



Écart d'espérance de vie et inégalités
économiques à la retraite en Suisse



Écart d'espérance de vie et inégalités économiques à la retraite en Suisse

Think Tank Cronos 2020

Maxime Moix

Juin 2020

Table des matières

Introduction	3
1. Notre étude	4
Contexte et données	4
Résumé de la méthodologie	6
2. Résultats	8
Écarts d'espérance de vie	8
Distribution du patrimoine retraite	9
3. Flexibilisation de la retraite	13
Anticipation	13
Ajournement	16
4. Discussion	17
Progressivité du système	17
Implications de nos résultats	18
Conclusion	21
Annexes	22
Annexe 1: Informations supplémentaires sur la méthodologie	22
Annexe 2: Taux actuariellement justes en cas de retraite flexible	24
Remerciements	27
Sources	27

Introduction

L'augmentation des inégalités sociales depuis les années 1970 a non seulement été largement documentée ces dernières années, mais également très médiatisée. Les best-sellers de Thomas Piketty (2013, 2019), par exemple, alimentent régulièrement les discussions et le mode de redistribution des richesses est continuellement remis en question. Piketty soutient que la diminution provisoire des inégalités observée dans les pays riches dans la première partie du XX^{ème} siècle est avant tout due à des guerres et à des chocs économiques bien particuliers, mais aussi à l'augmentation de la taxation progressive. Il relève ainsi que les politiques publiques jouent un rôle central dans la distribution des revenus et des patrimoines et qu'elles ont le potentiel de freiner l'augmentation des inégalités constatée ces dernières décennies.

Cette conclusion est également valide dans le contexte de la retraite. Néanmoins, en 2019, la principale préoccupation des Suisses demeurait le futur de la prévoyance vieillesse selon le baromètre annuel du Crédit Suisse. En effet, avec l'augmentation de l'espérance de vie et la diminution de la natalité, les systèmes de retraite doivent faire face à de nombreux défis en termes de financement. Le cadre institutionnel pouvant largement influencer le patrimoine retraite des individus, il impacte aussi la distribution des richesses. Les travaux de Martin Feldstein (1976), aux États-Unis, mettent en évidence l'effet égalisateur des avoirs de retraite sur la distribution des richesses. En Suisse, plusieurs études récentes¹ montrent que la prise en compte des avoirs de retraite dans la mesure du patrimoine d'un individu réduit sensiblement le niveau d'inégalité entre retraités.

En pratique, les avoirs de retraite sont généralement perçus sous la forme d'une rente viagère, c'est-à-dire via des paiements réguliers jusqu'à la mort de la personne assurée. Dans ce contexte, nous comprenons aisément que l'espérance de vie est une mesure centrale, puisqu'elle détermine pendant combien d'années un individu peut s'attendre à percevoir sa rente. De ce fait, les cotisations à la prévoyance vieillesse sont mathématiquement redistribuées des personnes vivant moins longtemps vers celles qui survivent

plus longtemps. Pour les systèmes qui, à l'image du premier pilier suisse, prévoient un mécanisme de solidarité, la redistribution des richesses a évidemment également lieu entre les personnes plus riches et celles ayant perçu un salaire moins élevé durant leur vie. Si la mort était totalement imprévisible, la première forme de redistribution évoquée correspondrait simplement à un principe d'assurance-vie et ne poserait pas de problème. En revanche, de récentes études de chercheurs du Bureau national de recherche économique soutiennent que lorsque l'espérance de vie varie selon les groupes considérés dans une population, les notions de justice et d'équité peuvent être violées. En théorie, si l'espérance de vie n'est pas aléatoire mais dépend positivement du statut socio-économique ou des revenus, cela signifie que les rentes non versées aux personnes avec des revenus plus faibles qui décèdent de manière précoce servent à financer des rentes supplémentaires pour les personnes avec des revenus plus élevés qui survivent en moyenne plus longtemps. Nos résultats tendent à montrer que cela est le cas en Suisse.

Pour des raisons de disponibilité de données et de méthodologie, notre recherche se concentre sur l'assurance-vieillesse et survivants (AVS). À notre connaissance, cette étude est la première à montrer comment les écarts de mortalité affectent le patrimoine retraite des Suisses. Elle montre également comment l'augmentation générale de l'espérance de vie a permis d'atténuer les inégalités économiques à la retraite. Notre étude est divisée en quatre parties principales. Dans un premier temps, nous introduisons les données et la méthodologie utilisées. La deuxième partie résume nos principaux résultats, à savoir la relation positive entre revenus et espérance de vie, ainsi que l'influence des écarts d'espérance de vie sur les avoirs AVS. Dans un troisième temps, nous discutons d'un point de vue théorique et pratique le rôle de la flexibilisation de l'âge de la retraite dans le contexte des écarts de mortalité. Enfin, notre étude est complétée par une partie de discussion avec des considérations sur la progressivité du système et sur les implications plus générales de nos résultats au niveau du deuxième pilier et des politiques publiques.

¹ Voir par exemple Föllmi et Martinez (2017) ou Kuhn (2020).

1. Notre étude

Contexte et données

Bien que le système de prévoyance vieillesse suisse soit basé sur trois piliers, notre analyse se concentre sur l'AVS, à savoir le premier pilier. L'avantage de ce choix est que le premier pilier couvre en principe tous les retraités, ce qui n'est ni le cas de la prévoyance professionnelle (deuxième pilier), ni de la prévoyance privée (troisième pilier). De plus, les mêmes règles s'appliquent à tous les assurés dans une situation comparable, ce qui nous permet d'utiliser une méthodologie unique. Enfin, en tant qu'assurance obligatoire, l'AVS revêt un rôle social important.

Dans l'AVS, le calcul des rentes se base sur le revenu annuel moyen déterminant (RAM) et le nombre d'années de cotisation. Pour une personne sans lacune de cotisations, la Constitution suisse prévoit que le montant maximal de la rente mensuelle ne peut pas excéder le double de la rente minimale. Cette règle permet une forte redistribution en faveur des bas salaires, de façon à assurer les besoins vitaux des assurés retraités. Pour de nombreuses personnes, l'avoir AVS représente la principale source de revenus à la retraite. Selon une récente étude de Kuhn (2020), il constitue même 28 % de la richesse des ménages.

La loi fédérale sur l'AVS date de 1946, mais elle a été révisée à de nombreuses reprises. Nous reviendrons sur la flexibilisation de l'âge de la retraite plus tard, mais c'est par exemple depuis 1969 qu'il est possible d'ajourner la perception de sa rente et depuis 1997 qu'il est possible de l'anticiper. Aucune révision majeure n'a été acceptée depuis l'entrée en vigueur de la 10^{ème} réforme de l'AVS le 1er janvier 1997. Cette réforme a toutefois profondément changé le système alors en vigueur, en particulier pour les couples et les femmes. Pour ces dernières, l'âge ordinaire de la retraite est passé progressivement de 62 à 64 ans, alors qu'il est resté à 65 ans pour les hommes. Avant la révision, les époux étaient éligibles pour une rente de couple dont le montant se basait principalement sur les éléments de calcul du mari, bien que les revenus de la femme étaient également pris en compte.

Le montant de la rente pour couple s'élevait à 150 % de la rente ordinaire pour un RAM équivalent. La réforme a aboli les rentes pour couple. Depuis lors, les revenus perçus pendant le mariage sont répartis équitablement entre les époux pour déterminer leur rente individuelle via le mécanisme du *splitting*. La somme des rentes des époux est toutefois restée plafonnée à 150 % de la rente maximale. Parmi les autres modifications, citons la suppression des rentes complémentaires pour épouse ainsi que l'introduction des rentes de veuf, du supplément de veuvage de 20 % sur la rente du conjoint retraité survivant ou encore des bonifications pour tâches éducatives ou d'assistance qui viennent s'ajouter virtuellement au RAM. Ces changements importants impliquent que la situation des personnes ayant atteint l'âge de la retraite avant 1997 n'est pas directement comparable à celle des personnes ayant atteint l'âge de la retraite dès 1997. Pour cette raison, nous nous concentrons principalement sur les hommes nés en 1932 ou plus tard et les femmes nées en 1935 ou plus tard, bien que nous produisions des résultats pour des cohortes plus âgées.

Pour réaliser notre étude, nous utilisons trois sources de données officielles fournies par la Centrale de compensation (CdC). Les principales caractéristiques des trois registres sont brièvement résumées dans le Tableau 1.

A. Comptes individuels

Comme mesure du statut socio-économique, plutôt que le niveau d'éducation par exemple, nous utilisons les revenus assurés. Ce choix nous permet d'obtenir des données de très bonne qualité qui peuvent facilement être liées aux rentes AVS perçues. Le RAM n'est pas suffisamment pertinent, puisqu'il est influencé par des bonifications et par l'état civil. Nous utilisons donc les comptes individuels, qui recensent les revenus soumis à l'AVS. Nous incluons également les indemnités journalières de l'assurance-invalidité (AI) et de l'assurance-chômage (AC) ainsi que les allocations pour perte de gain en cas de service ou de maternité.

Tableau 1 : Données utilisées dans l'étude

	1. Comptes individuels	2. Registre des décès	3. Registre des rentes
Information principale	Revenus individuels	Date de décès	Prestation AVS mensuelle
Années observées	1981 – 2018	Jusqu'à mars 2020	1995 – 2019
Âges observés selon l'année de naissance			
1925	56 – 93	60 – 95	70 – 94
1926	55 – 92	60 – 94	69 – 93
...			
1932	49 – 86	60 – 88	63 – 87
...			
1940	41 – 78	60 – 80	55 – 79

Comme nous nous intéressons au lien entre revenus et mortalité, il serait judicieux d'étudier des groupes d'individus nés au début du XX^{ème} siècle afin d'avoir suffisamment de recul pour mesurer l'espérance de vie de ces personnes. Toutefois, en sélectionnant des cohortes très anciennes, il n'est pas possible d'observer leurs revenus avant la retraite, puisque les comptes individuels à disposition ne remontent pas au-delà de 1981. Comme compromis, nous décidons de définir notre mesure socio-économique comme la moyenne des revenus annuels d'une personne entre 51 et 60 ans.² L'âge de 60 ans peut être considéré comme une période charnière entre la vie active et la retraite, un moment durant lequel les assurés décident s'ils veulent potentiellement anticiper ou ajourner la perception de leur rente AVS. Afin d'observer au moins 5 années de revenus, nous restreignons notre analyse aux individus nés en 1925 ou plus tard. Tout au long de cette lecture, il est important de retenir que notre mesure résume les revenus de fin de carrière. Ceux-ci sont susceptibles d'être influencés par l'état de santé : une personne qui tombe gravement malade voit non seulement son espérance de vie diminuer, mais également ses revenus chuter pour cause d'incapacité de travail. La relation positive que nous trouvons entre revenus et espérance de vie peut donc être en grande partie expliquée par l'état de santé des individus. Cet effet signifie que nous ne pouvons pas interpréter l'impact des revenus sur la mortalité comme un effet causal, mais il ne change rien au fait que nous trouvons une association négative entre ces deux variables. Ce

simple constat est pertinent pour une analyse sous l'angle des inégalités économiques.

