

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Séance plénière du 8 juillet 2021 à 10h00

« Prise en compte de l'espérance de vie dans les modèles de simulation des régimes (2ème volet) »

<b>Document n° 5</b>
<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

## **La mortalité dans le modèle Prisme**

*CNAV*



## Objet : La mortalité dans Prisme

---

Référence : 2021-013

Date : 30/06/2021

---

Direction statistiques, prospective et recherche  
Sous Direction de la Prospective

---

Diffusion : COR – séance juin 2021

---

**Mots clés : mortalité, espérance de vie, type de pension**

### Résumé :

Cette note vise à expliquer dans un premier temps la manière dont la mortalité est implémentée dans Prisme à l'heure actuelle notamment via la prise en compte de la mortalité différenciée selon le type de pension (inapte, invalide ou normale), mais aussi à comparer ce qui est fait avec les exercices de projection de population de l'Insee.

Dans un second temps, seront abordés les travaux exploratoires visant à instaurer un critère de différenciation de la mortalité plus discriminant par décile de pension (Tous Régimes ou du Régime Général) ou de salaire (moyen ou cumulé). On peut ainsi montrer que les assurés ayant des pensions plus élevés tous régimes peuvent espérer vivre plus longtemps que ceux ayant de pensions plus faibles : cela se traduit par un effet positif sur les masses tous régimes (relativement à une situation fictive où les assurés auraient la même espérance de vie quelque soit leur montant de pension) estimé à +3,5% (l'évaluation de cet effet est à considérer avec prudence comme tenu des hypothèses méthodologiques qui ont dû être prises). L'effet de la mortalité différenciée par décile de pension RG sur les masses RG est évaluée à +1.4%.

Enfin, si la modélisation de la mortalité par type de pension dans Prisme Tous Régimes permet déjà de prendre en compte une partie des effets masses estimés, nous verrons comment la modélisation de la mortalité dans le modèle est susceptible d'évoluer à la lumière des travaux effectués dans le présent document.

En annexe sont rendus disponibles des éléments de suivi de la mortalité de l'année 2020 (effectifs de décès par age sexe et mois ainsi que les caractéristiques des assurés décédés).

## LA MORTALITE DANS LE MODELE PRISME

La prise en compte de la mortalité dans le modèle Prisme se fait en deux temps : la mortalité des non-prestataires au régime général<sup>1</sup> et la mortalité des prestataires de droit direct<sup>2</sup>. En effet, la littérature sur le sujet depuis bien longtemps démontre des particularismes propres à chaque catégorie de population selon les critères de différenciation retenus. Si *in fine*, comme nous allons le voir par la suite, la mortalité globale des prestataires au régime général ne se différencie quasiment pas de la mortalité constatée par l'Insee sur la population générale, il en est tout autre dès lors que l'on décompose la population des prestataires selon le type de pension qu'elle perçoit.

Le modèle Prisme est construit de telle sorte que pour répondre aux objectifs qu'il s'est fixé, il ne se limite pas à la seule population de ses retraités. Ce dernier traite l'ensemble de la population des cotisants afin justement d'évaluer au mieux les effectifs et caractéristiques de ses futurs pensionnés. C'est pourquoi il convenait de différencier les individus présents dans le modèle selon ce critère d'attribution d'une pension de droit propre ou non.

### 1. LA MORTALITE DES NON-PRESTATAIRES AU REGIME GENERAL

Les individus présents dans le modèle et qui ne relèvent pas d'une pension de droit propre au régime général sont soumis à la mortalité fournie par l'Insee lors de ses exercices de projection de population et cela quel que soit leur âge. Le dernier exercice de projection sur lequel se base la mortalité du modèle est donc le scénario central des projections de population 2013-2070 France publié par l'Insee.

Les non-prestataires se voient appliquer cette mortalité Insee par sexe, âge et année telle quelle sans aucune adaptation particulière des quotients de mortalité.

$$Q_{non\ prestataires}(s, a, N) = \frac{Décès(s, a, N)}{Population(s, a - 1, N)}$$

où  $s$ =sexe,  $a$ =âge (en différence de millésimes) et  $N$ =année.

<sup>1</sup> Soit essentiellement des assurés n'ayant pas encore liquidé leurs droits à la retraite mais également les prestataires d'autres régimes qui n'ont pas de pension au régime général.

<sup>2</sup> Champ régime général hors SSI dans une situation hors Lura.

## 2. LA MORTALITE DES PRESTATAIRES

Les titulaires d'une pension de droit propre au régime général sont, quant à eux, soumis aux quotients de mortalité calculés à partir des données issues des observations de la Cnav, selon le type de pension perçue (normale, inapte ou invalide<sup>3</sup>).

Les quotients de mortalité appliqués aux prestataires sont estimés pour l'année 2020 sur la base des années 2018-2019<sup>4</sup> comme la moyenne du rapport de chaque année entre les décédés titulaires d'une retraite et la somme du stock des prestataires au 31 décembre de l'année précédente pour chaque type de pension de retraite auquel on applique ensuite l'évolution constatée sur les quotients de mortalité Insee entre 2019 et 2020.

Les quotients de mortalité des années 2018 et 2019 sont calculés comme suit :

$$Q_{prestataires}(s, a, c, N) = \frac{\text{Décès}(s, a, c, N)}{\text{Stock}(s, a - 1, c, N - 1)}$$

Où  $s$ =sexe,  $a$ =âge (en différence de millésimes)  $N$ =année et  $c$ =catégorie de pension.

De manière à lisser les effets de saisonnalité, c'est-à-dire afin de s'affranchir des éventuelles variations ponctuelles de mortalité en raison d'épisodes grippaux, caniculaires ou encore de phase de sous mortalité suite à ces évènements et ainsi disposer d'une mortalité plus représentative de ces deux années, nous réalisons la moyenne des quotients de mortalité par sexe, âge et type de pension.

$$Q_{prestataires}(s, a, c, 2018\_2019) = \frac{1}{2} * \frac{\text{Décès}(s, a, c, 2018)}{\text{Stock}(s, a - 1, c, 2017)} + \frac{1}{2} * \frac{\text{Décès}(s, a, c, 2019)}{\text{Stock}(s, a - 1, c, 2018)}$$

Où  $s$ =sexe,  $a$ =âge (en différence de millésimes) et  $c$ =catégorie de pension.

Enfin pour obtenir la série de quotients de mortalité de nos prestataires de l'année 2020, nous appliquons à ce constat de la mortalité des années 2018 et 2019 l'évolution mesurée sur les quotients de mortalité Insee entre 2019 et 2020.

$$Q_{prestataires}(s, a, c, 2020) = Q_{prestataires}(s, a, c, 2018\_2019) * \frac{Q_{Insee}(s, a, 2020)}{Q_{Insee}(s, a, 2019)}$$

Où  $s$ =sexe,  $a$ =âge (en différence de millésimes) et  $c$ =catégorie de pension.

Afin d'assurer la robustesse et la fiabilité des probabilités de décéder, si les effectifs de la Cnav (stock) sont inférieurs à 500<sup>5</sup>, Prisme applique alors les quotients de mortalité de l'Insee.

### Remarque :

<sup>3</sup> Par ailleurs, les assurés liquidant en retraite anticipée au titre du handicap, de l'incapacité permanente ou de l'amiante sont supposés avoir les mêmes probabilités de décéder que les assurés liquidant au titre de l'invalidité (flux ~10 000 par an).

<sup>4</sup> Les quotients de mortalité par types de pension seront mis à jour lors de l'actualisation des projections de population par l'Insee (a priori à partir des années 2018/2019).

<sup>5</sup> Cas plus fréquents sur les grands âges ou les catégories spécifiques.

En démographie, il est d'usage lors du calcul des quotients de mortalité de prendre en compte les événements perturbateurs (ici le flux de nouveaux prestataires) au dénominateur afin d'apprécier au mieux la population soumise au risque de décéder et de ne pas mésestimer la probabilité qui en découle. Néanmoins en projection dans Prisme, les décès sont estimés en début d'année, les quotients relatifs aux prestataires ne sont donc appliqués qu'au stock de début d'année. Le flux de prestataires se voit lui appliquer les quotients des non-prestataires. Pour être cohérent avec la manière dont ils seront utilisés en projection et la mécanique du modèle, les quotients de mortalité des prestataires sont calculés uniquement à partir du stock de prestataires.

Les quotients ainsi calculés sont ensuite prolongés de 2021<sup>6</sup> jusqu'en 2070 en appliquant aux quotients de l'année précédente l'évolution constatée sur les quotients Insee.

$$Q_{prestataires}(s, a, c, N) = Q_{prestataires}(s, a, c, N - 1) * \frac{Q_{Insee}(s, a, N)}{Q_{Insee}(s, a, N - 1)}$$

Où  $s$ =sexe,  $a$ =âge (en différence de millésimes)  $N$ =année et  $c$ =catégorie de pension.

L'hypothèse qui est faite ici est que chaque type de pension connaît la même évolution que celle de l'Insee.

#### ENCADRE 1. LES CATEGORIES DE PENSIONS AU REGIME GENERAL

- Pension normale

Pour obtenir une pension normale, l'assuré doit avoir atteint 62 ans, l'âge légal de départ à la retraite. Des possibilités de départ avant cet âge existent, notamment pour longue carrière.

- Pension au titre de l'inaptitude au travail (substituée ou non à une pension d'invalidité)

- Pension pour inaptitude

Les assurés inaptes au travail bénéficient dès l'âge légal de départ à la retraite d'une pension de vieillesse pour inaptitude, au taux plein. L'assuré est reconnu inapte s'il n'est pas en mesure de poursuivre l'exercice de son emploi sans nuire gravement à sa santé ou s'il se trouve définitivement atteint d'une incapacité de travail d'au moins 50 % médicalement constatée par le médecin-conseil du dernier régime d'affiliation.

- Pension d'ex-invalidé

La pension d'invalidité, versée suite à une maladie ou un accident non professionnel ayant entraîné une réduction de la capacité de travail (réduction d'au moins deux tiers), prend fin généralement à l'âge légal de départ en retraite. Elle est alors automatiquement remplacée à partir de cet âge par la pension de vieillesse au titre de l'inaptitude au travail, sauf si l'assuré exerce une activité professionnelle auquel cas il peut cumuler la pension d'invalidité et ses revenus d'activité. Celle-ci assure le bénéfice du taux plein même si la durée d'assurance n'atteint pas la durée requise.

