÉE DE VIE TARIFAIRE</b> .....	39
	13.1 DÉFINITION ET LIEN AVEC LA DÉRIVE	
<b>14</b>	<b>MÉTHODE 11 - MODÈLE HMM :  DÉTECTION DE RÉGIMES DE SINISTRALITÉ</b> .....	40
	14.1 DÉFINITION ET LIEN AVEC LA DÉRIVE	
<b>15</b>	<b>PROJECTION DES DÉPENSES SUR 5 ANS - MONTE-CARLO</b> .....	42
	15.1 MÉTHODOLOGIE	
	15.2 GRAPHE DE PROJECTION AVEC INTERVALLES DE CONFIANCE	
	15.3 TABLEAU DES VALEURS PROJETÉES	
	15.4 CE QUE L'ASSUREUR DOIT RETENIR	
<b>16</b>	<b>PROCESSUS RECOMMANDÉ DE CALCUL DE LA DÉRIVE</b> .....	44
	16.1 JUSTIFICATION DE LA COMBINAISON	
	16.2 LES 6 ÉTAPES EN DÉTAIL	
	16.3 INDICATEURS PRODUITS	
	16.4 FRÉQUENCE RECOMMANDÉE	

<b>MATRICE DÉCISIONNELLE</b> .....	46
<b>RÉFÉRENCES</b> .....	47
<b>ANNEXES</b> .....	48
<b>CONTACTS</b> .....	52

# RÉSUMÉ

## Maîtriser la dérive sinistralité : du diagnostic causal à la décision tarifaire.

Face à une dérive non expliquée, tout assureur se retrouve contraint d'arbitrer à l'aveugle entre hausse de cotisation, modification des garanties ou acceptation d'un résultat technique dégradé. Cette note propose un cadre analytique structuré pour identifier les causes réelles de la dérive, quantifier leur contribution respective et en déduire des leviers d'action opérationnels — qu'il s'agisse de tarification, de provisionnement ou de pilotage du réseau de soins.

Une dérive de sinistralité non expliquée mène inévitablement à des hausses tarifaires répétées, des résiliations en cascade, et dans les cas extrêmes une mise en run-off du portefeuille. **Cette note propose un cadre structuré pour décomposer la dérive en causes identifiées, chiffrer chacune d'elles, et en déduire des actions concrètes.** Les onze méthodes présentées sont des outils au service d'une question unique : que faire pour piloter la dérive de mon portefeuille santé ?

### Une approche interdisciplinaire au service d'un objectif unique

Pour mener à bien cette étude de la dérive, nous avons fait le choix de sortir des sentiers battus de l'actuariat classique. Aucune méthode standard ne permet, à elle seule, de couvrir simultanément les quatre dimensions du problème : **mesurer** la dérive de fond, **détecter** une rupture en temps réel, **attribuer** chaque euro de dérive à une cause identifiable, et **projeter** l'évolution future avec des intervalles de confiance réalistes. Nous combinons donc onze méthodes complémentaires issues de l'actuariat classique, du contrôle qualité industriel (CUSUM/EWMA), de la maintenance prédictive aérospatiale (survie de Weibull), d'un indice climatique développé pour cette note (IRCS, dérivé de l'ICAF) et de la finance quantitative (HMM à régimes).

**Ce que cette note vous apporte concrètement.** Trop souvent, les assureurs font face à leur dérive avec les mêmes outils : une comparaison N/N-1, un taux de dérive global, une hausse de cotisation. C'est insuffisant — et parfois contre-productif. Cette note propose un processus complet en 6 étapes qui vous permet de **savoir précisément d'où vient chaque euro de dérive**, d'identifier ce qui est inévitable (à provisionner) et ce qui est actionnable (à maîtriser), et de projeter votre sinistralité avec des intervalles de confiance réalistes pour préparer vos campagnes tarifaires.

Le tableau suivant présente les 12 méthodes déployées dans cette note, les indicateurs qu'elles produisent, et — surtout — **les décisions concrètes qu'elles permettent de prendre.** Chaque méthode répond à une question opérationnelle précise.

N° Méthode (Étape)	Description	Rôle opérationnel
<b>1</b> STL Décomposition <i>[Étape 1]</i>	Sépare la série mensuelle en tendance (dérive vraie), saisonnalité (cycle annuel) et chocs ponctuels. Sans cette étape, tout indicateur de dérive est biaisé par les effets de calendrier.	Produit le CAGR +3,29%/an = taux de dérive de référence pour le PPA. Identifie le pic sept. et le creux août.
<b>2</b> Dérive annuelle CAGR / taux <i>[Étape 1]</i>	Traduit la composante tendance STL en taux annualisés directement exploitables : +5,3% en 2019, +21,4% cumulé 2018–2023.	Entrée directe du PPA. Permet la comparaison inter-exercices sans biais saisonnier.
<b>3</b> Test de Chow Rupture struct. <i>[Étape 2]</i>	Détecte si les paramètres de référence ont changé à une date précise. Si oui, les données antérieures ne sont plus valides pour projeter.	Rupture RAC mai 2022 ( $F = 16,7, p \approx 0$ ). Recalibrage de tous les paramètres post-rupture.
<b>4</b> CUSUM / EWMA Alerte précoce <i>[Étape 2]</i>	Détecte une dérive naissante 3 à 6 mois avant qu'elle soit visible dans les comptes. Fonctionne en mode alerte ponctuelle, sans surveillance mensuelle active.	Signal mai 2019 (canicule), signaux 2021–2023. Permet de réagir avant la campagne tarifaire.
<b>5</b> Décomp. $F \times C$ Laspeyres <i>[Étape 3]</i>	Répond à : la dérive vient-elle de plus d'actes (fréquence) ou d'actes plus chers (coût) ? La réponse oriente entièrement les actions à mener.	69% fréquence / 30% coût. Si fréquence domine → prévention, pas hausse tarifaire seule.
<b>6</b> Régression Ridge Attribution causale <i>[Étape 3]</i>	Chiffre la part de dérive imputable à chaque cause : vieillissement, offre de soins, réglementation, économique, climat. Gère la colinéarité entre variables.	7 groupes causaux. Vieillessement +24% = inévitable. Offre soins +24% = réseau actionnable.
<b>7</b> Kitagawa Struct. vs Comport. <i>[Étape 4]</i>	Sépare la dérive inévitable liée au vieillissement du portefeuille (ES) de la dérive actionnable liée aux comportements de consommation (EC).	ES → provisionner. EC → maîtriser par prévention. Clé pour allouer le budget d'action.
<b>8</b> Blinder-Oaxaca Dotation vs Rdmt <i>[Étape 4]</i>	Mesure si les comportements ont structurellement changé entre deux sous-périodes, indépendamment de l'évolution de la composition du portefeuille.	+107 = changement de comportement pur (100% Santé). Cible la maîtrise médicalisée.
<b>9</b> IRCS Risque climatique <i>[Étape 5]</i>	Calcule chaque mars un indice de risque climatique pour l'été (0–100), dérivé de l'ICAF. Anticipe le surcoût estival avant la canicule, pas après.	$r = 0,942$ . 2022 : 479 k€ anticipé. Chargement estival intégré dans le tarif de mai.
<b>10</b> Monte-Carlo Projection 5 ans <i>[Étape 6]</i>	Simule 1 000 scénarios de dérive intégrant tendance Ridge, saisonnalité et volatilité historique, pour produire des intervalles de confiance réalistes.	Méd. 5778 €/personne en 2028 [5283 ; 6480 IC90 %]. 3 scénarios actionnables en campagne tarifaire.
<b>11</b> Survie Weibull Durée vie tarifaire <i>[Transversal]</i>	Modélise la durée de vie d'un tarif avant obsolescence. Répond à la question opérationnelle : combien de temps mon tarif actuel est-il encore valide ?	$T_{50} = 5,2$ mois. Si signal CUSUM et $T_{50} < 6$ mois → révision tarifaire prioritaire.
<b>12</b> HMM Régimes sinistralité <i>[Transversal]</i>	Identifie automatiquement si le portefeuille est en régime de sinistralité normale ou élevée, et quantifie la probabilité de bascule sur 12 mois.	$P(\text{bascule/an}) = 69\% \rightarrow$ chargement sécurité +214 €/personne. Alimente le provisionnement dynamique.

Tableau 0 — Les douze méthodes dans l'ordre du processus (Étapes 1→6). Colonnes : description vulgarisée / rôle concret dans le pilotage de la dérive / formule simplifiée. Codes couleur : ● Mesure (Étape 1), ● Détection (Étape 2), ● Attribution (Étape 3), ● Démographie (Étape 4), ● Climat (Étape 5), ● Projection (Étape 6), ● Transversal.

## Les trois types de dérive : tendance, saisonnalité et chocs

Avant d'agir, il est essentiel de comprendre à quel type de dérive on est confronté. **Toutes ne se traitent pas de la même façon.** La décomposition STL (Méthode 1) distingue trois composantes dans toute série de dépenses mensuelles :

Type	Description	Exemple	Action à mener
<b>Tendance</b> (dérive structurelle)	Hausse progressive et durable des dépenses, année après année. C'est la dérive « vraie » à piloter en tarification.	+3,29%/an sur 2018–2023	Intégrer un chargement de tendance dans le PPA. Réviser annuellement.
<b>Saisonnalité</b> (cycle annuel)	Fluctuation régulière et prévisible selon le mois. Elle se répète chaque année à la même période. Ce n'est <b>PAS</b> une dérive.	Pic septembre, creux août (±14,1 €/personne)	Ne jamais comparer un mois isolé à N-1 sans correction saisonnière. Pic saisonnier = pas d'action tarifaire.
<b>Choc ponctuel</b> (résidu)	Événement imprévu et non répétable. Pas une dérive de fond.	Covid T2 2020, canicule juin 2019	Neutraliser avant toute projection. Si récurrent, intégrer comme composante à part entière.

**Règle fondamentale :** si sur un mois donné les dépenses bondissent, la première question est toujours : *tendance, saisonnalité ou choc* ? Un pic de septembre n'est pas une dérive. Une hausse graduelle de 0,3 % chaque mois pendant 18 mois en est une.

### Dérive démographique vs dérive comportementale : deux logiques, deux réponses

Une fois la tendance isolée, la question suivante est : *cette dérive vient-elle de qui sont vos assurés, ou de la façon dont ils consomment* ? La réponse change radicalement les leviers d'action.

Effet	Signification	Action
<b>Démographique</b> (ES — Kitagawa)	La structure du portefeuille a évolué : plus d'assurés âgés, plus de patients en ALD. Même si les comportements restaient identiques, la dépense augmenterait mécaniquement.	<b>À provisionner, pas à combattre.</b> Anticiper dans les provisions techniques. Surveiller la pyramide des âges du portefeuille.
<b>Comportemental</b> (EC — Kitagawa)	Les mêmes assurés (même profil) consomment davantage qu'avant : effet d'une réforme (100 % Santé) ou amélioration de l'accès aux soins.	<b>Actionnable.</b> Programmes de prévention, maîtrise médicalisée et parcours de soins peuvent modérer cet effet.

**Agir sur le bon levier évite de dépenser de l'énergie sur un phénomène structurellement hors de portée.**

Facteur	Part	Nature	Levier
Vieillessement	+24 %	Inévitable. La structure de la population vieillit indépendamment du portefeuille.	Provisionner. Ajuster les tables de charge. Surveiller la pyramide des âges.
Tendance structurelle	+22 %	Inévitable. Dérive de fond liée à l'évolution générale du système de santé.	Intégrer dans le PPA. Chargement de tendance +3,3 %/an.
Offre de soins	+24 %	Partiellement actionnable. Les déserts médicaux s'aggravent mais l'assureur peut orienter les assurés.	Réseau de soins préférentiel. Téléconsultation. Parcours de soins coordonné.
Effet réglementaire	+8 %	Subi. La réforme 100 % Santé est imposée par la loi.	Provisionner la montée en charge. Adapter les garanties.
Effet économique	+14 %	Partiellement actionnable. Lié au niveau de vie des assurés.	Segmentation des garanties. Offres adaptées à la situation socio-économique.
Risque climatique	+3 %	Partiellement anticipable. Les canicules ne se contrôlent pas mais leur impact financier si.	IRCS en mars. Chargement estival. Prévention chaleur pour les assurés vulnérables.

### Résultats principaux sur le portefeuille 2018–2023

Sur le portefeuille étudié (2018–2023), la dérive totale est de +21,4 % **en 6 ans**, soit +3,29 %/an en tendance de fond. En clair : un assuré dont la dépense de santé totale (tous régimes) atteignait 4 000 €/an en 2018 atteint **4 855 €** en 2023. Pour refermer ce gap, **une hausse tarifaire annuelle de 3 à 4 % est nécessaire rien que pour maintenir l'équilibre technique.**

La dérive n'est pas uniforme. L'analyse montre que **69 % de la dérive vient d'une augmentation du nombre d'actes** (recours aux soins en hausse), et seulement 30 % d'une hausse du coût par acte. Ce résultat est structurellement important : *une hausse de cotisation seule ne suffit pas — il faut agir sur le volume de recours.*

**En cas de non-détection précoce**, la dérive s'accumule silencieusement. Le système CUSUM/EWMA détecte les signaux d'accélération 3 à 6 mois avant qu'ils n'apparaissent dans les comptes annuels.

**Projection 2024–2028** : En l'absence d'action, la **dépense de santé par personne** atteindrait entre **5 394 € (scénario optimiste)** et **6 296 € (scénario pessimiste)** d'ici 2028, contre 4 855 € fin 2023, soit un scénario médian à **5 778 €/personne** (+19 % sur 5 ans). Cette dérive combine la hausse de fréquence (effet volume, 69 % de la dérive observée) et celle du coût moyen par acte (30 %) ; c'est la grandeur à provisionner.

**Synthèse : six règles pour piloter la dérive — à l'usage des équipes de tarification et de pilotage**

**R1 — Décomposer avant de décider.** Ne jamais prendre de décision tarifaire sur la série brute mensuelle. Un pic de septembre n'est pas une dérive : c'est la rentrée. Utiliser la décomposition STL pour isoler la tendance réelle.

**R2 — Tester si la règle du jeu a changé.** Avant de projeter, vérifier qu'il n'y a pas eu de rupture structurelle (nouvelle réforme, choc sanitaire). Si oui, recalibrer tous les paramètres sur la nouvelle période.

**R3 — Tester l'indépendance F/C avant d'agir sur la bonne cause.** En assurance santé, fréquence et coût moyen ne sont pas nécessairement indépendants. Avant d'interpréter la décomposition  $F \times C$  de façon causale, vérifier que les deux indicateurs évoluent sous des déterminants distincts (test de Spearman ou de Granger). Si l'hypothèse tient : si la dérive vient du volume (fréquence), il faut des actions sur le recours ; si elle vient du coût moyen, la révision des barèmes prime. Si l'hypothèse est rejetée, lire les contributions comme des ordres de grandeur et privilégier l'attribution causale par Ridge (R4).

**R4 — Séparer l'inévitable de l'actionnable.** Le vieillissement et la tendance structurelle sont à provisionner — ils ne se combattent pas. Les comportements de consommation et l'organisation des soins sont actionnables. Confondre ces deux natures génère des plans d'action coûteux et inefficaces.

**R5 — Anticiper le risque climatique dès mars.** Calculer l'IRCS chaque année en mars sur la base des prévisions météo. Appliquer le chargement estival avant la campagne de mai — pas après la canicule.

**R6 — Calibrer la durée de vie du tarif.** Un tarif ne reste valide que 5 à 6 mois en moyenne avant que la dérive ne le dépasse. Ne pas attendre la campagne annuelle pour réagir si un signal CUSUM est déclenché.

**Mots-clés :** dérive sinistralité, STL, Ridge, CUSUM, EWMA, Weibull, IRCS, HMM, Kitagawa, Laspeyres, Open DAMIR, actuariat santé, tarification complémentaire.

# 1. DÉFINITION ET OBJECTIFS

## 1.1 Dérive actuarielle en santé

La notion de dérive des dépenses de santé recouvre des phénomènes distincts selon l'échelle temporelle considérée : elle peut désigner un glissement tendanciel pluriannuel, une rupture structurelle liée à un choc réglementaire, ou une accélération saisonnière liée aux vagues de chaleur. Nous adoptons la définition formelle suivante, ancrée sur les indicateurs calculables à partir des données étudiées.

### Définition 1.1

La dérive désigne l'évolution tendancielle et structurelle du coût moyen ou de la fréquence de consommation médicale sur une population donnée, au-delà de l'inflation générale des prix. Pour un indicateur  $I_t$  issu de ce périmètre, le taux de dérive mensuel est :

$$\delta_t = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}, \quad t = 1, \dots, T$$

et la dérive cumulée sur  $[t_0, T]$  :

$$\Delta_{t_0, T} = \frac{I_T}{I_{t_0}} - 1 = \prod_{t=t_0+1}^T (1 + \delta_t) - 1$$

### Définition 1.2

Soient  $Q_t$  le nombre d'actes,  $N_t$  l'effectif annuel (source INSEE), et  $M_t$  les montants remboursés au mois  $t$ . On distingue trois familles d'indicateurs selon l'angle d'analyse :

$$C_t^{\text{acte}} = \frac{\sum_i \text{Dépense}_i}{\sum_i Q_i} \quad (\text{coût moyen par acte})$$

$$C_t^{\text{pers}} = \frac{\sum_i \text{Dépense}_i}{N_t} \quad (\text{dépense par assuré})$$

$$F_t = \frac{\sum_i Q_i}{N_t} \quad (\text{fréquence de consommation})$$

**Métrique de référence : la dépense par personne.** Conformément à la pratique des sources institutionnelles (DREES, ONDAM, OCDE) et de la littérature actuarielle, la dérive est mesurée **sur la dépense de santé par assuré**  $C_t^{\text{pers}} = F_t \times C_t^{\text{acte}}$ . C'est l'unité sur laquelle reposent directement la prime pure, le ratio S/P et le provisionnement. Toutes les analyses de série de cette note — décomposition STL, dérive annuelle, ruptures de Chow, surveillance CUSUM/EWMA, attribution Ridge, projection Monte-Carlo — portent donc sur la série mensuelle de dépense par personne (en €/personne). Les décompositions  $F \times C$  de Laspeyres et de Kitagawa répartissent ensuite cette dérive entre effet volume (fréquence) et effet coût ; c'est dans ce seul cadre que le coût moyen par acte  $C_t^{\text{acte}}$  intervient, comme composante exprimée en €/acte. Le résultat structurant est que l'effet volume domine (**69 % fréquence contre 30 % coût par acte**), ce qu'une mesure « par acte » seule ne pourrait pas faire apparaître.

