

## Discriminations selon l'âge

Revue de littérature et effet de l'âge  
sur les conditions d'emploi et de salaire  
à partir de l'enquête Emploi

Léa Flamand  
Christel Gilles  
Alain Trannoy



**FRANCE STRATÉGIE**  
ÉVALUER. ANTICIPER. DÉBATTRE. PROPOSER.



## Sommaire

|                                                                                                                                |           |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| <b>Résumé .....</b>                                                                                                            | <b>3</b>  |
| <b>Introduction .....</b>                                                                                                      | <b>5</b>  |
| Contexte et enjeux.....                                                                                                        | 5         |
| Démarche et plan .....                                                                                                         | 7         |
| Résultat majeur.....                                                                                                           | 8         |
| Synthèse des résultats empiriques concernant l'emploi et les salaires des seniors à partir de l'enquête Emploi de l'Insee..... | 9         |
| <b>1. Droits de la non-discrimination et situation des seniors sur le marché du travail ....</b>                               | <b>11</b> |
| 1.1 L'état du droit anti-discrimination selon l'âge.....                                                                       | 11        |
| 1.2 Situation des seniors sur le marché du travail .....                                                                       | 19        |
| <b>2. Revue des travaux théoriques et empiriques .....</b>                                                                     | <b>22</b> |
| 2.1 Rappel des théories et mesures de la discrimination .....                                                                  | 22        |
| 2.1.1 Discrimination par goût versus discrimination statistique.....                                                           | 22        |
| 2.1.2 Un traitement mathématique unifié .....                                                                                  | 23        |
| 2.1.3 Mesures usuelles des discriminations sur le marché du travail .....                                                      | 23        |
| 2.2 Résultats et discussion des travaux empiriques des discriminations selon l'âge .....                                       | 26        |
| 2.2.1 Évaluations indirectes.....                                                                                              | 26        |
| 2.2.2 Études de correspondance .....                                                                                           | 28        |
| 2.2.3 Discriminations ressenties.....                                                                                          | 30        |
| <b>3. Revue des travaux sur le lien salaire-âge-productivité .....</b>                                                         | <b>32</b> |
| 3.1 Modèles théoriques de l'évolution des salaires et de la productivité .....                                                 | 34        |
| 3.2 Productivité individuelle .....                                                                                            | 36        |
| 3.3 Productivité moyenne de groupes homogènes .....                                                                            | 37        |
| 3.4 Les profils âge-salaire.....                                                                                               | 40        |
| <b>4. Étude économétrique du profil salarial par âge et de son évolution .....</b>                                             | <b>44</b> |
| 4.1 Présentation de la démarche, des données et des cohortes construites par pseudo-panel.....                                 | 44        |
| 4.1.1 De la détection de la discrimination à l'étude du profil salarial par âge .....                                          | 44        |
| 4.1.2 Les difficultés méthodologiques et statistiques .....                                                                    | 45        |
| 4.1.3 Source des données utilisées et variables de salaires .....                                                              | 46        |

|                                                                                                                                     |            |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------|
| 4.1.4 La construction des cohortes quinquennales par la méthode des pseudo-panels .....                                             | 48         |
| 4.1.5 Les étapes de la démarche .....                                                                                               | 50         |
| 4.2 Première approche par des équations lissées.....                                                                                | 51         |
| 4.2.1 Méthode et résultats .....                                                                                                    | 51         |
| 4.3 Décomposition à la Deaton (1997) .....                                                                                          | 58         |
| 4.3.1 Le modèle de Deaton (1997) et Deaton et Paxson (1994) .....                                                                   | 58         |
| 4.3.2 Résultats : effets âge, période, générations.....                                                                             | 60         |
| 4.4 Test de la stationnarité de la relation âge-salaire avec le salaire relatif .....                                               | 65         |
| 4.4.1 Évolution de la place de chaque catégorie d'âge dans la hiérarchie des salaires.....                                          | 65         |
| 4.4.2 Décomposition avec le salaire relatif.....                                                                                    | 69         |
| 4.5 Modèles avec effets de sélection.....                                                                                           | 72         |
| 4.5.1 Phénomène de sélection dans l'emploi.....                                                                                     | 72         |
| 4.5.2 Modèles .....                                                                                                                 | 75         |
| 4.5.3 Résultats.....                                                                                                                | 78         |
| <b>Conclusion.....</b>                                                                                                              | <b>85</b>  |
| <b>Bibliographie .....</b>                                                                                                          | <b>87</b>  |
| <b>Annexe 1 – Instruments de lutte contre les discriminations dans l'entreprise<br/>en France .....</b>                             | <b>98</b>  |
| <b>Annexe 2 – Indicateurs d'emploi et de chômage dans les principaux pays de l'UE,<br/>aux États-Unis et au Japon en 2016 .....</b> | <b>101</b> |
| <b>Annexe 3 (a) – Revue de littérature, tableaux synoptiques.....</b>                                                               | <b>102</b> |
| <b>Annexe 3 (b) – Revue de littérature sur le lien entre diversité et performance des<br/>entreprises.....</b>                      | <b>106</b> |
| <b>Annexe 4 – Méthode – Modèles et économétrie de la partie 4.....</b>                                                              | <b>109</b> |
| <b>Annexe 5 – Résultats additionnels de la partie 4.....</b>                                                                        | <b>115</b> |

## Résumé

Dans un contexte pourtant marqué par le vieillissement de la population et le ralentissement des gains de productivité, la question de l'emploi des « seniors » a été peu présente en France depuis la crise dans les débats de politique économique et souvent abordée sous l'angle des politiques d'offre. La réforme des retraites en cours a toutefois réactivé l'intérêt pour cette thématique. Ce document de travail traite plusieurs questions : quels sont les fondements et les pratiques du droit anti-discrimination selon l'âge ? Que nous apprennent les travaux existants sur les discriminations selon l'âge ? Le rendement de l'expérience a-t-il évolué au fil des générations ? L'augmentation de l'emploi des seniors depuis vingt ans en France se fait-elle au détriment de leur salaire, toutes choses égales par ailleurs ? La première partie examine les fondements du droit des discriminations et la situation des seniors sur le marché du travail, la seconde présente une revue de littérature théorique et empirique sur les discriminations selon l'âge et la troisième rappelle les principaux résultats des études sur les profils âge-salaire et âge-productivité. La quatrième et dernière partie décrit nos résultats empiriques sur la relation âge-salaire, obtenus à partir de cohortes de salariés à temps complet reconstituées par la méthode des pseudo-panels et avec les techniques économétriques standards d'identification du « vrai » effet âge sur les salaires (décomposition à la Deaton et modèle en deux étapes à la Heckman). À un niveau agrégé, on constate que le salaire mensuel ne baisse pas forcément en France avec l'âge pour les seniors qui restent en emploi, contrairement à ce qu'on observe dans d'autres pays avancés (Royaume-Uni, États-Unis et Allemagne). Le profil des salaires des femmes selon l'âge est bien plus plat que celui des hommes et montre aussi « un décrochage » très rapide des salaires féminins par rapport aux salaires masculins. Pour les personnes qui ont un diplôme strictement inférieur au bac, le salaire mensuel diminue à partir d'un certain âge. Enfin, les seniors qui restent en activité ont en moyenne des caractéristiques observables et non observables plus rémunératrices que celles de leurs homologues inactifs, au chômage ou à temps partiel. La simulation des salaires des seniors, une fois prise en compte leur sélection dans l'emploi, montre en moyenne une diminution à partir de 57 ans qui n'affecte cependant pas les plus diplômés. Cet effet de sélection positif des seniors distingue la France des pays pour lesquels des travaux ont été recensés.

*Classification JEL* : J14, J24, J31

Mots clés : discrimination, emploi des seniors, salaire, productivité, sélection dans l'emploi

### *Remerciements*

*Nous remercions les discutants et participants aux séminaires organisés par France Stratégie pour leurs remarques et suggestions sur les versions antérieures de ce document. Celui-ci a bénéficié en particulier des commentaires des discutants, Malik Koubi (Dares), Claude Mathieu (France Stratégie et université Paris-Est) et Sébastien Roux (Insee), ainsi que de ceux de Fabrice Lenglard, commissaire général adjoint de France Stratégie.*



## **Discriminations selon l'âge**

### **Revue de littérature et effet de l'âge sur les conditions d'emploi et de salaire à partir de l'enquête Emploi**

Léa Flamand, Christel Gilles et Alain Trannoy<sup>1</sup>

France Stratégie

---

## **Introduction**

### **Contexte et enjeux**

Ce travail s'inscrit dans une réflexion large initiée par France Stratégie sur la croissance et la productivité en France. Il fait suite au rapport sur le coût économique des discriminations publié le 20 septembre 2016<sup>2</sup>. Discuté par des représentants de l'administration, de la société civile et par des chercheurs, il avait fait l'objet de remarques concernant notamment le choix contraint de restreindre l'analyse du coût des discriminations à deux critères, à savoir le sexe et l'origine des parents.

À cet égard, dans un contexte de vieillissement de la population et de ralentissement des gains de productivité, la question de l'emploi des « seniors »<sup>3</sup> en France est apparue relativement peu présente depuis la crise dans les débats de politique économique et abordée sous l'angle des politiques d'offre. La réforme des retraites, dont la concertation a

---

<sup>1</sup> Léa Flamand et Christel Gilles, France Stratégie ; Alain Trannoy, France Stratégie et EHESS.

<sup>2</sup> Bon- Maury G., Bruneau C., Dherbécourt C., Diallo A., Flamand J., Gilles C., Trannoy A., « (2016), *Le coût économique des discriminations*, rapport à la ministre du Travail, de l'Emploi, de la Formation professionnelle et du dialogue social et au ministre de la Ville, de la Jeunesse et des Sports, septembre, France Stratégie

<sup>3</sup> Il n'y a pas de définition statistique unique d'un « senior ». Dans les travaux de l'Insee, de l'OCDE et d'Eurostat sont selon considérées comme seniors les personnes âgées de plus de 40 ans à plus de 55 ans.

commencé en mai 2018 et dont le projet de loi sera déposé au parlement en 2019, a toutefois réactivé récemment l'intérêt des chercheurs pour l'emploi des seniors en France.

Depuis 2000, dans le cadre des stratégies européennes pour la croissance et l'emploi (stratégie de Lisbonne puis stratégie Europe 2020), les réformes institutionnelles adoptées par les pays membres ont en effet visé à assurer la soutenabilité des systèmes de protection sociale et de retraite par une hausse de l'emploi des seniors. La France a par exemple voté plusieurs réformes des retraites (2003, 2008, 2010, 2012 et 2014), mis fin aux dispositifs de cessation d'activité à financement public ou aux dispenses de recherche d'emploi. Les mécanismes de cumul emploi retraite et de surcote et décote de la pension ont également fait l'objet de modifications importantes, toutes convergeant vers un objectif d'élévation de l'emploi des seniors<sup>4</sup>.

Ainsi, depuis 2000, en France, le taux d'emploi des 55-64 ans a augmenté de 12 points pour atteindre 50 % environ, contre 55 % dans l'Union européenne (UE). La France affiche des taux d'emploi élevés parmi les « jeunes » seniors – supérieurs à la moyenne des pays de l'OCDE – mais faibles parmi les 60-64 ans bien qu'en forte hausse depuis le milieu des années 2000<sup>5</sup>. Si le taux de chômage des seniors est moindre, la fréquence du chômage de longue durée est quant à elle importante et concerne près des deux tiers des 55-64 ans au chômage. Les transitions chômage-emploi parmi les seniors sont par ailleurs particulièrement rares. Selon l'Insee<sup>6</sup>, en 2016, 12 % environ des 50-64 ans retrouvaient un emploi le trimestre suivant leur entrée au chômage, contre 25 % parmi les 15-24 ans. Les écarts de situation d'emploi des seniors entre pays s'expliquent en grande partie par l'hétérogénéité des systèmes de retraite, notamment les âges légaux de départ à la retraite, et des autres dispositifs (pré-retraite, assurance chômage, cumul emploi retraite favorisant à des degrés divers les sorties anticipées du marché du travail).

Les réformes structurelles du marché du travail aujourd'hui engagées en France cherchent en particulier à réduire les coûts d'ajustement de l'emploi afin de fluidifier et d'améliorer l'appariement entre l'offre et la demande. Leur efficacité dépend grandement des comportements de demande de travail des entreprises et de la représentation que se font ces dernières des seniors. Il est ainsi utile de mieux appréhender le rôle joué par la demande de travailleurs âgés dans la faiblesse de leur taux d'emploi, et notamment le rôle des discriminations envers les seniors sur le marché du travail.

Le motif discriminatoire de l'âge est inscrit dans le code du travail depuis 2001, suite à la transposition de la directive européenne 2000/43/CE. Comme le souligne l'IGAS<sup>7</sup> dans son rapport de 2012, la « loi qui pose un principe d'interdiction de discriminations selon l'âge

---

<sup>4</sup> Cahuc P., Hairault J.-O. et Prost C. (2016), « [L'emploi des seniors : un choix à éclairer et à personnaliser](#) », *Les notes du Conseil d'analyse économique*, n° 32, mai.

<sup>5</sup> Sur les évolutions récentes de l'emploi des plus de 50 ans, voir notamment Beck S. et Vidalenc J. (2018), « [L'emploi des seniors en hausse entre 2007 et 2017 : plus de temps partiel et d'emplois à durée limitée](#) », *Insee Focus* n° 119, juillet ; Flamand L., Gilles C. et Trannoy A. (2018), « Qui travaille après 65 ans ? », Insee Références, France Portrait social.

<sup>6</sup> Beck S. *et al.* (2017), « [Quitter le chômage. Un retour à l'emploi plus difficile pour les seniors](#) », *Insee Première*, n° 1661, juillet.

<sup>7</sup> IGAS (2012), [Retour à l'emploi des seniors au chômage. Rapport d'évaluation](#).



sous peine de sanctions pénales admet par ailleurs de multiples différences de traitement liées à l'âge (santé des salariés, exigences professionnelles, objectifs de politique de l'emploi, etc.) ». La jurisprudence est complexe et l'effectivité de la loi a priori faible, en raison de la difficulté à identifier et à démontrer l'existence de pratiques discriminatoires au sein de l'entreprise.

Dans le même temps, comme le souligne le CNIS (2017)<sup>8</sup>, la démarche économétrique standard de mesure des discriminations sur le marché du travail consistant à mesurer les écarts inexpliqués (de taux d'emploi, de salaires, d'accès au CDI, etc.) ne s'applique pas à l'étude des discriminations envers les seniors. En effet, l'expérience est positivement corrélée à l'âge. L'une des explications possibles de l'existence de discriminations statistiques à la Arrow<sup>9</sup> envers les seniors serait l'existence d'un écart positif entre le coût du travail et la productivité des seniors. Rappelons que les limites du côté de la demande de travail de seniors concernent l'accès à la formation, aux postes, etc., et que nous considérons ici les discriminations salariales uniquement. Les travaux empiriques en France sur les profils âge-salaire et âge-productivité demeurent encore rares et globalement peu conclusifs<sup>10</sup>. Ce travail se propose de contribuer à objectiver le débat.

La mesure de la productivité individuelle posant néanmoins des problèmes conceptuels et requérant par ailleurs de nombreuses hypothèses<sup>11</sup>, l'analyse proposée dans un premier temps concerne les salaires au cours du cycle de vie distingués selon le sexe et le niveau de qualification. Le lecteur pourra s'en trouver frustré, mais cela nous a paru comme une étape indispensable avant de progresser vers une étude de la discrimination statistique selon l'âge.

Au final, plusieurs questions sont posées : quels sont les fondements et les pratiques du droit anti-discrimination selon l'âge ? Que nous apprennent les travaux existants sur les discriminations selon l'âge ? Quel est le rendement de l'expérience selon les générations ? L'augmentation de l'emploi des seniors depuis vingt ans en France se fait-elle au détriment de leur salaire, toutes choses égales par ailleurs ?

## Démarche et plan

Les fondements du droit des discriminations et la situation des seniors sur le marché du travail sont présentés dans la première partie. Dans la seconde est réalisée une revue théorique et empirique sur les discriminations selon l'âge. La troisième partie rappelle les principaux résultats théoriques et empiriques des études sur les profils âge-salaire et âge-productivité. La dernière partie présente nos résultats sur la relation âge-salaire au cours du cycle de vie. À partir des enquêtes Emploi de l'Insee sur la période allant de 1990 à 2015 sont reconstruites des cohortes par la méthode des pseudo-panels (4.1.) permettant de séquencer l'analyse. Dans un premier temps, il s'agit de décrire l'évolution des salaires réels

---

<sup>8</sup> CNIS (2017), « [Les discriminations dans le domaine de l'emploi](#) », *Document de travail*, août.

<sup>9</sup> La discrimination statistique consiste pour l'essentiel à s'appuyer sur une information statistique d'un groupe pour juger de la qualité d'un de ses membres.

<sup>10</sup> Sur la France, voir notamment les travaux d'Aubert et Crépon (2003) et Crépon *et al.* (2003).

<sup>11</sup> Aubert P. (2010), *L'emploi des salariés âgés : le rôle des salaires et de la productivité dans la demande de travail des entreprises* (thèse de doctorat, Paris X-Nanterre).

et relatifs des hommes et des femmes nés entre 1939 et 1974 sur la période allant de 1990 à 2015 et d'établir quelques faits stylisés (4.2.). Une décomposition des effets âge, période, cohorte (Deaton, 1985) est ensuite proposée, visant notamment à identifier l'effet de l'âge sur les salaires (4.3.). Puis nous menons une analyse à partir du salaire relatif (position du salaire dans la hiérarchie des salaires), à la fois en termes d'équations lissées et de décomposition proposée par Malik Koubi (4.4.). Enfin, l'effet de sélection des seniors dans l'emploi est pris en compte et réintégré dans les estimations des salaires selon l'âge (4.5.). Nos résultats valident à cet égard l'adoption de la réforme en cours sur la formation professionnelle des seniors, qui vise à améliorer leur employabilité.

## Résultat majeur

En France contrairement à d'autres pays avancés (Royaume-Uni, États-Unis et Allemagne), le salaire mensuel ne baisse pas forcément avec l'âge pour les seniors qui restent en emploi. Le constat vaut globalement, et si on s'intéresse à la carrière des plus diplômés (au moins bacheliers). Le résultat s'inverse en revanche si on décompose par genre et par niveau de qualification. Le salaire mensuel baisse avec l'âge pour les personnes qui ont un diplôme inférieur au bac. Mais comme la fraction d'une classe d'âge qui reste sur le marché du travail se contracte particulièrement vite en France par rapport à d'autres pays dans la tranche d'âge 50-62 ans, la question d'une sélection positive dans l'emploi des seniors est posée. Effectivement, l'analyse économétrique indique que les seniors encore en emploi ont en moyenne des caractéristiques observables et non observables plus rémunératrices que celles de leurs homologues à temps partiel, au chômage et inactifs. Ce résultat semble peut-être aller de soi, mais en réalité cet effet de sélection distingue la France des autres pays pour lesquels ce type d'investigation économétrique a été mené.

La simulation dérivée des résultats économétriques indique que s'il y avait du travail pour tous les seniors, leur salaire baisserait alors en moyenne à partir de 57 ans. C'est une information capitale par exemple pour le calcul d'une retraite par répartition. Les cinq dernières années (en raisonnant par rapport à l'âge de la retraite à 62 ans) ne seraient pas forcément les meilleures années. Ce n'est pas forcément une perspective très réjouissante pour une personne qui veut rester en emploi. Mais ces résultats ne valent qu'en maintenant l'effort de formation professionnelle existant. Notre travail valide donc une stratégie qui appuie un vigoureux effort de formation tout au long de la vie et en particulier autour de la cinquantaine et un abondement plus généreux du compte personnel de formation (CPF), seule mesure à même de contrecarrer une baisse des salaires des seniors. Cet abondement devrait être plus important pour les peu qualifiés, car en moyenne la baisse de leur rémunération s'enclencherait plutôt autour de 54 ans alors que pour les plus qualifiés, les dernières années d'activité jusqu'à l'âge légal de départ à la retraite seraient encore marquées par des gains de rémunération.

Le second versant de notre travail, visant à étudier la performance des entreprises en fonction du profil des créateurs et notamment de leur âge, permettra d'analyser la relation âge-productivité en l'absence de contrainte du côté de la demande de travail du fait qu'on restreint l'étude aux indépendants. Ce sera l'objet du second volume de ce document de travail.

## Synthèse des résultats empiriques concernant l'emploi et les salaires des seniors à partir de l'enquête Emploi de l'Insee

### Équation lissée (salaires réels)

- Pour **la moyenne des salariés à temps plein**, les salaires réels et relatifs progressent à tous les âges de plus en plus faiblement au fur et à mesure que la personne vieillit (profil concave), quelle que soit la cohorte. Il n'y a **pas de baisse** générale des salaires des personnes qui restent en emploi après 50 ans.
- Les cohortes les plus récentes se trouvent en général **décalées vers le haut** par rapport aux cohortes les plus anciennes. De plus, leur courbe est **plus pentue** (rotation en sens contraire des aiguilles d'une montre), ce qui implique une croissance plus forte du salaire notamment dans les jeunes années.
- Les plus diplômés et les hommes ont des carrières salariales **plus avantageuses** que les femmes et les moins diplômés, à la fois en termes de niveau et de croissance du salaire.
- En comparaison avec les plus diplômés, les hommes et les femmes peu diplômés ont un profil de salaire en fonction de l'âge **beaucoup plus plat**.
- Pour les seniors peu diplômés, les profils sont **plats, voire décroissants**, à partir de la plage 50-55 ans, même si la tendance semble moins forte pour les cohortes moins anciennes.
- Pour les seniors plus diplômés, les profils sont plus croissants chez les hommes que chez les femmes, et **ne semblent pas décroître jusqu'à 62 ans**. Une accélération de la hausse des salaires est détectable en fin de carrière après 55 ans.
- Les estimations sont moins précises pour les diplômés et pour les cohortes les plus anciennes du fait de la plus grande variance des salaires, et du **nombre d'observations moindre**.