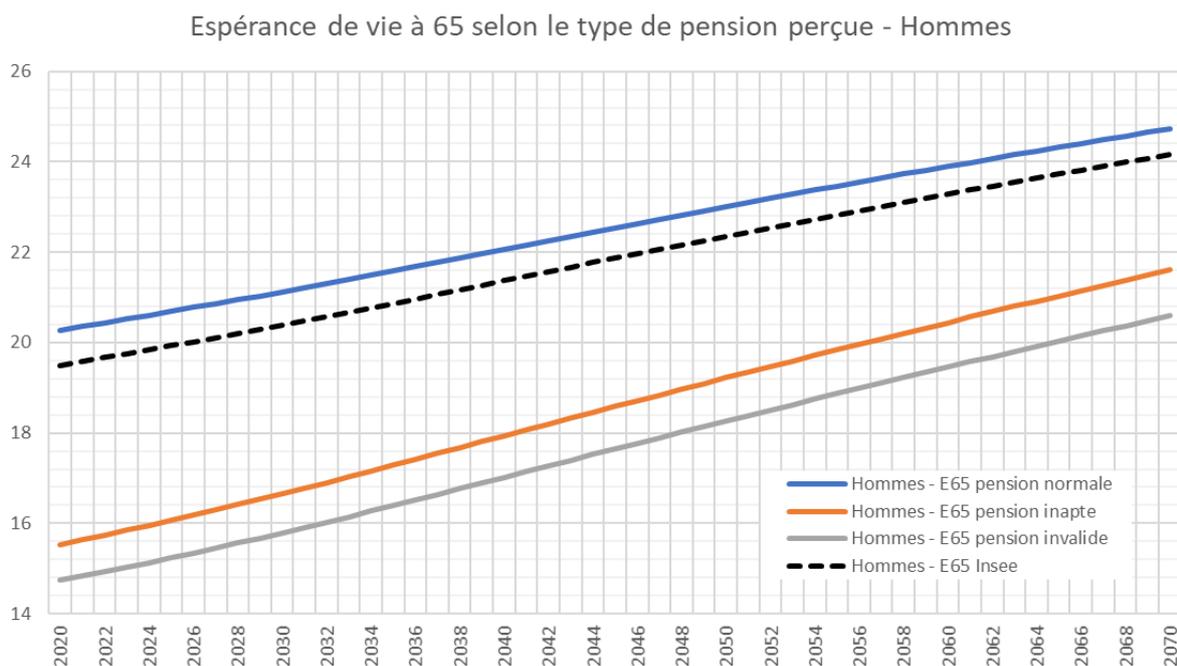
<sup>6</sup> A noter que les quotients de mortalité sont ensuite appliqués uniquement en projection (pour l'exercice de projection de juin 2021, les décès sont déjà constatés jusqu'en 2020).

Le choix du type de pension perçue au régime général comme critère de différenciation de la mortalité se justifie par les profils bien spécifiques qu'ils comportent. Ce sont des individus avec des parcours de vie distincts et particulièrement pour les bénéficiaires d'une pension pour inaptitude ou d'ex-invalide, dont on peut supposer qu'ils se différencient du reste ne serait-ce que par leurs caractéristiques de santé.

De plus, les problèmes de santé rencontrés par ces individus ont généralement une incidence sur le déroulé de leur carrière professionnelle et in fine sur le montant de leur pension. Même si cette distinction ne constitue que les prémices d'une mortalité selon le niveau de vie, elle avait aussi pour but d'estimer plus justement les masses de pensions de droit propre en projection.

### 3. COMPARAISONS AVEC LA MORTALITE INSEE

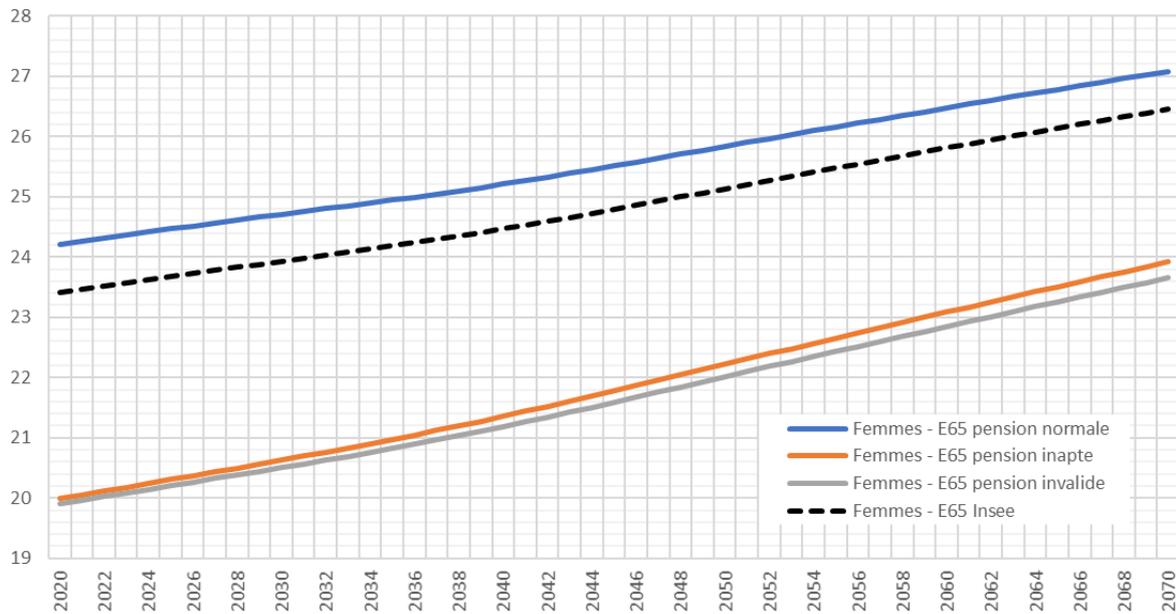
Les graphiques suivants représentent l'espérance de vie à 65 ans par sexe selon le type de pension perçue de 2020 à 2070 calculée comme mentionné précédemment.



Source : Prisme, Insee.

Champ : Titulaires d'une pension de droits propres au régime général et population générale française pour l'Insee.

### Espérance de vie à 65 selon le type de pension perçue - Femmes



Source : Prisme, Insee.

Champ : Titulaires d'une pension de droits propres au régime général et population générale française pour l'Insee.

Que ce soit pour les hommes comme pour les femmes, les bénéficiaires d'une pension normale ont une espérance de vie supérieure à celle de l'Insee sur toute la période. En revanche, les bénéficiaires d'une pension pour inaptitude mais aussi au titre de l'invalidité ont, quant à eux, une espérance de vie bien inférieure<sup>7</sup>.

L'autre phénomène qui ressort de ce graphique est le rapprochement progressif au fil du temps des espérances de vie selon le type de pension. Il s'agit d'une conséquence totalement mécanique de la méthode appliquée. L'évolution absolue observée sur les quotients de mortalité par âge et sexe sera d'autant plus importante que les quotients de mortalité Cnav par sexe et âge sont élevés et par conséquent l'augmentation de l'espérance en sera accélérée.

Cela étant avec cette décomposition par type de pension, il est peu évident de se faire une idée de la mortalité globale au régime général. C'est pourquoi dans le tableau suivant nous avons recalculé une série pour l'ensemble des titulaires d'une pension de droit propre à la Cnav. Toutefois, ces résultats sont à prendre avec précautions. Pour obtenir une série de l'ensemble à partir des tables de mortalité des séries décomposées, il nous aurait fallu les pondérer pour chaque sexe, âge et année par les effectifs correspondant... Le choix a donc plutôt été fait de recalculer cette série pour l'ensemble directement sur le résultat d'une projection. Il en résulte que cette série de mortalité découle non seulement des hypothèses de mortalité par type de pension que l'on retient mais également de toutes les autres hypothèses réalisées dans le modèle (carrière, départ en retraite...). On peut alors s'éloigner d'une situation théorique où l'on aurait calculé les espérances de vie *a priori*.

<sup>7</sup> Pour plus de détails concernant les espérances de vie par type de pension, se référer aux publications de la Cnav et notamment les Cadr'@ges numéro 18 et 40 qui traitent spécifiquement de cela.

**Tableau 1** : Espérances de vie à 65 ans de l'ensemble des bénéficiaires d'une pension de droit propre comparées à celles de l'Insee en projection.

		2020	2030	2040	2050	2060	2070
Hommes	E65 Cnav	19,05	20,29	21,21	22,15	22,90	23,94
	E65 Insee	19,50	20,38	21,37	22,35	23,28	24,15
Femmes	E65 Cnav	22,88	23,99	24,55	25,07	25,72	26,37
	E65 Insee	23,41	23,93	24,47	25,13	25,81	26,46

Source : Prisme, Insee.

Champ : Titulaires d'une pension de droits propres au régime général et population générale française pour l'Insee.

Chez les hommes, les espérances de vie de l'ensemble des bénéficiaires d'une pension de droit propre à la Cnav sont très légèrement inférieures. Pour les femmes, elles sont en début de période un peu supérieures pour finir par se rapprocher aux mêmes niveaux en fin de projection. Pour rappel, ces chiffres sont donnés surtout dans le but de faire la comparaison globale avec les résultats Insee mais nous nous appuyons uniquement sur les séries décomposées par type de pension plus théoriques et/ou révélatrices du seul effet mortalité

Au regard de la littérature sur le sujet de ces dernières années démontrant des différences conséquentes sur la mortalité selon que l'on s'intéresse au niveau de vie ou encore à la catégorie socioprofessionnelle (Blanpain N., 2016), nous avons entrepris des travaux dans ce sens. L'ouverture du modèle Prisme à tous les régimes de retraites, ou l'accès à des données individuelles de plus en plus détaillées nous offre également de nouvelles possibilités avec les estimations de salaires et de pensions des autres régimes<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> A noter qu'une des principales finalités d'un modèle de microsimulation dynamique étant d'évaluer les dépenses à venir, l'absence de mortalité différenciée selon le niveau de revenu peut être en partie une source de biais à long terme. Cependant, le régime général versant des pensions qui sont assises sur des salaires/revenus sous le plafond de la sécurité sociale, les différences de mortalité selon le niveau de vie/revenu auraient un impact plus limité que pour d'autres régimes tels que l'Agirc-Arrco (pour qui les disparités de pensions sont bien plus importantes). L'élargissement du modèle Prisme à l'ensemble des régimes de retraite nous a également amené à reprioriser le sujet relatif aux disparités de mortalité selon le niveau de pension.