## 1.2 Objectifs de la note

Cette note poursuit quatre objectifs complémentaires :

- **Formaliser la décomposition** de la dérive en effets identifiables (climatique, vieillissement, économique, réglementaire, comportemental) avec attribution chiffrée par facteur.
- **Intégrer des méthodes issues d'autres disciplines** — contrôle qualité industriel, maintenance aérospatiale, finance quantitative — pour enrichir l'outillage actuariel là où les méthodes classiques atteignent leurs limites.
- **Quantifier les contributions** de chaque effet sur le portefeuille, puis extrapoler à ce que seraient les signaux sur données réelles.
- **Fournir un outil opérationnel** de tarification et de provisionnement, intégré dans la plateforme NEXIAdonnées.

### 1.2.1 Positionnement dans la littérature

La littérature actuarielle santé française recourt principalement aux modèles ARIMA/SARIMA pour la projection du ratio sinistres/cotisations (S/C) dans le cadre du Plan Prévisionnel d'Activité, à la décomposition  $F \times C$  de Laspeyres pour la tarification modulaire par poste de soins, et aux tests de rupture structurelle (Chow) pour la détection de changements de régime tarifaire. La présente note s'inscrit dans ce cadre tout en l'étendant à des méthodes issues d'autres champs — contrôle qualité (CUSUM), finance quantitative (HMM), fiabilité industrielle (Weibull) — pour enrichir l'outillage de détection et de projection de la dérive. Dans les travaux que nous avons recensés, nous n'avons pas identifié de précédent combinant CUSUM/EWMA [1, 2], survie de Weibull [4], modèles à régimes (HMM) [3] et indices composites de risque climatique appliqués à l'analyse de la dérive. C'est sur ce point spécifique que cette note constitue une contribution.

## 2. DONNÉES

### 2.1 Source principale : Open DAMIR

Open DAMIR (Données de l'Assurance Maladie Inter-Régimes) couvre l'ensemble des dépenses remboursées par l'Assurance Maladie, à l'exception d'une grande majorité des prestations hospitalières du secteur public.

**Nomenclature des postes :** cette étude distingue six postes de soins (Soins de ville, Hospitalisation, Pharmacie, Dentaire, Optique, Audioprothèses). Les postes Dentaire, Optique et Audioprothèses sont traités séparément pour capter l'impact spécifique du 100 % Santé sur ce segment. Sur données réelles, il est recommandé de l'isoler pour une analyse de dérive fiable.

### 2.2 Variables exogènes

Nom de la variable	Source	Fréquence	Utilité pour la dérive
<b>Famille 1 — Démographique</b>			
Indice de vieillesse	INSEE	Annuelle	Ratio 65 + / 0-19 × 100 — proxy vieillissement portefeuille → dérive structurelle
Prévalence des ALD	CNAM	Annuelle	% population en ALD — base structurelle de consommation chronique
Part des 65 ans et plus	INSEE	Annuelle	Part des 65+ dans la population assurée
Taux de natalité	INSEE	Annuelle	Naissances/1 000 hab. — contraction long terme de la pop. assurée
<b>Famille 2 — Socio-économique</b>			
Taux de chômage	INSEE	Trimestrielle	Report de soins en période de chômage ; baisse consommation préventive, hausse de consommation urgente et médicalement nécessaire
Niveau de vie médian	INSEE	Annuelle	Effet richesse : optique, dentaire, audioprothèses combiné à un effet de recours aux soins préventifs plus fréquents impactant la baisse au recours aux soins évitables
Taux de pauvreté	INSEE	Annuelle	Vulnérabilité économique → recours urgences, report soins préventifs
Part des bénéficiaires CMU-C	CNAM	Annuelle	% bénéficiaires CMU-C — proxy précarité santé
<b>Famille 3 — Offre de soins</b>			
Densité médicale	DREES	Annuelle	Médecins/100 000 hab. — déserts médicaux → report urgences
Part des médecins secteur 2	DREES	Annuelle	% médecins sect. 2 — dépassements honoraires → effet RAC/personne
Densité infirmière	DREES	Annuelle	Accessibilité soins infirmiers à domicile
Population en désert médical	DREES	Annuelle	% population en désert médical
<b>Famille 4 — Climatique (IRCS)</b>			
Jours de canicule	Météo-France	Mensuelle	Composante IRCS principale (poids 75,8%)
Température maximale	Météo-France	Mensuelle	Composante IRCS (poids 22,9%)
Indice de qualité de l'air	Atmo France / GEODAIR	Mensuelle	Composante IRCS (poids 1,3%) — pathologies respiratoires
Jours de gel	Météo-France	Mensuelle	Pathologies cardio-respiratoires hivernales
Précipitations mensuelles	Météo-France	Mensuelle	Saisonnalité des consultations
<b>Famille 5 — Épidémiologique</b>			
Incidence de la grippe	SPF Géodes	Mensuelle	Cas/100 000 hab. — saisonnalité épidémique → consultations
Taux de vaccination grippe	DREES	Annuelle	Impact préventif sur consommation de soins hivernaux

**Note sur les variables disponibles et non retenues — focus sur la population ALD.** Le dataset de référence (fichier input) contient également :

1. **Jours de gel** (Météo-France, mensuelle) — variable climatique hivernale ciblant les pathologies cardio-respiratoires ; exclue de l'IRCS car sa variabilité inter-annuelle est sensiblement plus faible que celle de la canicule, la rendant moins discriminante pour un chargement prospectif variable.
2. **Précipitations mensuelles** (Météo-France) — exclue de l'IRCS car sa corrélation avec les dépenses médicales complémentaires est faible sur le périmètre soins de ville.
3. **Incidence de la grippe et taux de vaccination grippe** (Santé Publique France / DREES) — partiellement capturés par la composante saisonnière STL (pic hivernal régulier) ; leur inclusion dans Ridge apporterait de la valeur sur données réelles avec un historique épidémiologique complet.

Ces trois groupes de variables constituent les extensions prioritaires de la méthodologie sur données réelles.

**Focus — population en affection de longue durée (ALD).** La prévalence des ALD figure parmi les variables structurelles disponibles, et son rôle mérite un éclairage car cette population est parfois écartée à tort de l'analyse de la dérive, au motif d'une prise en charge intégrale par l'Assurance maladie. L'exonération du ticket modérateur ne porte en réalité que sur la base de remboursement et sur les seuls soins liés à l'affection : dépassements d'honoraires, forfait journalier hospitalier et soins sans rapport avec l'ALD demeurent à la charge de la complémentaire. Sa croissance structurelle, son rôle d'indicateur avancé du coût futur et la sensibilité accrue des patients chroniques aux épisodes climatiques en font un facteur de dérive à part entière.

### 2.3 Données fictives : raisons méthodologiques et construction

En l'absence de données réelles accessibles publiquement au niveau de granularité requis, un portefeuille client a été simulé. Cette approche est standard dans la littérature de validation de méthodes actuarielles [14].

**Construction du portefeuille client :** Le portefeuille (4 320 observations mensuelles, 2018–2023) est généré par simulation Monte-Carlo avec les contraintes suivantes :

- Dépense par acte  $\sim \mathcal{N}(\mu_{\text{poste}}, \sigma_{\text{poste}})$  avec  $\mu_{\text{hospi}} \approx 1\,800$  €,  $\mu_{\text{ville}} \approx 50$  €
- Taux de remboursement SS cohérent avec les publications Ameli : 63–64 % en soins de ville au tarif opposable ; tous postes confondus le taux AMO moyen est de l'ordre de 81 % (DREES 2024). Le 100 % Santé supprime le reste à charge résiduel sur les paniers concernés (optique, dentaire, audiologie) à partir de 2020–2021
- Surcoût climatique proportionnel aux jours de canicule observés (2022 : 142 274 € vs 869 € en 2020)
- Indicatrices réglementaires :  $D_{\text{covid}}$  (T2 2020),  $D_{100\text{pct\_sante}}$  (2020+),  $D_{\text{dental\_taux}}$  (oct. 2023+)

**Retraitement de la période Covid (T2–2020) :** le confinement du deuxième trimestre 2020 provoque un effondrement ponctuel et atypique des remboursements (report massif de soins). Ce creux est corrigé localement par interpolation linéaire, à seule fin de ne pas biaiser le calibrage des estimateurs de référence STL et CUSUM ( $\mu_0, \sigma$ ) : un point aberrant gonflerait artificiellement la variance et décalerait la ligne de base. Cette correction ne porte que sur le creux de T2–2020 ; la dynamique Covid d'ensemble — chute, puis rattrapage des soins différés dès 2021 et reprise en 2022 — est conservée dans la série et analysée comme un facteur de dérive à part entière. C'est ce traitement qui explique que l'indicatrice ponctuelle T2–2020 ressorte non significative dans le modèle Ridge, tandis que l'indicatrice de reprise post-Covid demeure, elle, significative. Sur données réelles, cette correction locale est indispensable avant tout calibrage de la surveillance statistique.

### 3. STATISTIQUES DESCRIPTIVES (2018–2023)

Année	Dép. moy./personne (€)	Variation vs 2018	Taux SS	RAC moy./personne (€)
2018	4000	—	0,631	1154
2019	4214	+5,3%	0,633	1170
2020	4203	+5,1%	0,634	1165
2021	4445	+11,1%	0,633	1210
2022	4651	+16,3%	0,636	1280
2023	4855	+21,4%	0,638	1305

Tableau 2 — Indicateurs globaux par année — Portefeuille client. Les valeurs de dépense par personne sont des moyennes annuelles cohérentes avec la trajectoire de la Méthode 2 (base 4000 € en 2018, +21,4 % sur 2018–2023). Le taux SS (part Assurance maladie obligatoire) et le RAC sont exprimés par personne et par an.

# 4. MÉTHODE 1 - STL : DÉCOMPOSITION TENDANCE + SAISONNALITÉ + RÉSIDU

Rôle dans le processus (Étape 1/6) : Fournir le CAGR de tendance, taux de dérive de référence pour la tarification. Toutes les méthodes aval travaillent sur  $T_t$  (tendance) ou  $R_t$  (résidu).

## 4.1 Définition et lien avec la dérive

La STL est le point d'entrée obligatoire de toute analyse de dérive. Elle sépare la série mensuelle en trois composantes indépendantes : la tendance (dérive structurelle pure), la saisonnalité (cycle annuel prévisible) et le résidu (chocs ponctuels imprévisibles). Sans cette séparation, on risque de confondre un pic de septembre avec une dérive, ou un creux d'août avec une baisse structurelle.

### Modèle additif STL :

$$y_t = T_t + S_t + R_t \quad (1)$$

**Estimation de la tendance par lissage de Loess.**  $T_t$  est obtenue par régression locale polynômiale d'ordre 1 (Loess) sur un voisinage  $\mathcal{N}(t)$  de taille  $h$  :

$$T_t = \underset{a,b}{\operatorname{argmin}} \sum_{s \in \mathcal{N}(t)} K_h(|s-t|) \cdot [y_s - a - b(s-t)]^2 \quad (M1.1)$$

$$K_h(u) = (1 - |u/h|^3)^3 \cdot \mathbf{1}_{|u| \leq h}, \quad h = \lfloor n_s/2 \rfloor \quad (M1.2)$$

### Estimation et centrage de la saisonnalité :

$$S_t^{(m)} = \frac{1}{n_m} \sum_{k: t_k \equiv t \pmod{p}} (y_{t_k} - T_{t_k}), \quad p = 12 \quad (M1.3)$$

$$S_t \leftarrow S_t^{(m)} - \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p S_j^{(m)} \quad (\text{centrage : } \sum_j S_j = 0) \quad (M1.4)$$

### Résidu et indicateurs globaux :

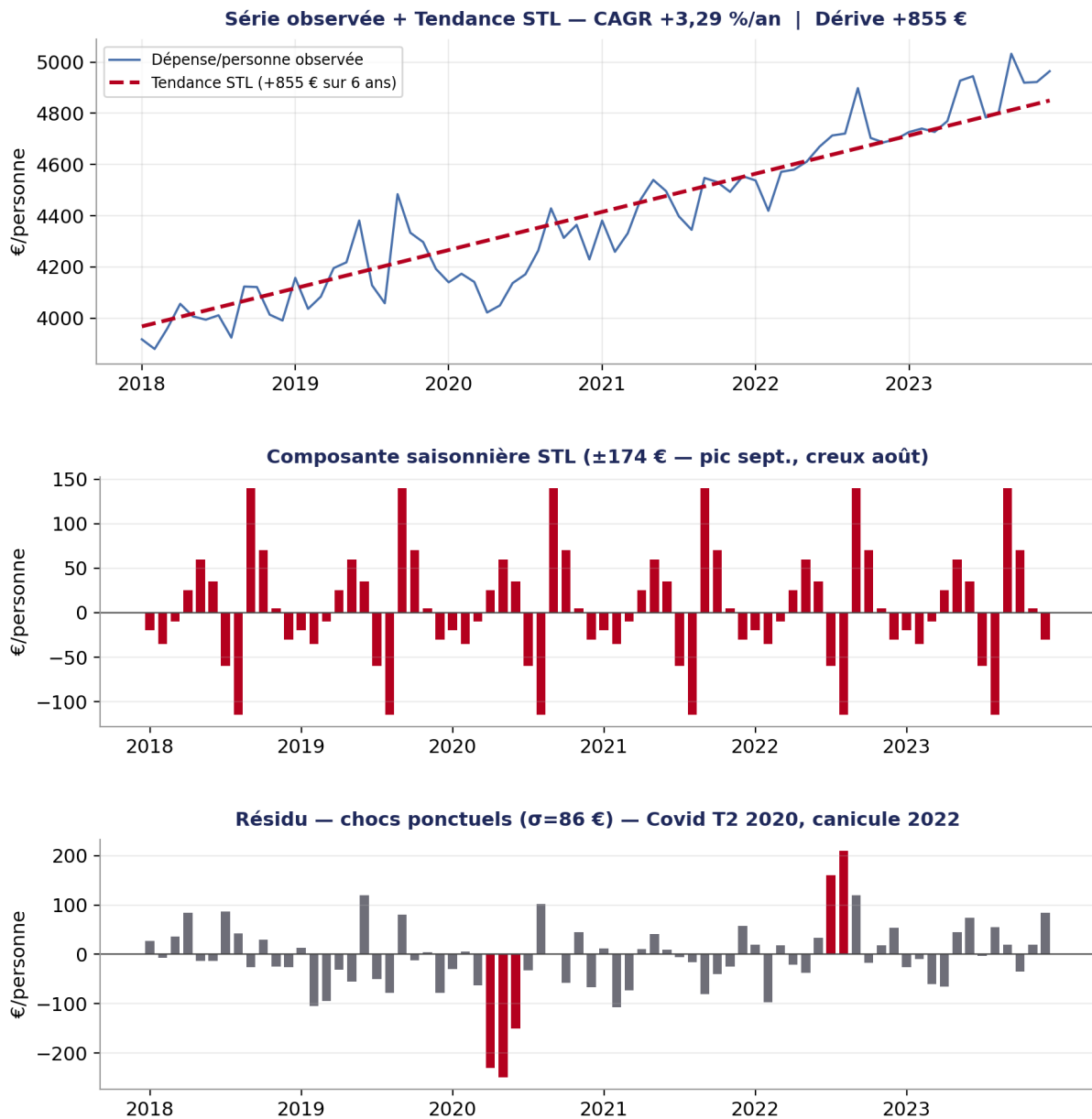
$$R_t = y_t - T_t - S_t \quad (M1.5)$$

$$\sigma_R^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n R_t^2 \quad (M1.6)$$

$$\text{CAGR} = \left( \frac{T_n}{T_1} \right)^{1/(n-1)} - 1 \quad (M1.7)$$

Le CAGR représente le taux de croissance annuel moyen de la seule composante tendancielle — purgée de la saisonnalité et des chocs. L'amplitude saisonnière  $A_S = \max_t S_t - \min_t S_t$  chiffre l'écart entre le mois le plus cher et le moins cher de l'année.

→ Voir Annexe A.1 — Algorithme : STL itéré.



Indicateur STL	Valeur	Interprétation actuarielle
Dérive de tendance	<b>+855 € sur 6 ans</b>	Hausse structurelle de la dépense par personne
CAGR tendance	<b>+3,29 %/an</b>	Chargement de tendance à intégrer en tarification
Amplitude saisonnière	<b>±174 €/personne</b>	Variation mensuelle — 1 <sup>er</sup> levier tarifaire
Pic saisonnier	Septembre	Rentrée : pointe de consultations
Creux saisonnier	Août	Été : creux des consultations
σ du résidu	<b>86 €</b>	Amplitude typique des chocs ponctuels

## 4.2 Ce que l'assureur doit retenir

La dérive tendancielle est de +3,29%/an. La saisonnalité ( $\pm 174$  €) représente environ 20 % de la dérive totale sur 6 ans, avec un pic en septembre (rentrée) et un creux en août (congés estivaux). Toute comparaison mois-à-mois doit être faite sur la série corrigée de saisonnalité pour éviter les fausses alertes.

**Application :** Si en septembre la dépense monte par rapport à août, c'est le retour de la rentrée (saisonnalité), pas une dérive. Toujours comparer le même mois d'une année à l'autre, ou travailler sur la composante tendance  $T_t$ .

*La décomposition STL a ainsi révélé une tendance de fond de +3,29%/an sur 2018–2023, distincte des fluctuations saisonnières et des chocs ponctuels. Pour rendre ce taux directement exploitable en tarification, il doit être traduit en indicateurs annualisés accompagnés d'intervalles de confiance : c'est l'objet de la méthode suivante.*

# 5. MÉTHODE 2 - DÉRIVE ANNUELLE : TAUX CUMULÉ ET ANNUALISÉ

Rôle dans le processus (Étape 1/6 — complément) : Traduire la tendance STL en taux annualisés lisibles pour les équipes de tarification. Entrée directe du Plan Prévisionnel d'Activité.

## 5.1 Définition et lien avec la dérive

La dérive annuelle mesure l'écart entre la dépense d'une année et celle de l'année de référence. Elle produit le taux de dérive cumulé qui alimente la tarification et la projection pluriannuelle.