B. Registre des décès

Afin d'estimer les écarts de mortalité selon le niveau de revenus, nous lions les individus à un registre des décès. Les personnes qui n'apparaissent pas dans ce registre sont considérées comme vivantes en mars 2020. Afin d'étudier les inégalités économiques à la retraite, nous nous intéressons uniquement aux personnes ayant survécu jusqu'à l'âge de 60 ans. Notre analyse se base sur les taux (ou quotients) de mortalité, appelés q_x , à savoir, pour une personne ayant survécu jusqu'à l'âge x , la probabilité de mourir avant d'atteindre l'âge $x+1$. Pour que nos estimations restent raisonnables, nous ne souhaitons pas projeter ces taux de mortalité trop loin dans le futur. Par conséquent, nous décidons de nous concentrer sur les individus nés entre 1925 et 1940, afin de ne pas extrapoler des taux de mortalité pour les cohortes qui n'ont pas atteint au moins l'âge de 80 ans en 2020.

² Seules les années avec des revenus strictement positifs sont considérées.

C. Registre des rentes

Finalement, nous utilisons le registre des rentes pour estimer les patrimoines retraite des assurés. Pour garantir une comparaison optimale entre les individus, nous gardons uniquement les prestations perçues lorsque le bénéficiaire a atteint l'âge ordinaire de la retraite ainsi que les prestations perçues de manière anticipée. Cela signifie notamment que nous excluons volontairement les rentes AI puisque celles-ci sont versées avant que l'assuré n'atteigne l'âge de la retraite. En revanche, les rentes de veuf et rentes de veuve sont considérées, puisqu'une rente de survivant est versée à un retraité si celle-ci est plus élevée que la rente de vieillesse à laquelle il a droit. Il convient de noter que le registre des rentes ne contient pas d'informations antérieures à 1995. Ainsi, nous n'observons pas les rentes versées aux personnes décédées avant cette année-là. Pour les femmes mariées qui ont atteint l'âge ordinaire de la retraite avant l'entrée en vigueur de la 10^{ème} réforme de l'AVS, leur rente n'apparaît en général pas dans le registre avant 2001, année durant laquelle les rentes pour couple encore en cours furent transformées en rente individuelles. Auparavant, les rentes pour couple étaient enregistrées sous le nom du mari uniquement.

Évidemment, seules les prestations perçues par des individus pour lesquels nous observons des revenus positifs entre 51 et 60 ans sont exploitées. Cela signifie qu'une partie de la population n'est pas couverte par notre analyse. Cette remarque est surtout valable pour les femmes. Notre échantillon se compose en effet à 56% d'hommes, alors que les femmes sont majoritaires dans la population suisse. Notons que même si la participation des femmes au marché du travail a augmenté au cours du temps, il n'était pas rare, pour les cohortes que nous étudions, que seul le mari travaille. Par conséquent, les revenus moyens d'une femme ne reflètent pas parfaitement son statut socio-économique: il est fort possible que de nombreuses femmes avec une situation aisée cotisaient peu à l'AVS simplement parce qu'elles travaillaient à temps partiel, voire pas du tout. Dans ce dernier cas, les revenus du mari pourraient être plus pertinents pour l'analyse. Avec les données à disposition, il n'est malheureusement pas possible de lier les époux entre eux. Notre étude est donc réalisée au niveau individuel et non au niveau du ménage.

Comme la situation des femmes n'est pas comparable à celle des hommes, toutes nos estimations sont effectuées séparément pour chaque sexe.

Résumé de la méthodologie

Afin d'estimer l'impact des écarts d'espérance de vie sur le patrimoine retraite, nous procédons en deux étapes que nous allons maintenant résumer. Premièrement, nous évaluons dans quelle mesure les revenus d'une personne prédisent son espérance de vie. Formellement, nous estimons des probabilités de survie qui dépendent des revenus. Deuxièmement, nous mesurons les conséquences au niveau du patrimoine retraite. Le lecteur intéressé par la méthodologie trouvera plus d'informations dans l'Annexe 1.

A. Revenus et mortalité

Afin de construire des tables de mortalité, nous commençons par estimer des quotients de mortalité. Les quotients généralement utilisés en pratique dépendent du sexe et de l'année de naissance. Nous appelons ces taux usuels des taux homogènes. Dans le cadre de notre recherche, nous incluons les revenus comme troisième dimension et appelons les nouveaux taux calculés des taux hétérogènes. Pour avoir des estimations raisonnables, nous regroupons les individus en 5 classes que nous appelons, par abus de langage,³ des quintiles. Le premier quintile représente donc les individus d'un sexe et d'une cohorte donnés avec les revenus les plus bas, le deuxième quintile rassemble les 20% suivants, alors que le cinquième quintile représente les individus avec les revenus les plus élevés. Une fois que tous les individus ont été assignés à un groupe, il devient aisé de mesurer les taux de mortalité lorsqu'ils sont observables. Au moment de l'étude, les personnes les plus âgées ont atteint l'âge de 95 ans. Pour la cohorte 1925, il est donc possible d'observer des taux de mortalité jusqu'à l'âge de 94 ans. Au-delà de cet âge, les quotients sont projetés avec un modèle statistique. Nous faisons l'hypothèse que la probabilité de mourir entre 119 et 120 ans est égale à 1. Cette stratégie est résumée dans le Tableau 2.

³ Très formellement, les 4 quintiles sont en réalité les 4 valeurs qui séparent l'échantillon en 5 groupes de taille égale.

Tableau 2 : Âges pour lesquels les taux de mortalité sont observés ou projetés

Année de naissance	Âges avec des taux observés	Âges avec des taux projetés
1925	60 – 94	95 – 119
1926	60 – 93	94 – 119
...		
1940	60 – 79	80 – 119

B. Patrimoine retraite

En pratique, le droit à une rente de vieillesse débute le premier jour du mois qui suit celui où le retraité atteint l'âge ordinaire de la retraite. Ensuite, la rente est perçue de manière mensuelle jusqu'à la fin du mois durant lequel le retraité décède. Afin de simplifier légèrement nos calculs, nous faisons l'hypothèse que la rente est versée de manière annuelle. Nous définissons le patrimoine retraite comme la valeur actuelle à l'âge x de la somme des futures prestations qu'une personne peut s'attendre à recevoir. Comme la durée de perception dépend de l'espérance de vie, les prestations sont pondérées par les probabilités de survie. Mathématiquement, nous définissons :

$$\text{Patrimoine retraite à l'âge } x \stackrel{\text{def}}{=} PR_x = \sum_{k=0}^{T-x} \frac{P_{x+k}}{(1+i)^k} {}_k p_x \quad (1)$$

Dans cette formule, $T = 119$ est l'âge maximum qu'une personne peut atteindre avant de mourir, P_{x+k} est le montant de la prestation annuelle perçue à l'âge $x+k$, i est le taux d'intérêt et ${}_k p_x$ est la probabilité qu'une personne en vie à l'âge x survive jusqu'à l'âge $x+k$. Ces probabilités sont dérivées à partir des taux de mortalité. Certaines de nos estimations sont relativement sensibles au taux d'actualisation i utilisé. Il n'y a pas de consensus parmi les économistes sur la valeur appropriée. Actuellement, le taux minimum de la prévoyance professionnelle s'élève à 1 %. Celui-ci était plus proche de 3 %, voire 4 %, lorsque les cohortes que nous étudions ont atteint l'âge de la retraite. Nous décidons finalement de suivre la littérature économique qui utilise généralement un taux d'intérêt de 2 %. Les résultats que nous reportons sont basés sur cette valeur de référence et nous apportons des commentaires uniquement lorsque l'utilisation d'un autre taux change sensiblement le résultat.

Dans l'équation (1), x est un âge arbitraire. Un choix plus judicieux consiste à sélectionner l'âge auquel un individu commence à percevoir des prestations de retraite, que nous appelons R . En général, R correspond à l'âge ordinaire de la retraite. Toutefois, R est moins élevé en cas d'anticipation du versement de la rente AVS et plus élevé en cas d'ajournement. Comme cet âge R n'est pas le même pour tous les individus, il est plus pertinent de comparer le patrimoine retraite à un âge antérieur, par exemple à 60 ans. C'est l'approche que nous choisissons.

Notons que puisqu'aucune prestation de vieillesse n'est versée entre 60 ans et l'âge R , la formule suivante relie directement le patrimoine retraite à ces deux âges :

$$PR_{60} = \frac{PR_R}{(1+i)^{R-60}} {}_{R-60} p_{60} \quad (2)$$

où ${}_{R-60} p_{60}$ est la probabilité de survivre entre 60 ans et l'âge R .

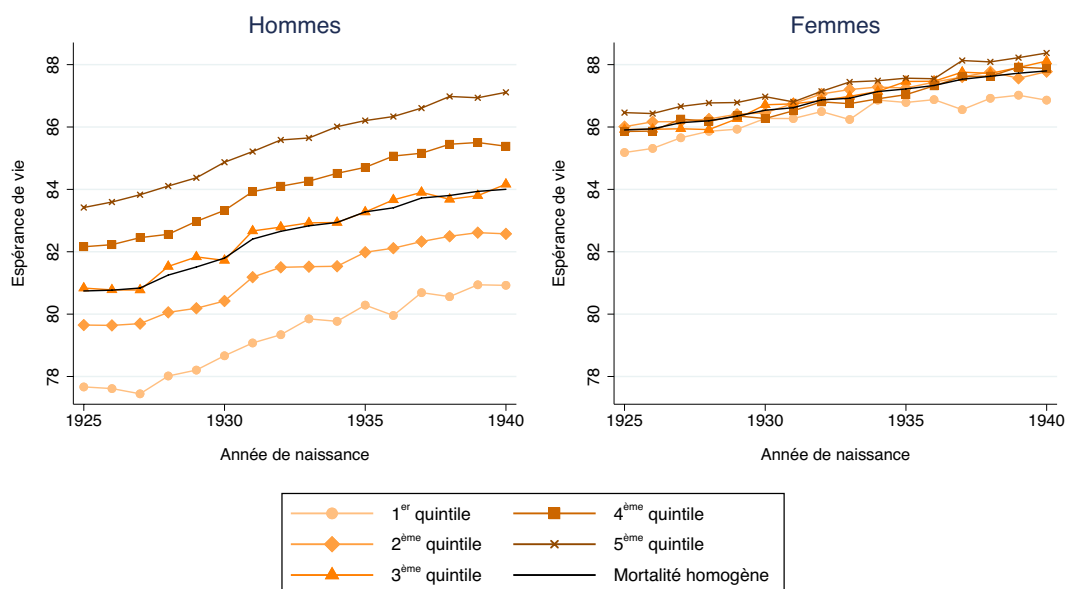
En réalité, notre mesure du patrimoine retraite prend également en compte le mois de naissance du retraité ainsi que le fait que les rentes AVS sont régulièrement adaptées à l'augmentation des prix et des salaires. Les détails à ce sujet se trouvent dans l'Annexe 1.

2. Résultats

Écarts d'espérance de vie

Notre modèle de mortalité se base sur des probabilités de survie. Afin de faciliter l'interprétation, il est plus intuitif de convertir ces probabilités en espérances de vie. La Figure 1 résume les résultats. Sans surprise, l'espérance de vie à 60 ans est plus élevée pour les femmes que pour les hommes. L'espérance de vie pour une personne représentative de la population est donnée par la ligne en trait plein. Cette estimation, dite homogène, ne tient pas compte des variations de revenus. Comme nos prédictions sont très proches des projections officielles de l'Office fédéral de la statistique (OFS),⁴ nous pouvons affirmer que notre modèle est valide. De manière générale, nos estimations de l'espérance de vie à 60 ans sont légèrement supérieures à celles de l'OFS, mais la différence n'excède jamais une demi-année. Cet écart peut s'expliquer par le fait que notre analyse couvre uniquement les personnes qui ont cotisé à l'AVS entre 51 et 60 ans et non pas toute la population suisse.

Figure 1: Espérance de vie à 60 ans



Source : Propres estimations basées sur les données de la CdC.