## TRAVAUX EXPLORATOIRES DE MORTALITE DIFFERENCIEE SELON LE NIVEAU DE PENSION ET DE SALAIRES

---

### 1. ESPERANCE DE VIE A 65 ANS PAR DECILE DE PENSION ET DE SALAIRES

Comme nous l'avons vu, des différences d'espérances de vie existent entre les différents types de pension. Existent-ils des écarts de mortalité par niveau de pension ou de revenu et quels sont-ils ? Comment ces écarts de mortalité affectent-ils les masses de pension ?

Dans cette partie nous proposons des espérances de vie à 65 ans déclinées par décile de pension ou décile de salaire RG (moyen ou cumulé). En ce sens, ces travaux exploratoires peuvent être rapprochés dans une certaine mesure<sup>9</sup> des travaux de N. Blanpain<sup>10</sup>.

Les résultats présentés infra concernent le champ des prestataires de droit propre en 2019 du régime général (RG) âgés de 65 ans ou plus. Les nés à l'étranger ont été exclus du champ<sup>11</sup>. L'espérance de vie à 65 ans est estimée<sup>12</sup> à partir de l'année 2019.

---

<sup>9</sup> En effet, l'étude de N. Blanpain prend en compte dans ses vingtiles de niveau de vie « le revenu disponible d'un ménage ». Le niveau de vie y est calculée à l'échelle du ménage, là où nous sommes dans Prisme sur une dimension individuelle. Cette dimension peut à elle seule affecter nos résultats dans la mesure où une personne sans revenus mais vivant dans un ménage à niveau vie élevé aura plutôt tendance à adopter des comportements (alimentaires, de santé, préventifs...) plus proches de ceux du niveau de vie élevé que de ceux sans revenus. Le revenu disponible comprend les revenus d'activité (nets des cotisations sociales), les revenus du patrimoine, les transferts en provenance d'autres ménages et les prestations sociales (y compris les pensions de retraite et les indemnités de chômage), nets des impôts direct, alors que dans cette note seuls les pensions de retraite sont prises en compte.

<sup>10</sup> Document de travail N° F1801, L'espérance de vie par niveau de vie, Méthode et principaux résultats, Nathalie BLANPAIN, février 2018.

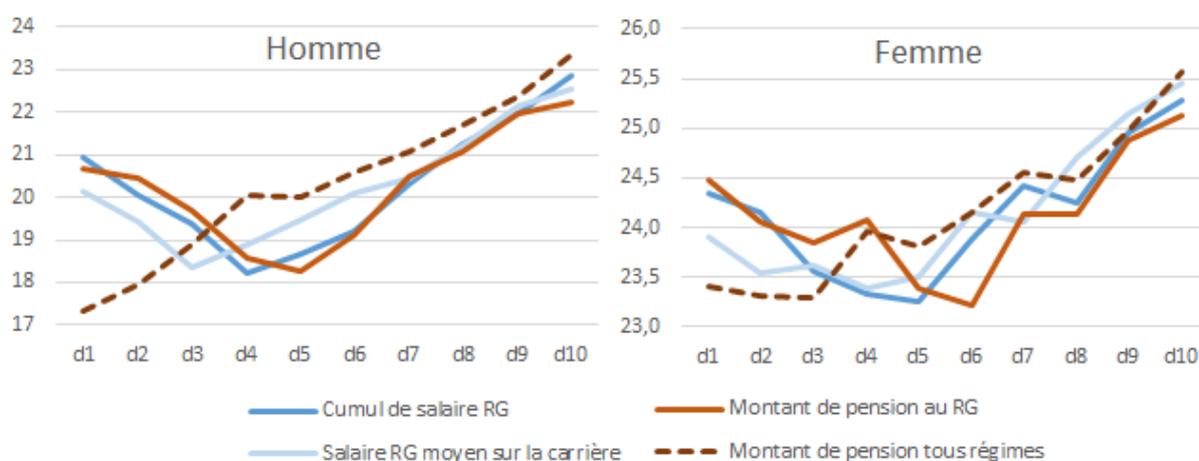
<sup>11</sup> L'information du décès peut être manquante pour les nés à l'étranger ayant quitté le territoire et n'ayant pas liquidé leurs droits. De plus, nous ne disposons pas systématiquement des pensions versées par les régimes étrangers, ce qui viendrait fausser également les résultats.

<sup>12</sup> L'espérance de vie est calculée à partir des quotients de mortalité par âge et sexe observée l'année 2019. Elle représente donc le nombre d'années moyen restant à vivre à partir de 65 ans (à condition de mortalité par âge de l'année 2019).

Les déciles sont calculés par sexe et âge selon 4 indicateurs de niveau de revenus, exprimés en pourcentage du plafond de la sécurité sociale (PSS) :

1. Cumul de salaires RG :  $\sum_{k=1}^n \frac{\text{salaire RG l'année } k}{\text{plafond de la sécurité sociale l'année } k}$  avec n l'ensemble de la carrière somme des salaires<sup>13</sup> annuels rapportés au plafond de la sécurité sociale (PSS) de l'année
2. Salaire RG moyen : cumul de salaire RG (ci-dessus) divisé par le nombre d'années ayant un salaire RG positif
3. Pension de droit direct au RG : montant de pension de droit propre au RG rapporté à la valeur du PSS à la date de départ en retraite au RG
4. Pension de droit direct sur l'ensemble des régimes : somme des montants de pension de droit propre tous régimes rapportée à la valeur du PSS à la date de départ en retraite au RG

### Espérance de vie à 65 ans par décile



Source : Données Cnav, échantillon au 20<sup>ème</sup>.

Champ : Prestataires de droit propre du régime général en 2019 âgés de 65 ans ou plus (hors nés à l'étranger).

Lecture : Les déciles sont propres à chacune des courbes. Ainsi l'espérance de vie à 65 chez les hommes est estimée à 17 ans et 4 mois pour le premier décile de pension tous régimes contre 20 ans et 7 mois pour le premier décile de pension RG.

Chez les hommes, l'espérance de vie à 65 ans augmente de façon quasi-linéaire avec les déciles de pension tous régimes. Ainsi les prestataires appartenant au dernier décile de pension tous régimes encore en vie à 65 ans peuvent espérer vivre 6 ans de plus que ceux appartenant au premier décile (avec des espérances de vie respectives de 17 ans et 4 mois et 23 ans et 4 mois). Ces résultats (écarts interdécile et évolution quasi-linéaire avec les déciles) sont conformes aux travaux menés par N. Blanpain<sup>14</sup>.

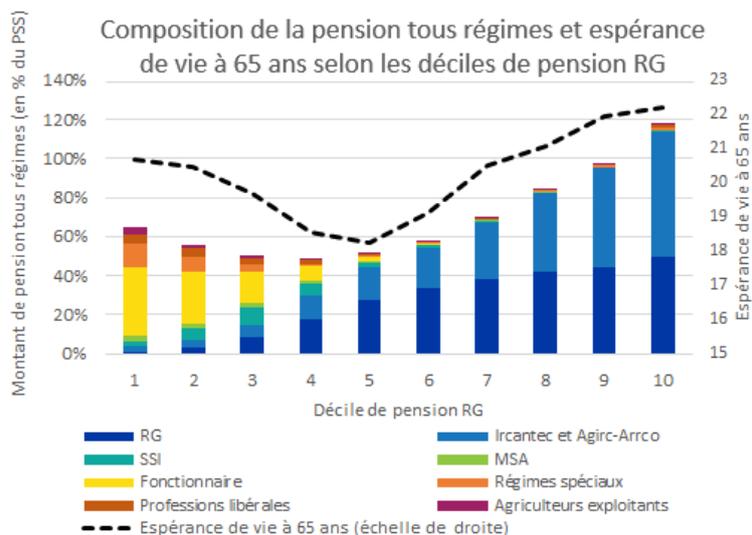
Pour les femmes, les résultats s'écartent de ceux obtenus dans l'étude de N. Blanpain, l'écart d'espérance de vie entre les déciles extrêmes est de 2 ans et 2 mois et cela résulte de notre impossibilité de raisonner à l'échelle du ménage. En effet, dans la mesure où une personne avec de faibles revenus (respectivement une faible pension) mais vivant dans un ménage à niveau vie élevé aura plutôt tendance à adopter des comportements (alimentaires, de santé,

<sup>13</sup> Que ce salaire valide ou non un trimestre.

<sup>14</sup> Dans les travaux de N. Blanpain, l'écart d'espérance de vie à 65 ans pour les hommes (respectivement pour les femmes) est de 6 ans (resp. 4 ans et 7 mois) entre le premier et le dernier vingtile de niveau de vie.

préventifs...) plus proches de ceux du niveau de vie de son ménage (c'est ce que souligne également le document de travail<sup>15</sup> de P. Aubert et V. Christel Andrieux<sup>16</sup>).

Lorsque l'espérance de vie est calculée par des déciles relatifs à des pensions ou revenus RG (moyen ou cumulé), la courbe s'approche d'une « forme en U » : les prestataires appartenant aux premiers déciles ont des espérances de vie plus longues que ceux appartenant aux déciles intermédiaires. Cela résulte de la composition du premier décile qui est majoritairement constitué d'assurés ayant des carrières dans un autre régime (voir graphique ci-dessous).



Source : Données Cnav, échantillon au 20<sup>ème</sup>.

Champ : Prestataires **masculins** de droit propre du régime général en 2019 âgés de 65 ans ou plus (hors nés à l'étranger).