### Équation lissée (salaires relatifs)

- Quand on considère les salaires relatifs, c'est-à-dire la place des individus dans la hiérarchie salariale, on trouve une quasi-stationnarité des carrières salariales en fonction de l'âge d'une cohorte à l'autre. En première approximation, le rendement de l'expérience est constant.
- Cette stationnarité se retrouve pour les peu diplômés, et pour les hommes. En revanche, les femmes des cohortes les plus récentes voient en moyenne leur situation progresser.
- Une dégradation des conditions d'entrée dans la carrière est notable pour les hommes dans les cohortes les plus récentes.
- Les trois cohortes les plus récentes des plus diplômés voient leur situation relative se détériorer d'une façon très nette.

- L'analyse des salaires relatifs souligne plus fortement encore les différences de carrières entre hommes et femmes à temps plein : en début de vie active, les salaires relatifs des hommes et des femmes sont très similaires mais la plus faible croissance et l'aplatissement plus rapide du salaire relatif féminin conduit à une position dans la hiérarchie des salaires toujours inférieure.

### Modèle de pseudo-panel à la Deaton (sans prise en compte de la sélection)

#### En salaire réel

- Pour l'**ensemble des salariés**, l'effet âge est **concave**, puis **linéaire et croissant** à partir de 45 ans, avec une **accélération** autour de **57 ans**. L'effet cohorte est **positif et constamment croissant**. L'effet année est nul, voire négatif, entre 1992 et 2002 ; entre 2003 et 2007, il devient positif et enfin négatif du début de la crise en 2008 à 2014. Ce dernier effet est le même quand on décompose par diplôme.
- L'effet âge est **plus favorable pour les plus diplômés**. La courbe des effets semble présenter un point d'inflexion. Elle est concave entre 25 et 55 ans, puis convexe pour les plus diplômés ; alors qu'elle est presque plate à partir de 50 ans et semble amorcer une décroissance à 57 ans pour les moins diplômés.
- L'effet cohorte est beaucoup **plus positif pour les moins qualifiés** ; pour les autres, il n'est pas significativement différent de zéro.

#### En salaire relatif

- Pour l'**ensemble des salariés**, l'effet âge est **concave** et ne **baisse pas** en fin de carrière. L'effet cohorte est **positif, croissant** entre les cohortes nées entre 1930 et 1950, **décroissant** entre 1960 et 1965 puis **plat** entre 1965 et 1974.
- L'effet âge est **plus favorable pour les plus diplômés** mais **sans point d'inflexion** en fin de carrière, nos deux groupes ayant un profil plat à partir de 50 ans.
- L'effet cohorte reflète la même dichotomie que précédemment, avec des moins qualifiés qui ont plus profité de la répartition des gains de productivité dans l'entreprise. À l'inverse, les personnes des cohortes les plus récentes qui ont un diplôme de l'enseignement supérieur sont déclassées par rapport à leurs aînés.

### Modèle de sélection à la Heckman

- L'absence de baisse des salaires, voire leur ré-augmentation, peut être expliquée par **des effets de composition et de sélection**.
- Lorsqu'on corrige l'effet de sélection positif, les **salaires commencent à baisser à partir de 57 ans pour l'ensemble des salariés**.

Les moins diplômés sont aussi ceux qui ont le **plus de probabilité de sortir de l'emploi à temps plein**. Leurs salaires corrigés baissent à partir de 54 ans alors qu'ils plafonnent à partir de 62 ans pour les diplômés.

## 1. Droits de la non-discrimination et situation des seniors sur le marché du travail

Cette première partie présente les fondements du droit de la non-discrimination selon l'âge (1.1.) et la situation des seniors sur le marché du travail en France (1.2).

### 1.1 L'état du droit anti-discrimination selon l'âge

**Aux États-Unis**, dès les années 1930, certains États fédérés adoptent des mesures sur les discriminations selon l'âge dans le cadre des *Fair Employment Practices Acts*<sup>12</sup>. Au niveau fédéral, dans la foulée des grandes lois anti-discriminations du Congrès, c'est en 1967 qu'est adopté le texte fondateur *Age Discrimination in Employment Act (ADEA)* dont l'objectif est de promouvoir l'emploi des personnes âgées<sup>13</sup> et qui dans les faits protège les fonctionnaires âgés de 40 à 65 ans. Le champ des personnes couvertes par l'ADEA s'accroît au fil des lois, incluant notamment les personnes jusqu'à 70 ans et les salariés du secteur privé dans les entreprises de plus de 20 employés, ainsi que l'ensemble des fonctionnaires fédéraux et locaux. En 1986, la limite d'âge supérieure de l'ADEA est supprimée, ce qui abroge la mise à la retraite d'office<sup>14</sup>. Enfin, à partir de 1979, l'agence publique chargée de la mise en œuvre de l'ADEA, l'**Equal Employment Opportunity Commission (EEOC)**, en a la pleine responsabilité. L'ADEA interdit de considérer l'âge comme motif pour refuser l'embauche d'un individu ou pour le licencier<sup>15</sup>. Certains traitements différenciés selon l'âge sont toutefois permis, comme les grilles de salaires à l'ancienneté ou la limite d'âge pour certains emplois exigeants<sup>16</sup>.

L'ADEA donne **au plaignant le droit à un procès avec jury et à des dommages et intérêts** compensatoires. Dans la pratique, toutes les plaintes au civil doivent au préalable être transmises à l'EEOC. Au nombre de 21 000 en 2016<sup>17</sup>, elles concernent essentiellement les licenciements, les primes, les termes des contrats de travail et dans une moindre mesure les salaires (voir Graphique 1).

**Le rôle de l'EEOC** consiste d'abord à **enquêter et ensuite à évaluer la priorité de la plainte** (voir Graphique 2). La Commission peut débouter les plaintes ou clore administrativement les dossiers, ce qui concerne respectivement 70 % et 15 % des cas en 2016. Dans moins de 10 % des cas, elle tente un accord entre les deux parties ou une médiation.

---

<sup>12</sup> Neumark D. et Stock W. A. (1999), « [Age discrimination laws and labor market efficiency](#) », *Journal of Political Economy*, 107(5), p. 1081-1125.

<sup>13</sup> Piette M. J. (1995), « Economic and statistical considerations in analyzing allegations of age discrimination », *Journal of Forensic Economics*, 8(2), p. 139-157.

<sup>14</sup> Neumark D. (2003), « Age discrimination legislation in the United States », *Contemporary Economic Policy*, 21(3), p. 297-317.

<sup>15</sup> « It shall be unlawful for an employer to fail or refuse to hire or to discharge any individual or otherwise discriminate against any individual with respect to his compensation, terms, conditions, or privileges of employment, because of such individual's age. »

<sup>16</sup> Dans tous les cas, un facteur central est la *bona fide* de l'employeur dans son traitement inégalitaire.

<sup>17</sup> Toutes les statistiques de ce paragraphe proviennent du [site de l'EEOC](#) et concernent les plaintes soumises au titre de l'ADEA (éventuellement sous d'autres titres) pour l'année 2016.

En l'absence de résultats, l'agence peut tenter un procès, ce qui concerne deux cas seulement en 2016.

Dans tous les cas, la partie demanderesse peut tenter un procès d'elle-même. Les plaignants peuvent ainsi utiliser deux approches distinctes pour prouver qu'un employeur a basé son action discriminatoire sur l'âge : le traitement particulier ou *disparate treatment* (*International Brotherhood of Teamsters v. US*, 1977) ou bien l'impact particulier ou *disparate impact* (*Griggs v. Duke Power Co.*, 1971). La jurisprudence a établi des règles précises pour déterminer s'il y a eu discrimination directe sur l'âge notamment à l'embauche (*McDonnell Douglas v. Green*, 1973, et *Texas Dpt of Community Affairs v. Burdine*, 1981). Un argument *prima facie* est nécessaire. Il peut s'appuyer sur des éléments statistiques pour montrer que la justification non discriminatoire de l'action ne tient pas, notamment quand l'employeur n'a pas retenu le plaignant malgré ses qualifications et a continué à rechercher des candidats ayant les mêmes qualifications<sup>18</sup>. Dans ce cas, la charge de la preuve incombe à l'employeur, qui doit pouvoir justifier d'un facteur raisonnable autre que l'âge motivant son action (411 U.S. at 802)<sup>19</sup>. Dans le cas de la discrimination indirecte<sup>20</sup>, moins utilisée pour le critère de l'âge, le plaignant doit pouvoir montrer qu'une règle apparemment neutre impacte les employés âgés sélectivement et de manière adverse (par exemple un critère de forme physique)<sup>21</sup>.

---

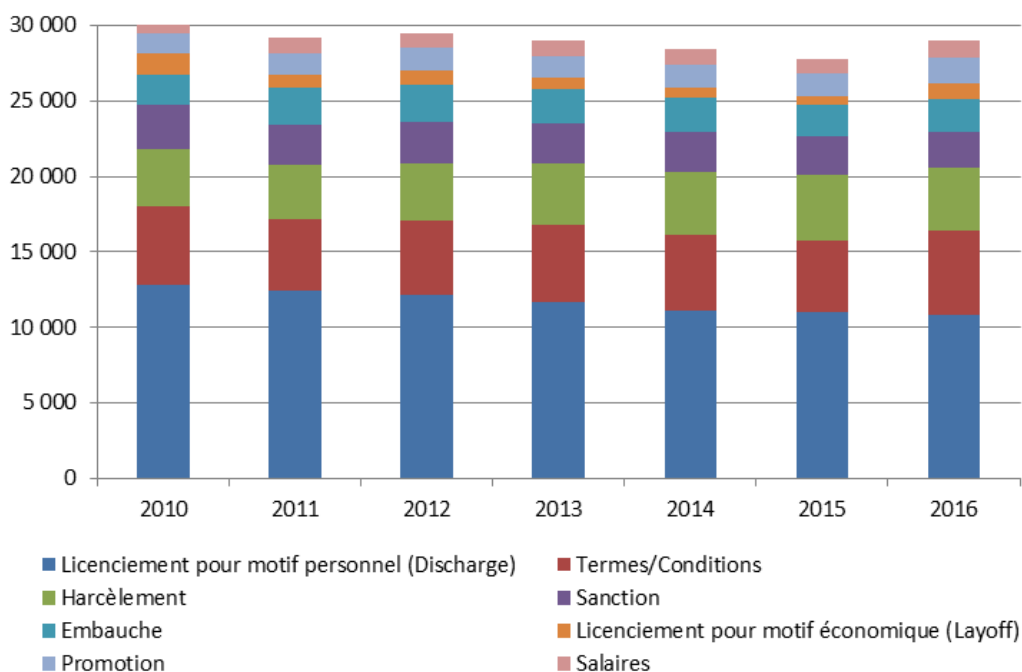
<sup>18</sup> McDonnell Douglas v. Green, 1973 ; 411 U.S. at 792-793, 1973 ; Player, 1982-1983.

<sup>19</sup> Neumark D., Burn I. et Button P. (2015), « [Is it harder for older workers to find jobs? New and improved evidence from a field experiment](#) », *NBER Working Paper*, n° 21669.

<sup>20</sup> « Constitue une discrimination indirecte une disposition, un critère ou une pratique neutre en apparence, mais susceptible d'entraîner, pour l'un des motifs mentionnés au premier alinéa, un désavantage particulier pour des personnes par rapport à d'autres personnes, à moins que cette disposition, ce critère ou cette pratique ne soit objectivement justifié par un but légitime et que les moyens pour réaliser ce but ne soient nécessaires et appropriés. » Source : article 1132 alinéa 1 du code du travail.

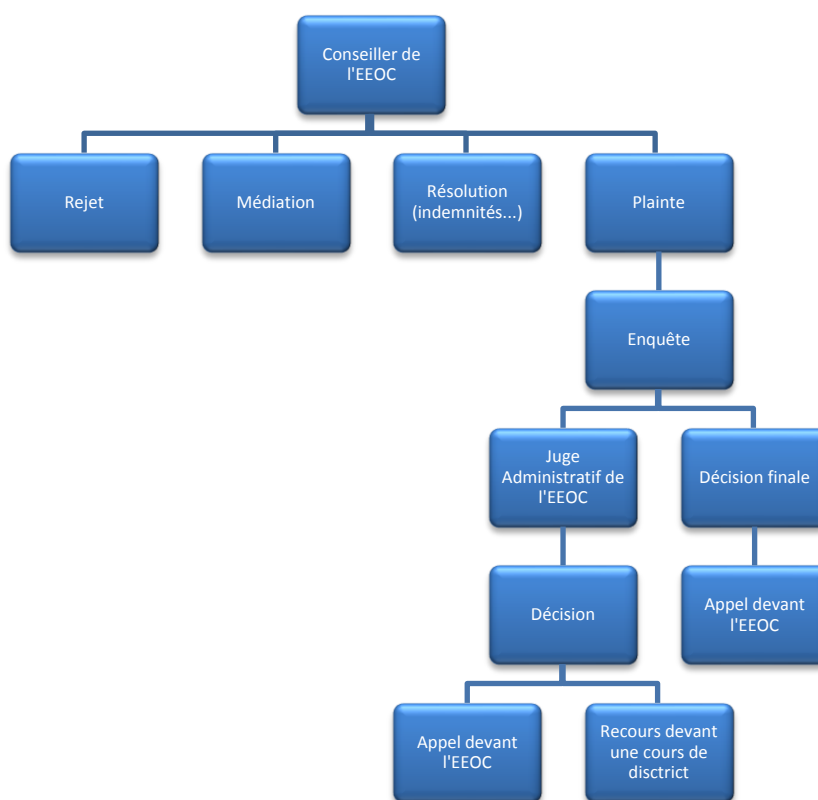
<sup>21</sup> Neumark D. (2003), *op. cit.*

Graphique 1 – Nombre de charges invoquant l'ADEA par type de 2010 à 2016



Source : EEOC ([www.eeoc.gov](http://www.eeoc.gov)), exploitation France Stratégie

Graphique 2 – Fonctionnement de la procédure via l'EEOC



Source : EEOC ([www.eeoc.gov](http://www.eeoc.gov)), compilation France Stratégie

**Dans l'Union européenne**, c'est la directive sur l'égalité de traitement en matière d'emploi de 2000 (*Cadre général en faveur de l'égalité de traitement en matière d'emploi et de travail, 2000/78/CE*<sup>22</sup>) qui introduit dans la plupart des pays membres une législation en matière de discrimination sur l'âge. La directive devait être transposée en droit interne avant 2003, et avant 2006 pour ce qui concerne les mesures relatives à l'âge et au handicap<sup>23</sup>. La législation européenne couvre quant à elle tous les âges. **Contrairement à ce qui se passe aux États-Unis, elle ne supprime pas l'âge de départ à la retraite, les spécificités nationales demeurant sur ce sujet**<sup>24</sup>.

La directive européenne interdit la discrimination fondée sur la religion ou les convictions, l'âge, le handicap ou l'orientation sexuelle en matière d'emploi, de formation et d'appartenance à une organisation. **La directive définit quatre types de discrimination : discrimination directe** (lorsqu'une personne est traitée de manière moins favorable qu'une autre ne l'est, ne l'a été ou ne le serait dans une situation comparable), **discrimination indirecte, harcèlement et injonction à la discrimination**. Elle stipule que sont protégés les salariés du public comme du privé. Sur le terrain de la défense des droits, la directive implique que chaque État membre doit mettre en place une procédure administrative et/ou judiciaire pour faire respecter les impératifs de non-discrimination (art. 9). **De plus, la directive implique (art. 10) que la charge de la preuve incombe à la défense**. La plupart des pays ont mis en place un modèle d'indemnité proche de celui en vigueur aux États-Unis afin de « rendre à la personne son intégrité ».

Comme en droit étatsunien, **il existe des exceptions** à l'interdiction de discrimination. Elles sont plus larges en Europe : aux exigences professionnelles (art. 4) s'ajoute pour l'âge plus précisément une possible justification de la différence de traitement si celle-ci est « objectivement et raisonnablement justifiée [...] par un objectif légitime » (art. 6). Cette disposition permet par exemple la fixation d'un âge maximum pour le recrutement, fondée sur la formation requise pour le poste concerné ou la nécessité d'une période d'emploi raisonnable avant la retraite. Au moment de la transcription dans le droit national, certains pays précisent les contours de ces exemptions (Irlande) ou se contentent de rester vagues (Belgique, Finlande)<sup>25</sup>. La jurisprudence de la Cour de Justice de l'Union européenne en matière de discrimination sur l'âge repose sur deux arrêts principaux, *Mangold v. Helm* (CJCE, 22 novembre 2005, aff. C-144/04) et *Kücükdeveci v Swedex* (CJUE, 19 janvier 2010, C-555/07). Ces deux décisions ont rapport à la compatibilité des dispositions nationales avec l'interdiction des discriminations sur l'âge, et donc à la pleine transposition et application de la directive alors même que les traditions constitutionnelles nationales ne connaissent pas en général ce motif. Dans ces deux décisions, la Cour a réaffirmé la primauté du principe

<sup>22</sup> Cette directive met en place un cadre général afin d'assurer le respect de l'égalité de traitement entre les personnes de l'Union européenne (UE) sur le lieu de travail quels que soient leur religion ou leurs convictions, leur handicap éventuel, leur âge ou leur orientation sexuelle.

<sup>23</sup> Lahey J. N. (2010), « International comparison of age discrimination laws », *Research on Aging*, 32(6), p. 679-697.

<sup>24</sup> Chopin I., Germaine C. (2016), *A Comparative Analysis of Non-discrimination Law in Europe 2016*, European network of legal experts in gender equality and non-discrimination, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

<sup>25</sup> O'Conneide C. (2005), *Age Discrimination and European Law*, Publications Office of the European Communities/European Commission.



général du droit de l'Union en matière de non-discrimination. La Cour de justice laisse une importante marge de manœuvre aux États membres quant à l'appréciation de la légitimité de l'objectif mais se réserve le droit de contrôler la proportionnalité des moyens mis en œuvre pour l'atteindre<sup>26</sup>.

**En France<sup>27</sup> à partir de 1985**, l'article L. 122-45 du code du travail s'étoffe via une dizaine de lois, ajoutant progressivement des motifs discriminatoires interdits par la loi dans le domaine de l'emploi. **Le motif de l'âge est quant à lui intégré à partir de 2001 via la transposition de la directive européenne 2000/43/CE<sup>28</sup>**. Le 27 mai 2008<sup>29</sup>, une nouvelle loi finalise la transposition européenne, en rectifiant les définitions du harcèlement et de la discrimination d'une part et en incluant les travailleurs non-salariés et les indépendants. Enfin, l'interdiction de discriminer sur l'âge en matière de logement est introduite par la loi ALUR en 2014.

**Au final, en France, les dispositions de la loi sont proches de celles mises en place par le droit communautaire.** La loi française inclut ainsi **quatre formes de discriminations** prohibées et insiste sur la discrimination directe : « Constitue une discrimination directe la situation dans laquelle, sur le fondement [...] de son âge [...], une personne est traitée de manière moins favorable qu'une autre ne l'est, ne l'a été ou ne l'aura été dans une situation comparable » ; et indirecte : « Constitue une discrimination indirecte une disposition, un critère ou une pratique neutre en apparence, mais susceptible d'entraîner, pour l'un des motifs mentionnés au premier alinéa, un désavantage particulier pour des personnes par rapport à d'autres personnes, à moins que cette disposition, ce critère ou cette pratique ne soit objectivement justifié par un but légitime et que les moyens pour réaliser ce but ne soient nécessaires et appropriés ». Les situations où s'applique l'exigence de non-discrimination sont plus larges, elles incluent les « procédures de recrutement ou de l'accès à un stage ou à une période de formation en entreprise » : « aucun salarié ne peut être sanctionné, licencié ou faire l'objet d'une mesure discriminatoire, [...] notamment en matière de rémunération, au sens de l'article L. 3221-3, de mesures d'intéressement ou de distribution d'actions, de formation, de reclassement, d'affectation, de qualification, de classification, de promotion professionnelle, de mutation ou de renouvellement de contrat en raison [...] de son âge » (art. 1132-1, code du travail).

Comme dans la directive de l'Union européenne, il existe des exceptions lorsque les différences de traitement sont justifiées par un motif légitime avec un traitement particulier

---

<sup>26</sup> Mainguy M., « [Jurisprudence Mangold, Acte II : l'arrêt Küçükdeveci \(CJUE, 19 janvier 2010, C-555/07\)](#) », *Blog pédagogique de l'Université Paris Nanterre [en ligne]*.

<sup>27</sup> Latraverse S. (2015), [Country Report Non-Discrimination: France](#), Publications Office of the European Union.

<sup>28</sup> Via la loi du 16 novembre 2001 : « aucune personne ne peut être écartée d'une procédure de recrutement ou de l'accès à un stage ou à une période de formation en entreprise, aucun salarié ne peut être sanctionné, licencié ou faire l'objet d'une mesure discriminatoire, directe ou indirecte, notamment en matière de rémunération, de formation, de reclassement, d'affectation, de qualification, de classification, de promotion professionnelle, de mutation ou de renouvellement de contrat en raison de [...] son âge » (art. L. 122-45, code du travail).

<sup>29</sup> Loi n° 2008-496 du 27 mai 2008 portant diverses dispositions d'adaptation au droit communautaire dans le domaine de la lutte contre les discriminations.

pour l'âge<sup>30</sup>. **La loi évoque notamment un motif similaire au droit américain, la possibilité d'invoquer des exigences professionnelles essentielles et déterminantes.**

**Le code pénal**, lui, définit la discrimination comme « toute distinction opérée entre les personnes physiques (respectivement morales) sur le fondement [...] de leur âge » (art. 225-1, code pénal) et punit de 3 ans d'emprisonnement et de 45 000 euros d'amende cette discrimination lorsqu'elle consiste (en matière d'emploi) « à refuser d'embaucher, à sanctionner ou à licencier une personne (voir Graphique 3) ; [...] à subordonner une offre d'emploi, une demande de stage ou une période de formation en entreprise à une condition fondée sur [l'âge] » (art. 225-2, code pénal). De la même manière que le code du travail, le droit ne s'applique pas quand la discrimination « constitue une exigence professionnelle essentielle et déterminante et pour autant que l'objectif soit légitime et l'exigence proportionnée » (art. 225-3).