Nos estimations montrent clairement qu'il existe une relation positive entre revenus et espérance de vie. Dans la littérature économique, cette association est connue sous le terme de *gradient socio-économique*. L'effet est très important pour les hommes : ceux qui appartiennent au quintile le plus élevé peuvent s'attendre à vivre en moyenne 6 années de plus que ceux qui appartiennent au quintile le plus bas. Pour les femmes, le gradient socio-économique existe également, mais il est nettement moins marqué. La différence entre le premier et le cinquième groupe se monte à environ une année. Ce résultat est cohérent avec l'idée que le quintile de revenus reflète moins bien le niveau de vie pour une femme que pour un homme, et ceci pour les raisons que nous avons déjà évoquées.

⁴ Pour des questions de lisibilité, les estimations de l'OFS ne sont pas reportées dans la Figure 1.

L'analyse graphique semble indiquer que les écarts d'espérance de vie entre quintiles sont restés stables dans le temps. Un examen plus poussé des résultats de notre modèle statistique révèle que cette intuition est correcte parce que deux effets se sont presque annulés. Pour le comprendre, il convient de distinguer l'évolution des écarts de mortalité par cohorte, c'est-à-dire à travers le temps, de l'évolution des écarts avec l'âge. Pour ce faire, nous utilisons une mesure qui nous permet de comparer les quintiles : le risque relatif. Nous définissons le risque relatif de décès comme la probabilité de mourir pour un individu du quintile inférieur par rapport à cette même probabilité pour un individu du quintile supérieur. Le risque relatif est donc le ratio de deux risques absolus.

1. À n'importe quel âge, **les écarts entre quintiles, mesurés par le risque relatif, sont relativement plus importants pour les cohortes plus jeunes**. Par exemple, notre modèle suggère qu'un homme du premier quintile né en 1925 avait environ 3 fois plus de chances de décéder à 60 ans qu'un homme du cinquième quintile né en 1925 également. Le risque relatif était donc égal à 3. Pour la cohorte 1940, ce risque relatif à 60 ans s'élevait environ à 4. La conclusion est la même à chaque âge : le risque relatif a augmenté à travers le temps.
2. En revanche, notre modèle suggère que **les écarts entre quintiles sont relativement moins importants aux âges plus avancés** (effet de compensation). Par exemple, le risque relatif à 75 ans s'élevait environ à 2 pour la cohorte 1925 (contre 3 à 60 ans) et à 2.5 pour la cohorte 1940 (contre 4 à 60 ans). Le risque relatif diminue donc avec l'âge.

Pour tous les quintiles, les taux de mortalité ont diminué avec le temps, notamment grâce aux progrès de la médecine. Ainsi, même si le risque relatif, qui permet de comparer la mortalité entre quintiles, augmente à n'importe quel âge, le risque absolu de décéder diminue. Cette évolution signifie que de moins en moins de personnes décèdent de manière précoce et de plus en plus de personnes sont encore en vie à des âges avancés, âges auxquels les écarts de mortalité jouent

un rôle moins important. En conséquence, l'augmentation générale de l'espérance de vie a permis de compenser l'augmentation du risque relatif à travers le temps, justement parce que ce risque relatif est moins élevé aux âges plus avancés.

Comme les écarts d'espérance de vie entre quintiles sont restés relativement stables, nous pouvons nous attendre à ce que leur impact sur le patrimoine retraite ait suivi une évolution similaire.

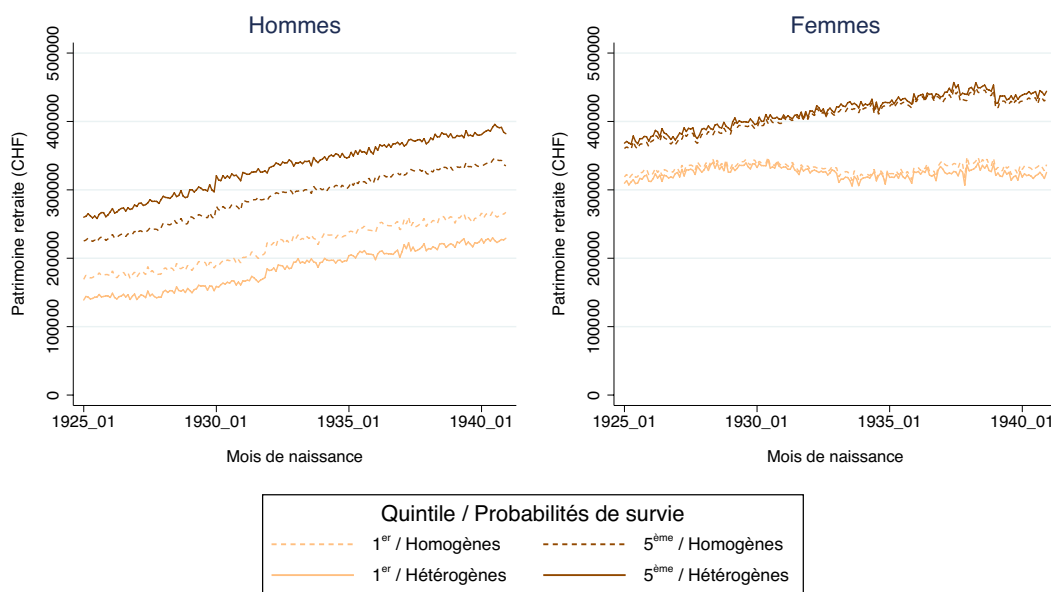
Distribution du patrimoine retraite

La Figure 2 montre le patrimoine retraite moyen à 60 ans par mois de naissance. Concentrons-nous tout d'abord sur les lignes pointillées. De manière générale, les femmes peuvent s'attendre à percevoir plus de prestations de l'AVS pour deux raisons : elles vivent en moyenne plus longtemps et peuvent commencer à toucher une rente avant les hommes. Notons que le relèvement de l'âge ordinaire de la retraite de 62 à 63 ans, qui a impacté les femmes nées en 1939, a provoqué un choc de richesse qui est visible sur le graphique.

Pour les hommes, l'augmentation du patrimoine retraite à travers le temps s'explique par l'allongement de l'espérance de vie ainsi que par l'adaptation régulière des rentes AVS à l'augmentation des prix et des salaires.⁵ Pour les femmes, il faut se souvenir qu'avant la 10^{ème} réforme de l'AVS, les rentes pour couple étaient avant tout déterminées par les revenus du mari. Ce n'est qu'en 2001 que les rentes pour couple encore en cours ont été converties en rentes individuelles. Ce changement législatif explique pourquoi l'écart entre le patrimoine retraite moyen des femmes du premier quintile et celles du cinquième quintile s'est accru à travers le temps. D'autres considérations méthodologiques, par exemple le fait que nous n'observons pas les prestations versées avant 1995, empêchent une comparaison optimale du patrimoine retraite à travers le temps. Cela n'est toutefois pas problématique, puisque l'objectif principal de cette étude consiste à s'intéresser à des cohortes spécifiques et à évaluer comment les écarts d'espérance de vie affectent la distribution des avoirs de retraite.

⁵ Ces mesures sont donc exprimées en termes nominaux.

Figure 2 : Patrimoine retraite moyen à 60 ans

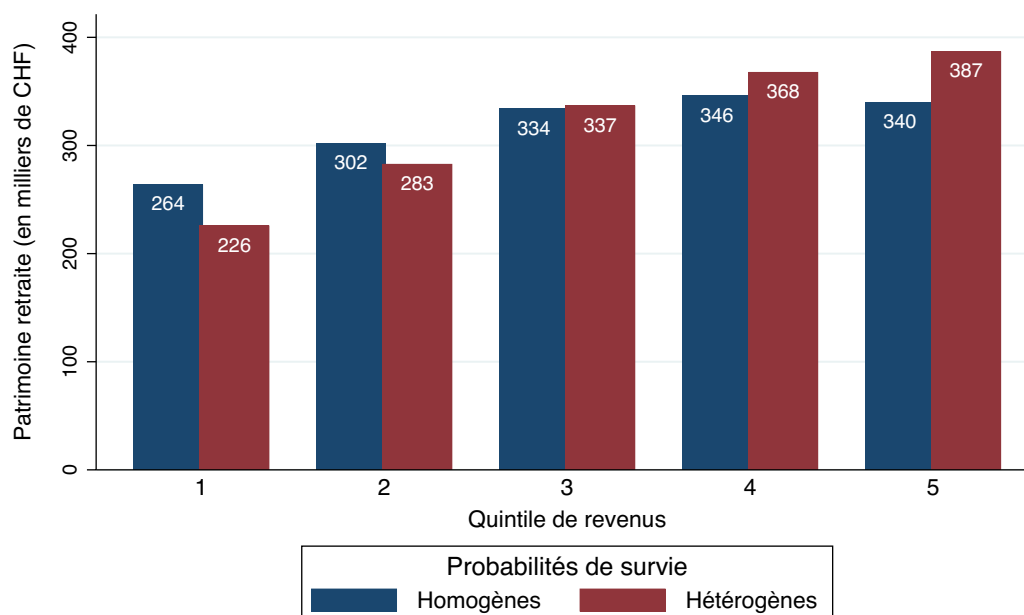


Source : Propres estimations basées sur les données de la CdC.

Dans ce contexte, il existe plusieurs approches pour isoler l'effet d'un gradient socio-économique sur le patrimoine retraite. Celle que nous privilégions consiste à estimer le patrimoine retraite de chaque individu selon deux scénarios : premièrement, avec des probabilités de survie homogènes qui dépendent du sexe et de l'année de naissance uniquement ; deuxièmement, avec des probabilités hétérogènes qui varient en plus selon le quintile de revenus. La distinction entre ces deux mesures se résume donc au fait de prendre en compte ou non les écarts d'espérance de vie que nous avons mis en évidence. Lorsque ceux-ci sont considérés, nous obtenons les estimations en traits pleins et non plus en traits pointillés. Dans ce cas, la distribution devient plus inégale. Comme attendu, puisque les écarts de mortalité sont bien plus marqués pour les hommes, ils impactent beaucoup plus fortement le patrimoine retraite de ceux-ci. Alors que la différence entre les deux mesures du patrimoine retraite n'est que de quelques milliers de francs pour les femmes, elle se compte en dizaines de milliers de francs pour les hommes. Pour étudier cela de manière plus précise, nous pouvons « zoomer » sur une cohorte en particulier. À titre d'exemple, la Figure 3 montre les résultats pour les hommes nés en 1940.

En s'intéressant tout d'abord aux barres de gauche, à savoir aux estimations avec des probabilités de survie qui ne dépendent pas des revenus, nous observons une corrélation positive entre quintile et patrimoine retraite. Cette relation était attendue puisque c'est le RAM, une mesure principalement basée sur les revenus, qui détermine le niveau de la rente AVS. Les personnes ayant plus cotisé perçoivent une rente plus élevée, mais celle-ci ne peut pas dépasser le montant maximal. En conséquence, l'AVS est un système redistributif. Cet effet est particulièrement visible pour les groupes 3 à 5, pour lesquels les patrimoines retraite moyens sont assez similaires. Toutefois, les hommes ayant perçu les salaires les plus élevés ne sont pas nécessairement ceux qui ont le patrimoine retraite le plus important. En effet, le quintile 4 est celui qui affiche l'estimation la plus élevée. Étant donné que la probabilité qu'un homme soit marié au moment de la retraite est plus élevée pour les hommes du cinquième quintile, ceux-ci ont plus de chances d'être impactés négativement par le *splitting* et le plafonnement des rentes des époux.