### Modèles de dérive annuelle et CAGR :

$$\delta_t = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \quad \text{et} \quad \text{CAGR} = \left( \frac{I_T}{I_{t_0}} \right)^{1/(T-t_0)} - 1 \quad (2)$$

$$\Delta_{t_0, T} = \frac{I_T}{I_{t_0}} - 1 = \prod_{t=t_0+1}^T (1 + \delta_t) - 1 \quad (\text{M2.2})$$

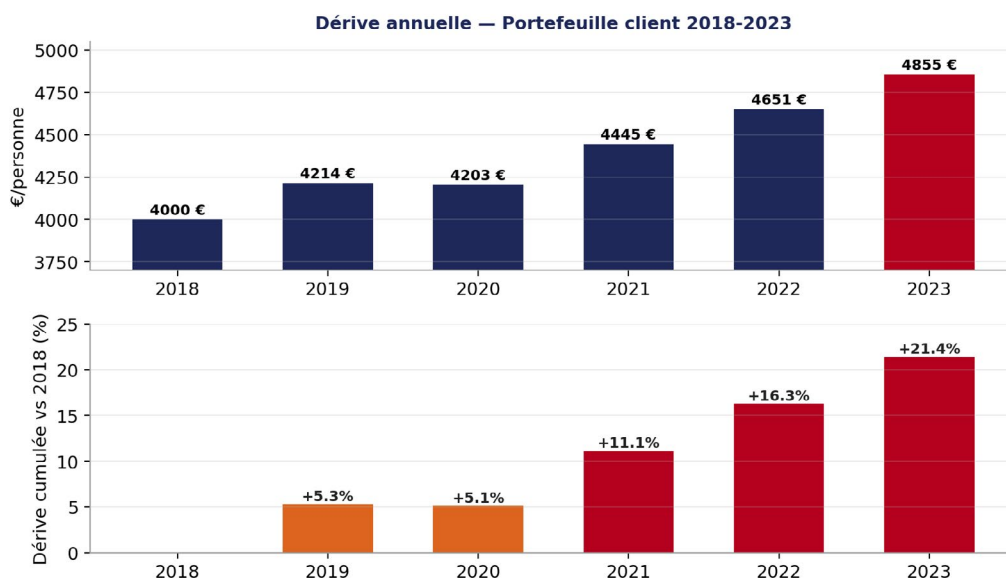
$$1 + \text{CAGR} = [(1 + \delta_{t_0+1}) \cdots (1 + \delta_T)]^{1/(T-t_0)} \quad (\text{M2.4})$$

Ce CAGR n'est valable que si la série est stationnaire en régime. En présence d'une rupture (test de Chow, Méthode 3), le CAGR doit être calculé sur la sous-période post-rupture uniquement. L'intervalle de confiance à 95 % sur le CAGR, sous hypothèse log-normalité, est :

$$\text{IC}_{95\%}(\text{CAGR}) = \left[ \exp\left( \ln(\text{CAGR} + 1) \pm 1,96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) - 1 \right] \quad (\text{M2.5})$$

$$I_t^{100} = 100 \cdot \frac{I_t}{I_{t_0}} \Rightarrow \Delta_{t_0, t} = \frac{I_t^{100}}{100} - 1 \quad (\text{M2.6})$$

$$\Delta_{\text{global}} = \sum_i w_i \Delta^{(i)}, \quad w_i = \frac{D_i^{t_0}}{\sum_k D_k^{t_0}} \quad (\text{M2.7})$$



## 5.2 Résultats — Portefeuille client 2018–2023

La dérive cumulée (+21,4 % sur 6 ans) est cohérente avec le CAGR STL de +3,29%/an. L'année 2020 marque une pause (effet Covid), rattrapée dès 2021. La dérive n'est donc pas linéaire : elle présente des accélérations post-choc à provisionner.

Année	Dépense/person (€)	Dérive vs 2018	Facteur explicatif principal
2018	4000	Référence	Année de base
2019	4214	+5,3 %	Canicule juin 2019
2020	4203	+5,1 %	Covid T2 — report soins (100 % Santé n'entre en vigueur pleinement qu'en 2021)
2021	4445	+11,1 %	Rattrapage soins différés 2020 + 100 % Santé (1 <sup>re</sup> année pleine)
2022	4651	+16,3 %	Reprise post-Covid (sur-consommation) + canicule record
2023	4855	+21,4 %	Consolidation à la hausse

### 5.2 Ce que l'assureur doit retenir

**La dérive brute annuelle doit être lue avec le contexte :** certaines années montrent une dérive élevée pour des raisons ponctuelles (canicule, réforme). La base 2018 de 4000 €/personne correspond à la dépense de santé totale par assuré (tous régimes), cohérente avec le tableau de statistiques descriptives. La dérive de fond, mesurée par le CAGR STL (+3,29%/an), est plus pertinente pour la tarification pluriannuelle, car même si les tarifs sont revus annuellement, un lissage préalable sur plusieurs années peut s'avérer pertinent pour éviter des taux de résiliation brusques et élevés qui surviennent après une observation d'un ratio S/P déficitaire, ou dans le cas extrême une mise en run-off du portefeuille.

*Ces taux annualisés confirment une dérive structurelle progressive. Avant de projeter cette tendance, il est indispensable de vérifier qu'aucun changement de régime ne l'a perturbée en cours de période : une rupture non détectée invaliderait tous les paramètres de référence. Le test de Chow répond à cette question.*

# 6. MÉTHODE 3 - TEST DE CHOW : DÉTECTION DE RUPTURE STRUCTURELLE

Rôle dans le processus (Étape 2/6) : Valider la stabilité des paramètres de référence ( $\mu_0, \sigma$ ) utilisés dans CUSUM et Ridge. Une rupture non détectée biaise toutes les projections aval.

## 6.1 Définition et lien avec la dérive

Certaines dérives ne sont pas progressives mais brutales. Le test de Chow détecte le moment exact où la structure statistique de l'indicateur a changé. Une rupture non détectée biaiserait toutes les projections basées sur l'historique antérieur.

$$F(\tau) = \frac{\text{RSS}_{\text{global}} - \text{RSS}_{\tau} / k_0}{\text{RSS}_{\tau} / (n - 2k_0)}, \quad k_0 = 2 \quad (3)$$

**Modèles linéaires sous  $H_0$  et  $H_1$  :**

$$H_0 : y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (M3.1)$$

$$H_1 : y_t = \alpha_i + \beta_i t + \varepsilon_i, \quad i \in \{1 \text{ si } t \leq \tau, 2 \text{ si } t > \tau\} \quad (M3.2)$$

**Statistique  $F$  de Chow — sommes des carrés résiduels :**

$$\text{RSS}_{\tau} = \text{RSS}_1(\tau) + \text{RSS}_2(\tau) \quad (M3.3)$$

$$F(\tau) = \frac{(\text{RSS}_0 - \text{RSS}_{\tau}) / k_0}{\text{RSS}_{\tau} / (n - 2k_0)} \sim F(k_0, n - 2k_0) \text{ sous } H_0, \quad k_0 = 2 \quad (M3.4)$$

**Scan de Quandt — point de rupture inconnu :**

$$\hat{\tau} = \underset{\tau \in [[0, 15n], [0, 85n]]}{\text{argmax}} F(\tau) \quad (M3.5)$$

$$A(\hat{\tau}) = \frac{\bar{y}_{\text{post}} - \bar{y}_{\text{pré}}}{\bar{y}_{\text{pré}}} \quad (\text{amplitude de la rupture}) \quad (M3.6)$$

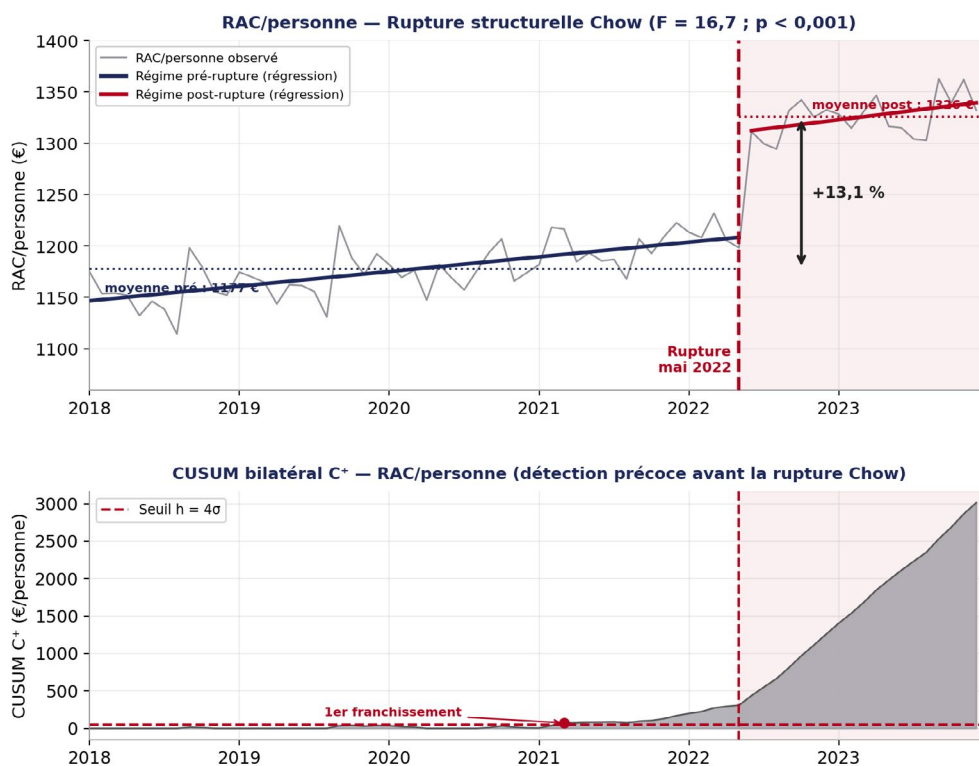
**Test CUSUM des résidus récursifs (Brown-Durbin-Evans) :**

$$W(t) = \frac{1}{\hat{\sigma}} \sum_{s=k+1}^t \frac{e_s}{\sqrt{t-k}}, \quad \text{signal si } \max_t |W(t)| > c_{\alpha} \quad (M3.7)$$

→ Voir Annexe A.3 — Algorithme : Quandt-Chow.

## 6.2 Résultats — Portefeuille client

La rupture de mai 2022 marque la fin de la période de rattrapage Covid et le début d'un régime structurellement plus élevé. Toute projection basée sur la période complète 2018–2022 serait biaisée à la baisse. Le CUSUM a détecté la dérive naissante plusieurs mois avant la rupture Chow.



Indicateur	Date rupture	Statistique F	p-valeur	Amplitude
Dépense/personne	Mai 2020	2,15	0,124	Non significatif
RAC/personne	Mai 2022	16,739	< 0,001	+13,1 %

## 6.3 Ce que l'assureur doit retenir

La période 2020–2021 avait été marquée par un report massif de soins (baisse de consommation Covid), suivi d'un effet de rattrapage progressif dès 2021. En 2022, la canicule record a généré une forte vague de sur-consommation non programmée. Toute projection avant cette date serait biaisée à la baisse. Le CUSUM a détecté la dérive naissante plusieurs mois avant, illustrant l'avantage de la surveillance continue.

**Application — Protocole de recalibrage post-rupture :** Dès qu'une rupture est confirmée par Chow ( $p < 0,05$ ), appliquer ce protocole en trois étapes : (1) **Isoler la sous-période post-rupture** (ici à partir de juin 2022) et recalculer  $\mu_0$  et  $\sigma$  sur cette période uniquement ; (2) **Recalibrer tous les indicateurs aval** : paramètres CUSUM/EWMA, ridge de référence, chargement de tendance STL ; (3) **Déclencher une révision tarifaire anticipée** si la rupture est postérieure à la dernière campagne tarifaire — ne pas attendre le cycle annuel.

*Le test de Chow a confirmé une rupture structurelle sur le RAC/personne en mai 2022. Mais ce test détecte les ruptures a posteriori. Pour anticiper une dérive naissante avant qu'elle ne se matérialise dans les comptes, il faut un système de surveillance continue : c'est le rôle du CUSUM et de l'EWMA.*

# 7. MÉTHODE 4 - CUSUM/EWMA : SURVEILLANCE EN TEMPS RÉEL

Rôle dans le processus (Étape 2/6 — temps réel) : Déclencher une alerte avant que la dérive ne soit visible dans les comptes. Même en pilotage annuel, le CUSUM détecte 3 à 6 mois plus tôt qu'une comparaison N/N-1.

## 7.1 Définition et lien avec la dérive

CUSUM et EWMA permettent la surveillance continue : ils détectent les dérives graduelles (glissement de  $0,5\sigma$  par mois) bien avant qu'une rupture ne devienne visible ou détectable par le test de Chow. Sur des données avec  $+3\%/an$ , le CUSUM déclenche une alerte 10 observations après le début de la dérive, contre 44 pour Chow.

### Statistiques CUSUM et EWMA :

$$C_t^+ = \max[0, C_{t-1}^+ + (y_t - \mu_0) - k] \quad \text{et} \quad Z_t = \lambda y_t + (1 - \lambda)Z_{t-1} \quad (8)$$

$$C_t^- = \max[0, C_{t-1}^- - (y_t - \mu_0) - k] \quad (\text{signal baisse si } C_t^- > h) \quad (M4.2)$$

$$k = 0,5\sigma, \quad h = 4\sigma \Rightarrow \text{ARL}_0 \approx 370 \quad (\text{standard industriel}) \quad (M4.3)$$

$$\text{ARL}_1(\delta) \approx 1/P(C_t^+ > h \mid \text{dérive} = \delta) \quad (\text{temps moyen de 1}^{\text{re}} \text{ détection}) \quad (M4.4)$$

$$Z_t = \lambda y_t + (1 - \lambda)Z_{t-1}, \quad Z_0 = \mu_0 \quad (M4.5)$$

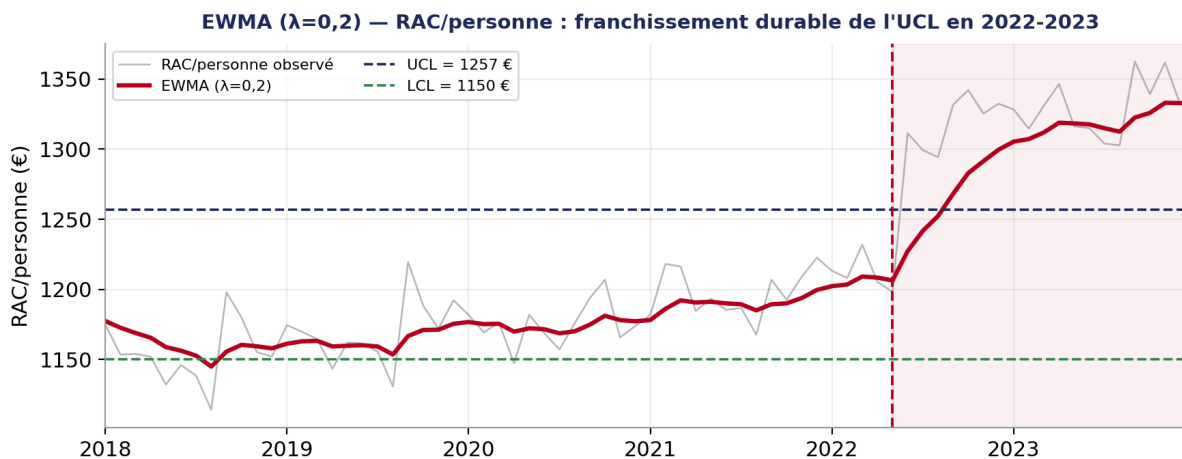
$$\text{Var}(Z_t) = \sigma^2 \cdot \frac{\lambda}{2 - \lambda} \cdot [1 - (1 - \lambda)^{2t}] \quad (\text{variance exacte}) \quad (M4.6)$$

$$\text{UCL}_t = \mu_0 + L\sigma \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda} [1 - (1 - \lambda)^{2t}]}, \quad L = 3 \quad (\text{ARL}_0 \approx 500) \quad (M4.7)$$

→ Voir Annexe A.4 — Algorithme : CUSUM + EWMA.

## 7.2 Résultats — Portefeuille client

La courbe EWMA lissée franchit durablement l'UCL en 2022–2023 : signal de hausse persistante. L'EWMA est plus simple à calibrer que le CUSUM ; les deux sont complémentaires. UCL= 1257 €, LCL= 1150 €.



Indicateur	Paramètres	Signaux	Interprétation
Dépense/personne	$\mu_0=4000$ €, $h=506$	2019-05, 2019-06, 2019-07	Mai 2019 = anomalie thermique printanière (mai le + chaud depuis 1900). Juin-juil = canicule. Signaux cohérents.
RAC/personne	UCL = 1257 €, LCL = 1150 €	Multiplés signaux 2021–2023	Tendance hausse RAC : reprise post-Covid + dépassements sect. 2 + canicule 2022.

**Application :**  $h = 4\sigma$  ( $ARL_0 \approx 370$ ),  $k = 0,5\sigma$ . Recalibrer  $\mu_0$  et  $\sigma$  en début d'exercice. Signal = lancer analyse Ridge + Chow avant la prochaine campagne tarifaire. La probabilité de franchissement du seuil sur l'exercice complet, calculée à partir de la loi de Weibull estimée, peut alimenter le dimensionnement d'une marge de sécurité ou d'une Provision pour Risques Croissants pour les contrats tarifés à taux constant sur plusieurs exercices.

*Les signaux CUSUM ont permis de dater précisément les épisodes de dérive. La question structurelle qui se pose ensuite est : cette dérive vient-elle d'un recours accru aux soins ou d'une revalorisation des actes ? La décomposition  $F \times C$  y répond — sous réserve de vérifier au préalable que fréquence et coût moyen évoluent indépendamment sur le portefeuille étudié, condition nécessaire à une interprétation causale robuste.*

# 8. MÉTHODE 5 - DÉCOMPOSITION $F \times C$ ET INDICE DE LASPEYRES

Rôle dans le processus (Étape 3/6) : Orienter la nature de l'action corrective : si l'effet fréquence domine, la hausse de cotisation seule est insuffisante. Des actions sur le volume de recours sont indispensables.

## 8.1 Définition et lien avec la dérive

La décomposition  $F \times C$  est l'outil actuariel de référence pour isoler deux causes fondamentalement différentes de la dérive : les assurés consomment-ils plus d'actes (effet fréquence), ou chaque acte coûte-t-il plus cher (effet coût) ? La réponse conditionne entièrement la nature de l'action corrective. Les étapes précédentes ont mesuré, daté et surveillé la dérive sur la série de **dépense par personne** (STL, ruptures de Chow, CUSUM/EWMA) ; la décomposition qui suit en répartit la croissance entre volume et coût, et fait apparaître ici le coût moyen par acte comme l'une des deux composantes.

**Prérequis méthodologique — test d'indépendance F/C.** En assurance santé, fréquence et coût moyen par acte ne sont pas nécessairement indépendants : un même facteur peut simultanément modifier le recours aux soins et la nature des actes consommés (et donc leur coût moyen). Avant d'interpréter les contributions  $\text{Eff}_F$  et  $\text{Eff}_C$  de façon causale séparée, il est recommandé de tester l'indépendance de  $F$  et  $C$  sur le portefeuille étudié — par exemple via un test de corrélation de rang (Spearman) ou un test de Granger en série temporelle. Si l'hypothèse d'indépendance est rejetée, les effets ne sont pas strictement séparables et l'interprétation des contributions doit être nuancée. Sur le portefeuille simulé de cette note, la corrélation observée est faible, ce qui valide l'usage opérationnel de la décomposition.