## 2. EVALUATION DE L'IMPACT SUR LES MASSES DE PENSION DE LA MORTALITE DIFFERENCIEE PAR DECILE DE PENSION

Quel serait l'impact sur les masses de pension de droit direct de ces disparités de mortalité ?

Les assurés ayant des pensions tous régimes plus élevées peuvent espérer vivre plus longtemps que ceux ayant de petites pensions : on peut ainsi s'attendre à un effet positif de cette mortalité différenciée sur les masses de pension tous régimes. En revanche, les résultats présentés ci-dessus ne permettent pas de s'avancer quant à l'effet de la mortalité différenciée sur les masses de pension au régime général.

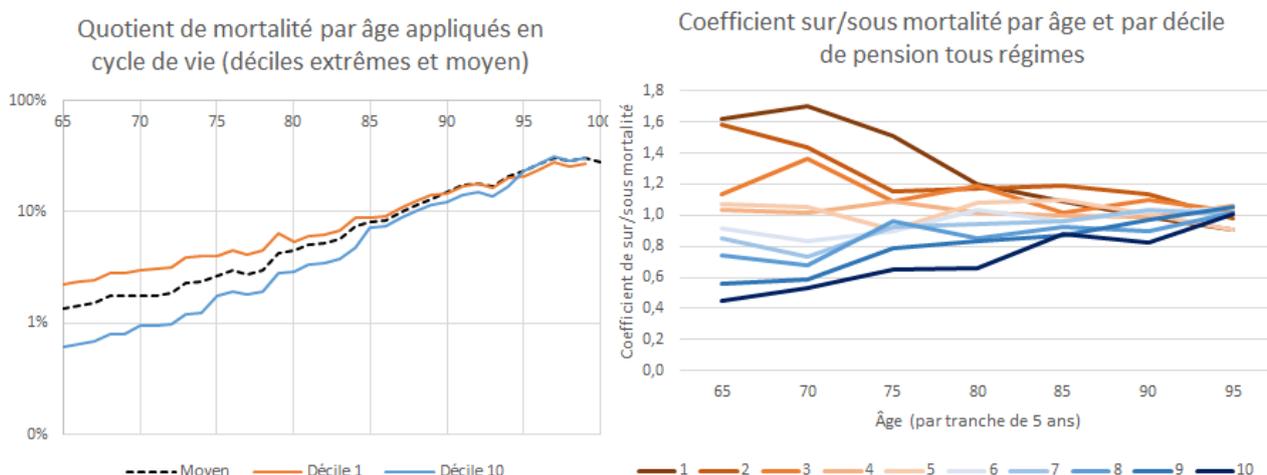
<sup>15</sup> Ces travaux, portant sur la mortalité 2001 à 2004 et réalisés sur l'EIR, confirment également la corrélation négative entre niveau de pension de droit direct et risque de mortalité.

<sup>16</sup> Documents de travail N° 100, La mortalité différentielle des retraités, AUBERT Patrick et CHRISTEL ANDRIEUX Virginie, juillet 2010

Pour estimer des disparités d'espérance de vie par décile sur les masses de pension, nous pouvons appliquer les résultats présentés précédemment en cycle de vie pour estimer un effet sur les masses de pension. Néanmoins, les résultats d'une telle application doivent être pris avec prudence quant à leur précision et doivent être considérés comme des évaluations permettant d'établir des ordres de grandeurs. En effet, les écarts de mortalité présentés sont estimés à partir des seuls décès de l'année 2019<sup>17</sup>. Une étude sur les années passées - permettrait de mieux appréhender les évolutions potentielles des analyses ici réalisées.

**ENCADRE 2 : DESCRIPTION DE L'APPLICATION DE LA MORTALITE DIFFERENCIEE PAR DECILE EN CYCLE DE VIE SUR LES PRESTATAIRES AGES PAR EXEMPLE DE 65 ANS EN 2019.**

Les prestataires âgés de 65 ans en 2019 seront soumis aux quotients de mortalité estimés en 2019 (en rapportant nombre décès par âge au nombre de vivants à cet âge début 2019) à chaque âge en projection (les quotients correspondent à la courbe en pointillé du graphique de gauche ci-dessous). Ce quotient moyen sera multiplié par un coefficient de sur (ou sous) mortalité relatif à son décile (issu graphique de droite ci-dessous). Ainsi à l'âge de 75 ans (année 2029), un assuré appartenant au premier décile de pension tous régimes aura une probabilité de décéder au cours de l'année de  $2,7\% * 1,51$  (soit de 4,1%). Un assuré de 75 ans en 2029 appartenant au dernier décile aura lui une probabilité de décéder au cours de l'année plus de deux fois plus faible ( $1,8\% = 2,7\% * 0,65$ ).



Source : Données Cnav, échantillon au 20<sup>ème</sup>.

Champ : Prestataires **masculins** de droit propre du régime général en 2019 âgés de 65 ans ou plus (hors nés à l'étranger).

Remarque : le décile d'un assuré peut changer au cours du cycle de vie (les assurés appartenant aux premiers déciles ayant des espérances de vie plus courtes, ceux des déciles élevés peuvent éventuellement passer au décile inférieur).

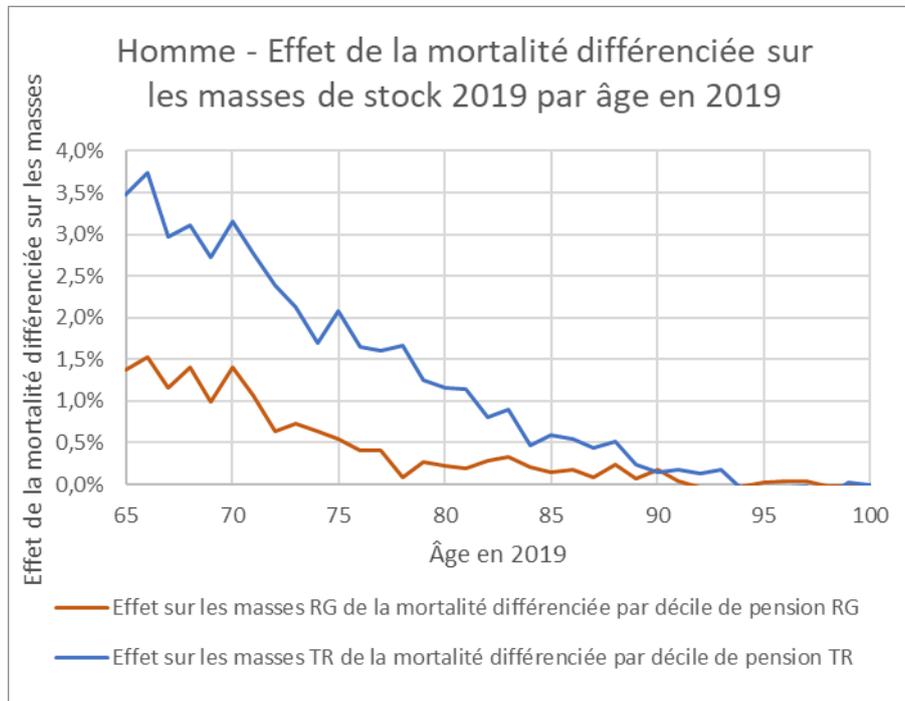
L'analyse par cycle de vie présentée par la suite se fera à mortalité inchangée (les quotients de mortalité par âge et sexe seront ceux de l'année 2019 tout comme les disparités observées entre les différents déciles).

L'effet sur les masses sera mesuré par la différence entre ces deux projections :

<sup>17</sup> Les résultats ont également été menés sur l'année 2018 (voir annexe).

- Une première projection où les prestataires du stock 2019 seront tous soumis à une mortalité commune<sup>18</sup> (par âge et sexe)
- Une deuxième projection où les prestataires du stock 2019 seront soumis à la mortalité propre au décile auquel ils appartiennent (donc par âge, sexe et décile)

La mise en place de la méthodologie ci-dessus présentée mène aux résultats suivants :



Source : Données Cnav, échantillon au 20<sup>ème</sup>.

Champ : Prestataires **masculins** de droit propre du régime général en 2019 âgés de 65 ans ou plus (hors nés à l'étranger).

Lecture : Ecart relatif de masses de prestataires (RG ou TR) versées tout au long de la retraite aux prestataires selon leur âge en 2019.

L'effet de la mortalité différenciée sur les masses du stock 2019 diminue avec l'âge : pour les prestataires plus âgés, la mortalité différenciée ne sera appliquée qu'à une portion de leur vie de retraités et donc son effet sera minimisé. Pour mesurer l'impact total de l'effet de la mortalité sur les masses, il convient de s'intéresser à l'effet de la mortalité sur les prestataires âgés de 65 ans en 2019 (puisque ces derniers vont traverser l'entièreté du cycle de vie).

Mesuré sur cette sous population des hommes âgés de 65 ans en 2019, l'existence de différences d'espérance de vie entre les déciles de pension tous régimes entraîne un effet positif sur les masses tous régimes (en euros constants) estimé ici à 3,5% (conformément au fait que les assurés ayant des plus pensions plus élevées vivent en moyenne plus longtemps). Une partie de cet effet sur les masses est déjà pris en compte dans Prisme Tous Régimes via la mortalité différenciée par type de pension (cf encadré 3).

<sup>18</sup> Contrairement à la première partie, les assurés ayant une pension au titre de l'inaptitude ou de l'invalidité se voient appliquer la même mortalité que les autres assurés.

L'effet de la mortalité différenciée par décile de pension RG sur les masses RG est moins important mais également positif (+ 1,4%). Cet effet peut se décomposer de la manière suivante :

Un effet quasi-nul (< 0,1%) de l'espérance de vie plus longue des deux premiers déciles de pension RG sur les masses RG,

Un effet négatif (- 1,9%) de l'espérance de vie plus courtes des déciles intermédiaires (3 à 6),

Un effet positif (+ 3,3%) de l'espérance de vie plus longues des déciles supérieurs (7 à 10)

Chez les femmes, l'effet de la mortalité différenciée par décile de pension tous régimes sur les masses de pensions tous régimes est bien plus faible (+ 0,5%) et l'effet de la mortalité différenciée par décile de pension RG sur les masses de pension RG est nul. Mais les résultats par âge sont plus délicats à interpréter et du fait des carrières heurtées des femmes de ces générations, les résultats semblent moins significatifs.