Figure 3 : Patrimoine retraite moyen à 60 ans pour les hommes nés en 1940



Source : Propres estimations basées sur les données de la CdC.

Ces barres de gauche représenteraient des résultats valides si tous les individus avaient la même espérance de vie. Or, comme nous l'avons montré, cela n'est pas le cas. Les barres de droite, qui prennent en compte le fait que les individus des quintiles plus élevés vivent sensiblement plus longtemps que ceux des quintiles plus bas, sont donc de meilleures représentations de la réalité. Lorsque les écarts de mortalité sont considérés, notre estimation du patrimoine retraite à 60 ans des hommes avec les revenus les plus bas nés en 1940 diminue de CHF 38'000, alors que celle des hommes avec les revenus les plus hauts augmente de CHF 47'000. L'interprétation est la suivante : les hommes du quintile le plus bas recevraient plusieurs dizaines de milliers de francs de prestations de vieillesse en plus si leur espérance de vie était la même que celle de la population en général. Malheureusement pour eux, ils vivent en moyenne moins longtemps. Alors que notre première évaluation naïve laissait penser que la différence entre le patrimoine moyen des hommes du premier quintile et ceux du cinquième quintile s'élevait à environ CHF 76'000, l'écart se monte en réalité à plus de CHF 160'000, soit plus du double. Avec un taux d'intérêt de 1%, la différence passe même d'environ CHF 90'000 en cas de mortalité homogène, à près de CHF 200'000

francs en cas de mortalité hétérogène. Les implications en termes de redistribution dans l'AVS sont importantes. Nous y reviendrons dans la partie de discussion.

Dans notre exemple et en termes relatifs, nous pouvons par exemple dire que le gradient socio-économique augmente à lui seul le patrimoine retraite moyen du cinquième quintile de 14%. Afin d'étudier les évolutions à travers le temps, il est possible de faire cet exercice pour chaque groupe de chaque cohorte de chaque sexe. Les résultats sont reportés dans le Tableau 3 pour toutes les cohortes qui ont atteint l'âge de la retraite à partir de 1997. Alors que les écarts d'espérance de vie impactent fortement la distribution des avoirs de retraite pour les hommes, ils ne modifient le patrimoine retraite des femmes que de quelques pourcents. En comparant les cohortes, nous nous rendons bien compte que l'effet a peu varié à travers le temps, même si nous pouvons observer une légère tendance à la baisse pour les hommes et à la hausse pour les femmes.

Enfin, il est utile de souligner que le patrimoine retraite est une mesure basée sur l'espérance de vie. Cette mesure donne une indication sur le montant des prestations qu'un individu peut s'attendre à recevoir. Elle

Tableau 3 : Influence des écarts de mortalité sur le patrimoine retraite (en %)

	Quintile de revenus				
	1	2	3	4	5
Hommes					
1932	-16,8	-5,7	0,8	7,3	14,6
1933	-15,0	-6,4	0,7	7,2	13,8
1934	-15,8	-6,8	0,1	7,8	15,0
1935	-14,6	-6,1	0,1	6,9	14,0
1936	-16,6	-6,1	1,4	8,0	13,8
1937	-14,4	-6,4	1,0	6,8	13,3
1938	-15,2	-5,9	-0,4	7,6	14,6
1939	-14,0	-6,0	-0,5	7,3	13,7
1940	-14,2	-6,4	0,9	6,3	14,0
Femmes					
1935	-1,6	0,1	0,9	-0,6	1,3
1936	-1,7	0,4	0,5	0,0	0,8
1937	-3,5	0,3	0,8	0,3	2,1
1938	-2,5	0,5	0,3	0,1	1,6
1939	-2,5	-0,6	0,6	0,8	1,7
1940	-3,4	-0,1	1,1	0,3	2,0

Note : Différence (en %) entre le patrimoine retraite calculé sous l'hypothèse de mortalité hétérogène et le patrimoine retraite calculé sous l'hypothèse de mortalité homogène. Source : Propres estimations basées sur les données de la CdC.

est donc valable *ex ante*, c'est-à-dire avant de savoir quand l'individu va effectivement mourir. En réalité, certaines personnes meurent avant d'atteindre l'âge ordinaire de la retraite. Elles auront peut-être cotisé toute leur vie mais ne toucheront pas un seul centime de l'AVS, alors que d'autres percevront une rente pendant 20, 30 ou 40 ans. Si l'on construit une mesure du patrimoine retraite *ex post*, c'est-à-dire en utilisant les prestations effectivement perçues avant de mourir, le niveau d'inégalité est automatiquement plus grand. Il faut ici comprendre le mot inégalité au sens mathématique du terme, à savoir comme une mesure de la dispersion de la variable étudiée. Le principe de l'assurance-vie se basant sur l'idée que les personnes vivant moins longtemps financent les rentes des personnes vivant plus longtemps, ce sont uniquement les écarts d'espérance de vie qui peuvent être prédits *ex ante* qui peuvent être qualifiés d'inégalités problématiques.

Néanmoins, il est possible de montrer qu'avec cette mesure du patrimoine retraite *ex post*, l'inégalité mathématique a diminué avec le temps, tant pour les hommes que pour les femmes. Ce constat est cohérent avec notre analyse de l'évolution de la mortalité. Comme l'espérance de vie a augmenté à travers le temps pour tous les quintiles, de moins en moins d'individus meurent juste avant ou juste après le passage à la retraite et de plus en plus de retraités perçoivent une rente AVS pendant au moins quelques années. L'augmentation générale de l'espérance de vie a ainsi contribué à rendre la distribution des prestations AVS effectivement perçues moins inégale. En ce sens, l'effet des écarts de mortalité à la retraite a été en partie atténué.

3. Flexibilisation de la retraite

La flexibilisation de l'âge de la retraite est un thème souvent abordé dans les débats de réforme du système de retraite. Selon la législation actuelle en vigueur depuis 1997, le versement de la rente AVS peut être ajourné d'un à cinq ans, moyennant un supplément. La possibilité d'anticiper la perception, moyennant une réduction, a été introduite progressivement. Pour les individus que nous étudions, seuls les hommes nés en 1933 ou plus tard ainsi que les femmes nées en 1939 ou 1940 ont eu la possibilité de percevoir leur rente un an avant l'âge ordinaire de la retraite. Les hommes nés entre 1938 et 1940 ont aussi pu anticiper la perception de leur rente de deux ans.

Selon notre modèle, quand un futur retraité décide à quel âge il souhaite commencer à recevoir des prestations de retraite, il définit l'âge R . En pratique, ce choix dépend de nombreux facteurs (situation familiale, situation professionnelle, préférences individuelles, avoir du deuxième pilier, etc.). En théorie, toutefois, le choix qui maximise le patrimoine retraite dépend principalement de l'espérance de vie et des taux de réduction et d'augmentation de la rente. Si les taux sont *actuariellement justes* pour la population en général, cela signifie qu'une personne représentative de la population est indifférente entre n'importe quel *timing*: le patrimoine retraite est le même dans tous les cas. En revanche, une personne avec une faible espérance de vie a intérêt à anticiper la perception de sa rente. Même si la rente sera réduite, cette personne touchera plus de prestations avant de mourir. Si, au contraire, la personne s'attend à vivre très longtemps, elle a plutôt intérêt à ajourner la perception de sa rente. Même si elle touchera moins de prestations, elle profitera du supplément pendant de nombreuses années.

En nous basant sur notre méthodologie, il est possible de déterminer, pour chaque quintile de chaque cohorte de chaque sexe, les taux actuariellement justes. L'anticipation est attractive si les taux effectivement en vigueur sont plus bas que les taux de réduction calculés, alors que l'ajournement est attractif si les taux légaux sont plus élevés que les taux d'augmentation calculés. Nos estimations avec un taux d'intérêt de 2% peuvent être consultées dans l'Annexe 2. Le lecteur intéressé y trouvera également une brève explication

de la méthode de calcul. Comme l'ajournement est très peu utilisé en pratique, nous nous concentrons principalement sur l'anticipation.

Anticipation

Nos estimations suggèrent que le taux de réduction de 6,8% par année d'anticipation actuellement en vigueur est trop élevé. À ce prix-là, aucun homme de notre échantillon n'avait intérêt à percevoir sa rente avant l'âge de la retraite. Comme l'anticipation devient moins attractive lorsque l'espérance de vie augmente, cette conclusion est encore plus vraie pour les personnes qui atteignent l'âge de la retraite aujourd'hui. Ce problème est reconnu puisque les derniers projets de réforme de l'AVS prévoyaient de réduire ce taux. À ce jour, aucun projet n'a encore abouti. Ce prix trop élevé ne permet pas de réduire les inégalités causées par les écarts de mortalité de manière efficace. Si le taux légal était légèrement plus bas, l'anticipation serait attractive pour les personnes des quintiles inférieurs, mais pas pour celles avec des revenus plus élevés qui, en moyenne, vivent plus longtemps. Dans un tel cas, la possibilité d'anticiper le versement de la rente AVS permettrait d'augmenter le patrimoine retraite des personnes avec un statut socio-économique moins élevé.

Deux précisions supplémentaires sont ici nécessaires. Tout d'abord, nos estimations sont sensibles au choix du taux d'intérêt i . Avec un taux d'intérêt plus élevé, les prestations futures deviennent relativement moins importantes et l'anticipation devient plus attractive. Il faut toutefois utiliser un taux relativement élevé pour que l'anticipation devienne la solution optimale.⁶ Notre conclusion demeure donc valide: le taux de réduction n'est pas actuariellement juste et devrait être adapté à la baisse. Ensuite, il faut également relever que pour les femmes nées entre 1939 et 1947, le taux légal s'élevait non pas à 6,8%, mais à 3,4% seulement. Ce prix réduit de moitié a été négocié dans le cadre de la 10^{ème} réforme de l'AVS comme contrepartie à l'augmentation de l'âge ordinaire de la retraite. Par conséquent, bien que l'espérance de vie des femmes soit plus élevée, il était intéressant pour elles de percevoir leur rente avant

⁶ Par exemple, avec $i = 3\%$, seuls les hommes du premier quintile nés en 1933 ou 1934 étaient indifférents entre anticiper le versement de la rente ou non, alors qu'il était toujours optimal pour les autres d'attendre l'âge de la retraite.

l'âge de la retraite. Comme ce *timing* optimal était le même pour tous les quintiles, la possibilité d'anticipation n'a pas non plus permis de réduire sensiblement les inégalités liées aux écarts de mortalité pour les femmes.

En théorie, il n'était jamais optimal pour un homme d'anticiper la perception de sa rente. À nouveau, cette affirmation est correcte *ex ante*, c'est-à-dire pour une espérance de vie moyenne. Dans les faits, un individu qui meurt tôt a toujours intérêt à demander une anticipation. Si les dates de décès étaient prévisibles, le choix optimal serait évident. Pour les hommes que nous étudions, il est possible de montrer que l'anticipation permettait en général d'obtenir plus de prestations de vieillesse uniquement en cas de décès avant l'âge de 79 ans. Le Tableau 4 montre la proportion d'hommes qui ont pris la « bonne décision » en anticipant le versement de leur rente, soit la proportion d'hommes qui sont morts suffisamment tôt parmi ceux qui ont choisi la stratégie de retraite anticipée.