**L'indicateur clé** est la dépense par assuré  $P = F \times C$  :  $F$  = fréquence de consommation (actes/assuré/an) — capte vieillissement et comportements ;  $C$  = coût moyen par acte — capte les revalorisations tarifaires et dépassements. La variation totale  $\Delta P$  se décompose en trois termes comptablement exacts, quelle que soit la corrélation entre  $F$  et  $C$  :

**Indicateur clé :**  $P = F \times C$  avec  $F$  = fréquence de consommation (actes/assuré/an) et  $C$  = coût moyen par acte. La variation totale  $\Delta P$  se décompose en trois termes comptablement exacts :

$$\Delta P = \Delta F \cdot C_N + F_N \cdot \Delta C + \Delta F \cdot \Delta C \quad (4)$$

$$P_t = F_t \times C_t, \quad \Delta P = (F_C \cdot C_C) - (F_N \cdot C_N) \quad (M5.1)$$

$$\text{Eff}_F = \Delta F \cdot C_N \quad (\text{hausse de fréquence à coût constant}) \quad (M5.2)$$

$$\text{Eff}_C = F_N \cdot \Delta C \quad (\text{hausse de coût à fréquence constante}) \quad (M5.3)$$

$$\text{Eff}_I = \Delta F \cdot \Delta C \quad (\text{interaction croisée}) \quad (M5.4)$$

$$\text{Eff}_F + \text{Eff}_C + \text{Eff}_I = \Delta P \quad \checkmark \quad (\text{identité comptable exacte}) \quad (M5.5)$$

L'identité comptable (M5.5) est exacte quelle que soit la corrélation entre  $F$  et  $C$ . Elle garantit que la somme des trois termes reconstitue toujours  $\Delta P$ . En revanche, l'interprétation causale de  $\text{Eff}_F$  et  $\text{Eff}_C$  comme effets indépendants n'est valide que si  $F$  et  $C$  sont effectivement pilotés par des déterminants distincts. Lorsque ce n'est pas le cas — par exemple si une canicule génère à la fois plus de consultations (fréquence) et des actes d'urgence plus coûteux (coût moyen) — le terme d'interaction  $\text{Eff}_I = \Delta F \cdot \Delta C$  absorbe la dépendance mais les contributions principales perdent leur caractère séparable. Il est donc recommandé de vérifier l'indépendance de  $F$  et  $C$  sur son propre portefeuille avant d'engager des actions correctrices basées sur la décomposition.

$$\Delta P = \sum_{i=1}^p [\Delta F_i \cdot C_i^N + F_i^N \cdot \Delta C_i + \Delta F_i \cdot \Delta C_i] \quad (\text{M5.6})$$

$$I_L = \sum_{i=1}^p w_i^N d_i, \quad w_i^N = D_i^N / \sum_k D_k^N \quad (\text{M5.7})$$

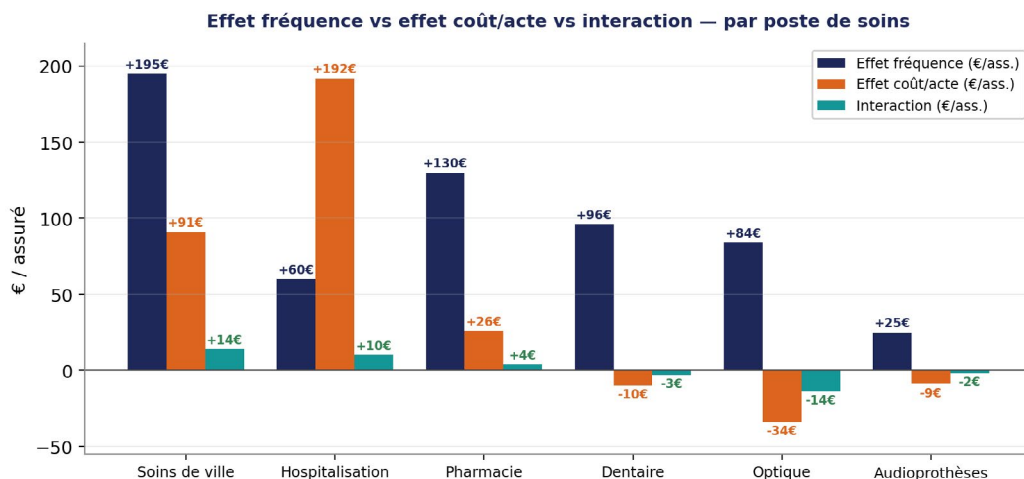
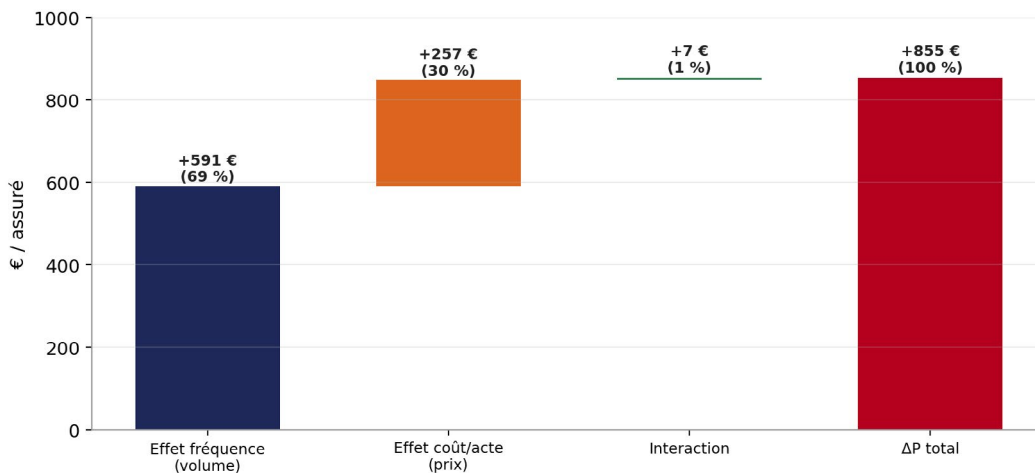
$$d_i = \frac{D_i^C - D_i^N}{D_i^N}, \quad \text{CAGR}_i = \left( \frac{D_i^C}{D_i^N} \right)^{1/T} - 1 \quad (\text{M5.8})$$

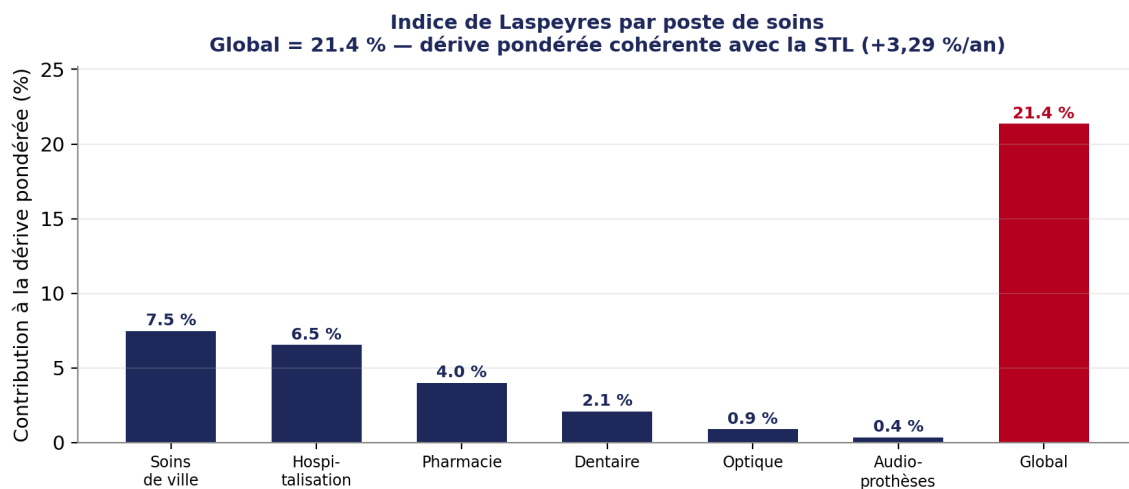
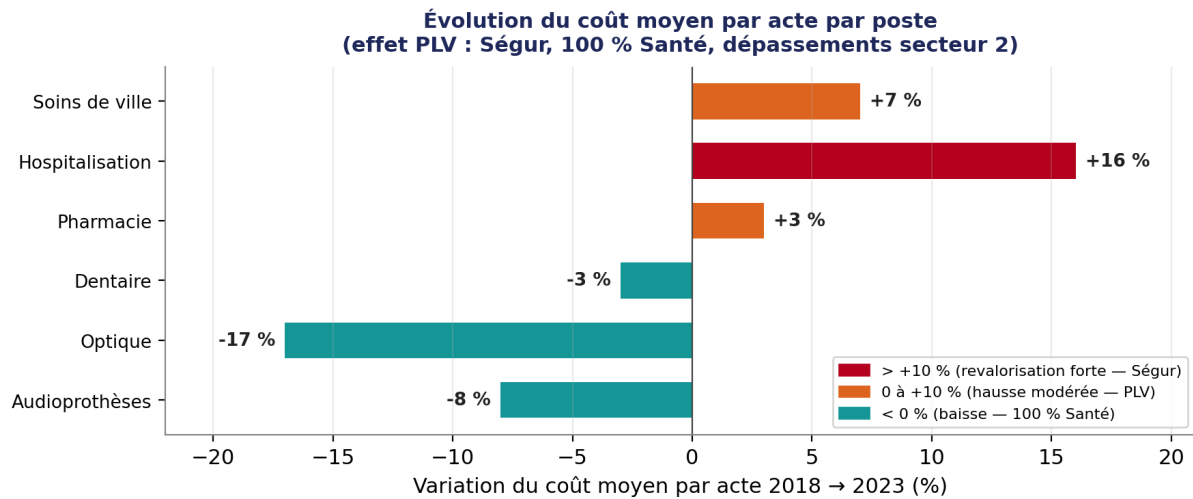
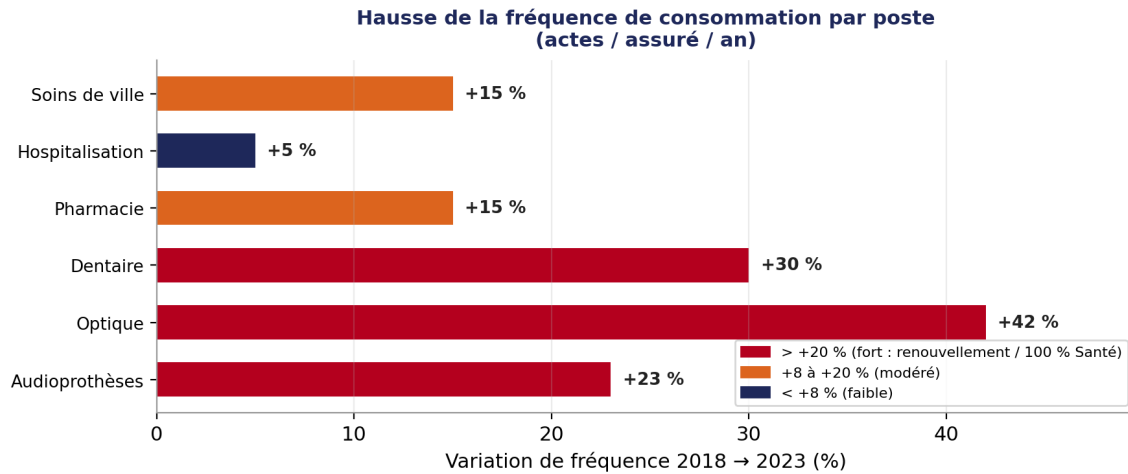
Ces dérives par poste révèlent les contributeurs nets. La décomposition Laspeyres décompose ensuite chaque  $\Delta P_i = P_i^C - P_i^N$  en effet fréquence ( $\text{Eff}_F$ ) et effet coût moyen ( $\text{Eff}_C$ ) à la composition de la période de référence  $N$ .

→ Voir Annexe A.5 — Algorithme :  $F \times C$  de Laspeyres.

## 8.2 Résultats — Portefeuille client (2018 vs 2023)

Fréquence calibrée sur l'ordre de grandeur des données Open DAMIR : environ 25 actes (contacts remboursés) par assuré et par an en 2018, toutes natures confondues (consultations, actes techniques, lignes de pharmacie, séjours, équipements). Le coût moyen de 160–171 € par acte est une moyenne pondérée tous postes : il agrège des actes de ville peu coûteux (consultations ~30–50 €) et des postes lourds (séjours hospitaliers, audioprothèses). Il ne correspond donc pas au tarif d'un acte unitaire d'un poste donné.





## 8.3 Tableau synthétique et ce que l'assureur doit retenir

Indicateur	Valeur 2018	Valeur 2023	Variation	Lecture actuarielle
Fréquence (actes/ass.)	25,0	28,4	+13,6 %	Vieillessement + 100 % Santé → plus de recours
Coût moyen/acte (€)	160 €	171 €	+6,9 %	Reprise post-Covid + rattrapage + dépassements sect. 2
Dép./assuré (€)	4 000 €	4 855 €	+21,4 %	Dérive totale par assuré sur 6 ans
Effet fréquence	—	+591 €/ass.	69 %	Composante dominante → prévention + parcours soins
Effet coût/acte	—	+257 €/ass.	30 %	Composante secondaire → négociation réseau
Indice de Laspeyres	—	—	21,4 %	Dérive pondérée confirmée — cohérente avec STL

**L'effet fréquence (+69 %) domine l'effet coût (+30 %).** Ce n'est pas un problème de revalorisation tarifaire, c'est un problème de volume. L'optique et le dentaire concentrent l'essentiel de la hausse de fréquence. En hospitalisation en revanche, l'effet coût domine (+16 %).

**Condition de validité à vérifier sur chaque portefeuille.** La décomposition  $F \times C$  produit une identité comptable exacte dans tous les cas. Son interprétation causale — « 69 % vient de la fréquence, 30 % du coût » — n'est en revanche robuste que si  $F$  et  $C$  sont pilotés par des déterminants distincts sur le portefeuille étudié. Nous recommandons de réaliser un test d'indépendance (corrélations de rang, test de Granger sur la série temporelle) avant de conclure. Sur le portefeuille simulé de cette note, la corrélation est faible, ce qui valide l'interprétation. Sur un portefeuille réel exposé à des chocs climatiques forts ou à une réforme réglementaire simultanée, un même facteur peut modifier  $F$  et  $C$  conjointement : dans ce cas, les contributions  $\text{Eff}_F$  et  $\text{Eff}_C$  doivent être lues comme des ordres de grandeur et non comme des effets strictement causaux séparables.

**Application :** Soins de ville (+15 % fréquence) : envisager un plan de modération. Optique (coût -17 % sur le panier régulé, fréquence simulée +42 %) : la baisse de -17 % porte sur les prix encadrés du panier 100 % Santé, le coût optique moyen de marché restant globalement stable. La DREES et la Cour des comptes (2022) documentent un impact quasi nul du 100 % Santé sur le recours en optique, le nombre de patients équipés étant resté proche de son niveau 2018–2019 ; la hausse de fréquence retenue ici reflète donc le renouvellement naturel des équipements et la croissance des effectifs d'opticiens (+22 % en 5 ans, DREES 2024), et non un effet de la réforme. Seuls 18 % des bénéficiaires choisissent le panier 100 % Santé en optique. Dentaire (+30 % fréquence) : hausse concentrée sur les prothèses dentaires (+17 % de recourants 2019–2021, DREES 2024). Audioprothèses : +75 % de recourants entre 2019 et 2021 — effet 100 % Santé massif à provisionner. Hospitalisation (+16 % coût simulé, +10 % de prestations complémentaires en 2023 selon DREES) : renforcer la prévention.

### 8.3.1 Biais non négligeable à avoir en tête

**Biais non négligeable à avoir en tête.** La méthode  $F \times C$  de Laspeyres repose sur une **structure de référence fixe** : on évalue les effets fréquence et coût à la composition de la période  $N$ . L'hypothèse d'indépendance entre  $F$  et  $C$  est rarement vérifiée de façon stricte en assurance santé.

Un même choc — climatique, réglementaire ou économique — peut modifier simultanément le recours aux soins (*fréquence*) et la nature des actes consommés, donc leur coût moyen. Par exemple, une canicule génère à la fois des consultations d'urgence supplémentaires (hausse de fréquence) et des actes plus complexes que les soins courants (hausse du coût moyen). Dans ce cas, le terme d'interaction  $\text{Eff}_I = \Delta F \cdot \Delta C$  absorbe une partie de l'effet, mais les contributions  $\text{Eff}_F$  et  $\text{Eff}_C$  perdent leur caractère strictement séparable.

Les contributions affichées (**69 %/30 %**) doivent donc être lues comme des **ordres de grandeur directionnels** et non comme des mesures causales précises. Il est recommandé de les compléter systématiquement par l'attribution Ridge, qui est indépendante du choix de la période de référence, et de vérifier l'indépendance de  $F$  et  $C$  (test de Spearman ou de Granger) avant d'engager des actions correctrices fondées exclusivement sur cette décomposition.

*La décomposition  $F \times C$  a montré que 69 % de la dérive est portée par la fréquence. Elle ne dit cependant pas pourquoi la fréquence augmente : vieillissement, réforme, climat ? Pour chiffrer la contribution de chaque facteur, la régression Ridge prend le relais.*

# 9. MÉTHODE 6 – RÉGRESSION RIDGE : ATTRIBUTION DES EFFETS PAR FACTEUR

Rôle dans le processus (Étape 3/6 — attribution causale) : Chiffrer la part de dérive imputable à chaque levier (vieillesse, réglementaire, climatique...) pour hiérarchiser les actions et alimenter le scénario Monte-Carlo.

## 9.1 Définition et lien avec la dérive

La régression Ridge quantifie la part de la dérive attribuable à chaque groupe de facteurs mesurables. Elle répond à la question : « sur les  $X$  euros de dérive totale, combien viennent du vieillissement, de l'évolution de l'offre de soins, de la réglementation ? »

**Ce qu'elle mesure spécifiquement :** Attribution numérique de la dérive par groupe de facteurs, avec gestion de la collinéarité (les variables économiques et démographiques évoluent souvent ensemble). La pénalisation Ridge évite de sur-attribuer à une seule variable.