### **ENCADRE 3 : EFFET DE LA MORTALITE DIFFERENCIEE INDUITE PAR LES INAPTES ET INVALIDES**

Les analyses présentées concernant la mortalité différenciée par décile (disparités des espérances de vie à 65 ans et cycle de vie) ont été réalisées sur un champ y compris inaptes et invalides. Or ces populations font déjà l'objet d'une mortalité différenciée dans notre modèle de projection (*cf. supra*). Ainsi, une partie de l'effet de la mortalité différenciée exposée ci-dessus est déjà prise en compte dans Prisme via l'application d'espérance de vie plus courte pour les inaptes et invalides.

Ainsi, en excluant les inaptes et invalides du champ du cycle de vie (et en ajustant le calcul des déciles et les probabilités de décès par décile), l'estimation de l'effet de la mortalité différenciée sur les masses s'en retrouverait nettement réduit. Finalement sur les +3,5% et + 1,4% d'effet sur les masses TR et RG un tiers est déjà pris en compte par l'application de notre série de quotient de mortalité sur les inaptes et invalides.

### **3. PISTE D'AMELIORATION DE LA MORTALITE DIFFERENCIEE DANS PRISME**

Les modèles de micro-simulation implémentent leur mortalité de manière spécifique à leur population (voir encadré 4). De nombreux modèles envisagent de faire évoluer la modélisation de leur mortalité différenciée (Agirc-Arrco, Drees) tandis que certains l'ont fait il y a quelques années (SRE).

Si Prisme applique aujourd'hui une mortalité différenciée par type de pension, cette méthodologie pourra être complétée et affinée à l'avenir.

**ENCADRE 4: MODELISATION DE LA MORTALITE DIFFERENCIEE DANS LES MODELES DE MICRO-SIMULATION**

Si les quotients de mortalité des modèles de micro-simulation dépendent toujours au moins du sexe, de l'âge et de l'année, il réside tout de même entre eux des différences de modélisation de la mortalité.

**Modèle Trajectoire (DREES) :** Les tables de mortalité utilisées sont celles issues des projections démographiques de l'Insee. Des travaux sont en cours afin d'intégrer la mortalité différentielle.

**Modèle Destinie (Insee) :** Une mortalité par niveau de diplôme est appliquée.

**Modèle Agirc-Arrco :** Deux séries de quotients sont appliqués (par statut de cadre / non cadre). Il est envisagé d'utiliser des tables de mortalité différenciées selon le niveau de points acquis au-delà du PSS.

**Modèle Pablo (SRE) :** Une mortalité différenciée par sous-population (au nombre de 23 ; par catégorie A/B/C et type de départ) est appliquée. La mortalité moyenne est propre à celle du régime et diffère de celle de l'Insee.

**Modèle Canopée (CNRACL) :** Une mortalité différenciée par sous-population (par catégorie A/B/C et type de départ) est appliquée. La mortalité moyenne est propre à celle du régime et diffère de celle de l'Insee.

L'effet de la mortalité différenciée sur les masses RG est relativement contenu et impact peu les projections fournies<sup>19</sup> par Prisme pour le COR (Conseil d'Orientation des Retraites) et la CCSS (Commission des Comptes de la Sécurité Sociale).

Toutefois, l'effet sur les masses de pension tous régimes montre que la mortalité différenciée d'être mieux prise en compte dans une approche tous régimes. Il apparaît opportun de mettre en œuvre dans Prisme une mortalité différenciée selon le niveau de revenu pour affiner les projections Tous Régimes. Celle-ci serait réalisée :

- sur un champ hors nés à l'étranger et hors inaptes invalides,
  - o la méthodologie inaptes et invalides resterait inchangée
  - o les nés à l'étranger se verraient probablement appliquer une série de quotients spécifiques
- par quintile de salaires tous régimes (cumulé ou moyen, à arbitrer)
  - o le choix des quintiles sera discuté en fonction des temps de traitement en jeu
  - o le choix des salaires tous régimes comme variable discriminante est à la fois technique dans Prisme (nous ne pouvons en effet retenir la pension tous régimes car celle-ci est calculée après l'imputation du décès) mais aussi souhaitable pour garantir l'indépendance entre évolution législative et disparité de mortalité.

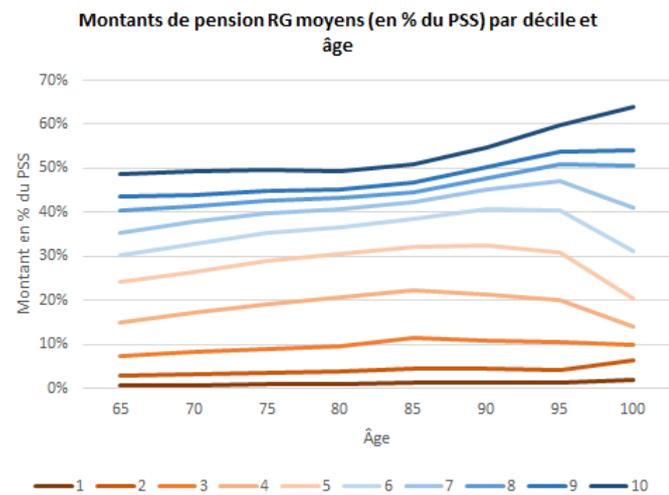
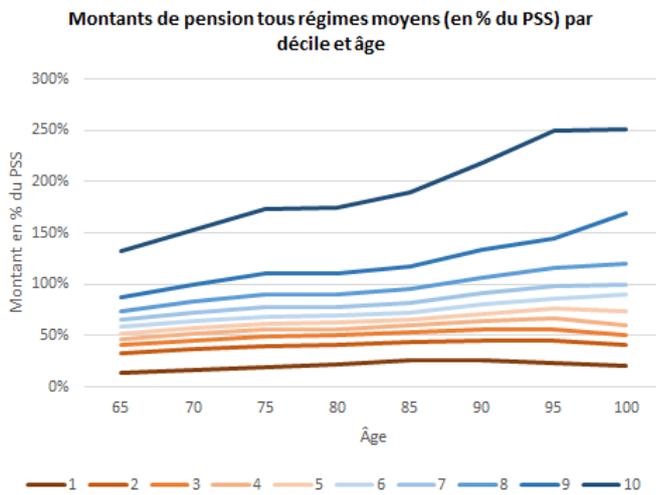
Si cette méthodologie (par décile ou quintile) nous permet de s'affranchir de méthode de calage (l'espérance de vie moyenne sera bien conservée, seule sa distribution sera impactée), certaines difficultés demeurent. En particulier, il reste à discuter du choix compliqué de l'hypothèse de l'évolution de la mortalité différenciée en projection ; les résultats observés

<sup>19</sup> Ces projections sont fournies sur un champ RG-SSI (Sécurité Sociale des Indépendants).

aujourd'hui peuvent-ils être supposés constants (en particulier chez les femmes) ? Cette question rejoint la question de la convergence spontanée en projection des espérances de vie chez les inaptes/invalides.

## ANNEXES MORTALITE DIFFERENCIEE PAR DECILE

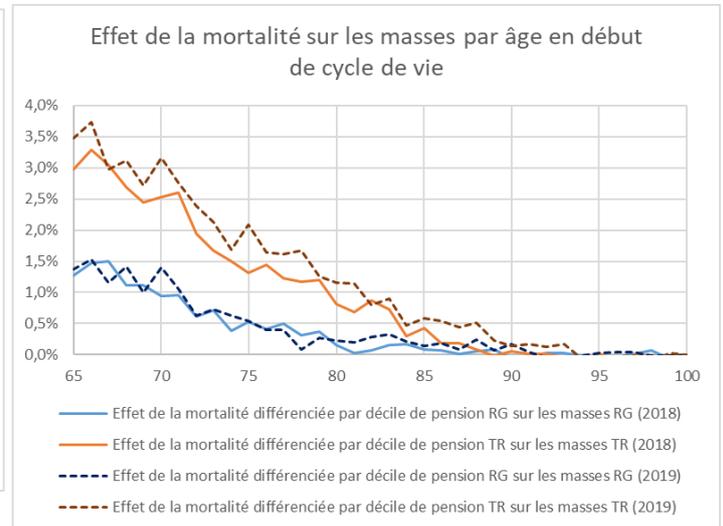
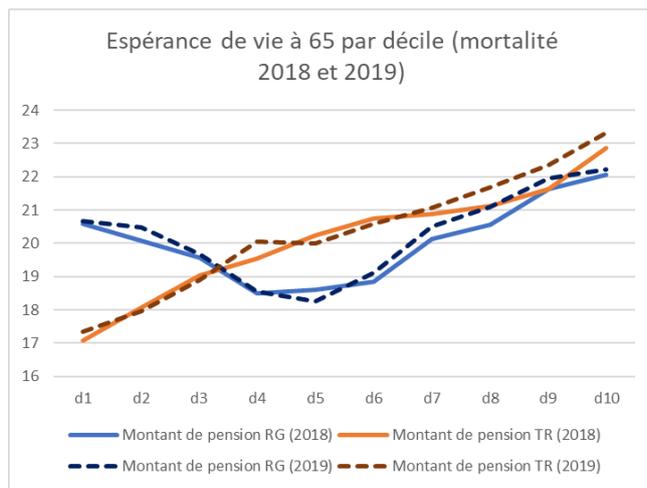
### Distribution des déciles de pension



Source : Données Cnav, échantillon au 20<sup>ème</sup>.

Champ : Prestataires **masculins** de droit propre du régime général en 2019 âgés de 65 ans ou plus (hors nés à l'étranger).

### Résultats comparés 2018/2019



Source : Données Cnav, échantillon au 20<sup>ème</sup>.

Champ : Prestataires **masculins** de droit propre du régime général en 2019 âgés de 65 ans ou plus (hors nés à l'étranger).

# Statistiques descriptives sur les décès des prestataires du régime général (hors SSI) en 2019/2020

## 1. SOURCE

Ces données portent sur les retraités et retraites gérées par l'Outil Retraite (OR) utilisé par le régime général, et n'incluent pas les droits gérés dans les outils de gestion de la Sécurité sociale pour les indépendants (SSI).