Tableau 4 : Hommes qui ont bien fait d'anticiper (en %)

	Quintile de revenus					N
	1	2	3	4	5	
Hommes qui ont anticipé d'une année						
1933	33,3	36,4	32,3	25,1	27,7	1 201
1934	39,2	36,1	37,9	24,5	23,6	1 571
1935	39,9	35,0	32,5	23,0	20,0	1 833
1936	37,1	34,1	29,2	24,2	25,7	2 064
1937	37,4	34,5	27,5	22,9	22,0	2 377
1938	34,4	38,8	24,9	22,9	16,5	1 626
1939	39,0	35,6	27,2	25,1	21,1	1 649
1940	35,1	33,0	27,0	25,1	21,7	1 698
Hommes qui ont anticipé de deux ans						
1938	33,4	29,9	30,8	24,4	21,5	1 300
1939	33,9	30,9	28,3	25,4	23,5	1 337
1940	37,9	33,8	30,9	24,2	20,9	1 410
Hommes qui ont anticipé (en tout)						
1933 – 1940	36,5	34,3	29,5	24,2	22,2	18 066

Note : La valeur actuelle des prestations de retraite effectivement perçues (A) est comparée à la valeur actuelle des prestations qui auraient été perçues si l'individu n'avait pas anticipé la perception de sa rente AVS (B). Le choix est considéré comme correct si $A \geq B$. Source : Propres estimations basées sur les données de la CdC.

Comme attendu, puisque de manière générale cette stratégie n'est pas optimale, moins de la moitié des individus a reçu plus de prestations de vieillesse en choisissant la retraite anticipée. Toutefois, ces statistiques démontrent clairement qu'en sélectionnant cette option, les hommes des quintiles inférieurs avaient plus de chances d'augmenter le montant total des prestations qu'ils toucheraient effectivement que les hommes des quintiles supérieurs. En tout, seul un homme du cinquième quintile sur cinq a maximisé le montant qu'il a effectivement reçu grâce à la retraite flexible, alors que pour le premier quintile, ce ratio est proche de deux hommes sur cinq. Notre étude montre que ce phénomène précis a permis de diminuer quelque peu les inégalités économiques à la retraite.

Le Tableau 4 confirme le fait que les hommes du quintile inférieur ont une espérance de vie plus basse que la moyenne, mais il ne montre pas quels individus sont plus susceptibles de faire le choix de la retraite anticipée. Pour cela, une analyse statistique plus rigoureuse est nécessaire. Les résultats de cet examen sont reportés de façon simplifiée dans le Tableau 5.

Tableau 5: Caractéristiques qui influencent la retraite anticipée

	Hommes	Femmes
Avoir déjà reçu une autre rente avant l'âge de la retraite (rente AI, rente de survivant, rente complémentaire)	-	-
Appartenir à une cohorte plus jeune (pour les femmes: comparaison entre 1939 et 1940 uniquement)	+	-
Être marié(e)	-	+
Groupe de référence: appartenir au 1^{er} quintile		
Appartenir au 2 ^{ème} quintile	-	+
Appartenir au 3 ^{ème} quintile	-	+
Appartenir au 4 ^{ème} quintile	-	+
Appartenir au 5 ^{ème} quintile	-	-

Note: + signifie que la caractéristique augmente la probabilité que l'individu anticipe la perception de sa rente AVS; - signifie que la caractéristique diminue cette probabilité. Source: Propres estimations basées sur les données de la CdC et une régression logistique.

Il convient tout d'abord de noter qu'un nombre non négligeable d'individus reçoit déjà une autre rente du premier pilier, telle qu'une rente AI ou une rente de survivant, avant d'atteindre l'âge ordinaire de la retraite. Ces personnes ont peu d'incitations à demander un versement anticipé de leur rente de vieillesse. Nous remarquons également que le fait d'être marié diminue la probabilité que les hommes choisissent cette option, mais augmente cette probabilité pour les femmes. Cela pourrait indiquer que la rente de vieillesse du mari est plus importante et que les femmes ont plus de raisons d'anticiper la perception de leur rente. Dans notre échantillon d'intérêt, le taux d'anticipation des hommes a augmenté à travers le temps: de 3,8% pour la cohorte 1933, il est passé à 10,4% pour la cohorte 1940. Les femmes nées en 1940 ont cependant été moins nombreuses (16,0%) à demander une retraite anticipée que celles nées en 1939 (19,7%) qui ont été directement impactées par l'augmentation de l'âge de la retraite.

Ces statistiques descriptives sont intéressantes, mais ce que nous voulons vraiment savoir est si le taux d'anticipation est plus élevé parmi les individus des quintiles inférieurs. Si tel est le cas, alors un ajustement des taux de réduction permettrait de réduire une partie des inégalités causées par les écarts d'espérance de vie. Notre analyse révèle que pour les hommes, il existe clairement une relation négative entre revenus et taux d'anticipation. Pour des hommes qui diffèrent uniquement par leurs revenus, nous estimons que le fait d'être dans le cinquième quintile plutôt que dans le premier quintile diminue la probabilité de demander une retraite anticipée de près de 5 points de pourcentage, soit une diminution de près de 75% par rapport à la moyenne de notre échantillon qui se situe à environ 6,6%. Pour les femmes, la conclusion est légèrement différente. Il semble que ce sont celles du troisième quintile qui choisissent le plus souvent la retraite anticipée. Cependant, nous trouvons également que les femmes avec l'espérance de vie la plus élevée sont celles qui favorisent le moins cette option.

Pour les individus de notre échantillon, il faut finalement relever que le taux d'anticipation des femmes est bien plus élevé que celui des hommes. Ce constat s'explique sans aucun doute par le taux de réduction préférentiel dont bénéficiaient les femmes. Un rapport de 2014 de l'Office fédéral des assurances sociales souligne que le taux d'anticipation des femmes a chuté lorsque le prix de l'anticipation est passé de 3,4 % à 6,8 %. Il a alors plus ou moins rejoint le taux d'anticipation des hommes. Ce phénomène indique que les individus réagissent aux changements du taux de réduction. Comme nous venons de voir que les individus avec une espérance de vie plus faible sont déjà plus nombreux à demander une retraite anticipée, il est tout à fait possible qu'un ajustement du taux de réduction vers un niveau actuariellement juste pour la population en général permette de compenser une partie des inégalités liées aux écarts de mortalité.

Ajournement

Comme déjà mentionné, la possibilité d'ajourner le versement de la rente AVS est peu utilisée. En pratique, l'ajournement concerne moins de 1 % des retraités. Les estimations de l'Annexe 2 mettent en évidence une situation bien différente selon le sexe. Les taux légaux sont plus bas que les taux actuariellement justes pour les hommes : l'ajournement n'est pas attractif pour ceux-ci. Les taux légaux sont en revanche plus élevés que les taux actuariellement justes pour les femmes : l'ajournement est attractif pour toutes les femmes, peu importe dans quel quintile de revenus elles se trouvent. Même si les taux sont actuariellement justes pour la population en général, ils ne peuvent pas l'être pour chaque sexe en même temps. En effet, de par la loi, les taux sont identiques pour les hommes et pour les femmes. Comme ces dernières vivent en moyenne plus longtemps, elles peuvent maximiser leur patrimoine retraite en ajournant le versement de leur rente de vieillesse.

En résumé, pour les cohortes qui ont atteint l'âge de la retraite après la 10^{ème} réforme et qui sont nées en 1940 ou plus tôt, la stratégie qui maximisait le patrimoine retraite d'un individu consistait à :

- attendre l'âge de la retraite pour les hommes ;
- ajourner de cinq ans le versement de la rente AVS pour les femmes.

Notons que ces résultats ne dépendent pas du quintile de revenus. Cela aurait pu être le cas si le taux de réduction en cas d'anticipation avait été plus bas, ou si le taux d'augmentation en cas d'ajournement avait été plus haut pour les hommes ou plus bas pour les femmes. Les conclusions pourraient également être légèrement différentes en utilisant des taux d'intérêt différents de 2 %. Par exemple, avec un taux de 1 % qui met relativement plus de poids sur les prestations futures, l'ajournement devient attractif pour les hommes des deux quintiles supérieurs. Avec un taux de 3 %, l'ajournement n'est plus attractif pour les femmes des quintiles inférieurs. Dans ce cas, les femmes nées en 1939 et 1940 préfèrent l'anticipation au prix préférentiel de 3,4 %.

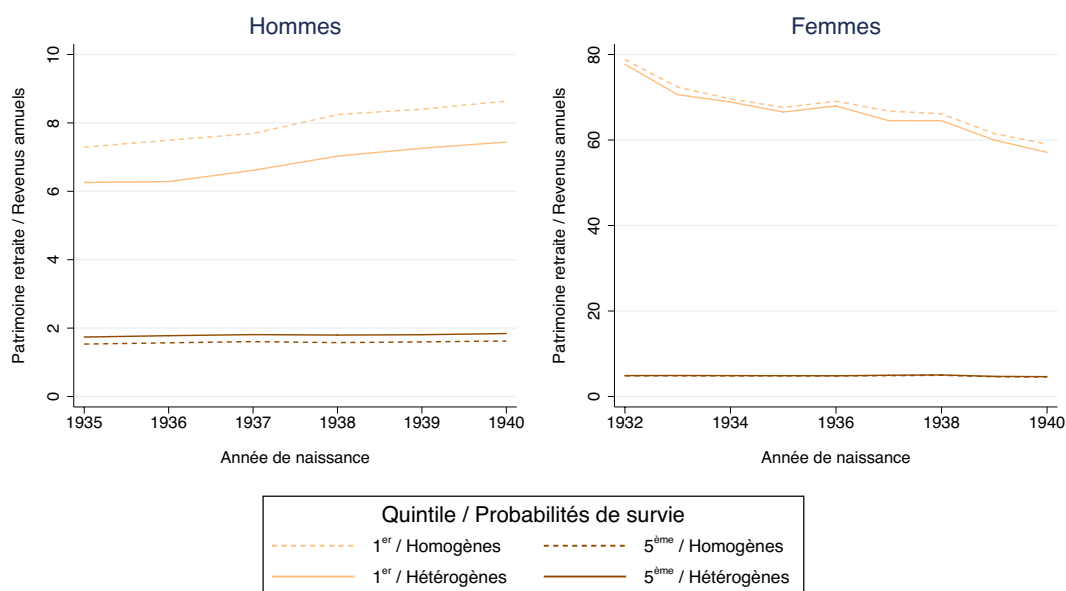
Dans le cas de l'ajournement de la perception de la rente AVS, l'analyse statistique révèle que cette solution est privilégiée par les hauts revenus. L'effet est particulièrement frappant pour le 1 % des individus avec les revenus les plus élevés. Ceux-ci sont beaucoup plus nombreux à choisir l'ajournement que tous les autres individus. Toutefois, même pour cette catégorie, la proportion de personnes qui ajournent ne dépasse guère 6 à 7 %. Il faut être conscient que même si en théorie cette stratégie permet dans certains cas de maximiser le patrimoine retraite, elle implique de ne pas percevoir de prestations de vieillesse pendant la période d'ajournement. En pratique, l'ajournement n'est donc intéressant que pour les individus qui continuent à toucher d'autres revenus après l'atteinte de l'âge ordinaire de la retraite. À l'origine, cette possibilité a d'ailleurs été introduite afin de permettre aux personnes qui continuent à travailler de réduire la perte de revenus qui survient à la fin de l'activité lucrative. Comme il est peu utilisé en pratique, l'ajournement a peu d'effet sur les inégalités économiques. Néanmoins, comme ce sont avant tout des personnes très riches qui choisissent cette option et que leur espérance de vie est plus élevée que la moyenne, nous pouvons en conclure que les inégalités sont légèrement accentuées par ce phénomène.