**Dans l'entreprise, les dispositifs préventifs à l'initiative des délégués du personnel (voir annexe 1), tels que les procédures d'alerte et règlements à l'amiable, sont peu utilisés<sup>31</sup>.** Les plaintes alléguant une discrimination de la part d'une personne privée sont portées devant les juridictions civiles. La plus grande partie des requêtes alléguant une discrimination sont adressées au Conseil de prud'hommes par des salariés, les autres recours sont déposés devant le tribunal d'instance. **Depuis 2001, les syndicats et ONG représentatifs peuvent agir au nom d'un plaignant et depuis 2016 ils peuvent intenter une action de groupe<sup>32</sup>** au nom de plusieurs salariés ou candidats s'estimant victime de discriminations (Loi n° 2016-1547 du 18 novembre 2016, art. 87)<sup>33</sup>. Le Défenseur des droits (voir encadré 1) peut, lui, présenter des observations en tant qu'*amicus curiae* et verser des éléments de ses enquêtes au dossier judiciaire.

---

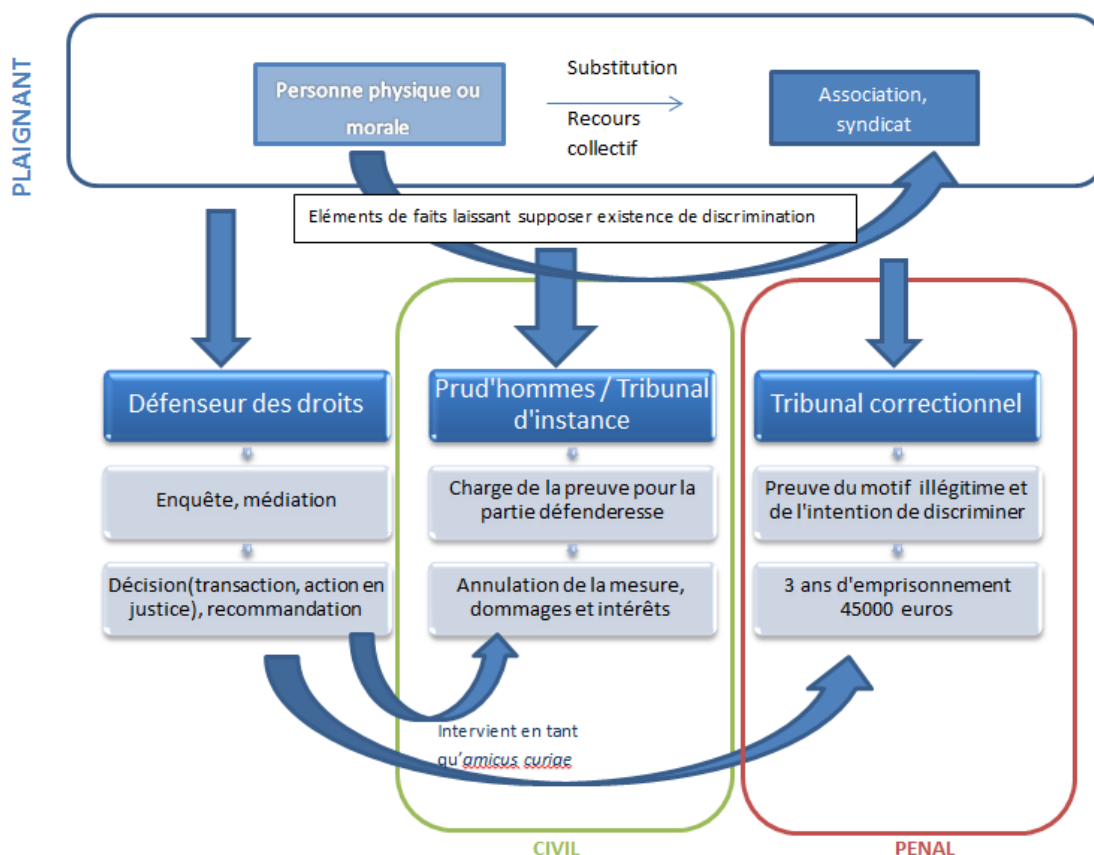
<sup>30</sup> « Les différences de traitement fondées sur l'âge ne constituent pas une discrimination lorsqu'elles sont objectivement et raisonnablement justifiées par un but légitime, notamment par le souci de préserver la santé ou la sécurité des travailleurs, de favoriser leur insertion professionnelle, d'assurer leur emploi, leur reclassement ou leur indemnisation en cas de perte d'emploi, et lorsque les moyens de réaliser ce but sont nécessaires et appropriés » (art. L. 1133-2, code du travail).

<sup>31</sup> Frouin J.-Y. (2015), « La lutte contre les discriminations et l'emploi », in [Actes du colloque 10 ans de droit de la non-discrimination](#), Conseil d'État, p. 37-48.

<sup>32</sup> Voir l'intervention de Jacques Toubon *in* « La Lutte contre les discriminations et l'emploi », *op. cit.*, p. 133.

<sup>33</sup> L'ouverture du dispositif d'action de groupe au code du travail est très récente et n'est entrée en application par décret qu'en mai 2017. Il n'y a pour l'heure, à notre connaissance, qu'une action en cours à ce titre, engagée par la CFDT contre Safran pour discrimination syndicale.

Graphique 3 – Fonctionnement des procédures dans le droit français



Source : France Stratégie

**La transposition du droit communautaire a aussi mis en place le transfert de la charge de la preuve à la défense.** Le plaignant doit seulement apporter des éléments de preuve laissant supposer l'existence de la discrimination<sup>34</sup>. L'utilisation des statistiques et les méthodes de *testing* sont des moyens de preuve recevables, même si ces dernières n'ont jamais été invoquées au civil. Lorsqu'une mesure est jugée discriminatoire, elle est annulée par la justice (sauf s'il s'agit d'embauche) et le plaignant reçoit des dommages et intérêts pour le préjudice subi. En cas de recours pénal (qui ne peut être instigué en concurrence avec un recours civil<sup>35</sup>), le Tribunal correctionnel statue et peut condamner à une peine de prison allant jusqu'à 3 ans et une amende allant jusqu'à 45 000 euros.

**La jurisprudence en matière de discrimination selon l'âge montre une attention particulière liée à la légitimité du but et à la justification raisonnable.** Le Conseil d'État a par exemple considéré que la limite d'âge pour les contrôleurs aériens (57 ans) était justifiée au vu des impératifs de sécurité publique (Conseil d'État, 4 avril 2014, n° 362785.). En

<sup>34</sup> Article L 1134-1 du code du travail et article 4 de la loi du 27 mai 2008 : « Toute personne qui s'estime victime d'une discrimination directe ou indirecte présente devant la juridiction compétente les faits qui permettent d'en présumer l'existence. Au vu de ces éléments, il appartient à la partie défenderesse de prouver que la mesure en cause est justifiée par des éléments objectifs étrangers à toute discrimination. Le présent article ne s'applique pas devant les juridictions pénales ».

<sup>35</sup> Cour de cassation, chambre sociale, 3 avril 2007.

revanche, l'âge couperet de 60 ans pour les pilotes d'avion n'est pas justifié par les exigences professionnelles du métier (CE, 22 mai 2015, société Air France). Il faut cependant pour l'employeur toujours satisfaire son obligation de reclassement ou de pension complète. En ce qui concerne la discrimination à l'accès à la formation, la Cour de cassation a considéré que des justifications basées sur les besoins de la gestion des ressources humaines n'étaient pas justifiées (Cass. soc., 18 février 2014, n° 13-10.294). Les limites d'âge pour l'accès à la fonction publique sont systématiquement déboutées par le Conseil d'État, par exemple pour la promotion au grade de directeur de recherche du CNRS (CE, 7 juillet 2010, Mme Poliak) ou pour le concours d'agrégation de droit (CE, 26 janvier 2015, Slama).

### Encadré 1 – Le Défenseur des droits : rôle et moyens

« Le Parlement a voté le **21 juillet 2008** une loi constitutionnelle de modernisation des institutions qui établit en son article 41 le Défenseur des droits, dont les compétences et la juridiction ont été définies avec précision dans la loi organique n° 2011-333 du 29 mars 2011, entrée en vigueur le 1<sup>er</sup> mai 2011. **Le Défenseur des droits intègre le Médiateur de la République, le Défenseur des enfants, la Commission nationale de déontologie de la sécurité et enfin l'ancien organisme de lutte contre les discriminations et de promotion de l'égalité, à savoir la Haute Autorité de lutte contre les discriminations et pour l'égalité (HALDE).** Il peut être saisi de recours dans l'ensemble de ces domaines, et il est habilité à proposer des réformes législatives, à mener des actions de promotion des droits et à effectuer des travaux de recherche dans toutes ses sphères de compétence. Il couvre tous les motifs de discrimination, directe et indirecte, prohibés par la législation nationale et par les conventions internationales dûment ratifiées par la France.

Le Défenseur des droits est habilité à enquêter sur des plaintes individuelles et collectives à la requête de particuliers, d'ONG, de syndicats ou de membres du Parlement, et à réclamer des explications à toute personne publique ou privée, y compris la communication de documents ou de toute information fournissant la preuve de faits. Les moyens à sa disposition pour résoudre les litiges sont la médiation, les recommandations à l'État ou à des personnes privées (à titre individuel ou général), la présentation de ses observations en tant qu'*amicus curiae* et le dépôt de son dossier d'enquête devant toute juridiction, unilatéralement ou à la demande du tribunal ou des parties. Le Défenseur des droits peut également proposer des transactions pénales en cas de situation discriminatoire couverte par le code pénal (« transactions pénales »)<sup>36</sup>.

En 2016, le Défenseur des droits a reçu environ 87 000 dossiers de réclamation<sup>37</sup>. En exploitant la base des décisions du Défenseur des droits entre 2010 et 2017, 60 cas liés aux discriminations sur l'âge ont pu être identifiés (4,3 % de l'ensemble) dont près d'un tiers avait trait à l'embauche ou au recrutement.

<sup>36</sup> Latraverse S. (2015), *op. cit.*

<sup>37</sup> Défenseur des droits (2017), *Rapport annuel d'activité 2016*, février.

## 1.2 Situation des seniors sur le marché du travail

### *Un âge précoce de sortie de la vie active en comparaison internationale*

En comparaison internationale, la France se distingue par une sortie précoce de la vie active bien qu'en légère augmentation du fait en partie des réformes institutionnelles adoptées depuis le début des années 2000 (voir annexe 5.2). En moyenne, en 2016, l'âge effectif de départ à la retraite est de 60 ans pour les hommes et de 60,3 ans pour les femmes contre respectivement 65,1 ans et 63,6 ans en moyenne dans les pays de l'OCDE<sup>38</sup>. Les hommes partent donc légèrement plus tôt en retraite en France que les femmes, alors que c'est l'inverse dans la plupart des autres pays.

### *Des taux d'activité et d'emploi faibles pour les 55-64 ans mais en forte hausse depuis le milieu des années 2000*

En comparaison internationale, les taux d'activité et d'emploi en France sont faibles aux âges extrêmes, alors qu'ils sont élevés pour les 30-54 ans (voir annexe 2). En 2016, le taux d'activité des 55-64 ans est de 53,7 % et le taux d'emploi de 49,8 % (voir **Erreur ! Source u renvoi introuvable.**). Depuis le milieu des années 2000, le taux d'emploi des 55-64 ans a fortement progressé<sup>39</sup> de 39 % environ à la fin de l'année 2006 à 52 % fin 2017. Ces évolutions peuvent être reliées aux politiques publiques en matière d'emploi (Cahuc *et al.*, 2016), notamment les réformes des systèmes de retraite (Dubois et Koubi, 2017), de pré-retraite, d'assurance chômage et du fait de l'assouplissement depuis 2004 des conditions de cumul emploi-retraite.

Par ailleurs, les situations sur le marché du travail des jeunes seniors se distinguent très fortement de celles de leurs aînés. Les jeunes seniors (55-59 ans) en France présentent en effet des taux d'activité et d'emploi élevés en comparaison internationale à l'inverse des 60-64 ans. En 2016, 31 % environ des 60-64 ans sont en activité contre 51 % dans l'UE et 61 % en moyenne dans les pays de l'OCDE. Après 65 ans, le taux d'emploi atteint 6,3 % contre 12,1 % en moyenne dans l'UE.

### *Un taux de chômage des 55-64 ans faible mais de longue durée qui rend compte de faibles transitions chômage-emploi*

Le taux de chômage des seniors est faible et atteint 7,2 % en 2016 parmi les 55-64 ans contre 10,1 % parmi les 15-64 ans. Les demandeurs d'emploi seniors représentent néanmoins depuis 2000 une part croissante de l'ensemble (5 % en 2000 contre 9,1 % en 2011). Par ailleurs, la durée au chômage des seniors est élevée, le chômage de longue durée (supérieur à un an au sens du BIT) touche 63,5 % des seniors au chômage contre 44 % environ pour l'ensemble des actifs. Les fréquences de retour à l'emploi des seniors sont faibles en comparaison internationale.

<sup>38</sup> OECD (2017), *Pensions at a Glance 2017: OECD and G20 indicators*, OECD Publishing, Paris.

<sup>39</sup> Beck S. et Vidalenc J. (2018), « L'emploi des seniors en hausse entre 2007 et 2017 : plus de temps partiel et d'emplois à durée limitée », *Insee Focus*, n° 119, juillet.

### **Les seniors réduisent leur durée de travail à l'approche de la retraite**

À l'approche de la retraite, les seniors réduisent leur durée de travail<sup>40</sup>. Les motifs du recours au temps partiel sont, plus souvent que pour les autres catégories d'âge, des raisons personnelles, de santé, et moins souvent des raisons familiales. Une très faible proportion des seniors à temps partiel s'explique par le cumul emploi-retraite, encore peu développé en France. Les emplois à temps partiel des seniors sont de plus courte durée que ceux de leurs pairs plus jeunes alors que les durées du travail sont identiques pour les emplois à temps complet. Les seniors sont néanmoins plus nombreux à prendre des congés maladie, pour des durées plus longues.

### **Les perceptions des employeurs sur les seniors évoluent**

L'enquête sur la gestion des salariés de 50 ans ou plus réalisée en 2007-2008 par la Dares (et précédemment celle de 2001<sup>41</sup>) est une source pour comprendre l'opinion des employeurs sur les seniors en France métropolitaine. Cette enquête a été menée sur un échantillon représentatif de chefs d'entreprise et de directeurs des ressources humaines du secteur marchand non agricole. Seuls les établissements ayant employé un senior dans l'année précédant l'enquête sont concernés. Cette restriction a pour effet d'exclure du champ de l'enquête une part importante des très petites entreprises (TPE), qui en moyenne emploient moins de travailleurs âgés. Cela conduit l'enquête à être moins représentative du secteur des services où ces TPE sont plus présentes<sup>42</sup>.

Dans cette enquête, **les employeurs mettent en avant l'expérience, la conscience professionnelle et le savoir-faire comme les atouts principaux des seniors. À l'inverse, les capacités d'adaptation aux changements et aux nouvelles technologies sont perçues comme des limites.** Les coûts salariaux, la mobilité et la santé des seniors ne sont pas perçus de manière négative mais ne sont pour autant pas cités comme des atouts par la plupart des employeurs. Les perceptions vis-à-vis de l'emploi et de l'embauche des seniors sont mesurées par une question sur les effets d'une augmentation de la proportion de seniors dans l'établissement. Les attitudes enregistrées sont proches de celles concernant les points forts et les faiblesses des plus de 50 ans. Notamment, **les seniors sont considérés comme ayant un impact positif sur l'expérience du personnel, la mémoire d'entreprise, la transmission du savoir-faire et la complémentarité des équipes.** Les craintes liées à l'emploi des seniors concernent surtout **les coûts salariaux, et plus marginalement la moindre productivité et l'effet négatif sur les perspectives de carrière des jeunes.** Il est à noter que les craintes des employeurs se sont atténuées entre les deux enquêtes, notamment l'impact négatif sur la productivité qui était évoqué par 33 % des répondants en 2001 contre 15 % en 2008. Enfin, l'âge à partir duquel les seniors sont perçus comme « âgés » recule sur la période : il est de 58,5 ans à la date de l'interrogation de l'enquête en 2008, soit proche de l'âge effectif de départ à la retraite et éloigné des âges

<sup>40</sup> Létroublon C. (2017), « [Les seniors au travail : la durée du travail est-elle plus faible à l'approche de la retraite ?](#) », *Dares Analyses*, n° 050, août.

<sup>41</sup> Defresne M., Marioni P. et Thévenot C. (2010a), « [L'opinion des employeurs sur les seniors : les craintes liées au vieillissement s'atténuent](#) », *Dares Analyses*, n° 055, septembre.

<sup>42</sup> Defresne M., Marioni P. et Thévenot C. (2010b), « [Emploi des seniors : pratiques d'entreprise et diffusion des politiques publiques](#) », *Dares Analyses*, n° 054, septembre.

légaux de départ à la retraite et de liquidation dans le secteur privé. Cette mesure dépend de plus fortement de la taille de l'établissement considéré : plus il est petit plus la perception de l'âge est élevée.

### **Un accès restreint à la formation... et des seniors peu demandeurs**

Un autre aspect expliquant le faible taux de rétention et d'embauche des seniors est leur moindre accès à la formation. Les observations suivantes sont fondées sur l'enquête « Formation des adultes 2012 »<sup>43</sup>. Les seniors sont moins susceptibles de suivre une formation que les autres classes d'âge, seuls 50 % des salariés de plus de 50 ans contre 62 % des moins de 50 ans. **Le taux d'accès à la formation professionnelle<sup>44</sup> est de 40 % pour les plus de 55 ans contre 59 % pour les 30-34 ans.** En Europe, la France est un mauvais élève en termes d'écart relatif dans l'accès à la formation selon l'âge<sup>45</sup>. Tous les niveaux de qualification sont touchés par ce décrochage, mais celui-ci est plus tardif pour les cadres et professions intermédiaires que pour les employés et les ouvriers. Les taux d'accès pour ces catégories enregistrent une forte baisse dès 35 ans, contre 55 ans pour les plus qualifiés. De plus, **les catégories socioprofessionnelles les plus éduquées sont aussi celles qui ont les taux d'accès à la formation les plus élevés.** Cet écart pourrait s'expliquer, à l'approche du départ à la retraite, par **la faible demande des seniors** (manque de flexibilité, de motivation, de capacité d'apprentissage et de changement, de perspectives professionnelles) **ou par une faible offre de la part des entreprises** (moindre retour sur investissement, gestion des ressources humaines). L'enquête montre que les deux effets jouent. Les seniors sont beaucoup moins susceptibles d'exprimer le désir de se former dans le futur, notamment à partir de 55 ans (23 % déclarent qu'au cours des prochaines années, leurs besoins de formation seront très ou assez importants contre 56 % pour l'ensemble des salariés). Les seniors sont pourtant relativement bien informés sur les dispositifs de formation (83 % peuvent nommer au moins un dispositif). Par rapport à leurs cadets, les seniors citent plus souvent le refus ou l'absence de soutien de l'employeur et l'absence de formations adaptées à leurs besoins comme raisons principales du renoncement à une formation. L'écart s'est cependant réduit depuis le milieu des années 2000, notamment avec l'allongement de la vie professionnelle. Il est intéressant de voir qu'à tous les âges, environ trois quarts des formations sont suivies à la demande de l'employeur et seulement un quart à la demande du salarié. Les types de formation diffèrent cependant selon l'âge : les seniors sont plus susceptibles de participer à des conférences, séminaires et ateliers alors que les jeunes sont comparativement plus susceptibles de se former en situation de travail. Les objectifs des seniors relativement aux âges moyens, lorsqu'ils participent à des formations, sont beaucoup moins liés à leurs perspectives de carrière et plus liés à l'acquisition de connaissances et à l'amélioration de leur travail.

<sup>43</sup> Demailly D. (2016), « [Formation professionnelle : quels facteurs limitent l'accès des salariés seniors ?](#) », *Dares Analyses*, n° 031, juin.

<sup>44</sup> Part des individus ayant suivi au moins une formation pour une raison principalement professionnelle, au cours des trois derniers mois.

<sup>45</sup> Demailly D. (2016), *op. cit.*

## 2. Revue des travaux théoriques et empiriques

Après un bref rappel des théories et mesures de la discrimination, cette partie présente un condensé des résultats obtenus par la littérature économique consacrée à la détection de la discrimination selon l'âge.

### 2.1 Rappel des théories et mesures de la discrimination

#### 2.1.1 Discrimination par goût versus discrimination statistique

Dans la théorie économique, la discrimination n'est pensée que dans sa manifestation sur un marché. Pour Gary Becker, le « goût pour la discrimination » est le fait d'être prêt à payer pour éviter de fréquenter professionnellement les membres d'un groupe particulier. Pour Arrow (1973), la discrimination est le fait que des traits personnels du travailleur qui ne sont pas directement liés à la productivité individuelle (sexe, origine, etc.) puissent être utilisés pour inférer son niveau de productivité, qui reste non observable aux yeux de l'employeur au moment de l'embauche. Plus récemment, les économistes ont essayé de se rapprocher des définitions juridiques : la discrimination résulte du fait que « les membres d'un groupe minoritaire soient traités différemment (moins favorablement) que les membres d'un groupe majoritaire, à caractéristiques et circonstances égales » (Bertrand et Duflo, 2017).

Cette définition s'applique plus difficilement au motif de l'âge, notamment à la discrimination envers les seniors, car l'âge et l'expérience étant irrémédiablement liés, le premier devient rapidement un proxy pour la productivité. Dès lors, comparer des individus d'âges différents *ceteris paribus* semble illusoire. Cela ne signifie pas que les discriminations selon l'âge n'existent pas, simplement qu'elles sont plus difficiles à identifier, comme le montrent par exemple les exemptions inscrites dans la loi.