Ces données proviennent des univers Annulations du SNSP qui couvrent, au 31 décembre, l'ensemble des dossiers annulés qui ont été enregistrés au cours de l'année (94 % des décès enregistrés en 2020 sont survenus en 2020).

Tableau 1. Répartition par année des décès enregistrés au 31/12/2020

2020	94 %
2019	5 %
<2019	1 %

Source : SNSP, annulations au 31/12/2020

Champ : Ensemble des décès enregistrés en 2020

## 2. LES DÉCÈS AU RÉGIME GÉNÉRAL

### 2.1 LES DECES AU 31 DECEMBRE 2020

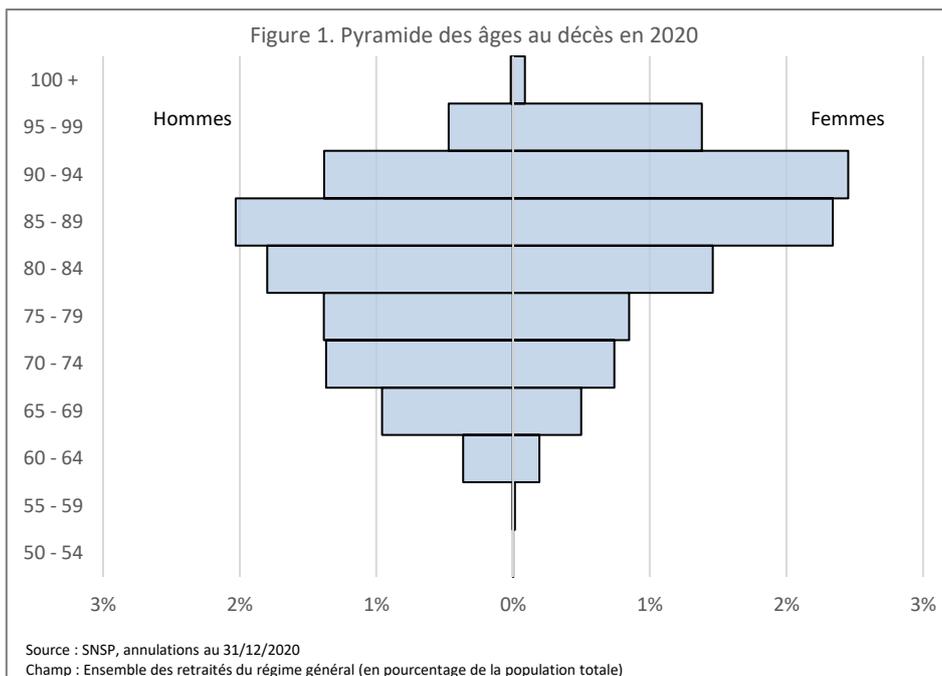
#### 2.1.1 Généralités

Tableau 2. Décès et âges moyens au décès par sexe

	Nombre de décès	Âge moyen au décès	Évolution 2019 / 2020 Nombre de décès
Hommes	267 264	81,4	+ 10 %
Femmes	277 357	86,3	+ 8 %
<b>Ensemble</b>	<b>544 621</b>	<b>83,9</b>	<b>+ 9 %</b>

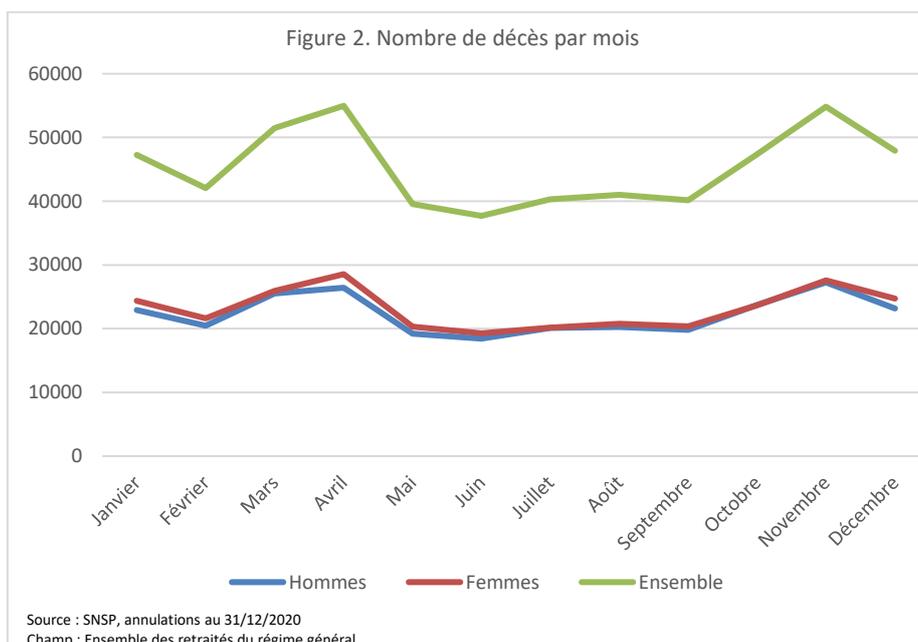
Source : SNSP, annulations aux 31/12/2019-2020

Champ : Ensemble des décès enregistrés en 2019 ou 2020

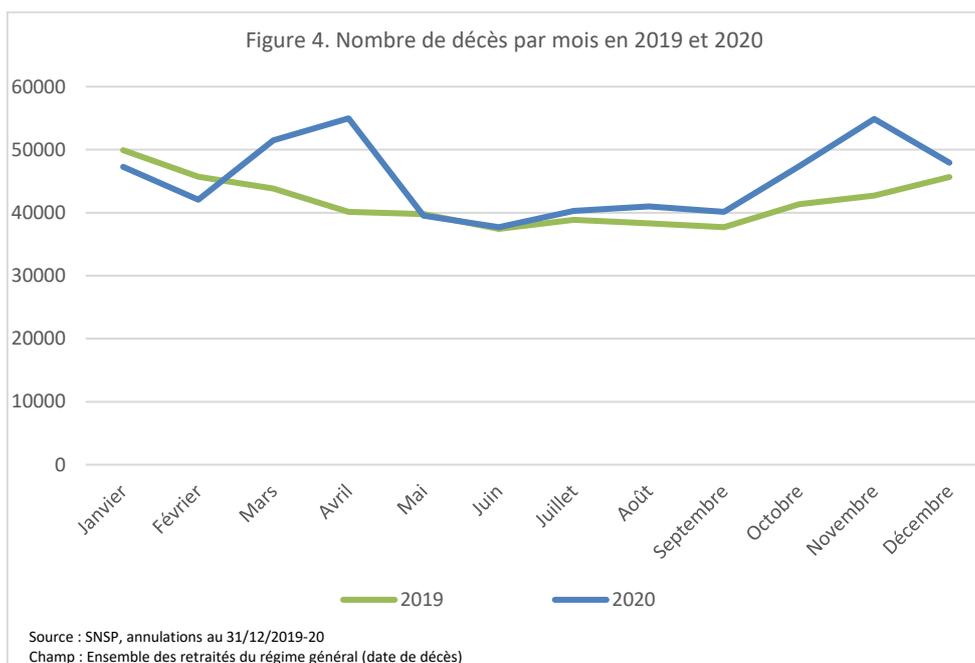
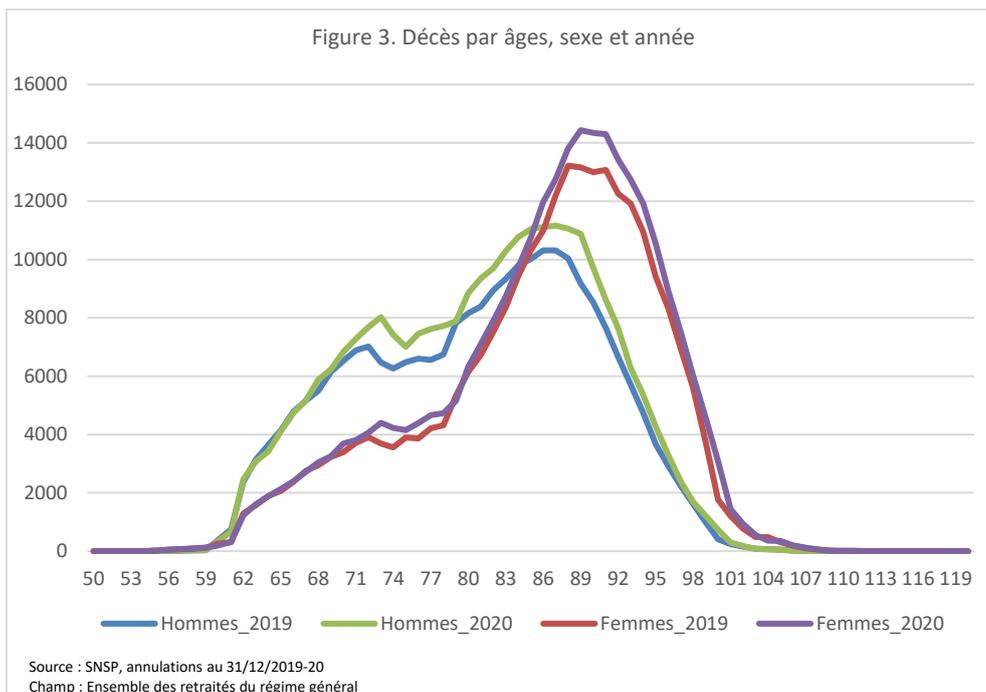


Lecture : A chaque âge, entre 60 et 64 ans, les décès féminins représentent 0,5 % des décès totaux, soit 2 % pour l'ensemble de la classe d'âge