4. Discussion

Progressivité du système

Nous avons montré que prendre en compte le fait que les individus n'ont pas tous la même espérance de vie change sensiblement la distribution des richesses, en particulier pour les hommes. Nous ne concluons pas pour autant que le premier pilier n'est pas redistributif. Affirmer le contraire serait même complètement faux. Pour mesurer à quel point les éléments que nous avons mis en évidence réduisent la solidarité, nous pouvons raisonner en termes de progressivité du système. Pour une analyse détaillée, il faudrait disposer de l'historique entier des cotisations individuelles. Dans le contexte de cette étude, qui se concentre non pas sur les cotisations payées mais bien sur les prestations perçues, nous nous contentons de définir le système AVS comme étant progressif si le patrimoine retraite augmente moins que proportionnellement avec les revenus.⁷ Si tel est le cas, c'est qu'il existe un mécanisme de redistribution : une partie des cotisations AVS issues des revenus les plus élevés est utilisée pour financer les prestations de retraite des individus avec des revenus plus bas. Nous savons que le premier pilier suisse prévoit une telle redistribution via la formule utilisée pour déterminer le montant de la rente AVS. Néanmoins, comme nous le relevions en introduction, il est vrai que la solidarité serait plus élevée si les écarts d'espérance de vie systématiques n'existaient pas.

Figure 4: Patrimoine retraite moyen par rapport aux revenus moyens



Source : Propres estimations basées sur les données de la CdC.

La Figure 4 montre le patrimoine retraite moyen à 60 ans par rapport aux revenus annuels moyens entre 51 et 60 ans. Afin de rendre la comparaison à travers le temps plus pertinente et de tenir compte du fait que l'AVS est financée par répartition, les prestations et revenus sont convertis en valeurs réelles. Pour une question de lisibilité, seuls les ratios du premier et du cinquième quintile sont affichés. À nouveau, les traits pointillés repré-

⁷ Un système qui aurait les propriétés inverses serait défini comme régressif.

sentent les mesures basées sur l'hypothèse que tout le monde a la même espérance de vie, alors que les traits pleins tiennent compte des écarts de mortalité entre quintiles de revenus.

Pour les hommes, nous observons une tendance à la hausse du ratio, causée par l'allongement de l'espérance de vie. Pour les femmes, l'augmentation des revenus les plus bas liée à l'augmentation du taux de participation explique la tendance à la baisse pour le quintile inférieur. Le ratio reste bien plus bas pour les hommes que pour les femmes, du fait que ces dernières sont plus nombreuses à travailler à temps partiel et à toucher des salaires plus bas. Encore une fois, ce n'est pas tant l'évolution à travers le temps que l'impact des écarts d'espérance de vie qui nous intéresse. Si nous nous concentrons sur les bas revenus, la différence entre le ratio du patrimoine retraite moyen par rapport aux revenus moyens diminue d'environ 1,25 pour les hommes lorsque les écarts d'espérance de vie sont pris en compte et même d'un petit peu plus pour les femmes. Cette diminution signifie que ces individus recevraient des prestations de vieillesse supplémentaires s'ils vivaient aussi longtemps que la population en général. L'effet est large: le montant ainsi non versé équivaut à plus d'une année de revenus. A contrario, les personnes avec des hauts revenus reçoivent des prestations supplémentaires simplement parce qu'elles vivent plus longtemps. Par rapport à leurs revenus, l'effet est plus petit parce que, par définition, leurs revenus sont élevés.

La Figure 4 suggère donc à nouveau que l'impact des écarts d'espérance de vie ne doit pas être négligé. Comme nous l'avons déjà relevé, ceux-ci diminuent le patrimoine retraite des individus du quintile inférieur d'une quinzaine de pourcents. Pour autant, ce graphique montre clairement que l'AVS demeure un système progressif et donc redistributif, même en tenant compte de l'hétérogénéité de la mortalité. Pour les hommes, par exemple, nos estimations soulignent que le quintile inférieur peut s'attendre à recevoir des prestations de retraite en moyenne 6 à 8 fois plus élevées que ses revenus annuels moyens entre 51 et 60 ans, alors que le ratio s'élève à un peu moins de 2 pour le quintile supérieur.

Implications de nos résultats

A. Au niveau du deuxième pilier

Notre étude met en évidence un élément rarement pris en considération dans l'analyse des richesses: l'espérance de vie. Celle-ci joue pourtant un rôle central dans la détermination d'un patrimoine basé sur une rente à vie. Elle impacte donc clairement le patrimoine AVS, mais également le patrimoine retraite de la prévoyance professionnelle pour toutes les personnes qui ne prélèvent pas leur deuxième pilier sous forme de capital. Nos résultats principaux sont basés sur la relation entre revenus et mortalité. Celle-ci ne dépend pas du système de retraite considéré. Il est donc tout à fait pertinent de faire un parallèle avec le deuxième pilier. Les conclusions restent les mêmes. Comme les individus avec des revenus plus bas décèdent en moyenne plus tôt que ceux avec des revenus plus élevés, ils perçoivent leur rente pendant moins d'années. Dans ce cas, les implications en termes de redistribution sont quelque peu différentes. Contrairement à celui du système AVS, le mandat constitutionnel de la prévoyance professionnelle n'est pas basé sur un principe de solidarité. Il vise plutôt à permettre à l'assuré «de maintenir de manière appropriée son niveau de vie antérieur».⁸ Dans le deuxième pilier, les écarts de mortalité ne viennent donc pas réduire une redistribution souhaitée, mais ils créent plutôt des effets redistributifs non souhaités qui avantagent les personnes plus aisées qui vivent plus longtemps. De manière générale, nous pouvons ainsi dire que la perception du capital du deuxième pilier sous forme de rente est relativement plus attractive pour les individus des quintiles supérieurs parce que leur espérance de vie est relativement plus élevée. Bien évidemment, cette affirmation simpliste se base uniquement sur l'espérance de vie et ne tient pas compte des considérations liées à la fiscalité, au taux de conversion du capital en rente ou au fait de savoir si la caisse de pension en question adapte de manière précise les tables de mortalité qu'elle utilise pour les ajuster à la population assurée. Cette affirmation rappelle toutefois que les individus ne sont pas égaux face à la mort et que ces différences, qui peuvent être prédites *ex ante* par les revenus, créent des inégalités économiques à la retraite.

⁸ Art. 113 al. 2 de la Constitution fédérale.

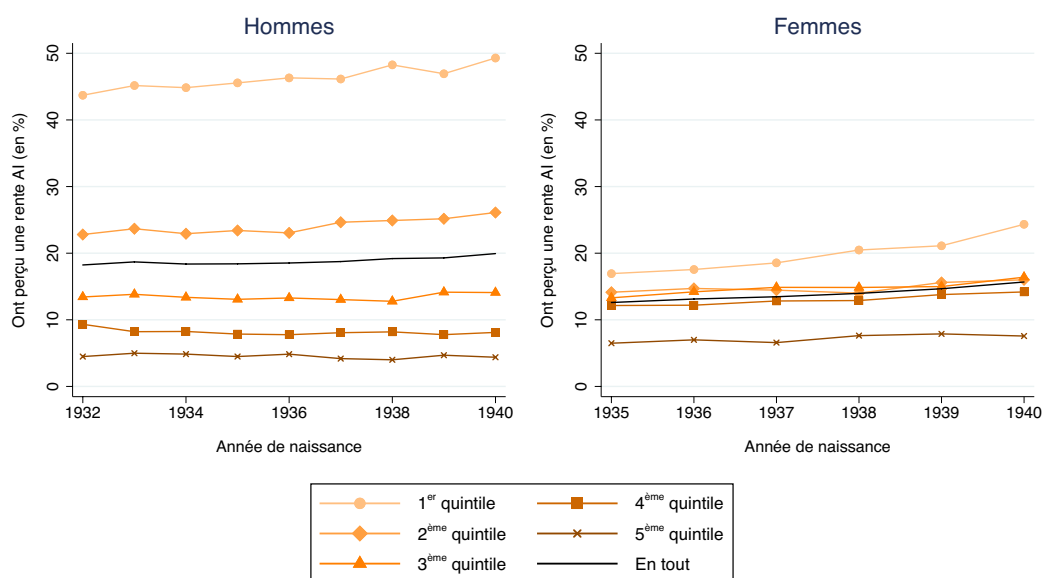
Notons que notre analyse se concentre sur la distribution du patrimoine retraite d'un point de vue des assurés exclusivement. En ce sens, elle ne tient pas compte d'éventuelles conséquences financières pour le système. Par exemple, dans le cas de la retraite flexible, un taux actuariellement juste pour la population en général permettrait aux individus de maximiser leur patrimoine retraite en fonction de leur espérance de vie. Si tous les assurés pouvaient augmenter le montant des prestations qu'ils perçoivent en sélectionnant de manière optimale le *timing* auquel ils demandent le versement de leur rente, les finances de l'AVS seraient encore plus mises sous pression. C'est notamment pour cette raison que, selon la législation actuellement en vigueur, le taux de réduction en cas d'anticipation tient compte du fait que les personnes qui anticipent la perception de leur rente cotisent généralement moins à l'AVS. Pour le premier pilier, qui couvre en théorie toute la population suisse, les implications financières sont plus simples à envisager que pour le deuxième pilier. Les caisses de pension du deuxième pilier ne couvrent en effet qu'un sous-ensemble de la population. Les caractéristiques socio-démographiques des assurés peuvent ainsi sensiblement varier d'une caisse à l'autre. Notre étude suggère que les caisses qui couvrent des salariés qui gagnent en général bien plus que l'individu moyen pourraient faire face à une charge financière supplémentaire, justement parce que ces salariés vivent en général plus longtemps que l'individu moyen. En ce sens, il y a une justification pour que les caisses de pension ajustent leur taux de conversion aux revenus de la population qu'ils couvrent. Alors que le taux de conversion pour les prestations obligatoires selon la loi sur la prévoyance professionnelle est fixé par le Conseil fédéral, les caisses qui offrent des prestations additionnelles peuvent adapter leur taux de conversion applicable à la partie surobligatoire. D'après nos résultats, cet ajustement devrait notamment dépendre du quintile de revenus puisque celui-ci prédit l'espérance de vie.

B. Au niveau de l'état de santé et des politiques publiques

Comme nous le relevions au début de cette étude, la relation entre revenus et espérance de vie est susceptible d'être influencée par l'état de santé des individus : nous pouvons nous attendre à ce que les personnes malades gagnent moins d'argent et vivent moins longtemps. Savoir si c'est plutôt le niveau de vie qui impacte la santé ou la santé qui impacte le niveau de vie est un éternel débat auxquels de nombreux économistes se sont intéressés. Il est probable que la causalité existe dans les deux sens, en tout cas dans une certaine mesure. Le but de notre étude n'est certainement pas de clore ce débat. En réalité, peu nous importe de comprendre les mécanismes exacts qui causent la mort d'un individu. Nous avons montré que la relation positive entre revenus avant la retraite et espérance de vie après 60 ans est systématique. Par conséquent, ce gradient affecte la distribution du patrimoine retraite et réduit la solidarité dans le premier pilier.

Nos conclusions sont valides pour le patrimoine AVS. Toutefois, si le rôle de l'état de santé est prépondérant, alors l'importance de l'assurance-invalidité se doit d'être mise en évidence. Avant l'âge de la retraite, c'est en effet l'AI qui a la mission d'atténuer les inégalités économiques liées à des aléas de santé qui causent une incapacité de travail. Si les individus des quintiles inférieurs ont une probabilité plus élevée de recevoir une rente AI, alors les inégalités évoquées ci-dessus sont réduites. La Figure 5 montre la proportion d'hommes et de femmes qui ont perçu une rente AI avant d'atteindre l'âge ordinaire de la retraite. De manière générale, les femmes sont moins nombreuses à être dans ce cas. Très clairement, la proportion est influencée par le quintile. Les hommes du premier quintile ont pratiquement 10 fois plus de chances d'avoir perçu une rente AI que les hommes du cinquième quintile. À nouveau, la relation est moins forte pour les femmes, ce qui confirme notre intuition que les revenus moyens d'une femme reflètent imparfaitement son statut socio-économique et son état de santé.