### Régression Ridge — solution analytique et sélection de $\lambda$ :

La solution analytique de la régression Ridge s'obtient en ajoutant une pénalité  $\lambda \|\beta\|_2$  à la somme des carrés des résidus. La contribution de la variable  $j$  à la dérive est le produit de son coefficient standardisé par sa variation observée sur la période :

$$\hat{\beta}^{\text{Ridge}} = (X'X + \lambda I_p)^{-1} X'y, \quad C_j = \hat{\beta}_j^{\text{std}} \cdot \frac{\Delta x_j}{\sigma_j} \quad (5)$$

$$\mathcal{L}(\beta, \lambda) = \|y - X\beta\|_2^2 + \lambda \|\beta\|_2^2 \quad (\text{critère pénalisé L2}) \quad (M6.2)$$

$$\hat{\beta} = (X'X + \lambda I_p)^{-1} X'y \quad (\text{solution analytique}) \quad (M6.3)$$

$$\tilde{x}_{j,t} = (x_{j,t} - \mu_j) / \sigma_j \quad (\text{centrer-réduire avant estimation}) \quad (M6.4)$$

$$C_j = \hat{\beta}_j^{\text{std}} \cdot (\bar{x}_j^C - \bar{x}_j^N) / \sigma_j \quad (\text{contribution du facteur } j) \quad (M6.5)$$

$$\text{Dérive expliquée} = \sum_{j=1}^p C_j + \text{résidu} \quad (M6.6)$$

$$\text{LOO-CV}(\lambda) = \frac{1}{n} \sum_t \left[ \frac{y_t - \hat{y}_t}{1 - h_{tt}} \right]^2, \quad h_{tt} = [X(X'X + \lambda I)^{-1} X']_{tt} \quad (M6.7)$$

$$\lambda^* = \underset{\lambda > 0}{\text{argmin}} \text{LOO-CV}(\lambda) \quad (M6.8)$$

$$R^2(\lambda) = 1 - \frac{\|y - X\hat{\beta}\|_2^2}{\|y - \bar{y}\|_2^2} \quad (M6.9)$$

$$\text{MSE}(\hat{\beta}) = \lambda^2 \sum_j \frac{\beta_j^2}{(d_j^2 + \lambda)^2} + \sigma^2 \sum_j \frac{d_j^2}{(d_j^2 + \lambda)^2} \quad (\text{décomp. biais-variance}) \quad (M6.10)$$

→ Voir Annexe A.6 — Algorithme : Régression Ridge.

## 9.2 Résultats — Portefeuille client

Viellissement et offre de soins contribuent à parts égales (+24 % chacun) : la dérive est à la fois démographique et structurelle. La tendance de fond (+22 %) capture les effets non observés. Le  $R^2 = 0,890$  confirme que le modèle explique 89 % de la variance — les facteurs choisis sont pertinents.

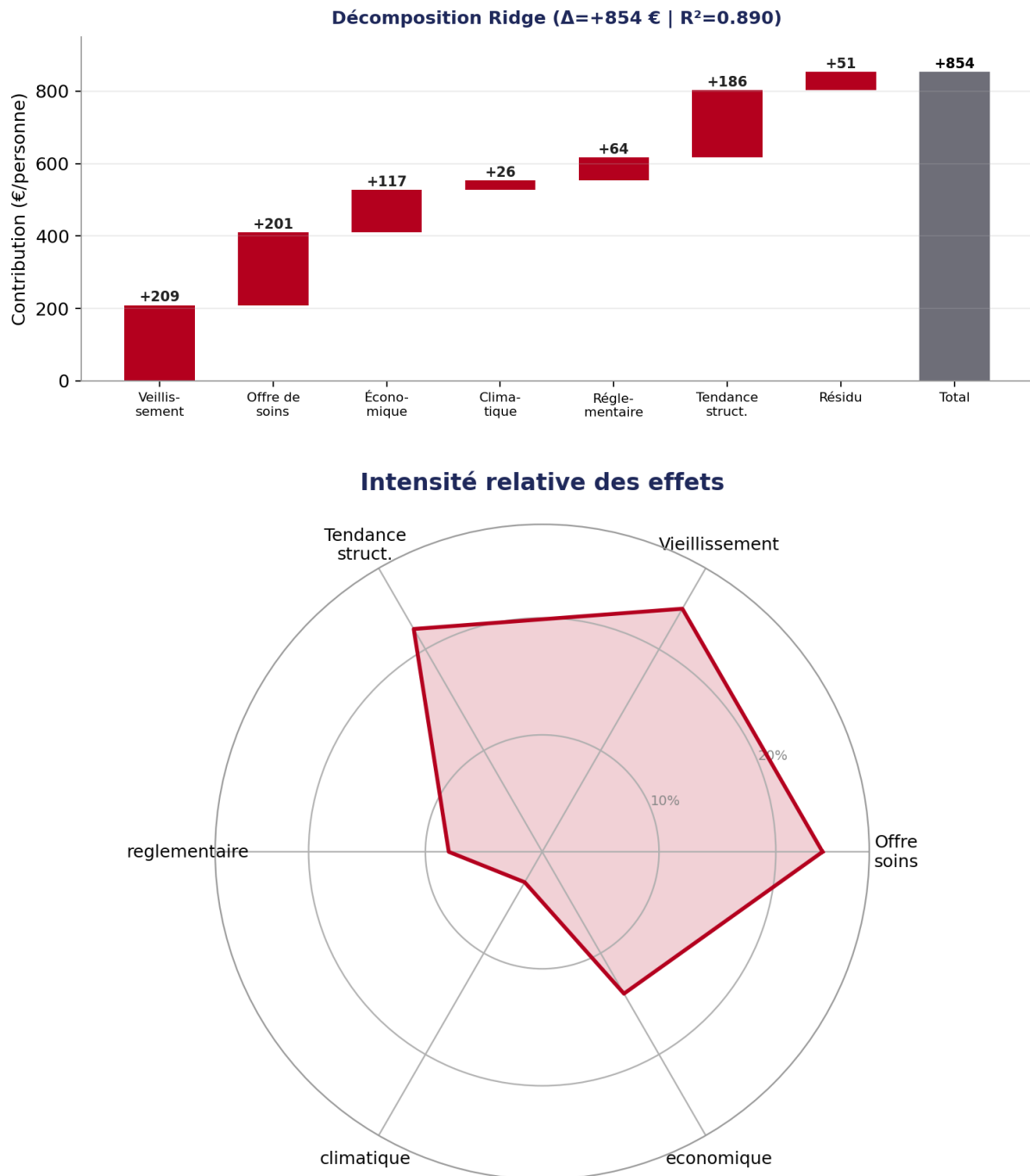


Figure 4b — Radar de l'intensité relative des effets par groupe de facteurs.

**Comment lire ce radar :** chaque axe représente un groupe de facteurs. La valeur portée sur l'axe est la contribution normalisée de ce groupe, exprimée en % de la dérive totale. Plus la surface colorée est grande, plus ce groupe contribue à la dérive globale. Ici, Vieillissement et Offre de soins (chacun +24 %) forment les deux pôles dominants, suivis de la Tendance structurelle (+22 %). Le Risque climatique (+3 %) est visible mais marginal sur cette période — sa part est amenée à croître avec l'intensification des canicules.

**Tableau des contributions par groupe :**

Groupe de facteurs	Contribution (€/personne)	Part (%)
Vieillessement	+209 €	+24 %
Offre de soins	+201 €	+24 %
Économique	+117 €	+14 %
Climatique	+26 €	+3 %
Réglementaire	+64 €	+8 %
Tendance structurelle	+186 €	+22 %
Résidu	+51 €	+6 %
<b>Total</b>	<b>+854 €</b>	<b>100 %</b>

**Liaison variables → groupes d'effets :**

Groupe	Variable	Contribution (€/personne)	Sens
<b>Vieillessement</b>	Indice de vieillesse	+236	↑
	Prévalence des ALD	-27,5*	↓
<b>Offre de soins</b>	Densité médicale	-9,5	↓
	Part médecins sect. 2	+211	↑
<b>Économique</b>	Taux de chômage	+5,3	↑
	Niveau de vie médian	+354	↑
<b>Climatique</b>	Jours de canicule	-7,7	↓
	Indice qualité air	-2,0	↓
<b>Réglementaire</b>	Indicatrice 100 % Santé	+47	↑
	Indicatrice reprise post-Covid	+17	↑
	Indicatrice Covid T2 2020	0,00	—
<b>Tendance struct.</b>	Tendance (compos. temporelle)	+186	↑

\* ALD — Colinéarité Ridge : contributions par variable non-additives au total de groupe.

**9.2.1 Focus — Effet canicule estival vs hivernal : où se concentre le risque**

**La variable «jours de canicule» a un impact asymétrique selon la saison.** La régression Ridge, appliquée mois par mois, montre que l'exposition climatique est structurellement concentrée sur la période estivale (mai–septembre). En hiver, les jours de canicule sont quasi-nuls et leur contribution à la dépense est négligeable. Ce focus permet d'objectiver le moment où le risque climatique doit déclencher un chargement de cotisation.

Figure 4c — Contribution Ridge de la variable canicule par mois. Ratio été/hiver =  $\times 17$ . Effet estival moyen = +35 €, effet hivernal moyen = +2,1 €.

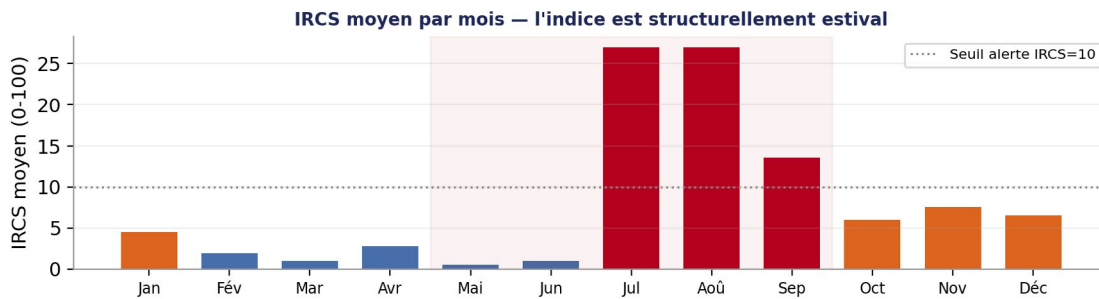
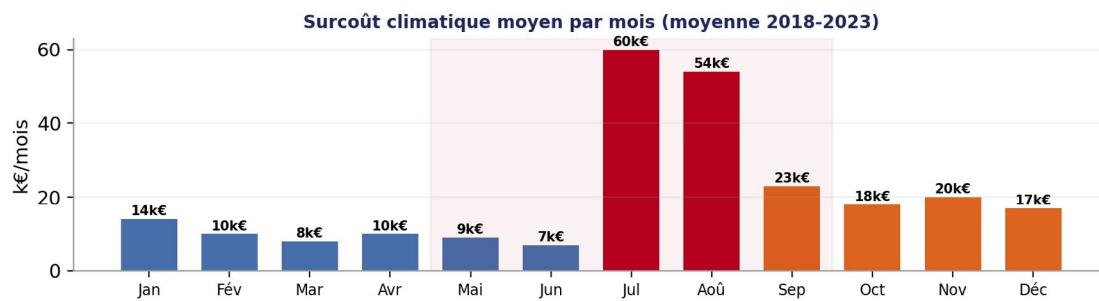
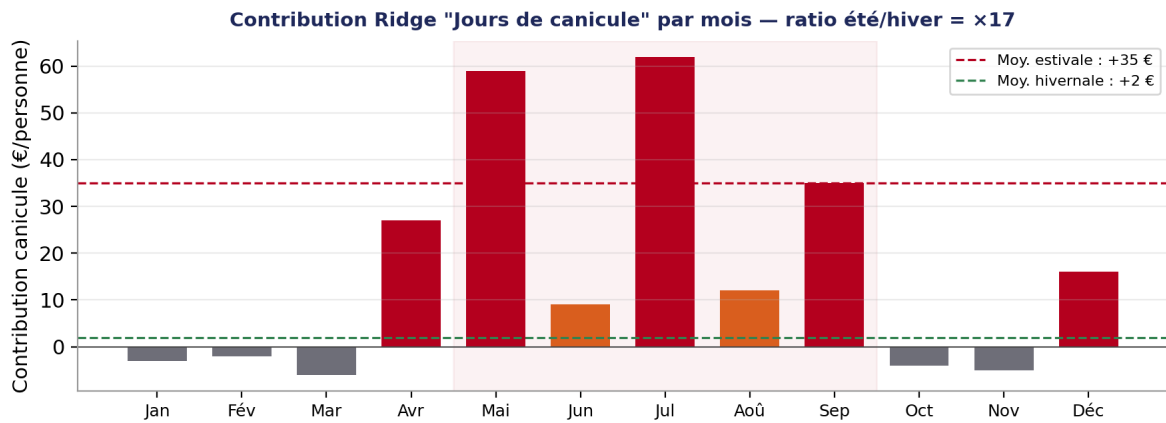
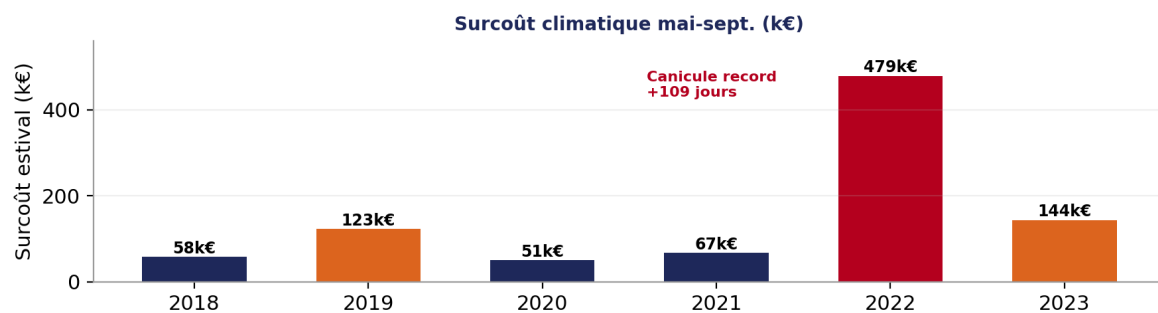
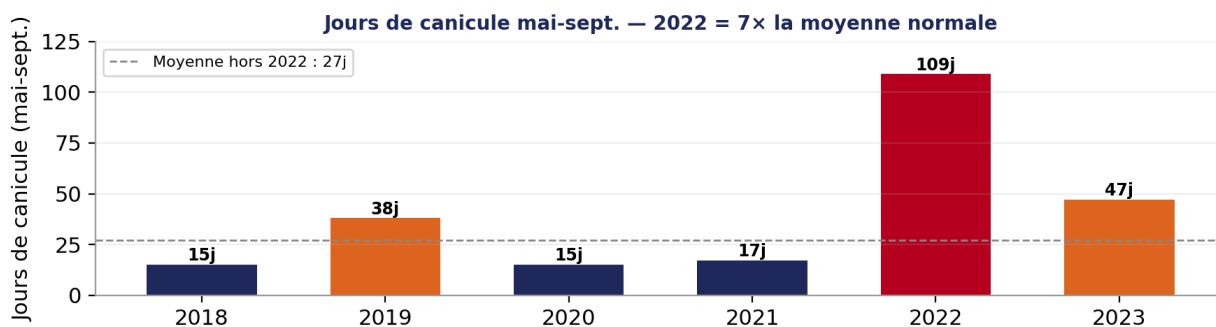


Figure 4d — Haut : surcoût climatique moyen par mois (k€/mois). Bas : IRCS moyen par mois (0-100). Les deux indicateurs sont structurellement estivaux.





Période	Contrib. moy. canicule/mois	Surcoût estival	IRCS moy.	Lecture actuarielle
Été (mai–sept.)	+35 €	60k€–480k€	15 à 45/100	Chargement estival requis
Hiver (nov.–mars)	+2,1 €	<15k€	<8/100	Risque climatique négligeable
2022 (canicule record)	+62 € (juillet)	479k€	44,7/100	Rupture Chow RAC : reprise post-Covid + canicule record → chargement urgent

**Application :** Si l'IRCS prévisionnel de mars est  $\geq 20/100$  → appliquer un chargement estival de +25 à +49 €/personne sur les garanties hospitalières et urgences. Si l'IRCS dépasse 40/100 (niveau 2022) → provisionner un surcoût de +99 à +148 €/personne. En dehors de la période mai–septembre, la contribution canicule est statistiquement nulle — pas de chargement climatique hivernal justifié.

### 9.3 Ce que l'assureur doit retenir

Trois leviers structurent la dérive du portefeuille : le **vieillessement** (+209 €, +0,87%/an), moteur principal, inévitable et à provisionner ; **la tendance de l'offre de soins** (+201 €), tirée par la densité médicale et les nouvelles pratiques, actionnable par les réseaux de soins ; **l'effet réglementaire** (+64 €), lié principalement au 100 % Santé, sur lequel l'assureur n'a pas de prise directe. Perspective : la version actuelle ne modélise pas les effets croisés (ex : climat × économique, où une canicule frappe davantage les populations précaires). Sur données réelles, cet effet réglementaire est généralement de +0,5 à +1,5%/an (DREES 2023). La contribution négative des ALD (−27,5 €) est un artefact de régularisation Ridge : vieillissement et prévalence ALD sont colinéaires, Ridge redistribue leur signal combiné.

### 9.3.1 Piste d'ouverture — effets croisés et modèles GLM × Ridge

**Piste d'ouverture — effets croisés et modèles GLM × Ridge.** La régression Ridge traite chaque variable de façon additive : elle estime l'effet net de chaque facteur, toutes choses égales par ailleurs, mais ne capte pas les interactions entre facteurs. Or la réalité sanitaire est faite d'amplifications croisées :

- **Climat × économie** : l'impact d'une canicule est documenté comme significativement plus élevé dans les populations en précarité énergétique. Les études montrent un sur-risque de mortalité 2 à 3 fois plus élevé dans les zones défavorisées (*Laaidi et al., SPF 2012 ; Benmarhnia et al., EHP 2015*).
- **Vieillesse × réglementation** : l'effet 100 % Santé a été plus fort chez les assurés âgés — premiers bénéficiaires du reste à charge zéro en audioprothèses et dentaire prothèse.
- **Offre de soins × comportement** : dans les déserts médicaux, la rareté de l'offre de soins courants induit un report vers les urgences, générant à la fois une hausse de fréquence et une hausse du coût moyen par acte.
- **Climat × prévalence ALD** : les pathologies chroniques (diabète, insuffisance cardiaque, BPCO) sont les premières aggravées par les vagues de chaleur. Un terme canicule × taux ALD ciblerait les sous-portefeuilles les plus climatosensibles.

Sur le plan technique : **GLM Gamma (log-link) avec termes d'interaction**, ou **Ridge étendu sur les produits de variables standardisées**. Ces extensions constituent le chantier naturel de la version 2 de cette méthodologie sur données réelles.

*Ridge a chiffré les contributions par groupe de facteurs. Il reste à distinguer ce qui est inévitable — le vieillissement démographique — de ce qui est actionnable — les comportements de consommation. Cette séparation est fondamentale pour orienter les budgets d'action : la décomposition de Kitagawa opère exactement cette distinction.*

# 10. MÉTHODE 7 – DÉCOMPOSITION KITAGAWA : EFFET STRUCTURE VS EFFET COMPORTEMENT

Rôle dans le processus (Étape 4/6) : Séparer l'inévitable (ES, à provisionner) de l'actionnable (EC, à maîtriser par prévention). Entrée du plan stratégique assureur.