Les deux théories économiques de la discrimination peuvent cependant s'appliquer au groupe des seniors. La première, développée par Gary Becker<sup>46</sup>, suppose que les discriminations sont motivées par « un ressentiment » des employeurs, des collègues ou des clients envers un groupe. Les agents internalisent leur « préjugé » sous la forme d'une réduction de leur disposition à payer pour le service assuré par la personne. Il devient donc économiquement rationnel pour eux de ne pas employer de seniors, de les payer moins ou de vouloir payer moins leur production. Si le marché était dans une situation de concurrence parfaite, les employeurs discriminants devraient disparaître du fait de profits inférieurs. Cependant, dans le cadre de la recherche d'emploi en situation d'information imparfaite, donc avec des frictions d'appariement, ce type de discriminations peut théoriquement perdurer (Black, 1995). Cette approche des discriminations qui oppose groupe majoritaire et groupe minoritaire semble difficilement applicable à l'âge, notamment parce que les employeurs ou DRH sont souvent eux-mêmes âgés<sup>47</sup> ou le deviendront inéluctablement. Le modèle de Becker considère la discrimination de la part de la clientèle comme plus

<sup>46</sup> Becker G. S. (1957), *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press.

<sup>47</sup> Posner R. A. (1995), *Aging and Old Age*, Chicago, University of Chicago Press : « the kind of 'we-they' thinking that fosters racial, ethnic, and sexual discrimination is unlikely to play a role in the treatment of the elderly worker » (p. 320).



prégnante, puisque les consommateurs discriminants acceptent de payer plus pour des biens produits par des membres du groupe majoritaire.

La seconde théorie, de discrimination dite statistique<sup>48</sup>, soutient que la différence de traitement des membres du groupe minoritaire est due à des asymétries d'information concernant la productivité d'un individu donné et que la discrimination résulte d'un problème d'interprétation du signal. L'employeur, le loueur, l'assureur, cherche à maximiser son profit et essaie de déduire les caractéristiques pertinentes de la personne en utilisant toutes les informations disponibles. Quand ces informations sont limitées au niveau individuel, l'appartenance à un groupe renseigne sur la productivité. Par exemple, si les employeurs anticipent que les seniors sont en moyenne moins productifs, ils utiliseront cette information. Dès lors, un employeur ayant le choix entre deux candidats signalant leur productivité de manière imparfaite et non biaisée choisira celui dont la productivité espérée est la plus élevée. S'il est vrai statistiquement que la productivité espérée est égale en moyenne à la productivité au sein du groupe, la discrimination statistique aura cependant pour résultat de traiter certains seniors de manière moins favorable que leurs équivalents plus jeunes.

### 2.1.2 Un traitement mathématique unifié<sup>49</sup>

La formalisation mathématique de la discrimination sur l'âge à l'embauche, selon Heckman<sup>50</sup>, permet d'unifier tous les types de discrimination.

T désigne le traitement (emploi, salaires) par l'employeur.

P est la productivité individuelle qui dépend d'un ensemble de caractéristiques X. Et P(X) est la fonction qui décrit comment ces caractéristiques influencent la productivité individuelle.

Si la personne est un senior, la variable binaire S vaut 1. Sinon, elle vaut 0.

Il y a discrimination selon l'âge si  $T(P(X), S=1)$  est différent de  $T(P(X), S=0)$ , c'est-à-dire si deux individus de même productivité reçoivent un traitement différent de la part d'un employeur potentiel ou effectif.

### 2.1.3 Mesures usuelles des discriminations sur le marché du travail

**Il existe trois approches de la mesure des discriminations<sup>51</sup>, différentes dans leurs méthodes mais complémentaires : indirecte, expérimentale et subjective.**

---

<sup>48</sup> Phelps E. S. (1972), « The statistical theory of racism and sexism », *The American Economic Review*, 62(4), p. 659-661 ; K. J. Arrow (1973), « The theory of discrimination », *Discrimination in Labor Markets*, 3(10), p. 3-33 ; Aigner D. J. et Cain G. G. (1977), « Statistical theories of discrimination in labor markets », *Industrial and Labor Relations Review*, 30(2), p. 175-187.

<sup>49</sup> Neumark D., Burn I. et Button P. (2015), *op. cit.*

<sup>50</sup> Heckman J. J. (1998), « [Detecting discrimination](#) », *The Journal of Economic Perspectives*, 12(2), p. 101-116.

<sup>51</sup> Comme le rappelle l'introduction du numéro d'*Économie et statistique* intitulé « Inégalités et discriminations : questions de mesure » ; Delattre É., Leandri N., Meurs D. et Rathelot R. (2013), « [Trois approches de la discrimination: évaluations indirectes, expérimentation, discriminations ressenties](#) », *Économie et statistique*, 464(1), p. 7-13.

L'approche indirecte s'appuie sur des observations statistiques des indicateurs de réussite sur le marché du travail, comme le salaire, le taux de chômage, la répartition sectorielle. Lorsqu'il existe une différence significative de l'un de ces indicateurs entre deux groupes, la discrimination consiste en la part inexpliquée de cette inégalité. Puisque la discrimination n'est pas mesurée directement, mais identifiée comme la seule différence inexpliquée après avoir considéré les autres facteurs disponibles, des conclusions en termes de causalité ne sont généralement pas possibles pour cette méthode. Le lien de causalité ne peut être établi qu'avec une stratégie d'identification claire, sur la base d'une source d'exogénéité. On se contentera d'observer que des résultats sont suggestifs ou en adéquation avec la présence de discrimination.

Parce que l'âge n'est pas un indicateur binaire comme le genre ou le statut d'immigré, et qu'il est directement corrélé à l'expérience (encore plus lorsque celle-ci est mesurée comme potentielle), il est impossible de réaliser des décompositions à la Oaxaca-Blinder des salaires entre travailleurs selon leur âge. Cette méthode, très utilisée dans la recherche sur les inégalités salariales entre hommes et femmes, consiste à décomposer l'écart de salaire en une part expliquée par la différence de caractéristiques entre deux groupes (éducation, type de carrières, horaires, etc.) et une part expliquée par la différence dans la valorisation de ces caractéristiques (discrimination).

Dans la littérature spécialisée, l'expérimentation est considérée comme la manière la plus « fiable » de mesurer les discriminations<sup>52</sup> puisqu'elle permet une mesure directe des pratiques discriminatoires et n'est pas contrainte par l'existence et la disponibilité des bases de données.

Alors que le *testing* devient systématique en économie des discriminations, il est néanmoins important de reconnaître les limites de ces méthodes<sup>53</sup>. Du fait de leur coût financier et du temps nécessaire à leur réalisation, de telles expériences sont généralement restreintes dans leur taille et leur champ<sup>54</sup>. La validité externe en est souvent modeste, elles se concentrent la plupart du temps sur les emplois peu qualifiés, ainsi que sur des zones géographiques limitées (zones urbaines).

La majorité des études se focalise sur un seul aspect de la discrimination sur le marché du travail – la discrimination à l'embauche – et ne mesure celle-ci que via la première étape de sélection des candidats. Ainsi, cette mesure peut être biaisée si la discrimination se manifeste par exemple au niveau de la décision finale d'embauche plutôt que de l'entretien. En défense de cette approche, on peut noter qu'accès à l'entretien et embauche sont étroitement corrélés (Bertrand et Mullainathan, 2004). De plus, procéder à des entretiens d'embauche est coûteux pour les entreprises, il est donc attendu qu'elles procèdent à une sélection discriminatoire dès la première étape. De même, puisqu'une telle pratique discriminatoire est beaucoup plus difficile à prouver en justice, les entreprises ont plus d'incitations à discriminer au premier stade qu'après l'entretien ou par un licenciement

<sup>52</sup> Neumark D., Burn I. et Button P. (2015), *op. cit.*

<sup>53</sup> Fougère D., Rathelot R. et Aeberhardt R. (2011), « [Commentaire : les méthodes de testing permettent-elles d'identifier et de mesurer l'ampleur des discriminations ?](#) », *Économie et statistique*, n° 447, p. 97-101.

<sup>54</sup> Duguet E., L'Horty Y. et Petit P. (2009), « [L'apport du testing à la mesure des discriminations](#) », *Connaissance de l'emploi*, n° 68, Centre d'études de l'emploi, août.

(Lahey, 2008). Dans la pratique, les quelques études qui couplent audit et correspondance<sup>55</sup> montrent qu'entre 75 % et 85 % de la discrimination se concentre lors de première phase de recrutement.

Ce focus sur l'accès à l'emploi implique que d'autres formes de discriminations sur le marché du travail ne sont pas traitées : l'accès à la formation, les évolutions de carrière, les discriminations salariales, etc.

Historiquement, les méthodes d'audit par couple ou « test de situation » sont les premières à avoir été utilisées pour tenter de révéler la discrimination de la part des employeurs. Le principe des méthodes d'audit est d'apparier deux « faux candidats » afin qu'ils soient les plus semblables possible, excepté pour une caractéristique donnée (sexe, couleur de peau, etc.). Ces « acteurs » sont formés pour agir de manière identique, puis candidatent pour un même poste<sup>56</sup>. Dans la plupart des expériences, on mesure la différence de traitement et de succès à la suite d'entretiens d'embauche individuels. La discrimination est mesurée comme le traitement systématiquement plus défavorable d'un groupe par rapport à l'autre<sup>57</sup>. Il n'existe pas à notre connaissance d'études d'audit publiées ayant pour objet l'âge.

Les *correspondence studies* ou « tests d'accès à l'entretien d'embauche »<sup>58</sup> ont été développées pour obvier aux défaillances des méthodes d'audit et à la faillibilité des auditeurs « réels ». En effet, cette méthode consiste à créer des candidats fictifs et à envoyer CV et lettres de motivation en réponse à de réelles offres d'emploi ou de manière spontanée. Ces candidats fictifs peuvent donc être, sur le papier, parfaitement identiques à l'exception d'un trait potentiellement discriminant. Dans la plupart de ces études, ce trait est manifesté via le nom et prénom du candidat (genre, origine géographique). En ce qui concerne l'âge, il peut être indiqué directement, déduit de la date d'obtention des diplômes ou de naissance<sup>59</sup>. Un autre avantage de ce type de méthode est de permettre la construction d'un échantillon plus large, le coût marginal d'envoyer un CV étant relativement bas.

Un problème évident dans la recherche sur les discriminations sur l'âge est le fait que deux personnes d'âges différents ne peuvent être complètement identiques (l'âge excepté). Deux effets viennent mécaniquement compromettre les efforts pour isoler l'effet âge : l'effet « génération » et l'effet « expérience ». Un individu plus âgé a inévitablement, à éducation égale, plus d'expérience sur le marché du travail qu'un individu jeune. Un individu plus âgé n'a pas effectué sa carrière dans les mêmes conditions économiques qu'un individu jeune. Puisque l'expérience est liée à la productivité, du moins dans la théorie du capital humain

---

<sup>55</sup> Cédiey E., Foroni F. et Garner H. (2008), « [Discriminations à l'embauche fondées sur l'origine à l'encontre de jeunes français\(es\) peu qualifié\(e\)s. Une enquête nationale par tests de discrimination ou testing](#) », *Premières synthèses*, n° 06.3, Dares, février.

<sup>56</sup> Fix M. et Struyk R. J. (1993), *Clear and Convincing Evidence: Measurement of Discrimination in America*, Urban Institute Press.

<sup>57</sup> Yinger J. (1998), « Evidence on discrimination in consumer markets », *Journal of Economic Perspectives*, p. 23-40.

<sup>58</sup> Petit P. (2004), « [Discrimination à l'embauche. Une étude d'audit par couples dans le secteur financier](#) », *Revue économique*, 55(3), p. 611-621.

<sup>59</sup> Les problèmes potentiels liés à la question de l'âge et de la comparabilité des candidats sont traités dans l'encadré 2 *infra*.

validée par l'équation de Mincer, l'âge peut être considéré comme un proxy pour la productivité. Pour comparer efficacement des personnes d'âges différents, il faut donc être capable de contrôler pour ces effets, sinon les seniors seront systématiquement avantagés par leur expérience. Toutefois, si la relation entre âge et productivité était univoque, par exemple continûment croissante, un moindre taux de réponse des recruteurs ne pourrait traduire qu'un comportement de discrimination. La relation entre âge et productivité est donc cruciale, et par voie de conséquence celle entre salaire et âge (voir partie 4.).

Dans la littérature sur les tests d'accès à l'embauche, différentes approches sont adoptées. Certains conçoivent les CV de manière à ce que seniors et non-seniors renseignent la même durée d'expérience. Les années « manquantes » sont alors laissées à l'appréciation de l'employeur, en ne renseignant que les postes occupés les plus récents (Lahey, 2008b). Une autre option est de justifier cette absence de la manière la plus neutre possible, par exemple en indiquant pour les femmes que cette période a été consacrée à élever leurs enfants et pour les hommes à enseigner (Bendick *et al.*, 1997). Le problème est que les signaux envoyés par ces différents types d'expérience ou non-expérience peuvent biaiser l'étude.

Plus récemment, une démarche opposée se développe, qui considère que les CV doivent traduire des situations concrètes sur le marché de l'emploi. Dans cette approche, les seniors ont donc une expérience proportionnelle à leur âge et supérieure aux demandeurs d'emploi plus jeunes (Riach et Rich, 2015). Le problème étant qu'on choisit alors de ne plus démêler les effets de l'âge et de l'expérience.

Quelques études se sont attachées à comparer l'effet des différents types d'expérience et de carrière sur l'embauche des seniors. Lorsque les années supplémentaires des seniors correspondent à de l'inactivité ou de l'expérience dans un secteur d'activité différent de celui du poste en question, alors ceux-ci sont discriminés. Dans le cas où les seniors ont une expérience additionnelle dans le même secteur, alors la discrimination à leur égard, mesurée par la probabilité d'être rappelés après avoir répondu à une petite annonce, disparaît (Baert *et al.*, 2016). En ce qui concerne le signal négatif d'une expérience non proportionnelle à l'âge, celui-ci ne semble pas exister, du moins aux États-Unis, puisque les seniors avec peu d'expérience ne sont pas plus discriminés que leurs homologues plus expérimentés (Neumark *et al.*, 2015).

## 2.2 Résultats et discussion des travaux empiriques des discriminations selon l'âge<sup>60</sup>

### 2.2.1 Évaluations indirectes

Si les seniors ont en moyenne des salaires plus élevés, ainsi que des taux de chômage moindres que l'ensemble de la population, ils ont cependant des taux de chômage de longue durée bien plus élevés : en 2015, 63,5 % des chômeurs de plus de 55 ans sont au chômage depuis au moins un an d'après l'Insee. La recherche en économie s'est intéressée aux difficultés rencontrées sur le marché du travail par les seniors, mais il reste **difficile d'en faire une analyse causale**. Si les personnes âgées mettent plus de temps à retrouver un

---

<sup>60</sup> Voir CNIS (2017), *op. cit.*

emploi que leurs jeunes collègues, la **discrimination**, la **concentration** dans les industries plus anciennes ou des **salaires de réserve plus élevés** peuvent tout à la fois être à l'œuvre<sup>61</sup>.

En ce qui concerne la **discrimination aux salaires**, les économistes se sont intéressés aux baisses de rémunération liées à la perte et au changement d'emploi. En effet, les salariés évincés sont moins bien payés dans leur emploi suivant à mesure que leur âge augmente. Les études ne trouvent **pas de résultats** qui pourraient expliquer ce phénomène par la discrimination. Au contraire, ces baisses peuvent être expliquées par la **perte de capital humain spécifique** à l'entreprise, qui est directement liée à l'ancienneté et donc affecte plus les seniors. Une autre part de l'explication de l'écart de salaire inter-emploi des seniors est la nécessité de **changer de métier ou de secteur** (Couch *et al.*, 2009), qui est plus probable pour les seniors entre deux emplois (Sandell et Shapiro, 1985) du fait de l'obsolescence de leurs compétences ou de leur poste de travail.

En ce qui concerne **les opportunités sur le marché du travail**, les études montrent en général un **rétrécissement** avec l'âge de l'univers de choix possibles. La **répartition dans les occupations, industries** (Hutchens, 1988) ou **secteurs** (Hirsch *et al.*, 2000) se fait de manière de plus en plus concentrée à mesure que l'âge augmente. Les auteurs répugnent à parler de discrimination pour cet indicateur de débouchés sur le marché du travail. Ils évoquent du côté de la demande **les barrières à l'emploi** créées par les contrats implicites, la divergence entre productivité et salaires ou les **coûts fixes** qui expliquent les réticences des employeurs à embaucher des seniors. Du côté de l'offre, le rôle de la baisse des retours sur l'acquisition de compétences et le **changement des déterminants de l'offre de travail** (santé, coût d'opportunité du loisir, etc.) expliquent que les seniors se restreignent à certaines activités en fin de carrière.

En ce qui concerne les **effets de la législation anti-discrimination**, l'approche transversale s'intéresse tout aussi bien à la manière dont les travailleurs sont affectés par le cadre législatif qu'à l'adaptation des employeurs à celui-ci. Un exemple frappant de la portée de la législation sur les pratiques discriminatoires, et de leur existence, est celui des statistiques rapportées par le US Department of Labor en 1965 concernant cinq villes américaines qui n'avaient pas de protection spécifique aux travailleurs âgés avant le passage de l'ADEA : 60 % des employeurs imposaient alors des limites d'âge, habituellement entre 45 et 55 ans. En France, les limites d'âge étaient déjà interdites dans les petites annonces avant la transcription de la directive européenne dans le droit français.<sup>62</sup>

D'après plusieurs études, l'entrée en application de lois protégeant les travailleurs âgés dans les différents États américains entre 1940 et 1980 a eu pour effet d'**accroître l'emploi des seniors**. Ce stimulus est expliqué par l'existence de **contrats implicites** et par la plus grande **confiance** entre les deux parties grâce à ces protections additionnelles (Neumark et Stock, 1999) ou par un **plus grand attachement à l'emploi** (Adams, 2004). Ce sont donc **les travailleurs en emploi** qui ont massivement profité des changements

<sup>61</sup> Lahey J. N. (2008), « Age, women, and hiring an experimental study », *Journal of Human Resources*, 43(1), p. 30-56.

<sup>62</sup> Lahey J. N. (2010), *op. cit.*

législatifs, puisque la probabilité pour un senior d'être embauché n'a pas augmenté sur la période considérée.

### 2.2.2 Études de correspondance

Sur la base de la revue de littérature effectuée, **les seniors sont effectivement victimes de discriminations importantes à l'embauche** (voir annexe 3a).

Les études les plus récentes s'intéressent à la « boîte noire » de la discrimination, pour en comprendre les mécanismes et les déterminants.

Entre les théories de la discrimination, la balance semble pencher du côté de la **discrimination statistique**, notamment en ce qui concerne les préjugés à l'égard de **l'obsolescence des compétences** des seniors ou leur aptitude à utiliser les **ordinateurs** (Lahey, 2008). En effet, mentionner dans un CV ces aptitudes apporte un bonus aux seniors mais pas aux juniors, ce qui montre que l'a priori était plutôt défavorable aux seniors. À l'inverse, la présence d'un département de ressources humaines, la composition de la main-d'œuvre et le quartier n'ont pas d'impact sur le taux de rappel des seniors. Ces résultats vont donc dans le sens d'une **absence de discrimination de goût**.

En ce qui concerne les différents profils de seniors, il semblerait que **les femmes âgées soient plus discriminées que leurs collègues masculins**. Cet écart peut s'expliquer par le manque de recours légaux qui couvriraient à la fois la discrimination sur le genre et sur l'âge, ou par l'importance de l'apparence physique pour l'emploi des femmes (Neumark *et al.*, 2015). De plus, les seniors **plus proches de l'âge de la retraite** sont en moyenne plus discriminés que les quinquagénaires, et la transition vers des emplois à temps partiel ou moins contraignants n'est pas synonyme d'une discrimination plus forte (*ibid.*)

La plupart des études ont été réalisées aux États-Unis (Bendick *et al.*, 1997, 1999 ; Neumark *et al.*, 2015 ; Lahey, 2008). La seule étude publiée en France trouve que la discrimination sur l'âge y est **particulièrement forte** notamment en comparaison avec l'Allemagne et l'Angleterre (Riach et Rich, 2006a ; Riach, 2015). Le laboratoire TEPP a effectué des travaux sur ce thème<sup>63</sup> qui tendent à montrer que les seniors sont à la fois pénalisés du fait de **l'obsolescence de leur capital humain et discriminés à cause de leur âge**, en particulier les hommes en reconversion professionnelle. Leur *testing* ne trouve pas d'effet du délai restant à courir avant la retraite.

L'analyse de la dizaine d'études sur cette question précise est rendue difficile par la grande variabilité dans le design des tests réalisés.

Tout d'abord, les âges considérés et l'écart entre les deux candidats fictifs varient considérablement. Certaines approches s'intéressent particulièrement aux travailleurs **proches de l'âge de la retraite** (Lahey, 2008 ; Neumark *et al.*, 2015), d'autres considèrent l'effet de l'âge hors de ce signal négatif, c'est-à-dire en comparant par exemple quadragénaires et trentenaires (Riach et Rich, 2010 ; Albert *et al.*, 2011 ; Ahmed *et al.*, 2012).

<sup>63</sup> Challe L., Fremigacci F., Langot F., L'Horty Y., Du Parquet L. et Petit P. (2016), « [Accès à l'emploi selon l'âge et le genre : les résultats d'une expérience contrôlée](#) », *TEPP Rapport de recherche*, n° 2016-02.