Figure 5: Individus qui ont perçu une rente AI avant la retraite (en %)



Source : Propres estimations basées sur les données de la CdC.

Nous nous sommes concentrés sur les inégalités à la retraite. Si l'on considérait les prestations du premier pilier perçues tout au long de la vie d'un individu, il faudrait également tenir compte des rentes AI, voire même des allocations pour perte de gain et autres allocations pour impotent. La Figure 5 montre clairement que même si les travailleurs avec des faibles revenus perçoivent leur rente AVS pendant moins longtemps, ils reçoivent en moyenne plus de prestations de l'AI que les travailleurs avec des revenus plus élevés. Mesurer l'impact des écarts de mortalité sur le patrimoine du premier pilier en incluant les rentes AI serait une extension intéressante, mais cette analyse dépasse le cadre de notre étude. Relevons enfin que même si les systèmes AVS et AI sont intimement liés, les assurés paient des cotisations indépendantes pour chaque type d'assurance. Notre analyse sur la progressivité de l'AVS n'est donc pas impactée par ces considérations.

Les questions soulevées en termes de politiques publiques sont nombreuses, mais les réponses dépendent de l'interprétation qui est faite de nos résultats. Par exemple, faut-il considérer que le système de retraite doit tenir compte des écarts d'espérance de vie? Si oui, faut-il intégrer ce paramètre dans la formule qui détermine le montant de la rente de vieillesse? Ou, au contraire, faut-il considérer que le rôle de l'AVS est uniquement d'assurer les besoins vitaux des retraités et que c'est à l'AI de compenser les conséquences économiques négatives d'un mauvais état de santé? Pour répondre à ces questions, peut-être est-il nécessaire de mieux comprendre le lien de causalité entre niveau de vie et santé. Si ce sont vraiment les difficultés économiques qui causent une espérance de vie plus faible à la retraite, alors il est possible d'argumenter que le système économique est responsable de ces différences et que des mesures politiques se justifient. Si, au contraire, l'état de santé est aléatoire mais cause des difficultés économiques, alors l'AVS remplit son rôle d'assurance et une intervention étatique supplémentaire se justifie moins.

Conclusion

Cette étude démontre comment les écarts de mortalité affectent le patrimoine retraite des Suisses. Du point de vue théorique, c'est bien parce que ces écarts d'espérance de vie peuvent être prédits qu'ils sont problématiques. Si les revenus n'étaient pas positivement corrélés au nombre d'années passés à la retraite, le fait que les personnes qui décèdent plus tardivement perçoivent plus de prestations serait justifié par le principe même de l'assurance-vie.

Au terme de cette étude, nous pouvons résumer les principales conclusions en 6 points.

1. L'espérance de vie à 60 ans est plus basse pour les assurés qui touchent des revenus plus bas entre 51 et 60 ans.
2. Les écarts d'espérance de vie peuvent atteindre 6 ans pour les hommes, alors qu'ils sont moins marqués pour les femmes.
3. L'augmentation générale de l'espérance de vie a permis d'atténuer en partie les inégalités économiques à la retraite.
4. Si les personnes avec des bas revenus vivaient aussi longtemps que la population en général, elles recevraient plusieurs dizaines de milliers de francs de prestations AVS supplémentaires.
5. Le taux de réduction en cas d'anticipation du versement de la rente AVS, fixé à 6,8% par année, peut être considéré comme trop élevé. Avec un taux actuariellement juste, la retraite anticipée pourrait théoriquement réduire les inégalités évoquées ci-dessus.
6. Nos recherches soulèvent des questions au niveau du deuxième pilier et des politiques publiques, mais les réponses à apporter dépendent de l'interprétation qui est faite de nos estimations.

Nous avons ainsi calculé, par exemple, que le patrimoine retraite AVS des hommes avec des bas revenus serait 15 à 20% plus élevé si leur espérance de vie était la même que celle de la population en général. Pour les hommes nés en 1940, la perte équivaut à CHF 38'000. En ce sens, la solidarité est réduite. Nous avons également expliqué que les inégalités économiques dues aux écarts d'espérance de vie sont restées relativement stables dans le temps. Enfin, comme l'espérance de vie s'est allongée à travers le temps même pour les personnes avec des bas revenus, de moins en moins d'individus meurent juste avant ou juste après la retraite. De ce fait, de plus en plus de retraités perçoivent des prestations AVS pendant au moins quelques années.

Nos résultats se veulent des bases de réflexion sur les différentes formes d'inégalités aux âges avancés. Ils pourraient être complétés par des analyses plus poussées pour mieux comprendre le rôle de l'état de santé. Un examen au niveau du ménage pourrait par ailleurs mettre en lumière des effets inexistantes au niveau individuel. Au final et à notre connaissance, cette étude reste néanmoins la première à révéler l'influence significative des écarts d'espérance de vie sur le patrimoine retraite des Suisses.

Annexes

Annexe 1 : Informations supplémentaires sur la méthodologie

A. Écarts d'espérance de vie

Comme modèle de mortalité, nous suivons Waldron (2007) et utilisons une régression logistique en temps discret. La variable dépendante y est un indicateur égal à 0 lorsque l'individu est en vie et à 1 à l'âge auquel l'individu décède. Nous cherchons donc à modéliser la probabilité que $y = 1$, à savoir la probabilité de mourir à un âge x donné : $P(y = 1) = P(\text{mourir}_x | \text{vivant à l'âge } x)$. Comme variables explicatives, nous retenons l'âge, l'année de naissance, le quintile de revenus ainsi que des interactions linéaires entre ces variables. Les personnes du premier quintile servent de groupe de référence. Pour l'individu i , le rapport des chances ou *odds ratio* à l'âge x est défini par la forme logarithmique suivante :

$$\log \frac{P(\text{mourir}_{ix} | \text{vivant à l'âge } x)}{1 - P(\text{mourir}_{ix} | \text{vivant à l'âge } x)} = \beta_0 + \sum_{q=2}^5 \beta_q Q_{qi} + \sum_{q=2}^5 \beta_{q,a} Q_{qi} * \text{année de naissance}_i$$

$$+ \sum_{q=2}^5 \beta_{q,x} Q_{qi} * x + \beta_a \text{année de naissance}_i + \sum_{p=1}^4 \beta_{x^p} x^p + \beta_{a,x} \text{année de naissance}_i * x$$

Dans ce modèle, Q_{qi} est une variable binaire indiquant si l'individu i appartient au quintile q et x est l'âge pour lequel nous estimons un effet non linéaire d'ordre 4. Les coefficients β_q, β_a et β_{x^p} correspondent respectivement à l'effet du quintile, de l'année de naissance et de l'âge sur le taux de mortalité, alors que les coefficients $\beta_{q,a}, \beta_{q,x}$ et $\beta_{a,x}$ correspondent aux effets des interactions entre ces variables. Les paramètres β sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance, puis ils servent à projeter les quotients de mortalité. Les coefficients $\beta_{q,a}$ sont tous négatifs, alors que les coefficients $\beta_{q,x}$ sont positifs. Comme discuté dans la partie de cette étude consacrée aux résultats, ces estimations impliquent un accroissement des écarts de mortalité par année de naissance, mais une diminution des écarts avec l'âge.

Comme il n'est pas possible d'observer empiriquement les écarts de mortalité après l'âge de 94 ans, nous n'utilisons pas ce modèle pour prédire les taux de mortalité au-delà de cet âge. À la place, nous décidons d'augmenter les quotients de mortalité avec le taux de croissance des quotients publiés par l'Office fédéral de la statistique (OFS). Cette stratégie est résumée dans le tableau ci-dessous.

Tableau A.1 : Âges pour lesquels les taux de mortalité sont observés ou projetés

Année de naissance	Taux observés	Âges avec des taux projetés	
		Avec notre modèle	Avec les taux de l'OFS
1925	60 – 94	-	95 – 119
1926	60 – 93	94	95 – 119
...			
1940	60 – 79	80 – 94	95 – 119

B. Patrimoine retraite

Pour déterminer le patrimoine retraite d'un individu, nous nous plaçons tout d'abord à l'âge R . Dans l'équation (1), le seul élément qui n'a pas encore été clairement défini est le montant de la prestation annuelle perçue à l'âge $R+k$, à savoir P_{R+k} . Le registre des rentes nous fournit la prestation mensuelle observée au 31 décembre de chaque année. Toutefois, nous n'observons pas les prestations versées avant 1995 ou après 2019, ni celles qui auraient été versées si l'individu n'était pas décédé. Afin de rendre les comparaisons entre individus aussi pertinentes que possible, nous décidons de garder uniquement le premier montant observé. De cette façon, les changements ultérieurs dus principalement à des modifications de l'état civil ne sont pas pris en compte et la méthodologie utilisée est identique pour tous les assurés. Il faut donc relever que nos estimations sont basées sur un modèle et ne reflètent pas exactement la réalité. Plus précisément, elles semblent sous-estimer les avoirs de retraite des femmes. En effet, ces dernières vivent souvent plus longtemps que leur mari et profitent donc, aux âges plus avancés, d'un supplément de veuvage ou d'une rente de veuve. Au contraire, le patrimoine retraite des hommes est en général surestimé. Si ceux-ci atteignent l'âge de la retraite avant leur femme, ils ont de bonnes chances de subir une baisse de rente lorsque leur femme prend également sa retraite à cause du plafonnement des rentes et du *splitting*, les revenus du mari étant souvent supérieurs à ceux de la femme. Il serait possible de garder tous les montants observés afin d'obtenir une seconde mesure plus réaliste du patrimoine retraite. Malheureusement, une telle mesure rendrait l'interprétation des résultats bien plus compliquée puisque de nombreux effets seraient mélangés. De plus, parce que les changements décrits ci-dessus seraient pris en compte uniquement pour les personnes qui ont vécu suffisamment longtemps, la comparaison entre retraités serait biaisée. Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous avons refait toutes nos estimations avec cette seconde mesure. Les résultats changent dans le sens auquel nous nous attendions : le patrimoine retraite diminue pour les hommes et augmente pour les femmes. Toutefois, utiliser l'une ou l'autre mesure n'impacte que très faiblement nos différentes mesures de l'effet des écarts d'espérance de vie. Pour cette raison, nous reportons uniquement les résultats obtenus avec la première mesure, qui est plus appropriée pour étudier le gradient socio-économique.

Pour estimer le patrimoine retraite, il est nécessaire d'imputer les montants manquants. Pour ce faire, nous utilisons les taux de croissance des rentes AVS. Après 2020, nous choisissons un taux de croissance bisannuel de 1 %. Nous faisons ensuite l'hypothèse que la prestation mensuelle imputée ou observée au 31 décembre de l'année N s'applique pour toute l'année N . Prenons l'exemple d'une personne née en avril. À l'âge $R+k$, cette personne reçoit donc 8 fois la prestation observée en N (entre mai et décembre) et 4 fois celle observée en $N+1$ (entre janvier et avril de l'année suivante). De manière plus générale, si m correspond au mois de naissance du retraité et $P^{déc}$ à la prestation mensuelle en décembre, nous définissons la prestation annuelle comme suit :

$$P_{R+k} = (12 - m)P_{R+k}^{déc} + mP_{R+k+1}^{déc}$$

Il reste ensuite à poser $x = R$ dans l'équation (1) et à utiliser l'équation (2) pour finalement obtenir le patrimoine retraite à 60 ans. Pour être exhaustif, il convient enfin de relever que quelques ajustements ont été réalisés pour tenir compte de l'évolution de la législation et des particularités liées à l'ajournement de la perception de la rente AVS.