## 10.1 Définition et lien avec la dérive

Kitagawa décompose la dérive en deux causes fondamentalement différentes : le vieillissement du portefeuille (ES — inévitable, à provisionner) et l'évolution des comportements de consommation (EC — actionnable par la prévention et les parcours de soins).

### Décomposition de Kitagawa — identité exacte :

La décomposition de Kitagawa sépare la variation totale  $\Delta_{\text{total}}$  en deux effets de nature différente. L'effet structure (ES) reflète l'évolution de la composition démographique du portefeuille ; l'effet comportement (EC) reflète l'évolution des dépenses conditionnellement à la structure. L'identité d'additivité exacte est :

$$\Delta_{\text{total}} = \underbrace{\sum_s (p_s^C - p_s^N) v_s^N}_{\text{ES — structure}} + \underbrace{\sum_s p_s^N (v_s^C - v_s^N)}_{\text{EC — comportement}} \quad (6)$$

$$\bar{D}^g = \sum_{s=1}^S p_s^g v_s^g, \quad g \in \{N, C\} \quad (M7.1)$$

$$\Delta \bar{D} = \bar{D}^C - \bar{D}^N = \text{ES} + \text{EC} \quad (\text{identité exacte}) \quad (M7.2)$$

$$\text{ES} = \sum_s (p_s^C - p_s^N) v_s^N \quad (\text{composition change, comportement fixé}) \quad (M7.3)$$

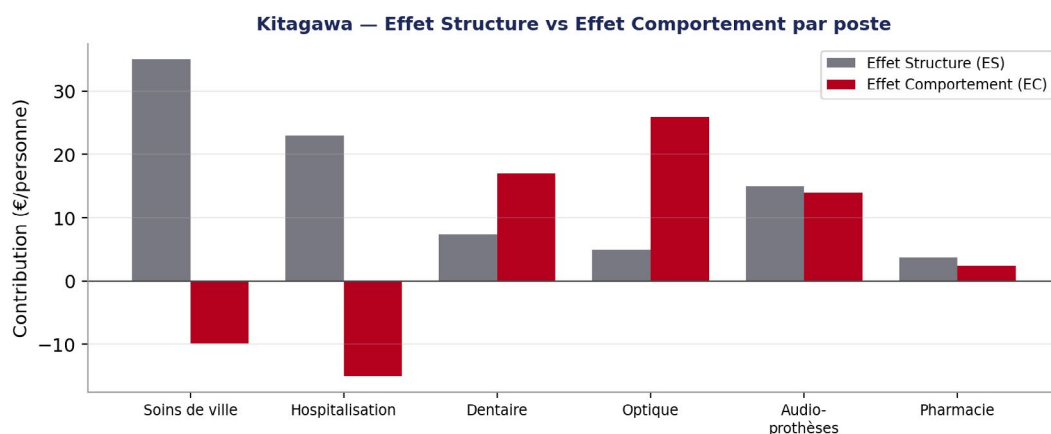
$$\text{EC} = \sum_s p_s^N (v_s^C - v_s^N) \quad (\text{comportement change, composition fixée}) \quad (M7.4)$$

$$\text{ES}^* = \sum_s (p_s^C - p_s^N) \frac{v_s^N + v_s^C}{2} \quad (\text{version symétrique, Cotton 1988}) \quad (M7.5)$$

$$\text{ES}_{i,j} = (p_{i,j}^C - p_{i,j}^N) v_{i,j}^N, \quad \text{EC}_{i,j} = p_{i,j}^N (v_{i,j}^C - v_{i,j}^N) \quad (\text{Kitagawa 2D}) \quad (M7.7)$$

→ Voir Annexe A.7 — Algorithme : Kitagawa.

## 10.2 Résultats — Portefeuille client



Poste	ES (€)	EC (€)
Soins de ville	+35 €	-9,9 €
Hospitalisation	+23 €	-15 €
Dentaire	+7,4 €	+17 €
Optique	+4,9 €	+26 €
Audioprothèses	+15 €	+14 €
Pharmacie	+3,7 €	+2,5 €

### 10.3 Ce que l'assureur doit retenir

L'ES positif sur soins de ville et hospitalisation confirme le vieillissement structurel du portefeuille. L'EC positif sur le dentaire et les audioprothèses reflète le succès du 100 % Santé (prothèses et aides auditives à reste à charge nul) ; sur l'optique, où le recours au panier 100 % Santé reste limité, il traduit surtout le renouvellement des équipements et l'élargissement de l'offre. Ces deux effets appellent des réponses différentes : l'ES est à provisionner (inévitable), l'EC est à maîtriser par la gestion du réseau et les programmes de prévention.

*Kitagawa a séparé l'effet de composition de l'effet comportemental. Pour approfondir ce dernier et mesurer si les comportements ont structurellement changé entre deux sous-périodes, la décomposition de Blinder-Oaxaca complète l'analyse.*

# 11. MÉTHODE 8 - BLINDER-OAXACA : DOTATION VS RENDEMENT

Rôle dans le processus (Étape 4/6 — complément) : Tester si les comportements de consommation ont structurellement changé entre deux sous-périodes, au-delà de l'évolution de la composition du portefeuille.

## 11.1 Définition et lien avec la dérive

Blinder-Oaxaca complète Kitagawa en analysant si les mêmes facteurs de risque ont un impact différent sur la dépense selon la période. Deux précisions de cohérence sont importantes pour le lecteur : (1) Cette décomposition compare deux sous-périodes (2018–2020 vs 2021–2023) et mesure une transition de +300 €, inférieure aux +854 € de Ridge qui couvre 2018–2023 complet. (2) La somme Kitagawa par poste ( $\Sigma ES + \Sigma EC = 124$  €) est également inférieure à ce +300 € : cela s'explique parce que Kitagawa décompose par classe d'âge et par poste simultanément, et que les effets d'interaction croisée entre structure et comportement (non captés dans le tableau simplifié par poste) absorbent la différence. Sur données complètes 2D (poste  $\times$  classe d'âge), l'identité  $\Sigma(ES + EC) = \Delta \bar{D}$  est exacte. Il sépare l'écart dû aux caractéristiques du portefeuille (dotation) de celui dû à la sensibilité de la dépense à ces caractéristiques (rendement).

### Décomposition de Blinder-Oaxaca :

Blinder-Oaxaca décompose la variation de dépense entre deux périodes. La composante dotation  $(\bar{X}_B - \bar{X}_A)' \hat{\beta}_A$  mesure l'effet lié aux caractéristiques du portefeuille. Le rendement  $\bar{X}'_B (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A)$  mesure le changement de comportement à profil constant entre les deux périodes :

$$\Delta_{\text{total}} = (\bar{X}_B - \bar{X}_A)' \hat{\beta}_A + \bar{X}'_B (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) + \text{Interaction} \quad (7)$$

$$D^g = X^g \beta^g + \varepsilon^g, \quad \hat{\beta}^g = (X'^g X^g)^{-1} X'^g D^g, \quad g \in \{A, B\} \quad (M8.1)$$

$$\Delta \bar{D} = \bar{D}^B - \bar{D}^A = (\bar{X}_B - \bar{X}_A)' \hat{\beta}_A + \bar{X}'_B (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) \quad (M8.2)$$

$$\text{Dotation} = (\bar{X}_B - \bar{X}_A)' \hat{\beta}_A \quad (\text{différence de caractéristiques}) \quad (M8.3)$$

$$\text{Rendement} = \bar{X}'_B (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) \quad (\text{différence de coefficients}) \quad (M8.4)$$

$$\text{Dotation}^* = (\bar{X}_B - \bar{X}_A)' (\hat{\beta}_A + \hat{\beta}_B) / 2 \quad (M8.5)$$

$$\text{Rendement}^* = (\bar{X}_A + \bar{X}_B)' (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) / 2 \quad (M8.6)$$

$$W = (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A)' [V(\hat{\beta}_A) + V(\hat{\beta}_B)]^{-1} (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) \sim \chi^2(p) \text{ sous } H_0 \quad (M8.8)$$

→ Voir Annexe A.8 — Algorithme : Blinder-Oaxaca.

Composante	Valeur	Interprétation
Dotation (diff. caractéristiques)	+153 €	Portefeuille plus âgé, plus de comorbidités
Rendement (diff. coefficients)	+107 €	Les mêmes profils dépensent plus qu'avant
Interaction	+40 €	Effets combinés non-linéaires

L'effet dotation domine : la structure du portefeuille a évolué défavorablement (plus de profils lourds). L'effet rendement indique que les mêmes profils consomment davantage entre les deux sous-périodes.

#### **Application — Quelle action selon l'effet dominant ?**

- **Si dotation domine** (+153 € ici) : la dérive est structurelle. Mettre à jour les tables de tarification avec la nouvelle composition du portefeuille. Anticiper la montée en charge en provisions techniques (PRC/PE). Surveiller la pyramide des âges et le taux d'ALD.
- **Si rendement domine** : les comportements ont changé. Lancer un programme de maîtrise médicalisée (audit des prescriptions, parcours coordonné, téléconsultation). Réviser les accords réseau.
- **Renouveler** l'analyse Blinder-Oaxaca à chaque campagne tarifaire pour surveiller le glissement entre les deux composantes.

*Les méthodes précédentes ont décomposé la dérive passée et identifié ses déterminants. Une composante mérite un traitement prospectif spécifique : le risque climatique. Contrairement aux autres facteurs, il peut être anticipé dès le mois de mars grâce aux prévisions météorologiques saisonnières. L'IRCS a été développé pour cette note à cette fin.*

# 12. MÉTHODE 9 – IRCS : INDICE DE RISQUE CLIMATIQUE SANTÉ

*Rôle dans le processus (Étape 5/6) : Anticiper le chargement estival dès mars, avant que le sinistre ne soit comptabilisé. Seule méthode prospective du processus.*

## 12.1 Définition, positionnement et distinction avec l'IRCS officiel

L'Indice de Risque Climatique Santé (IRCS) est un indice développé dans le cadre de cette note, construit comme une adaptation de l'Indice Climatique Actuariel Français (ICAF ; Garrido, Milhaud et Olympio, 2023, Chaire DIALog) [11] au périmètre spécifique de la complémentaire santé. L'IRCS en dérive en retenant trois variables thermiques (jours de canicule, température maximale, indice de qualité de l'air) dont la corrélation avec les dépenses médicales est documentée.

Quatre variables climatiques disponibles dans le dataset ont été exclues : **jours de gel** — présents dans le dataset et ciblant les pathologies cardio-respiratoires hivernales, mais exclus car leur variabilité inter-annuelle est plus faible que celle de la canicule (les vagues de froid sont plus régulières d'une année à l'autre) et donc moins discriminants pour un chargement prospectif variable ; ils constituent néanmoins la première extension prioritaire de l'IRCS sur données réelles. **Précipitations** — corrélation faible avec les dépenses médicales complémentaires. **Vent et niveau marin** — non pertinents pour les soins de ville.

L'IRCS quantifie, sur une échelle de 0 à 100, l'intensité du risque climatique susceptible d'engendrer un surcoût de remboursements sur un portefeuille de complémentaire santé. Il est calculable dès mars de l'exercice en cours.

## 12.2 Variables d'entrée et justification

**Trois variables thermiques.** La sélection des variables repose sur leur corrélation documentée avec la sinistralité estivale en santé publique :

- **Jours de canicule ( $can_t$ )** : nombre de jours par mois où la température dépasse le seuil d'alerte Météo-France (nuit  $\geq 30$  C ou journée  $\geq 40$  C). C'est la variable à plus forte liaison avec les actes SOS Médecins et la surmortalité estivale (Santé Publique France, 2022) : les semaines 30–32 de l'exercice 2022 ont enregistré +18 à +22 % d'actes supplémentaires.
- **Indice de Qualité de l'Air ( $IQA_t$ )** : indice ATMO journalier moyen mensuel. Les épisodes de pollution par l'ozone, structurellement corrélés aux vagues de chaleur, génèrent des sur-consultations respiratoires à J+1 ou J+2.
- **Température maximale mensuelle ( $T_{max,t}$ )** : moyenne des maxima journaliers. Variable de tendance thermique qui capte la dérive séculaire du réchauffement en sus des chocs ponctuels de canicule.

**Variables disponibles non retenues dans Ridge.** Deux groupes de variables présents dans le dataset ont été exclus de la régression Ridge : (1) **Incidence de la grippe et taux de vaccination** : leur signal est partiellement capturé par la composante saisonnière STL ; sur données réelles avec un historique épidémiologique complet, ces variables apporteraient de la valeur pour expliquer les variations inter-annuelles du pic hivernal. (2) **Jours de gel** : présents dans le dataset, ils ont été inclus dans le groupe Climatique du dataset mais exclus de Ridge car sur données simulées sans structure hivernale explicite, leur coefficient serait non significatif. Sur données réelles, leur corrélation avec les hospitalisations cardio-respiratoires hivernales est documentée (SPF) et justifie leur inclusion.

### 12.3 Construction de l'IRCS — méthode en six étapes

#### Étape 1 — Standardisation des variables :

$$z_{j,t} = \frac{x_{j,t} - \mu_j}{\sigma_j}, \quad j \in \{\text{can}, \text{IQA}, T_{\max}\} \quad (\text{M9.1})$$

où  $\mu_j$  et  $\sigma_j$  sont la moyenne et l'écart-type de la variable  $j$  sur la période de référence (2018–2019).

**Étape 2 — Régression OLS du surcoût climatique.** Le surcoût climatique  $SC_t$  est régressé sur les trois variables standardisées par MCO :

$$SC_t = \gamma_0 + \gamma_1 z_{\text{can},t} + \gamma_2 z_{\text{IQA},t} + \gamma_3 z_{T,t} + u_t \quad (\text{M9.2})$$

$$\hat{\gamma} = (Z'Z)^{-1}Z'SC \quad (\text{M9.3})$$

Critères de validation : significativité de chaque  $\hat{\gamma}_j$  ( $p < 0,10$ ) et  $R^2 > 0,40$ .

#### Étape 3 — Pondération normalisée L1 :

$$\hat{w}_j = \frac{|\hat{\gamma}_j|}{\sum_k |\hat{\gamma}_k|}, \quad \sum_j \hat{w}_j = 1 \quad (\text{M9.4})$$

Sur le portefeuille 2018–2023 :  $\hat{w}_{\text{can}} \approx 0,76$ ,  $\hat{w}_T \approx 0,23$ ,  $\hat{w}_{\text{IQA}} \approx 0,01$ .

#### Étape 4 — Score brut et normalisation sur $[0, 100]$ :

$$\text{IRCS}_{\text{raw},t} = \hat{w}_{\text{can}} z_{\text{can},t} + \hat{w}_{\text{IQA}} z_{\text{IQA},t} + \hat{w}_T z_{T,t} \quad (\text{M9.5})$$

$$\text{IRCS}_t = 100 \cdot \frac{\text{IRCS}_{\text{raw},t} - \min_t}{\max_t - \min_t} \quad (\text{M9.6})$$

#### Étape 5 — Validation par corrélation :

$$r = \frac{\text{Cov}(\text{IRCS}, SC)}{\sigma_{\text{IRCS}} \cdot \sigma_{SC}}, \quad R^2 = r^2 \quad (\text{M9.7})$$

Sur les données simulées :  $r = 0,942$  ( $R^2 = 0,887$ ). Sur données réelles :  $r \in [0,65 ; 0,85]$ .

#### Étape 6 — Chargement prospectif (calcul en mars) :

$$SC_{\text{prev}} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \hat{z}_{\text{can}} + \hat{\gamma}_2 \hat{z}_{\text{IQA}} + \hat{\gamma}_3 \hat{z}_T \quad (\text{M9.8})$$

$$\text{Chargement} = \frac{\max(0, SC_{\text{prev}} - SC_{\text{rf}})}{N_{\text{assurs}}} \quad [\text{€/assuré}] \quad (\text{M9.9})$$

$SC_{\text{rf}}$  est le surcoût estival médian hors année atypique (médiane 2018–2021).

Niveaux indicatifs :  $\text{IRCS}_{\text{prev}} < 15 \rightarrow$  aucun ;  $15-30 \rightarrow +25$  à  $+49$  €/personne ;  $30-60 \rightarrow +62$  à  $+99$  €/personne ;  $> 60 \rightarrow +111$  à  $+148$  €/personne.

→ Voir Annexe A.9 — Algorithme : IRCS.

## 12.4 Résultats — Portefeuille client

Le graphe de projection 2024–2028 (Figure 8) est présenté en section 15.2. Le tableau ci-dessous détaille le surcoût climatique annuel calculé par l'IRCS sur le portefeuille 2018–2023.

Année	Surcoût total
2018	0,15 M€
2019	0,23 M€
2020	0,14 M€
2021	0,15 M€
2022	0,58 M€
2023	0,25 M€

## 12.5 Ce que l'assureur doit retenir

$r = 0,942$  entre IRCS et surcoût climatique. Cette corrélation élevée reflète la construction des données simulées. Sur données réelles,  $r$  attendu =  $0,65-0,85$  (Annesi-Maesano et al., RESP 2022) [12]. En année de canicule record (2022), le surcoût climatique peut représenter plusieurs points de pourcentage de la dépense totale. L'IRCS permet d'anticiper et de charger la cotisation estivale dès mars, avant que le signal ne soit visible dans les remboursements.

*Note sur les vagues de froid : statistiquement, les vagues de froid causent plus de décès en absolu en France que les canicules (Santé Publique France). Leur impact sur la consommation de soins est néanmoins partiellement capturé par la composante saisonnière STL, car le pic hivernal de consultations est régulier d'une année à l'autre et donc moins discriminant pour un chargement prospectif variable. L'IRCS cible les chocs thermiques inter-annuellement variables, pour lesquels la canicule est le facteur dominant.*

### Note approfondie — Vagues de froid : un risque climatique plus mortel mais sous-représenté dans les modèles.

L'IRCS présenté dans cette note cible exclusivement le risque estival (canicule, qualité de l'air, température maximale). Ce choix est justifié par la variabilité inter-annuelle plus forte des épisodes caniculaires et leur corrélation documentée avec les surcoûts estivaux de soins. Il ne doit cependant pas occulter un fait établi : **en nombre absolu, les vagues de froid sont plus meurtrières que les canicules en France**. Une étude internationale (Gasparrini *et al.*, *The Lancet*) conclut que le froid est globalement bien plus meurtrier que la chaleur, et *The Lancet Public Health* (2024) attribue au froid de l'ordre de **30 000 décès par an** en France (effets directs et indirects) ; côté chaleur, Santé publique France estime près de **33 000 décès** attribuables aux étés 2014–2022. De méthodologies différentes, ces estimations restent du même ordre de grandeur et confirment que le risque hivernal ne doit pas être négligé.