Pour ce qui est des secteurs et postes occupés, les *correspondence studies* sont assez limitées dans le champ et la dimension considérés. En effet, pour mener une étude satisfaisante, il faut que le nombre d'offres dans les domaines considérés soit conséquent, que le processus de sélection dans ces emplois se fasse habituellement par voie écrite (et non par le réseau), qu'il ne nécessite pas de preuves d'identité ou de qualifications, et enfin que ces emplois soient appropriés pour des travailleurs de tout âge. Pour ces raisons, la plupart du temps, ce sont des emplois peu qualifiés qui sont considérés. Certains auteurs insistent sur leur volonté d'avoir une approche réaliste du marché du travail tel qu'il se présente aux seniors (Bendick *et al.*, 1997), et donc de se concentrer sur des emplois qui embauchent des catégories d'âge très larges. Pour les États-Unis, *Current Population Survey* (CPS) à l'appui, des postes tels que vendeurs, caissiers, concierges, agents de sécurité et agents d'entretien pour les hommes, vendeuses, caissières, secrétaires, assistantes administratives, réceptionnistes et employées de bureau pour les femmes peuvent être identifiés (Neumark *et al.*, 2015). Il existe de fait un certain chevauchement entre les différentes études. L'industrie, la restauration, la vente et l'administration sont les principaux secteurs concernés et investigués.

Enfin, les modes de collecte et de prospection ont évolué, notamment avec les changements technologiques. Depuis les lettres envoyées en candidature spontanée, ou en réponse à des petites annonces publiées dans les journaux, jusqu'à l'automatisation d'envoi de mails en réponse à des offres sur internet. Cette évolution et cette numérisation des processus de recrutement ont permis de grandement augmenter les échantillons considérés : de 1 550 CV envoyés pour le premier test de discrimination à l'embauche ayant considéré le motif de l'âge (Bendick *et al.*, 1997) à 40 236 CV pour le plus récent (Neumark *et al.*, 2015).

### Encadré 2 – La critique d'Heckman

Dans les années 1990, Heckman formule une critique des études d'audit et de correspondance (AC) qui se développent alors dans le champ de la recherche économique sur les discriminations, notamment envers les Afro-Américains<sup>64</sup>. Concernant les méthodes d'audit, il moque le fait que les candidats sont des « étudiants de fac surqualifiés en vacances ». Le recours à des étudiants comme sujets pose un problème d'« effet expérimentateur » et crée un possible biais de confirmation lorsque ces étudiant savent le but de l'étude. De plus, vouloir gommer toutes les différences entre deux individus semble illusoire.

Concernant le principe même des études AC, Heckman montre qu'observer une différence de traitement entre deux individus ou CV similaires en tout point n'est pas suffisant pour conclure à l'existence de discriminations. En effet, ces études reposent sur des

<sup>64</sup> Heckman J. et Siegelman P. (1993), « The Urban Institute audit studies: Their methods and findings », in Fix M. et Struyk R. (eds), *Clear and Convincing Evidence: Measurement of Discrimination in America*, Urban Institute ; Heckman J. (1998), *op. cit.*

hypothèses fortes concernant la distribution des caractéristiques des deux populations qu'on cherche à comparer. Heckman affirme que les caractéristiques inobservables sont un facteur déterminant dans la productivité, et donc dans l'embauche. De fait, la plupart des études sur le capital humain qui essaient de prédire par exemple le salaire avec des données démographiques n'en expliquent qu'une part minimale (20 % à 30 %).

Or, si l'on suppose que les candidats ont les mêmes caractéristiques inobservables en moyenne, il est difficile de faire la même hypothèse en termes de variance, notamment pour les seniors. La théorie économique et spécifiquement la théorie mincerienne<sup>65</sup> montre que les salaires (donc la productivité) deviennent de plus en plus dispersés avec l'âge, du fait des investissements différenciés dans le capital humain et leur accumulation avec l'âge. Si cette variation plus grande des caractéristiques des seniors et donc de la productivité n'est pas contrôlée dans les CV, l'effet discriminatoire n'est plus identifié.

En effet, si l'on considère que les candidats à un poste sont rappelés uniquement si leur productivité estimée dépasse un seuil donné, alors la distribution des caractéristiques inobservables aura un effet déterminant sur la probabilité de rappel. Si la qualité des participants à l'étude est relativement basse (comme souvent dans les *correspondence studies*), les candidats avec la variance élevée (les seniors) seront avantagés puisqu'ils auront plus de probabilité de se trouver au-dessus du seuil.

Cette observation souligne le fait qu'il existe potentiellement un biais en faveur des seniors dans les études AC. En effet, la discrimination consisterait en un seuil différent, plus élevé pour les seniors que pour les jeunes, mais ici une différence de traitement peut être observée même dans les cas où le seuil est le même.

Neumark *et al.* (2015) sont les seuls à prendre en compte ce biais potentiel dans leur *testing*. Afin d'identifier la discrimination, ils créent des candidatures hétérogènes avec une variation dans les niveaux de qualification signalés par les diplômes et les compétences. Leur intuition est de supposer qu'il y a de la variation dans les caractéristiques de certains candidats qui affectent leur productivité et qui ont le même effet pour tous les groupes. Dans leur étude, la moitié des CV est donc très qualifiée et la moitié peu qualifiée. Le niveau de qualité est rendu dans les CV par le niveau du diplôme et le niveau de qualification pour l'emploi considéré. Les résultats de l'étude montrent qu'il existe effectivement un biais négatif dû à la variance pour les femmes âgées, puisque après correction ils mettent en évidence une discrimination envers les femmes égale, voire supérieure. Pour les hommes, cependant, les conclusions sont plus nuancées puisqu'il semble que l'effet dépende du poste considéré.

### 2.2.3 Discriminations ressenties

La mesure de la discrimination via la perception qu'en ont les personnes enquêtées est une approche subjective qui apporte un aspect plus qualitatif que les méthodes citées ci-dessus. La faiblesse de cette méthode tient dans la fiabilité des opinions des personnes, qui sont des **mesures potentiellement biaisées de la réalité**, notamment pour un sujet aussi personnel

<sup>65</sup> Mincer J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York, Columbia University Press.



que la discrimination. S'il existe une **hétérogénéité non observable** entre les personnes qui rapportent avoir été discriminées et celles qui ne le rapportent pas, et si elle est aussi liée à l'emploi, alors cette mesure sera biaisée. Par exemple, si les seniors en emploi sont aussi ceux qui ont moins tendance à rapporter des discriminations. De même, rapporter une discrimination peut être un signe d'insatisfaction dans l'emploi. Si un employé se considère lésé par son employeur et cherche à rationaliser son mécontentement, il peut avoir plus tendance à indiquer se sentir discriminé (Adams, 2002).

Une manière d'éviter ces écueils est de considérer des salariés interrogés en panel, d'identifier ceux qui changent de réponse (*switchers*) et de contrôler pour la satisfaction dans l'emploi et la perception d'autres types de discrimination (Johnson et Neumark, 1997).

En contrôlant pour l'hétérogénéité, il semble que **la perception d'être discriminé soit corrélée à une plus forte probabilité de perdre son emploi, d'être moins payé dans son emploi suivant (*ibid.*), de partir à la retraite et de voir son salaire croître moins rapidement** que celui de ses collègues (Adams, 2002).

En France, il n'existe pas d'études reliant les deux aspects. Certaines enquêtes d'opinion (Eurobaromètre<sup>66</sup>, Enquête européenne sur les conditions de travail<sup>67</sup>, Baromètre annuel de la perception des discriminations dans l'emploi) mesurent les discriminations dans l'emploi. L'âge est un critère particulièrement prégnant en France selon le Défenseur des droits : c'est le premier motif invoqué. En effet, 16,9 % des femmes et 13,8 % des hommes actifs déclarent avoir fait l'expérience d'une discrimination liée à l'âge dans le monde professionnel en 2016. En 2014 (7<sup>e</sup> Baromètre), 81,5 % des répondants considèrent qu'être âgé de plus de 55 ans constitue un inconvénient à l'embauche.

---

<sup>66</sup> Union européenne (2015), *Special Eurobarometer 437 "Discrimination in the EU in 2015*.

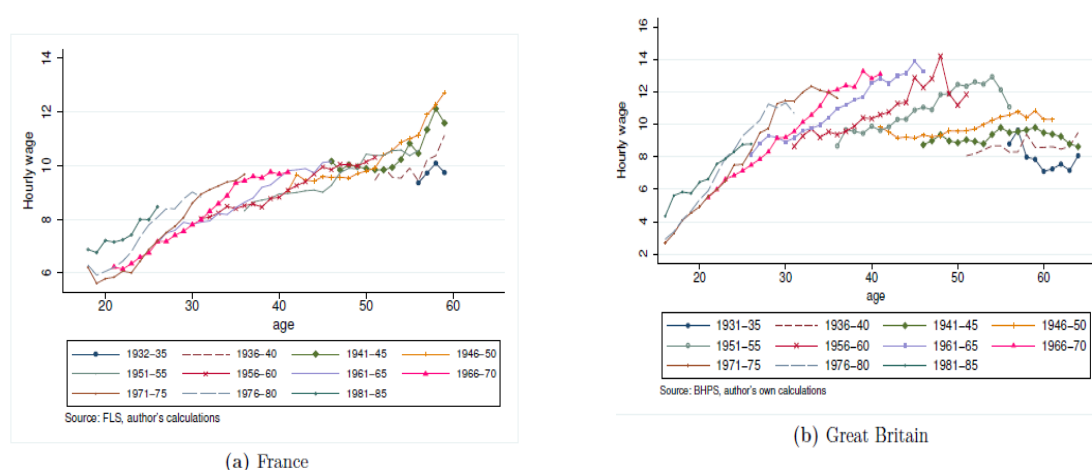
<sup>67</sup> Eurofound (2016), *Sixth European Working Conditions Survey – Overview report*, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

### 3. Revue des travaux sur le lien salaire-âge-productivité

La question de la mesure de la productivité du travail est centrale dans l'explication du lien entre emploi et discrimination.

Selon la **théorie économique néoclassique**, en l'absence de friction sur le marché et d'une concurrence parfaite entre les entreprises, **l'évolution des salaires doit refléter parfaitement celle de la productivité**. Cette théorie ne peut être invoquée au mieux que pour expliquer le salaire super brut, c'est-à-dire le coût du travail. Toutefois, le salaire net étant très inférieur au coût du travail en France, cette théorie ne peut à elle seule permettre de comprendre l'évolution des salaires nets en France. La connaissance des institutions du marché du travail (salaire minimum, cotisations sociales, modes de négociations salariales, etc.) doit également être mobilisée. Les observations en coupes transversales<sup>68</sup> montrent selon les pays une relation croissante et linéaire (voir graphique 4a) ou un profil âge-salaire qui suit une courbe en cloche ou en « U inversé » (graphique 4b). La théorie économique explique la hausse du salaire selon l'âge par celui concomitant de la productivité, par la révélation d'informations sur le salarié ou encore par des incitations à l'efficacité.

Graphique 4a et 4b – Profil observé en coupes transversales des salaires horaires en France et en Grande-Bretagne

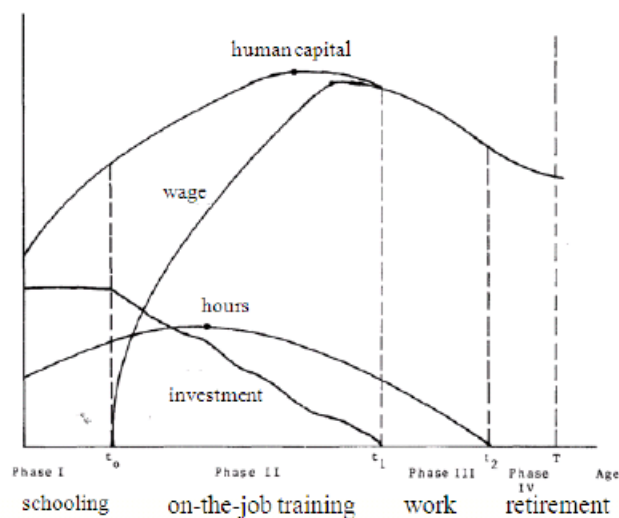


Source : Charni (2016)

La forme en « U inversé » peut être expliquée à elle seule à partir du modèle du capital humain, selon lequel l'investissement en capital humain se réduit au cours du cycle de vie et en lien la productivité individuelle et donc le salaire (voir graphique 5).

<sup>68</sup> Voir Casanova (2013), Rupert et Zanella (2015) et Charni (2016).

Graphique 5 – Profil théorique des salaires, du nombre d'heures travaillées et de l'investissement en capital humain au cours du cycle de vie dans le modèle du capital humain



Lecture : dans le modèle du capital humain, le salaire équivaut au rendement du capital humain. Il augmente tant que l'investissement net en capital humain accroît son stock. Cela correspond à la phase II du graphique. À la fin de la période d'activité (phase III), l'investissement en capital humain n'est plus suffisant et son stock décroît, en lien, le salaire également, ce qui conduit au profil âge-salaire en U inversé. Le nombre d'heures travaillées au cours du cycle de vie suit un profil identique à celui de l'âge : via un effet de substitution entre le travail et le loisir qui domine l'effet revenu, l'offre de travail augmente lorsque le salaire augmente.

Source : Weiss (1986) dans Rupert et Zanella (2012)

**Étudier la divergence (ou non) entre le salaire et la productivité est donc essentiel pour comprendre l'emploi des seniors.** Cette divergence peut être la cause notamment de l'évincement des seniors en fin de carrière ou de leur moindre taux de retour à l'emploi après un épisode de chômage. **Si ce « décrochage » n'est pas observé**, il sera possible d'avancer que les préjugés et stéréotypes sur l'efficacité jouent un rôle dans le faible taux d'emploi des seniors et que ceux-ci **font l'objet de discrimination**. La discrimination statistique se base effectivement sur la supposition qu'une catégorie de travailleurs, ici les seniors, est en moyenne moins productive.

Cela suppose d'abord d'observer les « vrais » profils âge-salaire et âge-productivité. Si effectivement on observe un écart positif et croissant entre les deux, on peut alors conclure à une sur-rémunération des seniors justifiant en partie la discrimination statistique dont ils feraient l'objet.

**Mesurer la productivité individuelle ou la performance des travailleurs pose question puisqu'il s'agit d'une notion théorique qui n'a pas, au contraire du salaire, d'incarnation physique immédiate, ou de définition précise**<sup>69</sup>. En économie et en management des ressources humaines, les chercheurs ont fait évoluer leur acception et leur méthode de mesure de la productivité avec le temps depuis **la productivité individuelle** à **la productivité moyenne de catégories de travailleurs** qui font l'objet des sections 3.2 et 3.3 de cette partie.

<sup>69</sup> Aubert P. (2010), *L'emploi des salariés âgés : le rôle des salaires et de la productivité dans la demande de travail des entreprises*, Thèse de doctorat, Paris X-Nanterre.

En revanche, observer le « vrai » **profil âge-salaire** est rendu possible en mobilisant des techniques de décomposition qui permettent de corriger des effets de cohorte, de date ou encore de sélection. Nous faisons état des recherches dans la dernière section de cette partie. Auparavant, nous rappelons trois modèles importants de la formation des salaires en relation avec celle de la productivité.

### 3.1 Modèles théoriques de l'évolution des salaires et de la productivité

Il existe dans la théorie économique plusieurs approches pour expliquer le profil âge-salaire. Ces théories pointent dans des directions opposées s'agissant de l'évolution de la productivité avec l'âge.

#### *La théorie du capital humain*

La théorie du capital humain est la première théorie économique à s'intéresser au profil âge-salaire et à expliquer celui-ci par des gains de productivité. Développée par **Becker**<sup>70</sup> et **Mincer**<sup>71</sup>, cette théorie s'appuie sur l'investissement dans le capital humain notamment via la formation professionnelle pour expliquer que les seniors sont plus productifs car ils ont accumulé plus de capital humain<sup>72</sup> et sont donc mieux payés. L'investissement optimal dans le capital humain dépend cependant négativement de l'âge, à la fois pour le travailleur et l'entreprise, puisque la période de retour sur investissement se réduit. Cela pourrait expliquer la réticence des entreprises, ainsi que des salariés eux-mêmes, à investir dans la formation des seniors<sup>73</sup> et ainsi expliquer un probable plafonnement de la productivité à la fin de la vie active. Ces modèles ont aussi pour conséquence que le profil de salaire est de plus en plus pentu avec le niveau de qualification, ce qui a été vérifié empiriquement<sup>74</sup>. La théorie différencie entre le capital humain général et spécifique, selon que celui-ci est transférable ou non d'une entreprise à l'autre. Puisque les seniors ont en moyenne plus d'ancienneté dans leur poste, l'accumulation de capital spécifique, notamment s'il ne se déprécie pas trop rapidement, peut expliquer la concavité de la courbe de salaire.

#### *Modèle d'appariement (Job Matching)*

Contrairement à la théorie du capital humain, la théorie de l'appariement employé-emploi (**Mortensen-Pissarides**<sup>75</sup>) suppose que l'augmentation observée du salaire avec l'ancienneté (et donc l'âge) n'est pas due à des investissements dans le capital humain spécifique, mais à l'augmentation de la qualité des appariements entre employés et emploi

---

<sup>70</sup> Becker G. S. (1962), « Investment in human capital: A theoretical analysis », *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, 70(5), p. 9-49.

<sup>71</sup> Mincer J. (1958), « Investment in human capital and personal income distribution », *Journal of Political Economy*, 66(4), p. 281-302.

<sup>72</sup> Mincer J. (1974), *op. cit.* ; Becker G. S. (1975). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economic Research.

<sup>73</sup> Demailly D. (2016), *op. cit.*

<sup>74</sup> Lollivier S. et Payen J. F. (1990), « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Économie & Prévision*, 92(1), p. 87-95.

<sup>75</sup> Mortensen D. T. et Pissarides C. A. (1994), « Job creation and job destruction in the theory of unemployment », *The Review of Economic Studies*, 61(3), p. 397-415.

qui entraînent un accroissement de la productivité. Les deux théories sont similaires puisqu'elles égalisent hausse du salaire et hausse de la productivité, mais la théorie du « *search and match* » ajoute des asymétries d'informations entre employeurs et employés quant à la productivité de ces derniers. Dans ces modèles, le taux de rotation de la main-d'œuvre est central dans l'explication des carrières salariales.

D'après **Bartel et Borjas**<sup>76</sup>, la mobilité dans l'emploi est source de gains chez les jeunes mais négative pour les travailleurs âgés. Les auteurs l'expliquent par la différence de motifs de sortie de l'emploi : pour les jeunes, il s'agit de trouver un meilleur emploi alors que pour les seniors il s'agit plus souvent d'une insatisfaction dans l'emploi actuel. **Topel et Ward**<sup>77</sup> montrent que dans les dix premières années de la vie active, un tiers de la croissance du salaire est due au changement d'emploi. Ils lient la mobilité professionnelle et le salaire, et montrent que celui-ci est déterminant dans la décision de changer ou non d'emploi. Empiriquement, il y a donc un comportement de « *job shopping* » de la part des jeunes qui est décisif dans leur transition vers des relations d'emploi stables. Les seniors eux sont censés avoir trouvé le bon appariement, et une rupture du contrat de travail est interprétée par le marché comme un signal négatif. **Ces résultats invalident le modèle classique de capital humain pour expliquer la croissance des salaires au cours de la vie.**

### **Contrats à paiements différés : les contrats de Lazear (1979)**

Dans la théorie économique classique, s'il existe une divergence entre la valeur du produit marginal d'un salarié et son salaire, il est rationnel pour l'entreprise de se séparer du salarié quand cet écart est négatif. Cependant, les modèles de contrats incitatifs arrivent à des conclusions complètement différentes, qui ont donc potentiellement des conséquences distinctes concernant l'élaboration des politiques publiques.

Le « **contrat de Lazear** » (Lazear, 1979) est une manière de résoudre le problème « **principal-agent** » en payant le salarié moins que son produit marginal quand il est jeune et plus quand il est âgé. **Ce type de contrat encourage le salarié à exercer des efforts tout du long de sa carrière**, puisqu'il ne recevra l'ensemble de sa compensation qu'à la fin de son contrat et que perdre son emploi est extrêmement pénalisant.

Ce type de contrat est bénéfique à la fois pour l'entreprise, qui évite les négligences de la part des travailleurs, et pour les travailleurs qui sont plus productifs et donc mieux payés sur l'ensemble de leur vie. Cependant, il existe aussi des effets négatifs. Par exemple, puisqu'à la fin de leur carrière les salariés sont payés plus que la valeur marginale de leur loisir, ils n'ont pas d'incitation à arrêter de travailler. Cela explique la nécessité pour les entreprises de pouvoir imposer des départs à la retraite d'office (Lazear, 1979). De plus, ce type de contrat implique que les travailleurs âgés ne sont jamais embauchés, puisqu'il existe des rigidités sur la fixation d'un salaire inférieur à leur productivité dans la première moitié de leur contrat. Enfin, il peut provoquer un comportement opportuniste de la part des entreprises. En effet, il est dans leur intérêt de rompre les contrats avant l'âge décidé à la signature, puisque c'est à

<sup>76</sup> Bartel A. P. et Borjas G. J. (1981), « [Wage growth and job turnover: An empirical analysis](#) », in *Studies in Labor Markets*, University of Chicago Press, p. 65-90.

<sup>77</sup> Topel R. H. et Ward M. P. (1992), « [Job mobility and the careers of young men](#) », *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), p. 439-479.

la fin de sa carrière qu'un employé est le plus coûteux. Les effets de réputation ne sont pas forcément suffisants pour contrecarrer cet effet pervers (Neumark et Stock, 1999). En effet, puisqu'il existe de fortes asymétries d'information entre employeurs et employés, il est facile pour les entreprises de dissimuler les licenciements opportunistes de seniors sous des motifs économiques et des impératifs de productivité.

### 3.2 Productivité individuelle<sup>78</sup>

La mesure de la productivité à un niveau individuel est ancienne, basée sur le modèle productif des industries manufacturières, où l'output est clairement défini et mesurable.

Il s'agit par exemple de mesurer la productivité « à la pièce » des travailleurs, en termes de rapidité et de qualité d'exécution des tâches. Ces capacités à trier du courrier, taper à la machine, classer des dossiers, assembler des chaussures, semblent rester stables avec l'âge à part pour les ouvriers d'usine (Kutscher et Walker, 1960 ; Mark, 1957). Une autre branche de la recherche s'est intéressée à la production scientifique, différente de par son domaine mais évaluée pareillement en volume et qualité d'articles produits. Les conclusions sont moins optimistes : en physique, physiologie, géologie, biochimie (Stephan et Levin, 1988) ou en économie (Oster et Hamermesh, 1998), le lien entre performance et âge est négatif.