Annexe 2 : Taux actuariellement justes en cas de retraite flexible

A. Estimations en cas d'anticipation de la perception de la rente

Soit $\alpha_{n,AOR}$ le taux de réduction pour un individu qui commence à percevoir sa rente AVS n année(s) avant d'atteindre l'âge ordinaire de la retraite (AOR). La première prestation est donc donnée par $(1 - \alpha_{n,AOR}) P_{AOR-n}$. Si l'individu n'anticipe pas, il perçoit sa première prestation à l'âge AOR seulement, mais celle-ci n'est pas réduite et se monte à $\prod_{j=1}^n (1+r_{AOR-n+j}) P_{AOR-n}$, où $r_{AOR-n+j}$ est le taux de croissance des rentes AVS lorsque l'âge de l'individu est égal à $AOR-n+j$.⁹

Dans le cadre de cette étude, le taux de réduction actuariellement juste est défini comme celui qui implique le même patrimoine retraite à l'âge $AOR-n$, que la rente soit anticipée (P_{RAOR-n}) ou non (${}_nPR_{AOR-n}$). Ce taux ne tient pas compte des cotisations payées. Or, bien que la loi ne l'y oblige pas, une personne qui prend sa retraite anticipée arrête en général de travailler et paie ainsi des cotisations plus basses jusqu'à l'âge ordinaire de la retraite. En pratique, le taux de réduction tient compte de cet effet. Comme notre étude se concentre sur les prestations reçues, nous décidons toutefois d'omettre cette considération et calculons les taux qui égalisent le patrimoine retraite à l'âge $AOR-n$:

$$PR_{AOR-n} = \underbrace{\sum_{k=0}^{119-(AOR-n)} \frac{\prod_{j=1}^k (1+r_{AOR-n+j})}{(1+i)^k} k P_{AOR-n}}_{\ddot{a}_{AOR-n}^r} (1 - \alpha_{n,AOR}) P_{AOR-n}$$

$${}_nPR_{AOR-n} = \underbrace{\sum_{k=n}^{119-(AOR-n)} \frac{\prod_{j=1}^k (1+r_{AOR-n+j})}{(1+i)^k} k P_{AOR-n}}_{{}_n\ddot{a}_{AOR-n}^r} P_{AOR-n}$$

$$\Rightarrow \alpha_{n,AOR}^{juste} = 1 - \frac{{}_n\ddot{a}_{AOR-n}^r}{\ddot{a}_{AOR-n}^r}$$

Les taux calculés pour les hommes et les femmes qui ont pu anticiper la perception de leur rente AVS sont reportés dans le tableau ci-après.

⁹ Formellement, dans cette annexe, nous considérons des individus qui prennent leur retraite en janvier, c'est-à-dire ceux nés en décembre. $r_{AOR-n+j}$ est le taux de croissance lorsque l'âge de l'individu est égal à $AOR-n+j$ en janvier. Les résultats reportés dans les tableaux supposent que $i = 2\%$.

Tableau A.2: Taux de réduction actuariellement justes $a_{n,AOR}^{juste}$

	Quintile de revenus					Mortalité homogène	Taux légal
	1	2	3	4	5		
Hommes qui anticipent d'une année							
1933	6,3	5,9	5,6	5,3	5,1	5,6	6,8
1934	6,3	5,9	5,6	5,2	4,9	5,5	6,8
1935	6,1	5,8	5,5	5,2	4,9	5,5	6,8
1936	6,2	5,7	5,4	5,1	4,8	5,4	6,8
1937	6,1	5,7	5,4	5,2	4,9	5,4	6,8
1938	6,1	5,7	5,4	5,1	4,8	5,4	6,8
1939	6,1	5,7	5,5	5,1	4,9	5,4	6,8
1940	6,0	5,7	5,4	5,1	4,8	5,4	6,8
Hommes qui anticipent de deux ans							
1938	11,6	10,9	10,4	9,8	9,3	10,3	13,6
1939	11,5	10,8	10,4	9,8	9,3	10,3	13,6
1940	11,6	10,9	10,3	9,9	9,3	10,3	13,6
Femmes qui anticipent d'une année							
1939	4,5	4,5	4,4	4,4	4,4	4,4	3,4
1940	4,5	4,4	4,4	4,4	4,3	4,4	3,4

Source : Propres estimations basées sur les données de la CdC.

B. Estimations en cas d'ajournement de la perception de la rente

Le raisonnement est similaire en cas d'ajournement. Dans ce cas, nous comparons le patrimoine retraite à l'âge ordinaire de la retraite sans ajournement (PR_{AOR}) avec le patrimoine retraite, toujours exprimé à l'âge de la retraite, en cas d'ajournement de n année(s) (${}_nPR_{AOR}$). Nous appelons $\beta_{n,AOR}$ le taux d'augmentation. Notons que, tout comme pour l'anticipation, le taux actuariellement juste dépend uniquement des taux de croissance, du taux d'intérêt et des probabilités de survie, mais pas du montant initial de la rente.

$$\begin{aligned}
 {}_nPR_{AOR} &= \underbrace{\sum_{k=n}^{119-AOR} \frac{\prod_{j=1}^k (1+r_{AOR+j})}{(1+i)^k} k p_{AOR}}_{{}_n\ddot{a}_{AOR}^r} (1+\beta_{n,AOR}) P_{AOR} \\
 PR_{AOR} &= \underbrace{\sum_{k=0}^{119-AOR} \frac{\prod_{j=1}^k (1+r_{AOR+j})}{(1+i)^k} k p_{AOR}}_{\ddot{a}_{AOR}^r} P_{AOR} \\
 \Rightarrow \beta_{n,AOR}^{juste} &= \frac{\ddot{a}_{AOR}^r}{{}_n\ddot{a}_{AOR}^r} - 1
 \end{aligned}$$

Les taux calculés pour les hommes et les femmes qui ont atteint l'âge ordinaire de la retraite en 1997 (entrée en vigueur de la 10^{ème} révision de l'AVS) ainsi que pour ceux nés en 1940 sont reportés dans le tableau ci-dessous.

Tableau A.3: Taux d'augmentation actuariellement justes $\beta_{n,AOR}^{juste}$

	Années d'ajournement	Quintile de revenus					Mortalité homogène	Taux légal
		1	2	3	4	5		
Hommes								
1932	1	7,1	6,5	6,2	5,8	5,5	6,2	5,2
1940	1	6,8	6,3	6,0	5,7	5,3	5,9	5,2
1932	2	15,0	13,7	13,0	12,2	11,4	12,9	10,8
1940	2	14,2	13,2	12,4	11,8	11,0	12,4	10,8
1932	3	23,8	21,7	20,6	19,3	18,0	20,4	17,1
1940	3	22,6	21,0	19,8	18,7	17,4	19,7	17,1
1932	4	33,4	30,5	28,9	27,0	25,2	28,6	24,0
1940	4	31,9	29,7	27,8	26,3	24,4	27,8	24,0
1932	5	44,5	40,5	38,3	35,7	33,2	37,9	31,5
1940	5	42,6	39,6	37,0	34,9	32,4	36,9	31,5
Femmes								
1935	1	4,8	4,7	4,7	4,8	4,7	4,7	5,2
1940	1	5,0	4,8	4,8	4,8	4,7	4,8	5,2
1935	2	9,9	9,7	9,7	9,8	9,6	9,8	10,8
1940	2	10,3	10,0	9,9	10,0	9,8	10,0	10,8
1935	3	15,5	15,2	15,1	15,4	15,0	15,2	17,1
1940	3	16,2	15,7	15,5	15,6	15,4	15,7	17,1
1935	4	21,4	21,1	20,9	21,3	20,9	21,1	24,0
1940	4	22,5	21,8	21,6	21,8	21,4	21,8	24,0
1935	5	28,0	27,6	27,3	27,9	27,3	27,6	31,5
1940	5	29,5	28,6	28,3	28,6	28,0	28,6	31,5

Source : Propres estimations basées sur les données de la CdC.

Remerciements

Je souhaite remercier toutes les personnes qui m'ont apporté leur aide durant la réalisation de cette étude. En particulier, je remercie MM. Rafael Lalive et Fabrizio Colella, ainsi que Mmes Anca Jijiie et Ursina Kuhn de l'Université de Lausanne pour leurs commentaires et autres suggestions. Je suis également reconnaissant envers la Centrale de compensation qui m'a permis d'obtenir les données nécessaires à la réalisation de cette étude. Enfin, je veux remercier tous les membres du groupe de travail du Think Tank 2020 organisé par Cronos Finance pour leur précieux soutien: Mmes Séverine Arnold, Corinne Bettens, Rim El Bernoussi et Birgit Moreillon, ainsi que MM. Michael Bolt, Yves Cuendet, Jeremy Dyens, Dominique Favre, Nils Gindrat, Jacques-André Monnier, Eric Niederhauser, Pascal Renfer, Gérard Séchaud et Joël Wagner.

Sources

- Auerbach, A. J., Charles, K. K., Coile, C. C., Gale, W., Goldman, D., Lee, R., Lucas, C. M., Orszag, P. R., Sheiner, L. M., Tysinger, B., et al. (2017) – «How the growing gap in life expectancy may affect retirement benefits and reforms.» *The Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice*, 42(3):475–499.
- Bell, F. C. and Miller, M. L. (2005) – «Life tables for the United States social security area» 1900-2100. Actuarial Study No. 120 – «Social Security Administration, Office of the Chief Actuary.»
- Credit Suisse (2019) – «Baromètre des préoccupations 2019» – Bulletin magazine, 2019(4):55–71.
- Feldstein, M. (1976) – «Social security and the distribution of wealth.» – *Journal of the American Statistical Association* 71(356):800–807.
- Föllmi, R. and Martínez, I. Z. (2017) – «Volatile top income shares in Switzerland? Reassessing the evolution between 1981 and 2010.» – *Review of Economics and Statistics*, 99(5):793–809.
- Haan, P., Kemptner, D., and Lüthen, H. (2017) – «The rising longevity gap by lifetime earnings: Distributional implications for the pension system.» – IZA Discussion Papers 11121. Institute of Labor Economics (IZA).
- Kuhn, U. (2020) – «Augmented wealth in Switzerland: the influence of pension wealth on wealth inequality.» Pas encore publié.
- Méry, J. (2014) – «Anticipation de la rente à l'assurance vieillesse (AV).» – Rapport technique, Office fédéral des assurances sociales (OFAS).
- Piketty, T. (2013) – «Le capital au XXI^e siècle.» Seuil.
- Piketty, T. (2019) – «Capital et idéologie.» Seuil.
- Sommer, M.-C. and Polanco Schäfer, M. (2016) – «Taux actuariels pour l'anticipation et l'ajournement de la rente vieillesse.» *Sécurité sociale CHSS*, 2016(4):55–57.
- Waldron, H. (2007) – «Trends in mortality differentials and life expectancy for male social security-covered workers, by socioeconomic status.» – *Social Security Bulletin*, 67(3):1–28.
- Whitehouse, E. and Zaidi, A. (2008) – «Socio-economic differences in mortality: implications for pensions policy.» – OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 71.