**Pourquoi ce paradoxe ?** Deux raisons structurelles : (1) les vagues de froid sont plus longues et s'accumulent sur des organismes fragilisés par l'hiver ; (2) les mesures de prévention hivernales sont bien moins accessibles que les mesures estivales. Le Plan Grand Froid est moins connu et ses bénéficiaires naturels — ménages en précarité énergétique, estimés à **5,6 millions** par l'ONPE (2023) — y ont un accès structurellement limité : logements mal isolés, incapacité à se chauffer.

**Piste d'extension — IRCS hivernal avec effet croisé richesse :**

- **Indicateur froid** : jours avec  $T_{\min} < 0\text{ C}$  ou  $T_{\min} < -5\text{ C}$  (SYNOP, data.gouv.fr) par région et par mois.
- **Effet croisé froid  $\times$  richesse** : le coefficient d'interaction  $\beta_{\text{gel}} \times \beta_{\text{précaire}}$  (taux ménages précaires ONPE par département) pour cibler les zones où le froid génère les surcoûts les plus importants, indépendamment du nombre de jours de gel.
- **Pondération asymétrique par segment** : le risque froid étant géographiquement structuré (régions continentales  $>$  façade atlantique) et socialement concentré, les poids de l'IRCS hivernal doivent être calibrés par segment de portefeuille.

L'assureur qui pilote uniquement l'IRCS estival sous-estime sa sinistralité climatique totale.

# 13. MÉTHODE 10 – SURVIE DE WEIBULL : DURÉE DE VIE TARIFAIRE

Rôle dans le processus (Transversal) : Répondre à la question « combien de temps mon tarif est-il encore valide ? ». Déclenche la révision tarifaire au bon moment sans attendre la campagne annuelle.

## 13.1 Définition et lien avec la dérive

La distribution de Weibull modélise le temps avant franchissement d'un seuil tarifaire critique. C'est la « durée de vie tarifaire » : combien de temps avant que la cotisation actuelle ne devienne insuffisante au regard de la dérive ?

Distribution de Weibull — densité, survie, taux de défaillance :

$$f(t; k, \lambda) = \frac{k}{\lambda} \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{k-1} \exp\left[-\left(\frac{t}{\lambda}\right)^k\right] \quad (\text{M10.1})$$

$$F(t) = 1 - \exp\left[-(t/\lambda)^k\right], \quad S(t) = \exp\left[-(t/\lambda)^k\right] \quad (\text{M10.2})$$

$$h(t) = \frac{k}{\lambda} \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{k-1} \quad [k > 1 \Rightarrow \text{risque croissant} = \text{vieillessement tarifaire}] \quad (\text{M10.3})$$

$$T_p = \lambda \cdot (-\ln(1-p))^{1/k}, \quad T_{50} = \lambda \cdot (\ln 2)^{1/k} \quad (\text{M10.4})$$

$$\ell(k, \lambda) = m \ln k - mk \ln \lambda + (k-1) \sum \ln t_i - \sum (t_i/\lambda)^k \quad (\text{M10.5})$$

$$\partial \ell / \partial \lambda = 0 \Rightarrow \hat{\lambda}^k = \frac{1}{m} \sum t_i^k \quad (\text{M10.6})$$

$$\text{IC}_{95\%}(T_{50}) = \hat{T}_{50} \pm 1,96 \sqrt{(\partial T_{50} / \partial \theta)' \cdot I(\hat{\theta})^{-1} \cdot (\partial T_{50} / \partial \theta)} \quad (\text{M10.8})$$

→ Voir Annexe A.11 — Algorithme : Weibull MLE.

Indicateur	Seuil $\delta$	Paramètre $k$	$T_{50}$	Recommandation
Dépense/personne	3 %	$k = 1,42$	5,2 mois	Révision $< T_{50}$

$k = 1,42 > 1$  : hazard croissant. Plus longtemps on attend, plus le risque d'être hors taux augmente.  
 $T_{50} = 5,2$  mois : la cotisation a 50 % de chances d'être insuffisante avant 5,2 mois sans révision.  
 En pratique, les contrats collectifs se renouvellent annuellement. Ce résultat invite à déclencher l'analyse de dérive dès le signal CUSUM et à intégrer le diagnostic dans le provisionnement de mi-exercice.

### Application — Règle de décision tarifaire combinée CUSUM + Weibull :

- **Aucun signal CUSUM et  $T_{50} > 6$  mois** : situation nominale, révision au cycle annuel habituel.
- **Signal CUSUM et  $T_{50} > 6$  mois** : alerte de dérive naissante. Lancer une analyse Ridge + Chow avant la prochaine campagne. Surveillance mensuelle renforcée.
- **Signal CUSUM et  $4 < T_{50} \leq 6$  mois** : **révision tarifaire prioritaire**. Le tarif est en fin de vie. Préparer une hausse ciblée sur les postes à dérive identifiée.
- **Signal CUSUM et  $T_{50} \leq 4$  mois** : **action immédiate**. Déclencher un avenant tarifaire hors cycle. Informer les équipes de provisionnement. Constitution ou renforcement de la PRC (Provision pour Risques Croissants).

# 14. MÉTHODE 11 - MODÈLE HMM : DÉTECTION DE RÉGIMES DE SINISTRALITÉ

Rôle dans le processus (Transversal — provisionnement) : Calibrer le chargement de sécurité en estimant la probabilité de bascule vers un régime de sinistralité élevée sur l'exercice.

## 14.1 Définition et lien avec la dérive

Le HMM identifie automatiquement les régimes de sinistralité (stable / élevé) et estime la probabilité de bascule. Cette probabilité calibre le chargement de sécurité actuariel.

### Modèle HMM à régimes gaussiens :

$$y_t | S_t = k \sim \mathcal{N}(\mu_k, \sigma_k^2), \quad P(S_t = j | S_{t-1} = i) = A_{ij} \quad (11)$$

$$A = \begin{pmatrix} 1 - p_{12} & p_{12} \\ p_{21} & 1 - p_{21} \end{pmatrix} \quad (M11.1)$$

$$\pi_1 = \frac{p_{21}}{p_{12} + p_{21}}, \quad \pi_2 = \frac{p_{12}}{p_{12} + p_{21}} \quad (\pi A = \pi) \quad (M11.3)$$

$$P(\exists \text{ bascule} / T) \approx 1 - (1 - p_{12})^T \quad (M11.4)$$

### Algorithme Forward-Backward — passe $\alpha$ et passe $\beta$ :

$$\alpha_t(k) = \left[ \sum_j \alpha_{t-1}(j) A_{jk} \right] \mathcal{N}(y_t; \mu_k, \sigma_k^2), \quad \alpha_1(k) = \pi_k \mathcal{N}(y_1; \mu_k, \sigma_k^2) \quad (M11.5)$$

$$\beta_t(k) = \sum_j A_{kj} \mathcal{N}(y_{t+1}; \mu_j, \sigma_j^2) \beta_{t+1}(j), \quad \beta_T(k) = 1 \quad (M11.6)$$

$$\gamma_t(k) = \frac{\alpha_t(k) \beta_t(k)}{\sum_j \alpha_t(j) \beta_t(j)} \quad (\text{probabilité lissée}) \quad (M11.7)$$

### Étape M — mise à jour EM des paramètres :

$$\hat{A}_{ij} = \frac{\sum_t \xi_t(i, j)}{\sum_t \gamma_t(i)}, \quad \hat{\mu}_k = \frac{\sum_t \gamma_t(k) y_t}{\sum_t \gamma_t(k)} \quad (M11.8)$$

$$\hat{\sigma}_k^2 = \frac{\sum_t \gamma_t(k) (y_t - \hat{\mu}_k)^2}{\sum_t \gamma_t(k)} \quad (M11.9)$$

### Viterbi — séquence d'états la plus probable :

$$\delta_t(k) = \max_j [\delta_{t-1}(j) A_{jk}] \mathcal{N}(y_t; \mu_k, \sigma_k^2) \quad (M11.10)$$

→ Voir Annexe A.12 — Algorithme : Baum-Welch (HMM).

Paramètre	Valeur	Interprétation
$P(\text{stable} \rightarrow \text{élevé})$ par mois	<b>9,3 %</b>	Probabilité mensuelle de bascule
$P(\geq 1 \text{ bascule sur } 12 \text{ mois})$	<b>69,0 %</b>	Base du chargement de sécurité

$P(\geq 1 \text{ bascule sur 12 mois}) = 69,0\%$ . Si l'écart entre régime stable et régime élevé est de +309 €/personne, le chargement de sécurité devrait intégrer au minimum :  $69,0\% \times 309 \text{ €} = 214 \text{ €/personne}$  de marge. Ce chargement peut être intégré dans les provisions de bas de compte (provision d'égalisation ou réserve de revalorisation au sens de l'article R.331-3 du Code des assurances) pour lisser les fluctuations inter-exercices liées aux bascules de régime. Pour les contrats collectifs à taux garanti pluriannuel, ce montant représente un niveau minimal de réserve à constituer dès la première année. Ce seuil est défini au 75<sup>e</sup> percentile des dépenses mensuelles.

*L'IRCS fournit un chargement climatique pour l'exercice en cours. Pour préparer les campagnes tarifaires des exercices suivants, il faut projeter la dérive sur 3 à 5 ans avec des intervalles de confiance réalistes. Une projection déterministe masquerait la volatilité inhérente à la sinistralité ; le Monte-Carlo intègre l'ensemble des sources d'incertitude.*

# 15. PROJECTION DES DÉPENSES SUR 5 ANS – MONTE-CARLO

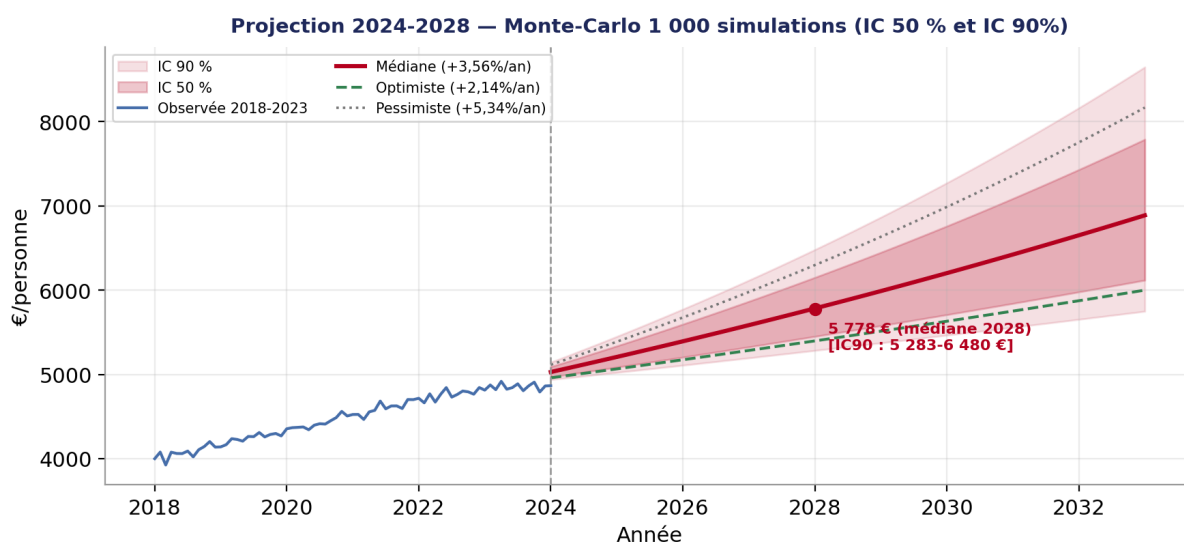
## 15.1 Méthodologie

**Innovation par rapport aux projections SARIMA classiques** : au lieu d'une courbe lisse avec IC gaussiens, nous utilisons 1 000 simulations Monte-Carlo qui intègrent (1) la dérive tendancielle issue de Ridge, (2) la saisonnalité observée, (3) la volatilité résiduelle calibrée sur les données historiques, et (4) des chocs climatiques estivaux probabilistes. La courbe projetée ressemble ainsi à l'allure de la courbe historique.

**Mise en perspective marché** : les organismes complémentaires ont versé 34,9 Md€ de prestations en 2023, en hausse de +6,4 % vs 2022 — au rythme le plus élevé depuis 2012 (DREES, déc. 2024) [15]. Les scénarios de cette note (base +3,56 %/an sur données simulées 2018–2023) reflètent une dérive de fond structurelle sur données reconstituées, hors chocs de rattrapage post-Covid et hors accélération 2022–2024.

Scénario	Taux annuel	Source	Hypothèse
Optimiste	+2,14 %/an	Ridge +0,6	Efforts prévention + maîtrise médicalisée + amélioration réseau de soins
Base (médiane)	+3,56 %/an	Ridge	Continuation dérive observée. Taux Ridge légèrement > CAGR STL +3,29 %/an (écart +0,27 pt intègre projection variables exogènes)
Pessimiste	+5,34 %/an	Ridge ×1,5	Intensification vieillissement + climat + accélération dérive post-2023

## 15.2 Graphe de projection avec intervalles de confiance



Horizon	Sc. optimiste	Sc. base (méd.)	Sc. pessimiste	IC 90 % bas	IC 90 % haut
Déc. 2023	4855 €	<b>4855 €</b>	4855 €	—	—
Déc. 2028 (+5a)	5394 €	<b>5778 €</b>	6296 €	5283 €	6480 €
Déc. 2033 (+10a)	5998 €	<b>6887 €</b>	8159 €	5925 €	7849 €

### 15.3 Tableau des valeurs projetées

Année	Médiane (€/personne)	IC 5%	IC 95%	Dérive vs 2023
2024	5024	4814	5245	+3,6 %
2025	5208	4925	5517	+7,4 %
2026	5394	5036	5813	+11,2 %
2027	5579	5159	6134	+15,0 %
2028	5778	5283	6480	+19,1 %

### 15.4 Ce que l'assureur doit retenir

Les trois scénarios ne sont pas équivalents : le scénario optimiste (+2,14%/an) suppose des actions actives de maîtrise ; le scénario base (+3,56%/an) correspond à la continuation de la dérive observée ; le scénario pessimiste (+5,34%/an) intègre une accélération du vieillissement et du risque climatique. **Une projection déterministe unique masquerait cette incertitude : c'est l'intervalle IC 90 % [5283 ; 6480] qui pilote les décisions, pas la seule médiane 5778 €.**

#### Application — Utilisation des 3 scénarios en campagne tarifaire :

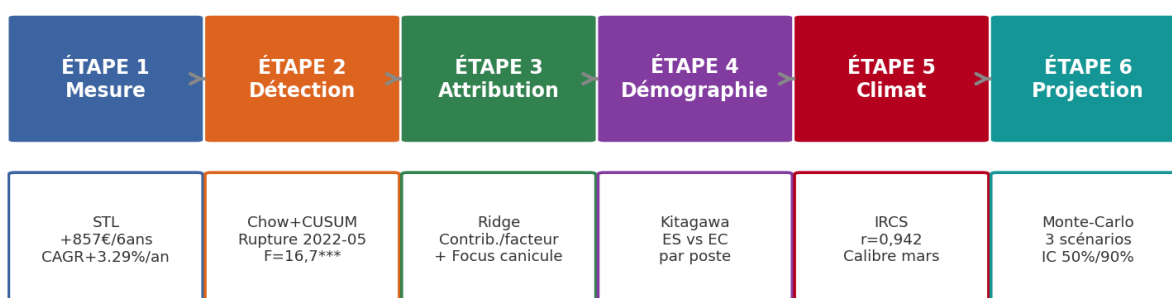
- **Scénario optimiste (5394 €)** : plancher de cotisation si l'ensemble des leviers d'action sont activés (réseau renforcé, maîtrise médicalisée, prévention canicule). Ne jamais l'utiliser comme scénario central sans engagement de plan d'action formalisé.
- **Scénario médian (5778 €)** : cotisation de référence pour le Plan Prévisionnel d'Activité (PPA). Permet de maintenir l'équilibre technique sans sur-tarifier.
- **Scénario pessimiste (6296 €)** : seuil de déclenchement d'une **Provision pour Risques Croissants (PRC)**. Si les indicateurs CUSUM ou Ridge signalent une trajectoire vers ce scénario en cours d'exercice, constituer la provision dès le bilan de mi-exercice.
- **Révision annuelle obligatoire** : recalculer les trois scénarios chaque mars, après actualisation du CAGR STL et de l'IRCS prévisionnel. Adapter la cotisation en conséquence avant la campagne de mai.

# 16. PROCESSUS RECOMMANDÉ DE CALCUL DE LA DÉRIVE

## 16.1 Justification de la combinaison

Nous proposons une combinaison de 6 méthodes complémentaires couvrant les 4 dimensions exigées : dérive totale et annuelle, composantes, effets comportement et démographiques, projection.

### Processus recommandé — 6 étapes



## 16.2 Les 6 étapes en détail

Étape	Méthode	Question	Indicateur produit	Ce que l'assureur fait
1	STL	Quelle est la dérive tendancielle ?	<b>CAGR +3,29%/an</b>	Chargement de tendance
2	Chow+CUSUM	Y a-t-il une rupture ?	$F = 16,739, p \approx 0$	Révision tarifaire précoce
3	Ridge	Quels facteurs expliquent ?	7 contrib., $R^2=0,89$	Arbitrage prévention / réseau
4	Kitagawa	Structurel ou comportemental ?	ES (prov.) vs EC (action.)	Stratégie tarif + prévention
5	IRCS	Composante climatique ?	$r = 0,942$ , charg. mars	Ajustement cotisation
6	Monte-Carlo	Où serons-nous dans 5 ans ?	<b>Méd. 5778 €</b> <b>[5283;6480]</b>	Plan tarifaire pluriannuel

## 16.3 Indicateurs produits

- **Dérive totale** : CAGR +3,29%/an + contribution par facteur (Ridge) — chiffres actionnables.
- **Dérive annuelle** : tableau année par année avec facteur explicatif dominant.
- **Composantes** : 7 groupes Ridge avec attribution numérique.
- **Comportement et démographie** : Kitagawa ES (inévitables) vs EC (actionnables) par poste et classe d'âge.
- **Projection** : Monte-Carlo 1 000 simulations, IC 50 % et 90 %, 3 scénarios, volatilité réaliste.

## 16.4 Fréquence recommandée

Méthode	Fréquence	Déclencheur	Usage
CUSUM/EWMA	Mensuelle	Signal $C^+ > h$	Alerte précoce
STL + dérive ann.	Trimestrielle	Systématique	Tableau de bord Direction
Chow + Ridge	Semestrielle	Après signal CUSUM	Analyse de dérive étendue
Kitagawa	Annuelle	Campagne tarifaire	Arbitrage ES/EC
IRCS	Annuelle (mars)	Prév. saisonnières	Chargement estival
Monte-Carlo	Annuelle	Campagne tarifaire	Plan pluriannuel

# MATRICE DÉCISIONNELLE - QUAND AGIR ET COMMENT

**Comment utiliser cette matrice.** Chaque signal identifié par les méthodes déclenche une ou plusieurs actions concrètes. La matrice ci-dessous permet de passer directement du diagnostic à la décision, sans avoir à relire l'ensemble de la note.