### 2.1.2 Répartition par mois de décès



### 2.1.3 Évolutions par rapport à 2019



## 2.2 CARACTERISTIQUES DES RETRAITES

### 2.2.1 Type de droit

Tableau 3. Décès et âges moyens au décès par type de droit

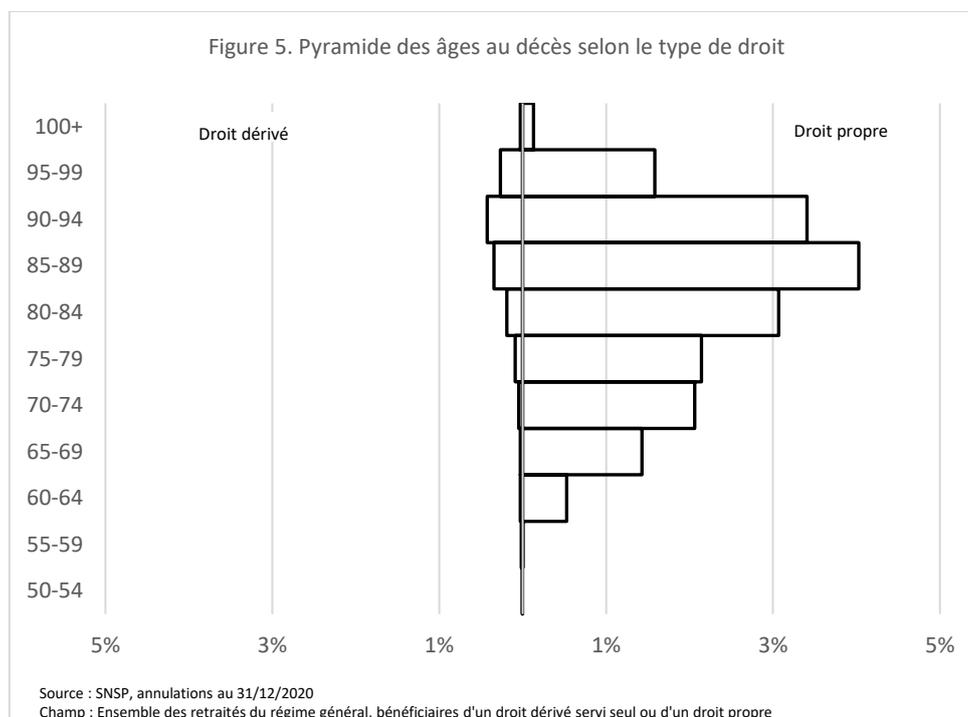
	Droit dérivé servi seul		Droit propre servi seul		Droits propre + dérivé	
<b>Hommes</b>	86,6	n=2 654	81,1	n=248 764	85,3	n=15 846
<b>Femmes</b>	88,5	n=37 857	83,4	n=125 809	88,8	n=113 691
<b>Ensemble</b>	<b>88,4</b>	<b>7 %</b> n=40 511	<b>81,9</b>	<b>69 %</b> n=374 573	<b>88,4</b>	<b>24 %</b> n=129 537

Source : SNSP, annulations aux 31/12/2020  
Champ : Ensemble des décès enregistrés

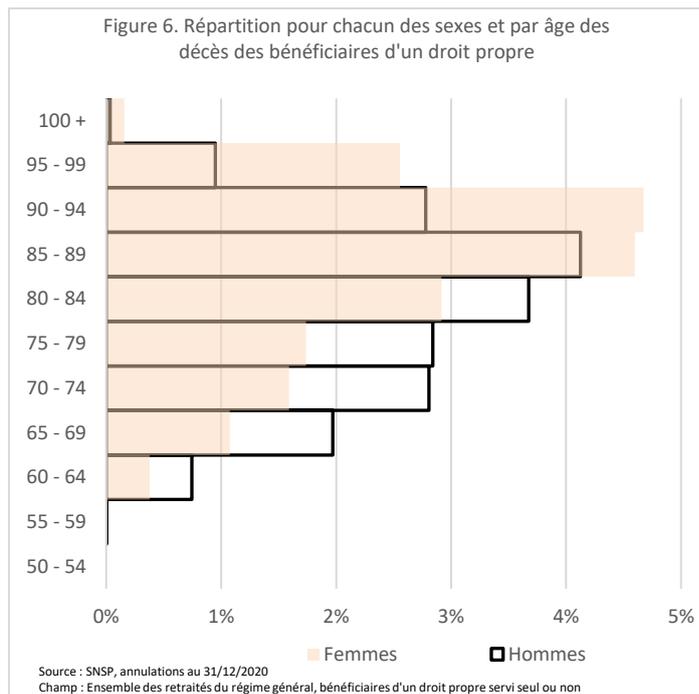
Tableau 4. Evolution des décès entre 2019 et 2020 par type de droit

Evolution 2019 / 2020	Ensemble	Hommes	Femmes
<b>Droit dérivé servi seul</b>	+ 3 %	+ 9 %	+ 2 %
<b>Droit propre servi seul</b>	+ 9 %	+ 10 %	+ 8 %
<b>Droits propre + dérivé</b>	+ 9 %	+ 11 %	+ 9 %

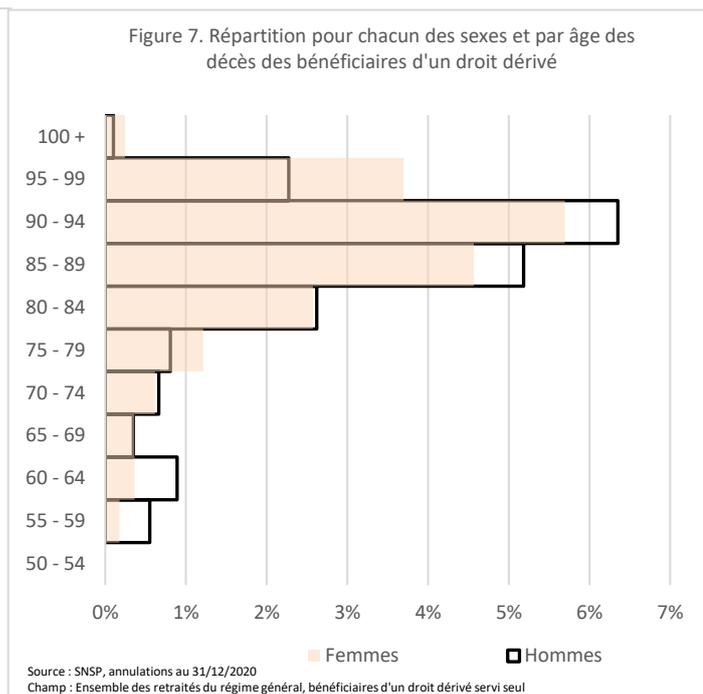
Source : SNSP, annulations aux 31/12/2020  
Champ : Ensemble des décès enregistrés



Lecture : A chaque âge, entre 85 et 89 ans, les décès des bénéficiaires d'un droit propre représentent 4 % des décès totaux, soit 20 % pour l'ensemble de la classe d'âge



Lecture : A chaque âge, entre 60 et 64 ans, les décès masculins des bénéficiaires d'un droit propre représentent 0,9 % des décès totaux, soit 4 % pour l'ensemble de la classe d'âge



Lecture : A chaque âge, entre 65 et 69 ans, les décès masculins des bénéficiaires d'un droit dérivé représentent 2 % des décès totaux, soit 10 % pour l'ensemble de la classe d'âge

## 2.2.2 Type de pension

Tableau 5. Décès et âges moyens au décès par type de pension

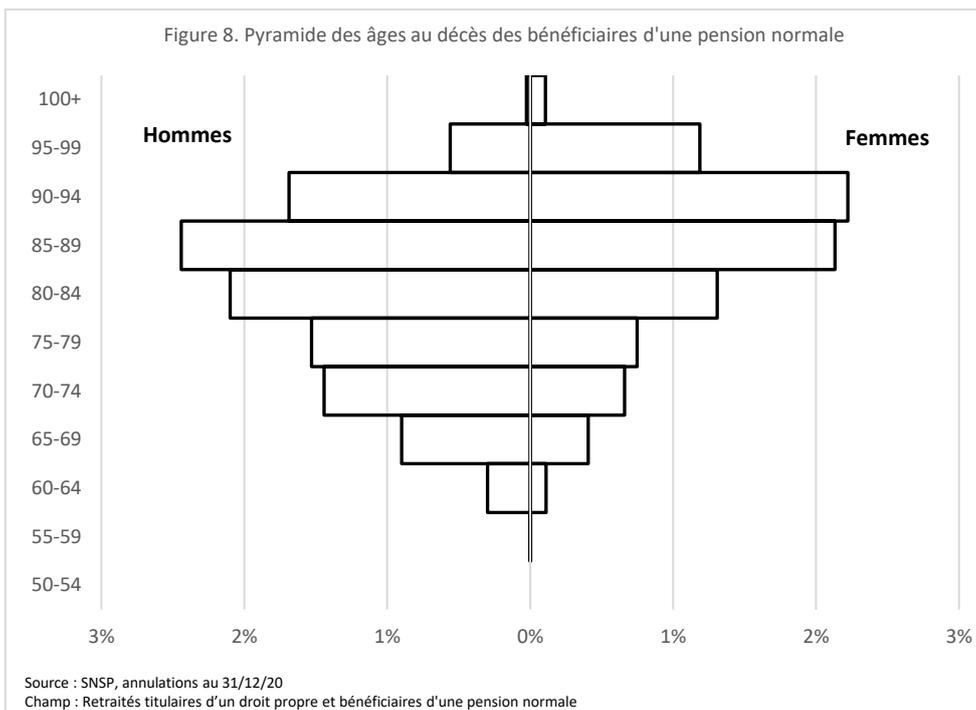
	Ensemble		Hommes		Femmes	
	Décès	Âge moyen au décès	Décès	Âge moyen au décès	Décès	Âge moyen au décès
<b>Pension normale</b>	78 %	84,1	82 %	82,2	74 %	86,5
<b>Pension d'inaptitude</b>	15 %	82,9	10 %	78,8	19 %	85,3
<b>Pension ex-invalidé</b>	7 %	78,6	8 %	76,2	7 %	81,7

Source : SNSP, annulations au 31/12/2020  
Champ : Retraités titulaires d'un droit propre