Une autre manière d'apprécier la productivité d'un individu est de s'appuyer sur un proxy de la productivité : les évaluations de supérieurs ou de collègues. Cette mesure est particulièrement appropriée pour les employés de bureau, qui sont régulièrement notés ou évalués sur leur performance. Les résultats dans ce champ sont peu concluants : un lien légèrement négatif (Waldman et Avolio, 1986 ; Abraham et Medoff, 1981) ou non significatif (McEvoi et Cascio, 1989 ; Abraham et Medoff, 1980) est observé entre la performance évaluée par l'entourage professionnel et l'âge. De plus, ces travaux reposent sur l'hypothèse que les notations subjectives sont un reflet non biaisé de la productivité réelle des travailleurs. Cette hypothèse n'est pas nécessairement vérifiée, on peut penser par exemple que la notation des seniors est très liée à leurs performances passées, ou à la perception de leur « loyauté », s'ils sont restés longtemps dans l'entreprise<sup>79</sup>.

Les mesures de la productivité individuelle ont été critiquées pour leurs aspects réducteurs et non représentatifs de la réalité, par exemple de la complémentarité entre seniors et juniors dans l'entreprise (Aubert, 2010). Ces indicateurs, complètement centrés sur les capacités fonctionnelles des salariés, ne prennent pas en compte l'adaptation des travailleurs face au vieillissement et les stratégies qu'ils déploient pour compenser le déclin de certaines de leurs capacités (Jolivet, Molinié et Volkoff, 2000).

---

<sup>78</sup> Skirbekk V. (2004), « Age and individual productivity: A literature survey », *Vienna Yearbook of Population Research*, p. 133-153.

<sup>79</sup> Salthouse T. A. et Maurer T. J. (1996), « Aging, job performance, and career development », *Handbook of the Psychology of Aging*, 4, p. 353-364.

### 3.3 Productivité moyenne de groupes homogènes

Plus récemment, une approche différente de la mesure de la productivité a émergé, notamment grâce à la disponibilité de bases appariées employeurs-employés, qui apportent de plus une forte puissance statistique à ces analyses par la large taille des échantillons. Cette littérature n'essaie plus d'estimer la productivité au niveau de l'individu mais **au niveau du groupe**, défini en général par ses caractéristiques démographiques. **La mesure de la productivité est appréhendée comme la mesure de la « contribution de ce groupe à la valeur ajoutée de l'entreprise ».**

Les premiers à construire cette méthode et à systématiquement comparer les courbes de salaires avec les courbes de productivité sont **Hellerstein, Neumark et Troske dès 1995** sur données israéliennes<sup>80</sup>, puis dès 1999 sur données américaines<sup>81</sup>. Sur des données en coupe de 3 000 entreprises du secteur manufacturier et en considérant **l'impact de la part dans la main-d'œuvre des travailleurs définis selon leur sexe, âge, origine et qualifications sur les résultats** de celles-ci, ils ne **trouvent pas d'impact significatif de l'âge sur la productivité**. Cependant, dans un article ultérieur<sup>82</sup>, en utilisant une base de données plus riche (*Decennial Employer-Employee Dataset*), ils estiment que **les salaires et la productivité sont concaves avec l'âge** mais qu'il y a effectivement un **décrochage** entre les deux courbes pour les **plus de 55 ans**. Leurs différents articles ne sont pas forcément contradictoires, étant donné que les premiers avaient une puissance statistique moindre du fait de l'insuffisance des données.

Dans les trois pays de l'OCDE où des études similaires ont été menées, le constat est le même que celui d'Hellerstein et Neumark (2007) pour les États-Unis : la productivité des seniors est inférieure à celle des autres salariés (Haegeland et Klette, 1999, pour la Norvège ; Lallemand et Rycx, 2009, pour la Belgique). Si **les salaires ont aussi une forme concave, l'écart entre salaire et productivité se creuse** avec l'âge (Dostie, 2011, pour le Canada).

En France, la première étude sur le sujet de Crépon *et al.* (2003) concluait, pour la période allant de 1993 à 1997, que **la divergence entre salaires et productivité s'accroissait avec l'âge** à cause de **la stagnation** de cette dernière pour les **plus de 50 ans**, en utilisant les DADS<sup>83</sup> appariées aux données fiscales d'entreprises. Par la suite, leur méthode a été **critiquée** notamment dans Aubert et Crépon (2003), du fait qu'ils ne prenaient pas en compte le **biais de simultanéité** (voir encadré 2). En effet, les seniors sont mécaniquement plus présents dans les entreprises en déclin, car l'ajustement se fait généralement sur la main-d'œuvre jeune parce qu'il est moins coûteux pour l'entreprise (Aubert, 2010).

<sup>80</sup> Hellerstein J. K. et Neumark D. (1995), « Are earnings profiles steeper than productivity profiles? Evidence from Israeli firm-level data », *Journal of Human Resources*, 30(1), p. 89-112.

<sup>81</sup> Hellerstein J. K., Neumark D. et Troske K. R. (1999), « Wages, productivity, and worker characteristics: Evidence from plant-level production functions and wage equations », *Journal of Labor Economics*, 17(3), p. 409-446.

<sup>82</sup> Hellerstein J. K. et Neumark D. (2007), « Production function and wage equation estimation with heterogeneous labor: Evidence from a new matched employer-employee data set », in *Hard-to-Measure Goods and Services: Essays in honor of Zvi Griliches*, University of Chicago Press, p. 31-71.

<sup>83</sup> DADS : déclaration annuelle des données sociales.

Sur les mêmes données, utilisées en panel (1994-2000), Aubert et Crépon (2003) concluent qu'il n'y a « **pas de véritable décroissance de la productivité en deuxième partie de vie active** » et qu'il n'y a **pas divergence entre productivité et rémunérations**. Dans les trois secteurs d'activité considérés (industrie, services, commerce), la **productivité des travailleurs augmenterait jusqu'à 40 ans, se stabiliserait, puis entamerait un déclin à partir de 55 ans**. Les auteurs indiquent toutefois que l'on ne peut pas fréquemment rejeter l'hypothèse d'égalité des productivités marginales avec celles du groupe de référence (35-39 ans) d'une part et que la baisse de la productivité après 55 ans n'est pas statistiquement significative d'autre part. On ne peut donc pas en inférer un profil âge-productivité en France, qui par ailleurs selon les auteurs de l'étude concerne les générations anciennes d'avant le baby-boom.

Plus récemment, sur la période 2003-2004, et en s'intéressant au nexus âge-qualification-productivité, Roger et Wasmer (2011) trouvent que **les travailleurs seniors peu qualifiés** ont un écart entre salaire et productivité positif et élevé dans les trois secteurs d'activité considérés avec un profil âge-productivité en cloche, à l'exception du secteur manufacturier. Pour les travailleurs seniors qualifiés, l'écart est faible dans le secteur manufacturier et dans le secteur du commerce, et **le profil âge-productivité rend compte respectivement d'une stabilité et d'une hausse de la productivité des salariés au cours du cycle de vie**. Dans le secteur des services seulement, la productivité des seniors est inférieure à celles des salariés plus jeunes. **Cette différence de profil âge-productivité pourrait être due à un effet de sélection différencié** si les employés peu qualifiés les plus productifs sortent de l'emploi ou bien ont des carrières ascendantes qui les font passer dans la catégorie des qualifiés, et si les seniors qualifiés en emploi tendent à être les plus productifs.

### Encadré 3 – La méthode économétrique de Hellerstein, Neumark et Troske (1999)

**Hellerstein, Neumark et Troske (1999)** (HNT dans la suite) sont les premiers à utiliser une approche nouvelle du **lien entre âge et productivité**. En effet, en utilisant des bases appariées employeurs-employés, ils ne cherchent plus à estimer la productivité individuelle mais à estimer **la contribution de groupes de salariés à la valeur ajoutée de l'entreprise**. Ces groupes sont définis selon des catégories plus ou moins fines : âge, sexe, qualifications, secteur d'activité, etc. La valeur mesurée est la productivité marginale d'une catégorie, relative à la catégorie de référence. **La spécificité de HNT est surtout d'estimer conjointement fonction de production et équation de salaire**. Cette méthode est utilisée ultérieurement par Haegeland et Klette (1999), Crépon *et al.* (2003), Aubert et Crépon (2003) et Roger et Wassmer (2011).

#### Production

La fonction de production utilisée est une fonction Cobb Douglas classique

$$Q = A \times K^{\beta} \times \lambda \cdot L^{\alpha}$$



où  $Q$  est la valeur ajoutée,  $A$  la productivité totale des facteurs (PTF),  $K$  le stock de capital et  $\lambda L$  le « travail efficace ». Certains articles utilisent une fonction translog, plus générale.

En supposant que les différentes catégories de travailleurs sont parfaitement substituables, le stock de capital humain efficace peut être reformulé afin de faire apparaître l'apport de chaque sous-groupe  $j$ , relatif au groupe de référence  $\lambda_0 \cdot L_0$ . Soit :

$$\lambda L = \sum_j \lambda_j L_j = \lambda_0 \cdot L \left( \frac{L_0}{L} + \sum_{j=1} \frac{\lambda_j}{\lambda_0} \cdot \frac{L_j}{L} \right) = \lambda_0 \cdot L \left( 1 + \sum_{j=1} \left( \frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1 \right) \cdot \frac{L_j}{L} \right)$$

où  $\frac{\lambda_j}{\lambda_0}$  est la productivité relative de la catégorie  $j$  par rapport à la population de référence.

En réécrivant la fonction de production en logarithme, et en supposant que les productivités relatives sont les mêmes d'une entreprise à l'autre, on obtient pour chaque entreprise  $i$  et chaque période  $t$  :

$$\log Q_{i,t} = \text{constante} + \beta \log K_{i,t} + \alpha \log L_{i,t} + \alpha \log \left( 1 + \sum_{j=1} \left( \frac{\lambda_j}{\lambda_0} - 1 \right) \cdot \left( \frac{L_j}{L} \right)_{i,t} \right) + \epsilon_{i,t}$$

Cette approche revient donc à considérer chaque groupe de salariés comme un facteur de production spécifique, et à estimer la productivité marginale de ce facteur comme le coefficient dans la régression de la valeur ajoutée.

## Salaires

Afin de pouvoir comparer les profils de productivité et de salaire, les mêmes contraintes et la même approche sont utilisées. On estime les coûts salariaux relatifs de chaque catégorie via la relation entre part de la catégorie et coût horaire moyen. L'équation est donc une forme d'agrégation au niveau de l'entreprise des équations de salaires individuelles.

$$\bar{w} = \frac{\sum_i w_i \cdot L_i}{\sum_i L_i} = w_0 \cdot \left( 1 + \sum_{i=1} \left( \frac{w_i}{w_0} - 1 \right) \frac{L_i}{L} \right)$$

En supposant que les coûts salariaux relatifs sont constants d'une entreprise à l'autre, alors :

$$\log \bar{w}_i = \text{constante} + \log \left( 1 + \sum_{j=1} \left( \frac{w_j}{w_0} - 1 \right) \cdot \left( \frac{L_j}{L} \right)_i \right) + v_i$$

Les deux équations sont linéarisées et estimées de manière jointe pour chaque année d'observation.

Le nombre de paramètres à estimer est assez conséquent. Afin de résoudre ce problème, notamment lorsque des catégories additionnelles sont créées en ajoutant des caractéristiques déterminantes, des restrictions doivent être appliquées au modèle. Par exemple, le produit marginal relatif de deux catégories au sein d'un groupe démographique est fixé comme égal dans un autre groupe (Hellerstein et Neumark,

2006). La productivité relative des femmes âgées par rapport aux hommes âgés est donc fixée comme égale à la productivité relative des femmes jeunes par rapport aux hommes jeunes. Pour l'équation de salaire, chaque travailleur au sein d'une catégorie est supposé avoir le même salaire, avec en sus un terme d'erreur multiplicatif spécifique à l'entreprise.

### **Le problème de simultanéité (Griliches et Mairesse, 1995)**

Estimer des fonctions de production est particulièrement épineux du fait de la simultanéité des variations de la production et des ajustements des facteurs de la production. Dans notre cas, il y aura simultanéité si les entreprises anticipent les chocs futurs en ajustant la main-d'œuvre, notamment si elles le font de manière différenciée selon les classes d'âge. Par exemple, si une entreprise est en mauvaise santé économique, elle n'embauchera pas et mécaniquement sa main-d'œuvre vieillira. On observera donc simultanément une production moindre et une hausse de la part de la main-d'œuvre âgée. Le problème est donc celui de la causalité. Entre évolution de la main-d'œuvre et évolution de la production, laquelle cause l'autre<sup>84</sup> ?

Pour résoudre ce problème de simultanéité et estimer une relation non biaisée entre âge des travailleurs et productivité de l'entreprise, Aubert et Crépon (2003) utilisent la méthode d'Arellano et Bond (1991). Cette méthode des moments généralisés utilise comme variables instrumentales les niveaux passés des facteurs de production : par exemple les valeurs en t-1 et t-2 du logarithme du travail ou les niveaux passés des catégories d'âge dans les effectifs pour l'équation de coût salarial. La variation du poids de chaque classe d'âge sera fortement corrélée au nombre de salariés dans chaque classe, mécaniquement du fait du vieillissement.

Hellerstein et Neumark (1999, 2007) et Roger et Wasmer (2009) utilisent les méthodes de Levinsohn et Pétrin (2003) et Olley-Pakes (1996). Elles consistent dans l'ajout dans l'équation de production des proxys pour le terme d'erreur qui est anticipé dans les entreprises. Ce proxy est alternativement les consommations intermédiaires ou l'investissement.

## **3.4 Les profils âge-salaire**

À l'étranger, les travaux empiriques recensés les plus récents sur la relation âge-salaire concernent les États-Unis (Rupert et Zanella, 2015 ; Casanova, 2013), le Royaume-Uni (Charni, 2016 : et Myck, 2010) et l'Allemagne (Myck, 2010). À l'exception de Myck (2010), les travaux sur le profil âge-salaire mobilisent les outils économétriques standards pour épurer la relation des effets de date (ou effet du cycle économique), de cohortes (effet croissance de moyen long terme qui peut être décrit par les gains de productivité tendanciels), ou encore des effets de sélection dans l'emploi. Ces travaux interrogent la régularité en coupe observée d'un U inversé entre salaire et âge et tentent de produire la « vraie » relation âge-salaire (Charni, 2016), corrigée donc des effets autres que ceux de l'âge.

<sup>84</sup> Aubert P. et Crépon B. (2003), « La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation », *Économie et statistique*, n° 368, p. 95-119.

À cet égard, selon ces travaux, même si les différences de périodes et de champs rendent la comparaison limitée, les profils âge-salaire « bruts », non corrigés, forment une cloche à l'inverse du profil observé en France qui témoigne d'une relation croissante et linéaire pour les qualifiés et croissante et concave pour les non-qualifiés.

Ainsi **Myck (2010)** utilise la dimension panel sur la période 1995-2004 du British Household Panel Survey pour le Royaume-Uni et du German Socio Economic Panel (GSOEP) pour l'Allemagne. Il travaille sur les salaires horaires d'hommes âgés de 29 à 64 ans et sur trois cohortes d'individus âgés de respectivement 29-37 ans, 38-46 ans et 47-55 ans. La simple observation de l'évolution des taux d'emploi au sein de la cohorte sur la période, approche descriptive qui permet d'appréhender l'effet de sélection du marché de l'emploi, montre un effet plus élevé en Allemagne qu'au Royaume-Uni. Concernant les salaires, selon Myck (2010), l'observation confirmerait un profil en U inversé au Royaume-Uni. En Allemagne, la croissance de l'évolution des salaires horaires serait régulière entre 29 et 40 ans, puis accélérerait de 40 à 46 ans avant d'enclencher une baisse au-delà.

**Charni (2016)** exploite le *British Household Panel Survey* sur la période allant de 1991 à 2007. Elle étudie le lien entre l'âge des salariés nés entre 1936 et 1956 et leur salaire horaire. Elle réalise une observation en coupe des salaires, une décomposition à la Deaton à partir de pseudo-panels et enfin elle interroge trois facteurs potentiels de diminution des salaires en fin de carrière : l'effet du capital humain spécifique sur les salaires via les mobilités professionnelles, l'effet de l'offre de travail (*fin progressive d'activité*) et enfin l'effet de sélection. Les données en coupe de revenus annuels moyens et de salaires horaires indiquent un profil en cloche. À partir de pseudo-panels, sa décomposition de la relation âge-salaire par cohorte montre que les salaires progressent, à âge donné au fil des cohortes, que l'effet date suit globalement celui de la conjoncture sur la période et demeure inférieur à l'effet cohorte ou encore à l'effet âge. Elle conclut que l'effet cohorte positif explique les observations en coupes transversales d'une relation âge-salaire en U inversé au Royaume-Uni sur données brutes. Ses développements sur l'incidence de l'ancienneté dans l'emploi (ou du capital humain spécifique) sur les salaires montrent qu'un changement d'emploi (volontaire et involontaire) après 50 ans conduit en moyenne à une réduction de salaire relatif de 10 % par rapport aux salariés qui n'en changent pas et qu'une année supplémentaire dans l'emploi conduit à une hausse de 0,6 % du salaire horaire. Selon Charni (2016), les mobilités professionnelles des seniors peuvent contribuer à expliquer le U inversé. Enfin, sur l'incidence de la réduction de l'offre de travail des seniors via le recours au temps partiel, elle trouve un effet positif (la baisse du temps de travail conduit à la baisse du salaire horaire. Le profil âge-salaire en fin de carrière pourrait provenir également de cet effet « réduction de l'offre de travail » observé lors de transitions emploi-retraite au Royaume-Uni (*bridge jobs, partial retirement*). Enfin, concernant l'effet de sélection, elle souligne l'auto-sélection des plus aisés et/ou diplômés du marché du travail. À partir d'une modélisation d'un heckit sur les seniors, où les revenus non salariaux, l'état de santé, la présence d'un conjoint et son activité jouent comme discriminants à l'emploi, elle évalue les salaires corrigés et trouvent qu'au total il n'y aurait pas d'effet de sélection au Royaume-Uni.

À partir du panel Health and Retirement Study aux États-Unis, **Casanova (2013)** étudie la relation entre l'âge et le salaire d'individus américains âgés de plus de 50 ans et de leurs conjoints. Elle montre que les seniors réduisent le temps de travail à partir de 50 ans à

l'approche de la retraite. En revanche, elle n'obtient pas de résultats permettant d'affirmer que les salaires diminuent corrélativement, contrairement aux résultats de Charni au Royaume-Uni. Elle montre que les salaires horaires diminuent pour les salariés qui réduisent leur temps de travail à l'approche de la retraite. En revanche, elle ne trouve pas de diminution pour ceux qui restent à temps complet. Au final, la relation en U inversé n'est pas valable sinon pour les salariés qui réduisent leur temps de travail à l'approche de la retraite.

**Rupert et Zanella (2015)** étudient la relation âge-salaire aux États-Unis à partir du Panel Study of Income Dynamics sur une période de 43 ans et de la base Current Population Survey (CPS). Ils montrent, à partir de cohortes quinquennales d'hommes salariés nés entre 1917 et 1946, que la relation âge-salaire en U s'explique par la diminution du temps de travail (nombre d'heures travaillées) dès 50 ans, les salaires horaires continuant quant à eux de croître jusque bien après 60 ans. Ils testent la présence d'un effet de sélection en recourant à la méthode de Wooldridge (1995) et de Heckman, choisissent dans l'équation de participation deux variables d'exclusion, à savoir l'âge des individus = 1 si l'individu a plus de 62 ans et/ou plus de 65 ans, qui traduisent les incitations à réduire l'offre de travail créées par l'âge légal de retraite anticipée (62 ans) et celui auquel les individus peuvent percevoir leur retraite à taux plein (65 ans). Ils montrent que la hausse des salaires ou l'absence de diminution ne proviennent pas d'un effet de sélection, celui-ci étant par ailleurs « positif », les plus diplômés quittant prématurément l'emploi par un effet « richesse » lié probablement à une plus grande désutilité pour le travail et sans doute au système de retraite par capitalisation.

**En France**, le panel « tous salariés », les déclarations annuelles des données sociales (DADS) et l'enquête Emploi sont les principales sources utilisées pour étudier le profil âge-salaire. Seuls le panel « tous salariés » et les DADS sont des données longitudinales sur une longue période. L'enquête Emploi dont la dimension panel est réduite (18 mois, 6 trimestres d'observation) permet quant à elle de reconstruire des pseudo-panels (Charni, 2016) et présente l'avantage de contenir de nombreuses variables socio- démographiques, utilisées notamment pour l'étude de l'effet de sélection.

**Lollivier et Payen (1990)** sont les premiers à exploiter pleinement le panel et à essayer d'estimer un effet de génération en considérant les cohortes nées entre 1940 et 1960 et observées entre 1967 et 1982, et de contrôler l'effet de date. Ils introduisent un **salaire relatif** (salaire divisé par le salaire moyen dans l'économie à la date donnée), afin d'avoir un indicateur robuste aux effets de dates et de chocs économiques temporaires. **Ils trouvent des courbes de salaires croissantes et concaves avec l'âge, mais de plus en plus plates à mesure que le niveau de qualification baisse.**

Parmi les travaux existants sur des données longitudinales, Koubi (2003) dans le secteur privé entre 1967 et 2000 distingue les effets de cohorte, d'âge et de période. Afin d'identifier l'effet de l'âge, il estime que celui-ci est invariant entre les cohortes et mesure donc la façon dont le salaire relatif progresse au cours de la vie active en moyenne pour toutes les cohortes. Comme Lollivier et Payen (1990), il modélise aussi les carrières salariales individuelles en panel en fonction de trois effets : des effets de date communs à tous, d'âge quadratique, et de sélection. **Il trouve un profil plat après 36 ans, c'est-à-dire que le salaire des individus en moyenne dans toutes les cohortes augmente au même**

**rythme que le salaire moyen.** Pour les hommes cependant, après cet âge, le salaire relatif baisse, c'est-à-dire qu'ils ont des carrières moins favorables puisque leur salaire augmente moins rapidement que le salaire moyen. **Le salaire permanent<sup>85</sup> augmente entre les cohortes nées entre 1916 et 1942, puis baisse jusqu'à la cohorte née en 1956.** Koubi note aussi que les cohortes plus récentes (après 1950) ont des salaires plus bas en début de carrière, inversant les tendances précédentes, mais que la pente augmente de manière concomitante.