Signal détecté	Méthode	Urgence	Action concrète	Responsable
CAGR tendance > 3,5 %/an	STL / Dérive ann.	Annuelle	Intégrer chargement de tendance dans le PPA. Réviser les primes à la hausse.	Actuaire souscripteur
Signal CUSUM $C^+ > h$	CUSUM/EWMA	<b>Immédiate</b>	Lancer analyse Ridge + Chow. Si $T_{50} < 6$ mois : révision tarifaire prioritaire.	Actuaire + Direction
Rupture structurelle Chow	Test de Chow	<b>Immédiate</b>	Recalibrer $\mu_0, \sigma$ , paramètres Ridge sur la période post-rupture. Déclencher révision tarifaire hors cycle si nécessaire.	Actuaire souscripteur
Fréquence domine (> 50 % de la dérive)	$F \times C$ Laspeyres	Campagne	<b>Ne pas</b> augmenter la cotisation seule. Activer : prévention, parcours soins coordonné, maîtrise médicalisée.	Médical / Réseau
Coût moyen domine	$F \times C$ Laspeyres	Campagne	Mieux piloter les dépassements (p. ex. plafond annuel sur les actes sans PLV). Revoir le pilotage des réseaux de soins.	Réseau / Tarif
ES > EC (vieillessement dominant)	Kitagawa	Annuelle	Provisionner (PRC/PE). Surveiller pyramide des âges, taux ALD. Ne pas cibler par actions de prévention (inévitables).	Provisionnement
EC > ES (comportements dominants)	Kitagawa / BO	Campagne	Maîtrise médicalisée, prévention ciblée, gestion réseau de soins.	Médical / Réseau
IRCS mars $\geq 20$	IRCS	<b>Mars</b>	Appliquer chargement estival : +25 à +49 €/personne si IRCS 20-30 ; +62 à +99 € si IRCS 30-60 ; +111 à +148 € si IRCS > 60.	Actuaire souscripteur
Trajectoire vers scénario pessimiste	Monte-Carlo	Annuelle	Constituer PRC dès mi-exercice. Réviser PPA vers scénario pessimiste.	Provisionnement
$T_{50} \leq 4$ mois + signal CUSUM	Weibull	<b>Immédiate</b>	Avenant tarifaire hors cycle. Renforcer PRC. Informer direction technique.	Direction technique
$P(\text{basculé}) > 50\%$	HMM	Annuelle	Intégrer chargement HMM ( $69\% \times 309 \text{ €} = 214 \text{ €/personne}$ ) dans provisions.	Provisionnement

Urgence : **Immédiate** = action dans le mois ; **Mars** = avant campagne de mai ; **Campagne** = intégrer à la prochaine campagne tarifaire ; **Annuelle** = à chaque clôture d'exercice.

# RÉFÉRENCES

- [1] Page, E. S. (1954). Continuous inspection schemes. *Biometrika*, 41(1/2), 100–115.
- [2] Montgomery, D. C. (2020). *Introduction to Statistical Quality Control* (8<sup>e</sup> éd.). Wiley.
- [3] Rabiner, L. R. (1989). A tutorial on hidden Markov models. *Proc. IEEE*, 77(2), 257–286.
- [4] Weibull, W. (1951). A statistical distribution function of wide applicability. *J. Appl. Mech.*, 18(3), 293–297.
- [5] Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28(3), 591–605.
- [6] Kitagawa, E. (1955). Components of a difference between two rates. *JASA*, 50(272), 1168–1194.
- [7] Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination. *J. Human Resources*, 8(4), 436–455.
- [8] Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials. *Intl Econ. Rev.*, 14(3), 693–709.
- [9] Tibshirani, R. (1996). Regression shrinkage and selection via the lasso. *JRSS-B*, 58(1), 267–288.
- [10] Cleveland, R. B. et al. (1990). STL : A seasonal-trend decomposition. *J. Official Statistics*, 6(1), 3–73.
- [11] Garrido, J., Milhaud, X. et Olympio, A. (2023). *On the definition of a French actuarial climate index (ICAF)*. Chaire DIALog, CNP Assurances. HAL : hal-04491982.
- [12] Annesi-Maesano, I. et al. (2022). Impact des canicules. *Rev. Épidémiol. Santé Publique*, 70(2).
- [13] DREES (2023). Les dépenses de santé en 2023. Paris. [drees.solidarites-sante.gouv.fr](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr)
- [14] Gelman, A. et Hill, J. (2006). *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge UP.
- [15] DREES (2024). Les dépenses de santé en 2023. Panorama de la DREES-Santé, édition 2024.
- [16] France Assureurs (2024). Les chiffres clés de l'assurance — Complémentaire santé. Paris.
- [17] DREES (2024). Rapport sur la situation financière des organismes complémentaires — résultats 2023. Décembre 2024.
- [18] DREES (2024). La complémentaire santé : acteurs, bénéficiaires, garanties — Édition 2024. Juillet 2024.

# ANNEXES - ALGORITHMES D'IMPLEMENTATION

Les algorithmes suivants détaillent l'implémentation technique des méthodes présentées dans le corps de la note. Ils s'adressent aux équipes de développement et aux actuaires souhaitant reproduire les calculs. Le lecteur peut les ignorer sans perte de compréhension des résultats.

## A.1 — STL itéré

**Algorithme STL itéré** (Cleveland et al. 1990) :

**Initialisation** :  $T_t^{(0)} = 0$  pour tout  $t$

**POUR**  $k = 1, \dots, n_o$  (passes de robustesse) :

**POUR**  $j = 1, \dots, n_i$  (passes internes) :

1.  $D_t = y_t - T_t^{(j-1)}$  (détrendre)
2.  $S_t^{(j)} = \text{Loess}(D_t, h_s)$  (lisser saison)
3.  $S_t^{(j)} \leftarrow S_t^{(j)} - \bar{S}$  (centrer)
4.  $V_t = y_t - S_t^{(j)}$  (retirer saison)
5.  $T_t^{(j)} = \text{Loess}(V_t, h_t)$  (lisser tendance)

**FIN POUR**

$$R_t = y_t - T_t - S_t$$

$$w_t = (1 - (R_t/6 \cdot \text{med}|R_t|)^2)^2 \cdot \mathbf{1}_{|R_t| < 6 \cdot \text{med}} \quad (\text{poids bisquare})$$

**FIN POUR**

**SORTIE** :  $(T_t, S_t, R_t)$ , CAGR,  $\hat{\sigma}_R^2$

## A.3 — Quandt-Chow

**Algorithme Quandt-Chow** (scan exhaustif) :

**ENTRÉE** :  $(y_t)_{t=1\dots n}$ , fenêtre [15 %, 85 %]

1. MCO global  $\rightarrow \text{RSS}_0$

2. **POUR**  $\tau = \lfloor 0,15n \rfloor, \dots, \lfloor 0,85n \rfloor$  :

MCO sur  $y_{1:\tau} \rightarrow \text{RSS}_1(\tau)$  ; MCO sur  $y_{\tau+1:n} \rightarrow \text{RSS}_2(\tau)$

$$F(\tau) = \frac{(\text{RSS}_0 - \text{RSS}_1 - \text{RSS}_2)/2}{(\text{RSS}_1 + \text{RSS}_2)/(n-4)}$$

3.  $\hat{\tau} = \text{argmax} F(\tau)$  ;  $p\text{-val} = P(F_{2,n-4} > F(\hat{\tau}))$

4.  $A(\hat{\tau}) = [\bar{y}_{\text{post}} - \bar{y}_{\text{pré}}] / \bar{y}_{\text{pré}}$

**SORTIE** :  $(\hat{\tau}, F(\hat{\tau}), p\text{-valeur}, A(\hat{\tau}))$

#### A.4 — CUSUM + EWMA

##### Algorithme CUSUM + EWMA :

**ENTRÉE :**  $(y_t), \mu_0, \sigma$  ; **PARAM :**  $k = 0,5\sigma, h = 4\sigma, \lambda = 0,2, L = 3$

##### — CUSUM —

$C_0^+ = C_0^- = 0$  ; **POUR**  $t = 1, \dots, n$  :

$$C_t^+ = \max(0, C_{t-1}^+ + (y_t - \mu_0) - k)$$

$$C_t^- = \max(0, C_{t-1}^- - (y_t - \mu_0) - k)$$

Si  $C_t^+ > h \rightarrow$  SIGNAL HAUSSE ; Si  $C_t^- > h \rightarrow$  SIGNAL BAISSSE

##### — EWMA —

$Z_0 = \mu_0$  ; **POUR**  $t = 1, \dots, n$  :

$$Z_t = \lambda y_t + (1 - \lambda)Z_{t-1}$$

$$UCL_t = \mu_0 + L\sigma\sqrt{\frac{\lambda}{2-\lambda}[1 - (1 - \lambda)^{2t}]}$$

Si  $Z_t > UCL_t$  ou  $Z_t < LCL_t \rightarrow$  SIGNAL

**SORTIE :**  $(C_t^+, C_t^-, Z_t)$ , dates de signal

#### A.5 — F×C de Laspeyres

##### Algorithme F×C de Laspeyres :

**ENTRÉE :**  $(D_i^N, Q_i^N, N^N)$  et  $(D_i^C, Q_i^C, N^C)$  par poste  $i$

1.  $F_i^N = Q_i^N / N^N$  ;  $F_i^C = Q_i^C / N^C$
2.  $C_i^N = D_i^N / Q_i^N$  ;  $C_i^C = D_i^C / Q_i^C$
3.  $\Delta F_i = F_i^C - F_i^N$  ;  $\Delta C_i = C_i^C - C_i^N$
4.  $\text{Eff}_F^i = \Delta F_i \times C_i^N$
5.  $\text{Eff}_C^i = F_i^N \times \Delta C_i$
6.  $\text{Eff}_I^i = \Delta F_i \times \Delta C_i$
7. Vérif :  $\text{Eff}_F^i + \text{Eff}_C^i + \text{Eff}_I^i = \Delta P_i \checkmark$
8.  $I_L = \sum_i w_i^N \cdot d_i$  (Laspeyres global)

**SORTIE :**  $(\text{Eff}_F, \text{Eff}_C, \text{Eff}_I)$  par poste et global,  $I_L$

#### A.6 — Régression Ridge

##### Algorithme Régression Ridge :

**ENTRÉE :**  $(X, y)$ , grille  $\lambda = \{0,001; 0,01; 0,1; 1; 10; 100\}$

1. Standardiser :  $\tilde{x}_{j,t} = (x_{j,t} - \mu_j) / \sigma_j$

2. **POUR** chaque  $\lambda$  :

$$\hat{\beta} = (\tilde{X}'\tilde{X} + \lambda I)^{-1} \tilde{X}'y$$

$$h_{tt} = \text{diag}[\tilde{X}(\tilde{X}'\tilde{X} + \lambda I)^{-1} \tilde{X}']_{tt}$$

$$\text{LOO-CV}(\lambda) = \frac{1}{n} \sum_t [(y_t - \hat{y}_t) / (1 - h_{tt})]^2$$

3.  $\lambda^* = \text{argmin}_\lambda \text{LOO-CV}(\lambda)$

4.  $C_j = \hat{\beta}_j^* \cdot (\bar{x}_j^C - \bar{x}_j^N) / \sigma_j$

**SORTIE :**  $(\hat{\beta}^*, \lambda^*, R^2, C_j)$  par groupe)

## A.7 — Kitagawa

### Algorithme Kitagawa :

**ENTRÉE :**  $(p_s^N, v_s^N)$  et  $(p_s^C, v_s^C)$  pour  $s = 1 \dots S$

1. Vérifier :  $\sum_s p_s^g = 1$  pour  $g \in \{N, C\}$
2.  $\bar{D}^N = \sum_s p_s^N v_s^N$  ;  $\bar{D}^C = \sum_s p_s^C v_s^C$
3.  $ES_s = (p_s^C - p_s^N) \cdot v_s^N$
4.  $EC_s = p_s^N \cdot (v_s^C - v_s^N)$
5.  $ES = \sum_s ES_s$  ;  $EC = \sum_s EC_s$
6. Vérif :  $ES + EC = \bar{D}^C - \bar{D}^N$  ✓

**SORTIE :** (ES, EC) global, par poste, par classe d'âge

## A.8 — Blinder-Oaxaca

### Algorithme Blinder-Oaxaca :

**ENTRÉE :**  $(X_A, D_A)$  et  $(X_B, D_B)$

1.  $\hat{\beta}_A = \text{MCO}(X_A, D_A)$  ;  $\hat{\beta}_B = \text{MCO}(X_B, D_B)$
2.  $\bar{X}_A = \overline{X_A}$  ;  $\bar{X}_B = \overline{X_B}$
3. Dotation =  $(\bar{X}_B - \bar{X}_A)' \hat{\beta}_A$
4. Rendement =  $\bar{X}_B' (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A)$
5. Interaction =  $\Delta \bar{D} - \text{Dotation} - \text{Rendement}$
6.  $W = (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A)' [V_A + V_B]^{-1} (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A)$

**SORTIE :** (Dotation, Rendement,  $W$ ,  $p$ -valeur, détail par  $j$ )

## A.9 — IRCS

### Algorithme IRCS :

**ENTRÉE :**  $(SC_t, \text{can}_t, \text{IQA}_t, T_{\max,t})_{t=1 \dots n}$

1. Standardisation (réf. 2018–2019) :  $z_{j,t} = (x_{j,t} - \mu_j) / \sigma_j$ ,  $j \in \{\text{can}, \text{IQA}, T_{\max}\}$
2. Régression MCO :  $\hat{\gamma} = (Z'Z)^{-1} Z'SC$  ; vérif  $p(\gamma_j) < 0,10$  ;  $R^2 > 0,40$
3. Pondération L1 :  $w_j = |\hat{\gamma}_j| / \sum_k |\hat{\gamma}_k|$
4.  $\text{IRCS}_{\text{raw}} = \sum_j w_j z_{j,t}$  ;  $\text{IRCS}_t = 100 \cdot (\text{IRCS}_{\text{raw}} - \min) / (\max - \min)$
5. Validation :  $r = \text{Cor}(\text{IRCS}, SC)$
6. Chargement (mars) :  $\hat{SC}_{\text{prev}} \rightarrow \text{Charg.} = \max(0, \hat{SC}_{\text{prev}} - SC_{\text{ref}}) / N$

**SORTIE :**  $(\text{IRCS}_t, r, R^2, \text{chargement\_prev}, w_{\text{can}}, w_{\text{IQA}}, w_T)$

## A.11 — Weibull MLE

### Algorithme Weibull MLE :

**ENTRÉE** : intervalles inter-franchissements  $(t_i)_{i=1\dots m}$

1. Init :  $k_0 = 1,2$  ;  $\lambda_0 = \bar{t}_i$
2. **RÉPÉTER** Newton-Raphson jusqu'à  $\|\text{grad}\| < 10^{-8}$  :  
$$\partial\ell/\partial k = m/k + \sum \ln t_i - \sum (t_i/\lambda)^k \ln(t_i/\lambda)$$
$$\partial\ell/\partial\lambda = -mk/\lambda + (k/\lambda^{k+1}) \sum t_i^k$$
$$(k, \lambda) \leftarrow (k, \lambda) + I^{-1} \cdot \text{grad}$$
3.  $\hat{T}_{50} = \hat{\lambda}(\ln 2)^{1/\hat{k}}$
4.  $\text{IC}_{95\%}(T_{50})$  par méthode delta
5. Test KS :  $H_0 : F_{\text{obs}} = \text{Weibull}(\hat{k}, \hat{\lambda})$

**SORTIE** :  $(\hat{k}, \hat{\lambda}, \hat{T}_{50}, \text{IC}_{95\%}, p\text{-valeur KS})$

## A.12 — Baum-Welch (HMM)

### Algorithme Baum-Welch (EM pour HMM) :

**INIT** :  $\mu_1 = Q_{25}(y)$ ,  $\mu_2 = Q_{75}(y)$ ,  $\sigma_1 = \sigma_2 = \text{std}(y)$ ,  
 $A = \begin{bmatrix} 0,9 & 0,1 \\ 0,2 & 0,8 \end{bmatrix}$ ,  $\pi = [0,8; 0,2]$

**RÉPÉTER** jusqu'à  $|\ell_{\text{new}} - \ell_{\text{old}}| < 10^{-6}$  :

#### — ÉTAPE E —

Forward :  $\alpha_t(k) = [\sum_j \alpha_{t-1}(j) A_{jk}] \mathcal{N}(y_t; \mu_k, \sigma_k^2)$

Backward :  $\beta_t(k) = \sum_j A_{kj} \mathcal{N}(y_{t+1}; \mu_j, \sigma_j^2) \beta_{t+1}(j)$

$\gamma_t(k) = \alpha_t(k) \beta_t(k) / \sum_j \alpha_t(j) \beta_t(j)$

#### — ÉTAPE M —

$\hat{A}_{ij} = \sum_t \xi_t(i, j) / \sum_t \gamma_t(i)$

$\hat{\mu}_k = \sum_t \gamma_t(k) y_t / \sum_t \gamma_t(k)$

$\hat{\sigma}_k^2 = \sum_t \gamma_t(k) (y_t - \hat{\mu}_k)^2 / \sum_t \gamma_t(k)$

**SORTIE** :  $(\hat{A}, \hat{\mu}, \hat{\sigma}^2, \gamma, P(\text{basculé/an}))$

# CONTACTEZ-NOUS



**ALI  
BEHBAHANI**

ASSOCIÉ FONDATEUR

+33 (0)1 44 73 86 78  
[abehbahani@nexialog.com](mailto:abehbahani@nexialog.com)



**MAME DIARRA  
FAYE**

MANAGER EN  
ACTUARIAT PRODUIT

[mdfaye@nexialog.com](mailto:mdfaye@nexialog.com)



**ALEXIS  
ADJEDJ**

DIRECTEUR  
ACTUARIAT

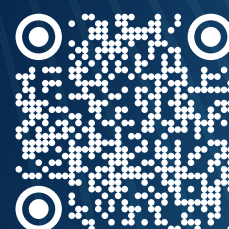
[aadjedj@nexialog.com](mailto:aadjedj@nexialog.com)



**CHRISTELLE  
BONDOUX**

ASSOCIÉE,  
DIRECTION COMMERCIALE,  
RECRUTEMENT ET MARKETING

+33 (0)1 44 73 75 67  
[cbondoux@nexialog.com](mailto:cbondoux@nexialog.com)





**NEXIALOG**  
CONSULTING

THINK SMART  ACT DIFFERENT