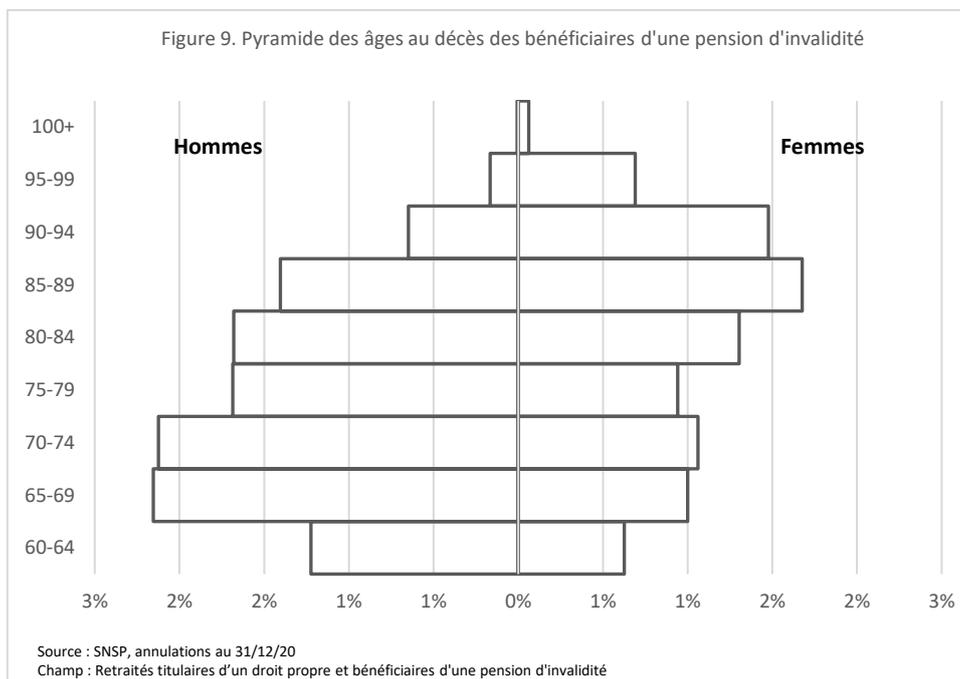
Tableau 6. Evolution des décès entre 2019 et 2020 par type de pension

Evolution 2019 / 2020	Ensemble	Hommes	Femmes
<b>Pension normale</b>	+ 10 %	+10%	+ 10 %
<b>Pension d'inaptitude</b>	+ 6 %	+ 6 %	+ 5 %
<b>Pension d'invalidité</b>	+ 9 %	+ 12 %	+ 5 %

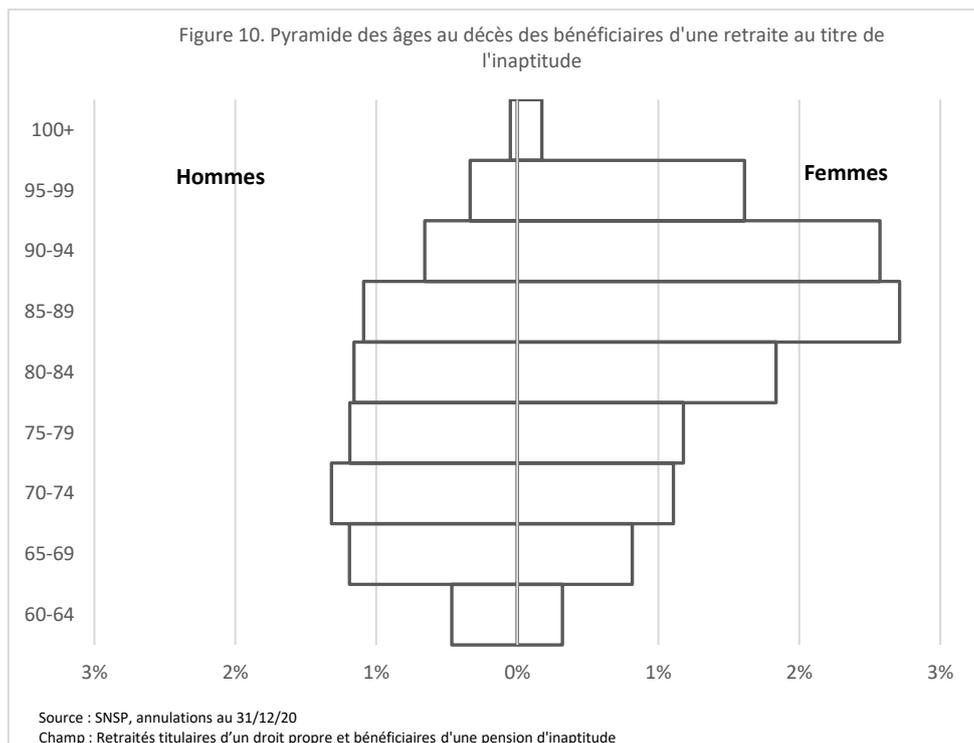
Source : SNSP, annulations au 31/12/2020  
Champ : Retraités titulaires d'un droit propre



Lecture : A chaque âge, entre 65 et 69 ans, les décès masculins des bénéficiaires d'une pension normale représentent 0,9 % des décès totaux, soit 4 % pour l'ensemble de la classe d'âge



Lecture : A chaque âge, entre 65 et 69 ans, les décès masculins des bénéficiaires d'une pension d'invalidité représentent 2,2 % des décès totaux, soit 11 % pour l'ensemble de la classe d'âge



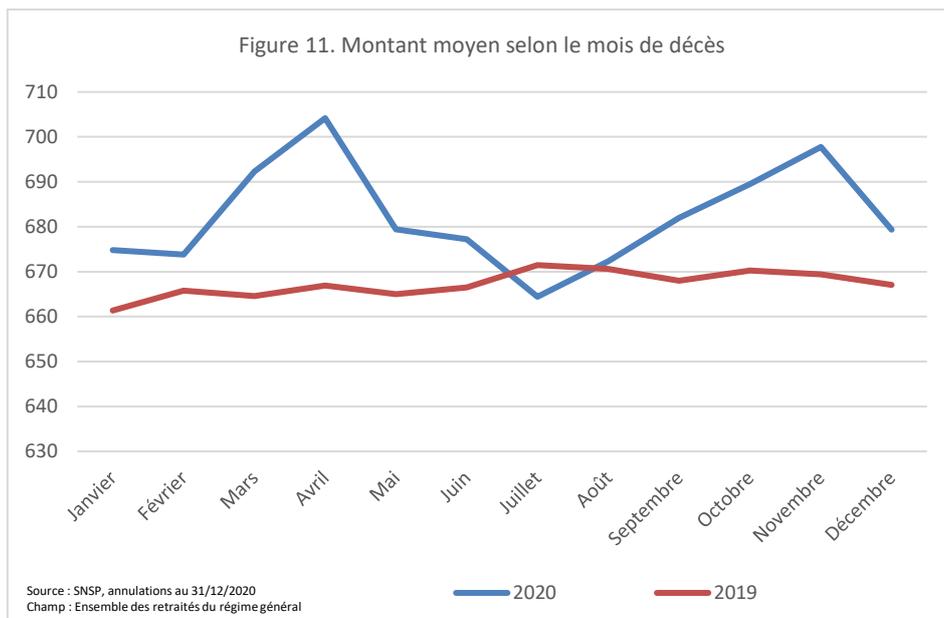
Lecture : A chaque âge, entre 85 et 89 ans, les décès féminins des bénéficiaires d'une pension d'invalidité représentent 2,9 % des décès totaux, soit 14 % pour l'ensemble de la classe d'âge

### 2.2.3 Montant moyen

Tableau 7. Montant moyen par type de droit des retraités décédés

	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>	<b>Ensemble</b>
Droit dérivé servi seul	162,0 €	321,0 €	310,6 €
Droit propre servi seul	735,2 €	568,0 €	679,0 €
Droits propre + dérivé	883,2 €	802,8 €	812,6 €
<b>Ensemble</b>	<b>738,3 €</b>	<b>630,5 €</b>	<b>683,4 €</b>

Source : SNSP, annulations au 31/12/2020  
Champ : Ensemble des retraités



**Tableau 8. Montants moyens par type de pension des retraités décédés**

	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>	<b>Ensemble</b>
<b>Pension d'inaptitude</b>	571,5 €	634,7 €	611,0 €
<b>Pension d'invalidité</b>	919,2 €	882,0 €	902,6 €
<b>Pension normale</b>	749,6 €	672,3 €	714,9 €

Source : SNSP, annulations au 31/12/2020  
Champ : Retraités titulaires d'un droit propre

## **Bibliographie**

Aubert P. et Christel Andrieux V., 2010, Documents de travail N° 100, La mortalité différentielle des retraités, juillet

Blanpain N., 2016, Document de travail N° F1602, « L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme, Méthode et principaux résultats », février

Blanpain N., 2018, Document de travail N° F1801, « L'espérance de vie par niveau de vie, Méthode et principaux résultats », février

Blanpain N. et Buisson G., 2016, Document de travail N°F1606, « Projections de population 2013-2070 pour la France : méthode et principaux résultats », novembre.

Aquereburu J., Goujon S., 2012, « Espérance de vie différenciée des retraités du régime général : une étude selon le type de pensions », Cadr'@ge n° 18, mars.

Goujon S., 2012, « L'actualisation des projections démographiques Insee : effets sur les prévisions du régime général », Cadr'@ge n° 21, décembre.

Goujon S., 2019, « Retraites pour inaptitude : une espérance de vie inférieure d'au moins 4 ans », Cadr'@ge n° 40, juin.

Le scénario central de projections de population 2013-2070 pour la France : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2496716?sommaire=2496793>

Soulat L., 2017, Questions Retraite & Solidarité, « Espérance de vie des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers », Les étude n°19, juillet

« Le modèle CANOPEE pour la FPT et la FPH », Document de travail COR, Document n°11, Caisse des Dépôts, mars 2020

« Note synthétique sur le modèle de microsimulation TRAJECTOIRE de la DREES », Document de travail COR, Document n°8, Drees, mars 2020

« Description du modèle Destinie », Document de travail COR, Document n°5, Insee, mars 2020

« Description du modèle de microsimulation de l'Agirc-Arrco », Document de travail COR, Document n°12, Agirc-Arrco, mars 2020

« Le modèle CANOPEE pour la FPT et la FPH », Document de travail COR, Document n°11, Caisse des Dépôts, mars 2020

« Le modèle Pablo de microsimulation de la fonction publique de l'État », Document de travail COR, Document n°10, SRE, mars 2020