**Sans distinguer des différents effets de cohorte, âge et date ou de sélection hors de l'emploi,** Daussin-Bénichou *et al.* (2014) offrent un panorama complet entre 1988 et 2008 des carrières salariales, par sexe, niveau de diplôme et secteur public ou privé. **Ils identifient des courbes de salaire<sup>86</sup> concaves, quels que soient la nature de l'emploi et le niveau de diplôme,** mais qui sont plus concaves dans le secteur privé. L'étude trouve que les diplômés supérieurs au BEP permettent aux salariés un niveau et une croissance de salaire supérieurs, et ce d'autant plus que l'entreprise considérée est large.

**Charni (2016)** réalise une décomposition à la Deaton à partir de l'enquête Emploi sur la période allant de 1991 à 2007. Elle étudie le profil âge-salaire horaire réel des salariés âgés de 18 à 60 ans en les distinguant par niveau de qualification, sexe et enfin selon qu'ils travaillent dans le secteur public ou privé. Cinquante-cinq cohortes nées entre 1935 et 1981 sont étudiées. Le choix de travailler sur le salaire horaire est justifié par le fait qu'il s'approche le mieux de la mesure de la productivité (Casanova, 2010 ; Rupert et Zanella, 2015) à l'inverse du salaire annuel ou mensuel qui comprend des effets d'offre de travail. **Les résultats de l'étude rendent compte d'un profil âge-salaire croissant jusqu'à la fin de la carrière.** Charni identifie par ailleurs un effet cohorte positif (et croissant jusqu'en 1970 et stable ensuite) qu'elle attribue aux conditions économiques des Trente Glorieuses et à la hausse de l'accès à l'éducation. Les profils âge-salaire se distinguent par catégories socioprofessionnelles : peu différents de zéro pour les plus qualifiés, ils sont croissants pour les classes intermédiaires et peu qualifiées. De la même manière, les effets de cohorte sont positifs et élevés pour les CSP intermédiaires et peu qualifiées, et peu différents de zéro pour les très qualifiés. L'analyse selon le sexe montre que l'effet cohorte est comparable. En revanche, le profil âge-salaire se distingue : pour les hommes, la croissance des salaires s'accélère en début de carrière jusqu'à 40 ans, alors qu'elle est plus modérée pour les femmes. L'accélération de la croissance des salaires à partir de 55-57 ans est en revanche observée quel que soit le sexe.

---

<sup>85</sup> Le salaire permanent est la moyenne des salaires des individus appartenant à une cohorte donnée.

<sup>86</sup> Le salaire considéré est le salaire relatif au salaire médian d'une année tous secteurs confondus.

## 4. Étude économétrique du profil salarial par âge et de son évolution

### 4.1 Présentation de la démarche, des données et des cohortes construites par pseudo-panel

#### 4.1.1 De la détection de la discrimination à l'étude du profil salarial par âge

Comme on l'a vu dans la partie 2<sup>87</sup>, l'approche économétrique usuelle de mesure des discriminations sur le marché du travail, consistant à estimer les écarts inexpliqués (de taux d'emploi, de salaires, d'accès au CDI, etc.), ne s'applique pas à l'étude de la discrimination à l'égard des seniors. En effet, on ne raisonne pas à caractéristiques productives données, l'expérience dépendant positivement de l'âge.

L'une des explications de l'existence de discriminations statistiques envers les seniors serait l'écart positif entre le coût salarial et la productivité. Tester cette hypothèse de discrimination statistique à la Arrow, qui repose donc sur la croyance<sup>88</sup> d'un coût supplémentaire des seniors dû à un écart entre lesdites productivités et rémunérations, suppose d'observer au cours du cycle de vie l'évolution des salaires relativement à celle de la productivité.

L'étude du couple productivité-salaire est ainsi centrale dans l'étude des discriminations à l'endroit des seniors et, comme relevé par l'IGAS (2012), les travaux empiriques en France demeurent rares et peu concluants.

Au final, la difficulté d'emploi des seniors ne résulterait-elle pas d'un décalage entre leur productivité, ou plus généralement leur apport à l'entreprise, et leur salaire ? On ne peut répondre à cette question par une simple description de la relation statistique entre âge et salaire au long du cycle de vie. Cependant, dans un premier temps, il est nécessaire de documenter cette relation à partir des données disponibles les plus récentes. Comme souligné précédemment, si la productivité était toujours croissante avec l'âge, les expériences de *correspondance studies* seraient plus facilement interprétables en termes de discrimination selon les goûts de l'employeur.

Cette partie tente de contribuer à la progression des connaissances sur cette question par une analyse détaillée de l'évolution des salaires au cours du « cycle de vie » afin d'intégrer les effets de l'âge et de la génération dans la formation des salaires. En effet, niveau et évolution des salaires dépendent des cycles économiques et du contexte historique dans lesquels les individus sont entrés sur le marché du travail, qui varie d'une génération à l'autre.

On vise ainsi à **identifier l'effet de l'âge sur les salaires en France** des salariés à temps complet nés entre 1939 et 1974 sur la période allant de 1990 à 2015.

---

<sup>87</sup> Voir également CNIS (2017), *op. cit.*

<sup>88</sup> Croyances qui sont vérifiées en moyenne à l'équilibre selon l'hypothèse d'anticipations rationnelles.

## 4.1.2 Les difficultés méthodologiques et statistiques

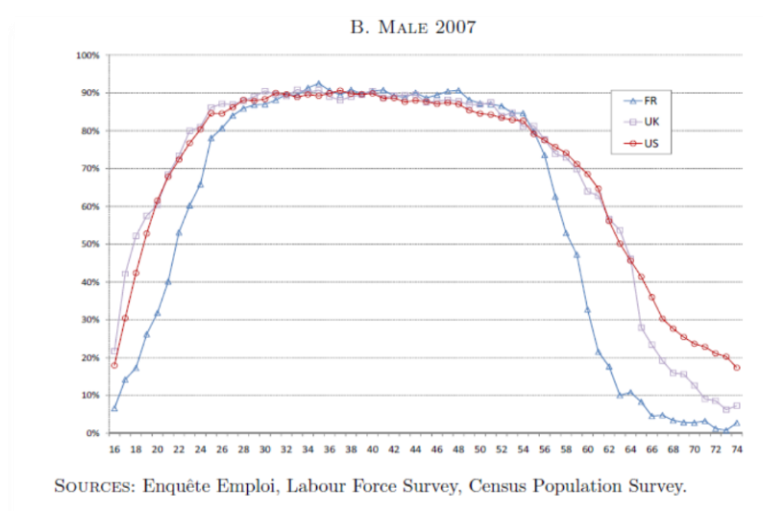
### Les difficultés de méthode

Pour identifier l'effet net de l'âge sur les salaires, il faut au préalable identifier deux autres effets : celui de la croissance de la productivité, en théorie partiellement incluse dans le salaire et celui du cycle économique ou de conjoncture. Par ailleurs, au cours du cycle de vie, les sorties du marché du travail et/ou la sélection jouent sur la composition de la main-d'œuvre et sur les salaires observés.

En France, dès 50 ans, de nombreux individus sortent du marché du travail, le taux d'emploi chute à un âge plus précoce que dans de nombreux pays avancés (voir graphique 6). Les politiques de l'emploi ont favorisé ce mouvement dès le début des années 1980, avec notamment l'adoption de dispositifs de retraite anticipée. Supposer, a priori, que les seniors sont peu employables renvoie aux questions posées dans l'étude. Quels auraient été les salaires des seniors sortis du marché du travail ? Un plan de requalification aurait-il favorisé leur maintien dans l'emploi ? Ainsi la principale difficulté méthodologique provient de la déformation de la structure de la population en emploi avant et après 50 ans. Les caractéristiques observables et inobservables des individus qui « décident » de travailler jusqu'à 60 ans peuvent être très distinctes de celles de la population générale. Il existe un biais potentiel de sélection dans l'estimation brute d'équations de salaire. Ce biais peut être positif ou négatif. Dans le premier cas, les personnes en emploi sont plus performantes que celles hors de l'emploi et dans le second, c'est l'inverse.

Pour présenter des résultats « toutes choses égales par ailleurs », la méthodologie économétrique adoptée a cherché en priorité à corriger ces effets de la croissance et du cycle d'une part et de sélection d'autre part. En France, aucune étude économétrique n'a étudié ce phénomène et les travaux étrangers demeurent rares (voir partie 3).

**Graphique 6 – Taux d'emploi des hommes en 2007 par âge et par cohorte : France, Royaume-Uni, États-Unis**



Source : Blundell R., Bozio A. et Laroque G. (2013), « Extensive and intensive margins of labour supply: Work and working hours in the US, the UK and France », *Fiscal Studies*, 34(1), p. 1-29

## Les difficultés liées aux sources statistiques

En France, si le panel « tous salariés » construit par l'Insee fournit des carrières salariales individuelles sur l'ensemble du champ des salariés (public et privé) depuis 1988, et même depuis 1967 sur le champ du privé, cette base de source administrative ne comporte pas d'information sur le niveau de diplôme des individus ni d'informations nécessaires au traitement du biais de sélection lié à l'âge. C'est pourquoi on privilégie ici une autre source, l'enquête Emploi de l'Insee. Ce choix se justifie donc par la richesse en variables sociodémographiques permettant d'expliquer les retraits du marché du travail. Le champ porte sur les salariés qui travaillent à temps complet et la variable d'intérêt est le salaire mensuel net déclaré au moment de l'enquête. L'enquête Emploi sur la période 1990-2014 offre une fenêtre d'observation de 25 ans seulement. Pour chaque cohorte née entre 1935 et 1974, des « morceaux de pellicule » sont observés et, à partir de ce matériel parcellaire, un profil (le *film*) de carrières salariales est reconstitué.

### 4.1.3 Source des données utilisées et variables de salaires

Les données utilisées dans l'étude sont issues de l'enquête Emploi, qui permet de mesurer tout au long de l'année des indicateurs essentiels liés à l'activité, au chômage et à l'emploi selon les définitions du Bureau international du travail. Réalisée au niveau du logement, l'enquête vise à décrire toutes les personnes habitant ce logement, même si seuls les individus de 15 ans ou plus sont interrogés directement. L'échantillon de logements enquêtés est tiré d'une base de sondage composée des fichiers de la taxe d'habitation. Cet échantillon est dit « aréolaire » et « rotatif », puisque les unités sont tirées par grappes ou groupes de logements contigus et qu'elles sont enquêtées sur six trimestres consécutifs. Lorsque l'enquête est regroupée sur un an, l'échantillon obtenu compte 110 000 logements distincts.

L'enquête Emploi couvre en outre de nombreuses variables sociodémographiques, décrivant avec précision la situation des individus et les facteurs pouvant expliquer les décisions de retrait du marché du travail. Pour l'analyse, plusieurs échantillons ont été créés à partir des enquêtes Emploi empilées de 1990 à 2015. Ils ont tous été restreints aux observations pour lesquelles le salaire et le niveau de diplôme sont référencés. Dans les échantillons constitués, les plus diplômés représentent environ 30 % des salariés considérés. Deux variables de salaire ont été utilisées.

Le *salaire réel* est le salaire mensuel net<sup>89</sup> de l'individu  $i$  de la cohorte  $c$  à la date  $t$ , des salariés à temps complet de l'ensemble des secteurs d'activité corrigé de l'indice des prix de la consommation des ménages (hors tabac) en base 100 = 2012. Ce faisant, notre variable enregistre également une dimension « temps de travail », qui à la différence du salaire horaire peut être modulée par le salarié (80 % dans la fonction publique par exemple), ou par l'employeur quand le temps partiel est contraint. Le temps de travail est renseigné différemment au cours du temps, et avec internet la notion de temps de travail au bureau ou

---

<sup>89</sup> Plus exactement la « rémunération mensuelle nette en euros retirée de la profession principale, redressée des non-réponses, des réponses fournies en tranches ainsi que des primes mensualisées – pour les salariés ».

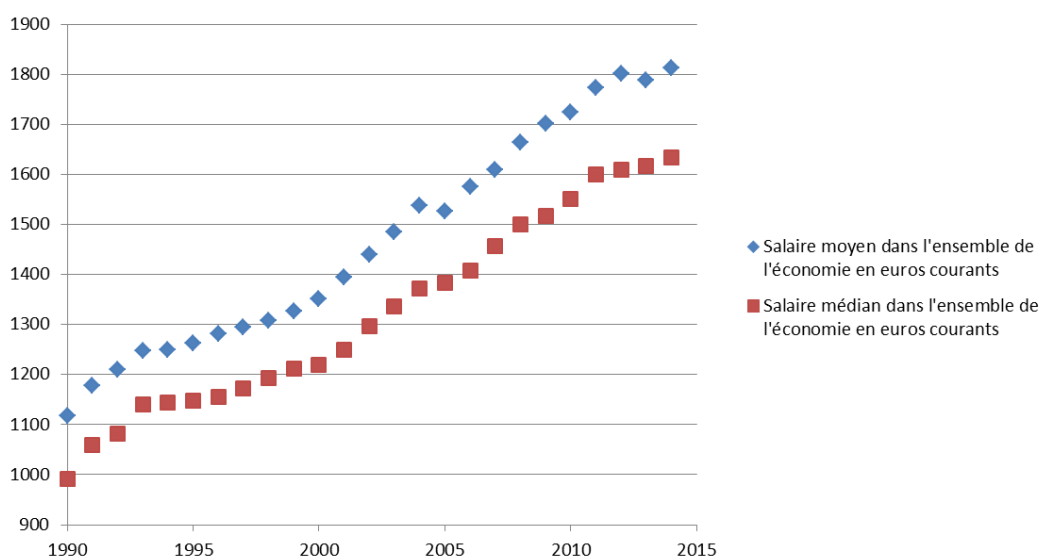


à la maison évolue également rendant assez fragile la comparaison inter-temporelle des salaires horaires.

Le salaire *relatif* proposé par Lollivier et Payen (1990) et repris par Koubi (2003) correspond au salaire de l'individu  $i$  de la cohorte  $c$  à l'instant  $t$  rapporté au salaire moyen observé dans l'ensemble de l'économie à l'instant  $t$ . Ce dernier traduit un « effet tapis roulant qui entraîne l'ensemble des salaires ». Lorsque le salaire relatif est inférieur à 1, le salarié est payé moins que le salaire moyen à la date donnée. Le « salaire moyen de l'économie » correspond à la moyenne des salaires perçus pour chaque année sur l'ensemble des salariés, âgés de 20 à 60 ans de l'ensemble des secteurs d'activité.

Notons que la variable salaire dans l'enquête Emploi présente quelques limites. Elle est notamment, issue d'auto-déclarations ce qui induit des effets d'arrondis ; environ 15 % des salaires déclarés le sont en brut et font donc l'objet d'un redressement théorique par l'INSEE afin de les convertir en salaires nets. Enfin, sur la période étudiée, l'enquête Emploi a été sujette à plusieurs refontes (2003, 2013), dont l'incidence sur la stabilité de la définition de salaire est incertaine.

Graphique 7 – Évolution du salaire mensuel moyen de l'ensemble de l'économie, par année, en euros courants



Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

Le salaire réel mesure un pouvoir d'achat, alors que le salaire relatif mesure la place des individus dans la hiérarchie des salaires.

Tableau 1 – Données, échantillons et cohortes

| Section     | Source                       | Nom d'usage       | Nombre d'observation | Période   | Champ                                                                                                                    | Cohortes                                                                                                         |
|-------------|------------------------------|-------------------|----------------------|-----------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 4.2.        | Enquête Emploi Base initiale |                   | 646 600              | 1990-2014 | Salariés à temps complet, Hommes et Femmes, 25-60 ans, nés entre 1935-1974, tous secteurs d'activité                     | 8 cohortes quinquennales définies par l'année de naissance entre 1935 et 1974, par sexe et niveau de diplôme     |
| 4.3. et 4.4 | Enquête Emploi               | Echantillon large | 386 800              | 1990-2014 | Salariés à temps complet, Hommes, 25-60 ans, nés entre 1935-1974, tous secteurs d'activité                               | 7 cohortes quinquennales définies par l'année de naissance entre 1940 et 1974, hommes selon le niveau de diplôme |
|             |                              | Echantillon court | 64 900               |           | Salariés à temps complet Hommes, 35-64 ans, nés entre 1945 et 1955, tous secteurs d'activité                             | 11 cohortes annuelles définies par l'année de naissance entre 1945 et 1955, hommes selon niveau de diplôme       |
| 4.5         | Enquête Emploi               |                   | 166 600              | 2003-2015 | Salariés à temps complet et partiel, anciens salariés inactifs ou retraités, Hommes, 50-67 ans, tous secteurs d'activité | Coupes répétées                                                                                                  |

Source : France Stratégie

#### 4.1.4 La construction des cohortes quinquennales par la méthode des pseudo-panels

À l'aide de **données en coupes répétées indépendantes**, c'est-à-dire à partir d'enquêtes menées régulièrement mais sur des nouveaux échantillons à chaque exercice, il est possible de reconstruire des panels « synthétiques ». Au lieu de suivre des individus au cours de leur vie, on suit des groupes d'individus stables (des échantillons représentatifs) que l'on nomme « **cohortes** » par commodité.

Une cohorte doit être définie par des caractéristiques observables et **stables** dans le temps (le sexe, l'année de naissance, etc.), à partir d'une population stable<sup>90</sup>. En effet, la contrainte est que la cohorte soit « en moyenne » la même dans le temps, et qu'elle n'évolue pas dans sa composition. On ne peut donc pas définir les cohortes par le patrimoine, par exemple.

Dans le choix des critères définissant les cohortes, deux impératifs s'opposent. Il faut d'abord que les critères soient assez précis pour définir des populations semblables et proches dans leurs comportements. Par ailleurs, la taille des cohortes doit être suffisante pour permettre le calcul de moyennes consistantes. L'année de naissance est un critère naturel pour la définition de cohortes, repris dans la plupart des études sur les pseudo-panels, qui constituent alors des « générations ». Ce critère est retenu, parmi d'autres, dans le reste de notre étude.

Au final, les cohortes sont définies par l'année de naissance (parfois regroupées en classes d'âge biannuelles ou quinquennales, de 1935-1939 à 1970-1974), le niveau de diplôme (inférieur au bac / supérieur ou égal au bac), et le sexe (hommes/femmes). La tranche d'âge observée est ainsi de 20 à 67 ans. Le gros des cohortes (3 sur 8) se compose soit de baby-boomers nés entre 1945 et 1960, soit de membres de la génération X nés entre 1960 et 1979. Il est précédé par une cohorte née dans l'avant-guerre et une pendant la Seconde Guerre mondiale. Les données portent sur les hommes et la population est partagée en deux sous-groupes selon la fréquentation ou non de l'enseignement supérieur.

Les trois tableaux suivants donnent quelques caractéristiques sociodémographiques des hommes âgés respectivement de 40 à 44 ans (échantillon large) et 45 à 49 ans (échantillon court) par cohorte quinquennale reconstruite selon la méthode décrite ci-dessus. Ces tableaux permettent d'appréhender l'évolution des caractéristiques sociodémographiques

<sup>90</sup> Guillem M. (2015), « Les méthodes de pseudo-panel », *Document de travail*, n° M2015/02, Insee.

des individus selon l'appartenance à leur cohorte et les effets de composition qui affectent les salaires. On peut notamment observer la « massification » de l'enseignement supérieur, avec une part de diplômés (diplôme supérieur ou égal au bac) qui double entre la cohorte née en 1950-1954 et celle née en 1970-1974<sup>91</sup>.

**Tableau 2 – Statistiques descriptives sur les cohortes quinquennales (hommes/femmes) à temps complet, sur l'ensemble de la période**

| Moyenne sur la période               | 1940-44 | 1945-49 | 1950-54 | 1955-59 | 1960-64 | 1965-69 | 1970-74 |
|--------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| <i>Répartition par genre</i>         |         |         |         |         |         |         |         |
| Hommes                               | 63.2%   | 61.4%   | 61.2%   | 61.4%   | 61.8%   | 60.9%   | 60.3%   |
| <i>Répartition par diplôme</i>       |         |         |         |         |         |         |         |
| Diplômés du bac et supérieur         | 23.6%   | 26.8%   | 29.3%   | 32.1%   | 35.4%   | 40.4%   | 53.5%   |
| Hommes diplômés du bac et supérieur  | 23.3%   | 25.7%   | 26.9%   | 28.3%   | 30.1%   | 34%     | 46.3%   |
| Femmes diplômées du bac et supérieur | 24.2%   | 28.4%   | 33%     | 38.2%   | 44%     | 50.2%   | 64.4%   |

Source : Insee, enquêtes Emploi, calculs France Stratégie

**Tableau 3 – Statistiques descriptives sur les cohortes quinquennales d'hommes, sur une tranche d'âge donnée**

| A 40-44 ans                | 1940-44 | 1945-49 | 1950-54           | 1955-59           | 1960-64           | 1965-69           | 1970-74           |
|----------------------------|---------|---------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Période d'observation      |         |         | 1990-94           | 1995-99           | 2000-04           | 2005-09           | 2010-2014         |
| Ancienneté en mois         |         |         | 159<br>(0.7)      | 154<br>(0.7)      | 146<br>(0.9)      | 142<br>(1.0)      | 133<br>(1.1)      |
| Diplôme ≥ bac              |         |         | 23.7 %<br>(0.003) | 25.1 %<br>(0.003) | 28.9 %<br>(0.005) | 38.5 %<br>(0.005) | 51.9 %<br>(0.007) |
| <i>Type de ménage</i>      |         |         |                   |                   |                   |                   |                   |
| Personne seule             |         |         | 7.6 %             | 9.1 %             | 10.9 %            | 12.2 %            | 11.9 %            |
| Couple sans enfant         |         |         | 7.1 %             | 6.8 %             | 7.7 %             | 8.1 %             | 7.1 %             |
| Couple avec enfant         |         |         | 81.2 %            | 79.1 %            | 76.1 %            | 73.3 %            | 75.1 %            |
| Enfant(s) de - 3 ans       |         |         | 5.4 %             | 6.2 %             | 7.8 %             | 9.3 %             | 12.5 %            |
| <i>Secteur d'activité</i>  |         |         |                   |                   |                   |                   |                   |
| Industrie                  |         |         | 33.1 %            | 28.1 %            | 27.5 %            | 25.1 %            | 24.5 %            |
| Construction               |         |         | 13.6 %            | 22.0 %            | 10.4 %            | 10.8 %            | 9.9 %             |
| Tertiaire                  |         |         | 51.6 %            | 48.2 %            | 60.3 %            | 62.5 %            | 64.0 %            |
| <i>Catégorie socio-pro</i> |         |         |                   |                   |                   |                   |                   |
| Ouvriers                   |         |         | 47.4 %            | 49.1 %            | 47.3 %            | 40.3 %            | 38.6 %            |
| Employés                   |         |         | 12.3 %            | 12.8 %            | 12.1 %            | 13.2 %            | 11.7 %            |
| Professions int.           |         |         | 27.2 %            | 25.7 %            | 25.0 %            | 26.3 %            | 27.5 %            |
| Cadres, prof. int. sup.    |         |         | 13.1 %            | 12.4 %            | 15.6 %            | 20.2 %            | 22.1 %            |
| Observations par cohorte   | 13,931  | 46,826  | 61,233            | 68,201            | 71,625            | 61,842            | 40,190            |

Source : Insee, enquêtes Emploi, échantillon large, calculs France Stratégie

<sup>91</sup> Defresne F. et Krop J. (2016), « La massification scolaire sous la V<sup>e</sup> République : une mise en perspective des statistiques de l'Éducation nationale (1958-2014) », *Éducation & Formations*, n° 91, septembre.

**Tableau 4 – Statistiques descriptives sur les cohortes annuelles d'hommes,  
sur une tranche d'âge donnée**

| A 45-49 ans                | 1945              | 1947              | 1949              | 1951              | 1953              | 1955              |
|----------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Période d'observation      | 1990-94           | 1992-96           | 1994-98           | 1996-00           | 1998-02           | 2000-04           |
| Ancienneté en mois         | 191<br>(2.1)      | 195<br>(1.8)      | 197<br>(1.8)      | 200<br>(1.9)      | 194<br>(1.9)      | 190<br>(2.2)      |
| Diplôme ≥ bac              | 19.9 %<br>(0.007) | 22.9 %<br>(0.007) | 25.0 %<br>(0.007) | 21.7 %<br>(0.007) | 23.6 %<br>(0.007) | 24.2 %<br>(0.008) |
| <i>Type de ménage</i>      |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| Personne seule             | 7.0 %             | 7.0 %             | 7.3 %             | 8.6 %             | 7.5 %             | 9.9 %             |
| Couple sans enfant         | 14.7 %            | 15.3 %            | 14.6 %            | 11.9 %            | 13.9 %            | 11.3 %            |
| Couple avec enfant         | 73.8 %            | 73.2 %            | 74.2 %            | 75.1 %            | 74.1 %            | 73.3 %            |
| Enfant(s) de - 3 ans       | 1.5 %             | 1.8 %             | 2.0 %             | 2.3 %             | 2.2 %             | 2.1 %             |
| <i>Secteur d'activité</i>  |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| Industrie                  | 36.8 %            | 35.3 %            | 34.6 %            | 39.2 %            | 32.4 %            | 28.8 %            |
| Construction               | 15.2 %            | 13.4 %            | 25.6 %            | 24.3 %            | 31.1 %            | 10.1 %            |
| Tertiaire                  | 46.6 %            | 50.1 %            | 37.2 %            | 36.5 %            | 35.1 %            | 59.4 %            |
| <i>Catégorie socio-pro</i> |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| Ouvriers                   | 46.8 %            | 45.7 %            | 44.9 %            | 46.9 %            | 47.3 %            | 47.1 %            |
| Employés                   | 13.6 %            | 11.3 %            | 12.7 %            | 13.9 %            | 13.1 %            | 13.5 %            |
| Professions int.           | 25.0 %            | 26.6 %            | 27.0 %            | 25.5 %            | 26.0 %            | 26.0 %            |
| Cadres, prof. int. sup.    | 14.6 %            | 16.4 %            | 15.5 %            | 13.8 %            | 13.5 %            | 13.4 %            |
| Observations par cohorte   | 6,558             | 9,828             | 10,989            | 11,765            | 12,571            | 13,192            |

Source : Insee, enquêtes Emploi, échantillon court, calculs France Stratégie

#### 4.1.5 Les étapes de la démarche

Afin d'identifier un effet âge « pur », sur les salaires, plusieurs étapes ont été adoptées. La première consiste à décrire l'évolution des salaires réels des salariés (hommes et femmes) à temps complet nés entre 1935 et 1974, à partir d'équations lissées. La seconde vise à décomposer ces évolutions en trois effets, un effet cohorte, un effet conjoncture et enfin un effet âge à partir de la méthode proposée par Deaton (1985). Ici et ensuite, l'analyse porte sur les hommes exclusivement en raison des comportements d'activité spécifiques des femmes au cours du cycle de vie. Une méthode alternative d'identification des effets de cohorte et d'âge est adoptée, consistant à étudier les carrières de salaires relatifs qui, par construction, corrigent des effets de croissance et de conjoncture. Cette méthode a été utilisée par Koubi (2003). Enfin, une estimation des salaires des seniors corrigée de la sélection dans l'emploi est réalisée à partir d'un modèle à la Heckman en deux étapes.

**Tableau 5 – Les étapes de la démarche**

| Section | Objectif                                                                                            | Méthode                                                                                      |
|---------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------|
| 4.2     | Décrire l'évolution des salaires réels et relatifs selon l'âge par cohorte                          | Equations lissées. Modèles additifs généralisés avec spline cubique                          |
| 4,3     | Identifier l'effet "AGE". Décomposition (Age-Période-Cohorte) à la DEATON (1985)                    | Modèle linéaire avec normalisation de l'effet période                                        |
| 4,4     | Identifier l'effet "AGE". Décomposition (Age-Cohorte) à la Koubi (2003) à partir du salaire relatif | Modèle linéaire avec normalisation de l'effet période. Equations lissées sur salaire relatif |
| 4.5     | Corriger les salaires de la sélection dans l'emploi                                                 | Modèle à la Heckman en deux étapes, probit et equation linéaire.                             |

Source : France Stratégie

## 4.2 Première approche par des équations lissées

### 4.2.1 Méthode

En ce qui concerne la méthode adoptée pour cette première partie, on a représenté le lien entre salaire réel et âge par des courbes de moyennes conditionnelles lissées (*smoothed conditional mean*), obtenues par une méthode de modèles additifs généralisés (*gam*, ici une régression avec une spline<sup>92</sup> cubique avec pénalités). Ici, on a donc : *Salaires mensuel* =  $s(\text{âge})$ , et le lissage est réalisé par la minimisation du carré des dérivées secondes (voir annexe 4). Le salaire réel utilisé est le salaire mensuel net<sup>93</sup> de l'individu  $i$  de la cohorte  $c$  à la date  $t$ , des salariés à temps complet de l'ensemble des secteurs d'activité âgés de 24 à 60 ans, déflaté par l'indice des prix de la consommation des ménages (hors tabac) en base 100 = 2012.

Les graphiques ci-après présentent de manière descriptive les cohortes qui seront utilisées dans notre analyse en pseudo-panel. Ils permettent d'esquisser quelques constats préliminaires sur les carrières salariales en France, qui éclaireront la réflexion.

Chaque cohorte, différenciée par un dégradé de couleur, n'est pas suivie sur la même tranche d'âge. En effet, on observe chaque génération sur une fenêtre glissante plus courte que le cycle de vie (au plus 25 ans), qui n'est donc jamais complètement appréhendé. Les espaces grisés représentent pour chaque courbe un intervalle de confiance de 95 %. On peut observer que pour les cohortes plus anciennes, ainsi que lorsque l'âge augmente, les intervalles de confiance s'élargissent. Cela est dû à la fois au rétrécissement de l'échantillon pour ces catégories et à une plus grande variance du salaire. Les intervalles de confiance plus larges pour les diplômes plus élevés sont dus aux mêmes raisons.

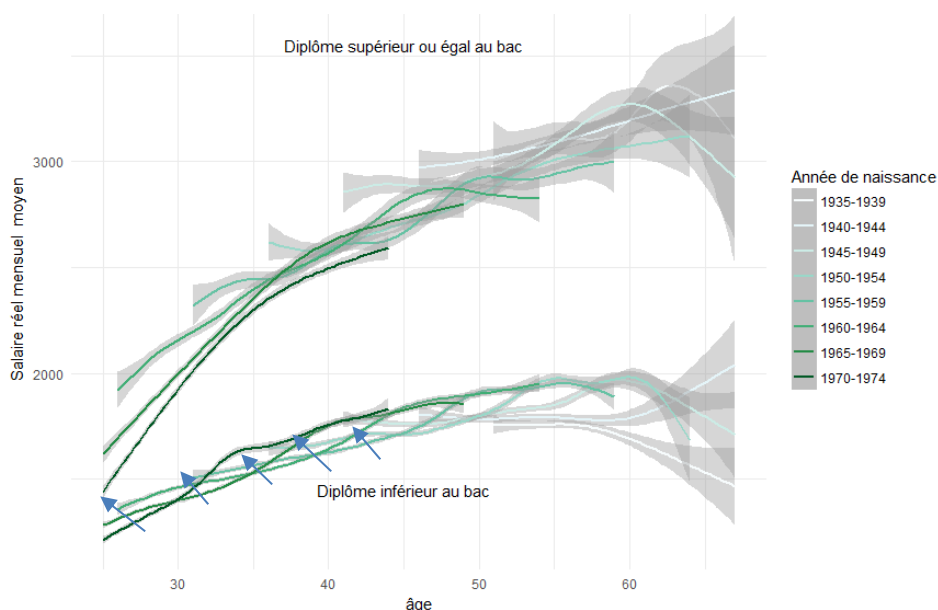
### 4.2.2 Résultats

**Les résultats sont présentés dans l'ordre du particulier au général. D'abord, par genre et par niveau de qualification, puis par niveaux d'agrégation de plus en plus généraux, les diplômés vs les moins-diplômés, les hommes vs les femmes et enfin en population générale, toutes catégories confondues. L'idée est de bien comprendre l'évolution des carrières salariales par catégorie, pour ensuite pouvoir mieux interpréter les évolutions en population générale : résultent-elles d'un simple effet de composition ou bien des changements qui ont affectés les sous-populations ?**

<sup>92</sup> Une spline cubique est une fonction définie par morceaux par des polynômes de degré trois, soit  $(\text{âge}) = \alpha + \beta \text{âge} + \delta \text{âge}^2 + \gamma \text{âge}^3$ .

<sup>93</sup> Plus exactement la « rémunération mensuelle nette en euros retirée de la profession principale, redressée des non-réponses, des réponses fournies en tranches ainsi que des primes mensualisées – pour les salariés ».

Graphique 8 – Évolution du salaire réel mensuel moyen des hommes à temps complet, cohorte de 5 ans<sup>94</sup>



Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

**Le profil des hommes qualifiés est croissant avec un point d'inflexion vers 57 ans, alors que les non-qualifiés ont un profil en cloche (voir graphique 8).**

**Les écarts de salaire sont modestes en début de carrière pour les hommes selon leur niveau de diplôme. Ces écarts ne vont qu'en s'élargissant à mesure que la croissance des salaires des peu diplômés stagne.**

Les deux catégories ont des profils croissants et concaves jusqu'en milieu de carrière, le rythme de progression s'amenuisant au fur et à mesure que l'individu avance en âge, comme la théorie le suppose. Pour les diplômés, la situation est beaucoup plus favorable avec un décollage très rapide qui se tasse après 40 ans.

**Les fins de carrière sont plus confuses du fait des larges écarts de confiance, mais les moins diplômés semblent connaître une baisse après 60 ans qui n'est pas reflétée chez les plus diplômés.**

Les zones grisées reflètent les intervalles de confiance qui s'élargissent considérablement aux âges élevés rendant les conclusions sur les fins de carrière moins solides. Deux raisons expliquent cette hausse de la volatilité : moins d'individus travaillent et les situations vis-à-vis du marché du travail deviennent plus hétérogènes, le poids du diplôme initial s'estompant.

Pour les hommes âgés de plus de 50 ans (voir graphique 8), la fin de carrière oppose les plus diplômés aux moins diplômés. En effet, en moyenne, les salaires mensuels des hommes diplômés accélèrent en fin de carrière, avec un gain de 4 % entre 50-54 et 55-59

<sup>94</sup> L'âge pour ce graphique et les suivants correspond à l'âge au 31 décembre de l'année de l'enquête (variable AG).

ans, puis de 6 % sur la tranche d'âge suivante. Les peu diplômés eux enregistrent une baisse sur la dernière tranche d'âge, une perte de -2 %, après un gain de 3 %.

### **Les diplômés et les moins diplômés partagent une dégradation des conditions salariales à l'entrée dans la carrière, depuis la crise de 2007.**

La dégradation est prononcée pour les premiers, le salaire espéré de la cohorte née entre 1970 et 1974 étant systématiquement inférieur à celui des deux cohortes précédentes qui appartiennent comme elle à la génération X. Une des raisons en est la massification de l'enseignement supérieur. Plus de la moitié de cette cohorte dispose d'un diplôme de l'enseignement supérieur, alors que deux cohortes plus tôt, la proportion n'atteignait pas encore un tiers. Le système productif français n'a semble-t-il pu absorber ce très rapide changement de composition de la population en termes de diplômés qu'à travers un déclassement important à l'entrée dans la carrière.

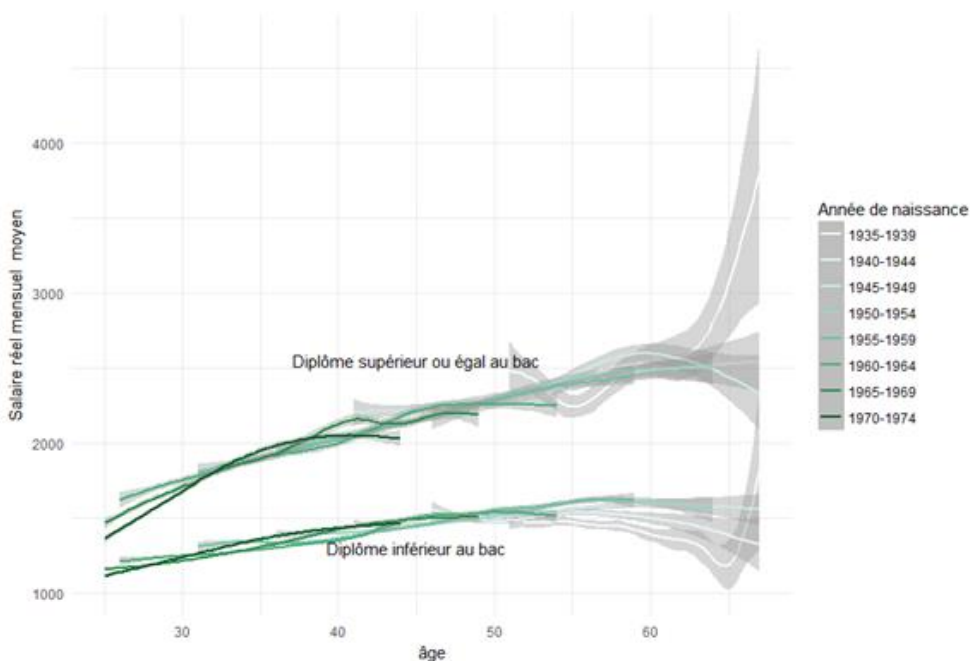
Pour les peu qualifiés la dégradation est moins sensible. Les cohortes les plus récentes des salariés moins qualifiés connaissent toutes un tassement (indiqué par des flèches dans le graphique 4a) à cinq ans d'intervalle. Comme l'écart d'âge entre les cohortes est en moyenne de cinq ans, cela implique un même évènement néfaste à la progression des salaires au même moment. Pour la cohorte née entre 1965 et 1969, le tassement semble se produire un peu après 30 ans, ce qui nous donne un évènement dans la fenêtre 1997-2002. Le tassement des salaires en compensation des 35 heures pourrait en être l'origine. Un rattrapage s'opère néanmoins à partir d'environ 30 ans pour les deux groupes, et les cohortes récentes atteignent le niveau de salaire de leurs aînés, voire le dépasse.

### **S'agissant de l'évolution d'une cohorte sur l'autre, les non-qualifiés ont des gains substantiels mais également des pertes pour les cohortes les plus récentes.**

Pour les peu qualifiés, néanmoins, des gains de pouvoir d'achat d'une cohorte à une autre sont visibles. Ces ressauts interviennent d'une manière régulière, pratiquement à cinq ans d'intervalle, la différence moyenne d'âge entre deux cohortes. L'examen attentif des courbes localise une augmentation du salaire réel à la même date pour tous les non-qualifiés juste avant la crise financière de 2007. Ce phénomène est en revanche beaucoup moins sensible pour les plus qualifiés et en fait à peine perceptible.

Globalement pour les hommes, la progression de carrière salariale d'une cohorte à l'autre semble peu évidente, et ne concernerait que les cohortes les plus anciennes. Les hommes non-qualifiés auraient quant à eux continué à bénéficier de gains de pouvoir d'achat sauf en entrée de carrière. Mais au total, les gains restent peu spectaculaires.

Graphique 9 – Évolution du salaire réel mensuel moyen des femmes à temps complet, cohorte de cinq ans<sup>95</sup>



Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

**Le profil des femmes qualifiées est croissant et linéaire, alors que les non-qualifiées ont comme les hommes un profil en cloche (voir graphique 9).**

Le même graphique réalisé sur les femmes montre une image différente. En effet, celles-ci n'obtiennent pas de prime au diplôme aussi élevée que les hommes, les débuts et milieux de carrières ne présentant pas un écart aussi impressionnant que chez leurs homologues masculins. Les fins de carrière sont très bruitées et ne peuvent pas être commentées à ce stade.

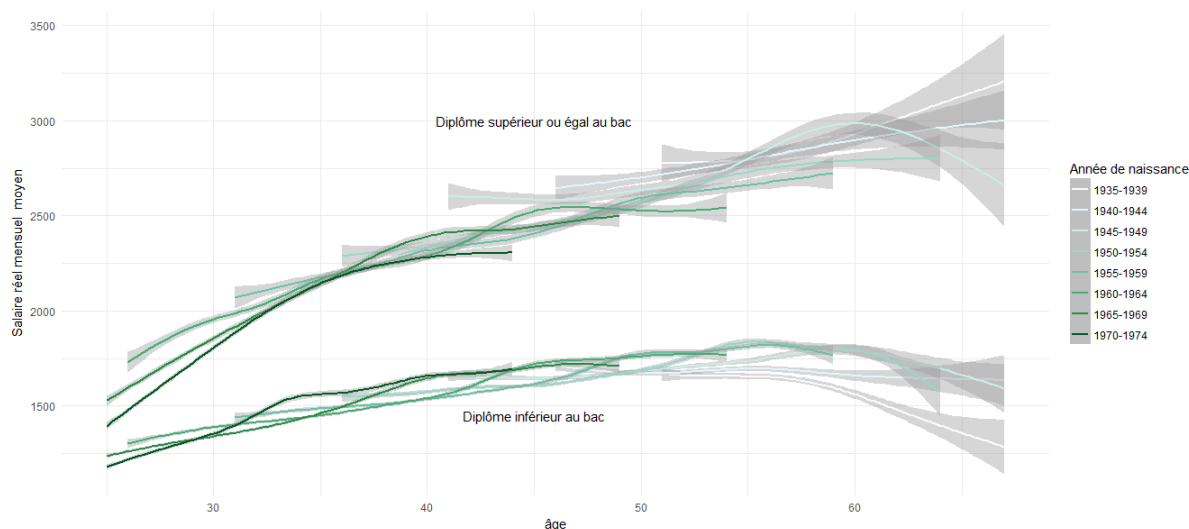
**Les différences entre cohortes sont aussi beaucoup plus réduites, une forme de stationnarité peut être observée au contraire des graphiques précédents.**

Il est assez intéressant de constater que les femmes qualifiées appartenant aux cohortes les plus récentes ne connaissent pas de dégradation sur le marché du travail. L'image d'ensemble est celle d'une stationnarité de la relation âge-salaire, particulièrement forte pour les moins qualifiées.

<sup>95</sup> L'âge pour ce graphique et les suivants correspond à l'âge au 31 décembre de l'année de l'enquête (variable AG).



**Graphique 10 – Évolution du salaire réel mensuel moyen différencié par niveau de diplôme à temps complet, cohorte de cinq ans**



Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

**Lorsqu'on regarde les carrières selon le niveau de diplôme, les profils de salaire sont croissants avec un point d'inflexion pour les plus qualifiés, et en cloche pour les moins qualifiés (voir graphique 10).**

En début de carrière, de 25<sup>96</sup> à 35 ans les niveaux de salaire sont déjà différents à 25 ans, et s'éloignent rapidement, si bien que l'écart a doublé à 30 ans.

**En milieu de carrière, les profils sont plus concaves<sup>97</sup> pour les plus diplômés.**

Sur les plages d'âge 35-39 ans, 40-44 ans et 45-49 ans, la progression ralentit plus fortement pour les plus diplômés que pour les moins diplômés (13 % + 6 % + 4 % vs 9 % + 7 % + 5 %).

**Les différences d'évolution en fin de carrière sont encore plus prégnantes selon le niveau de diplôme.**

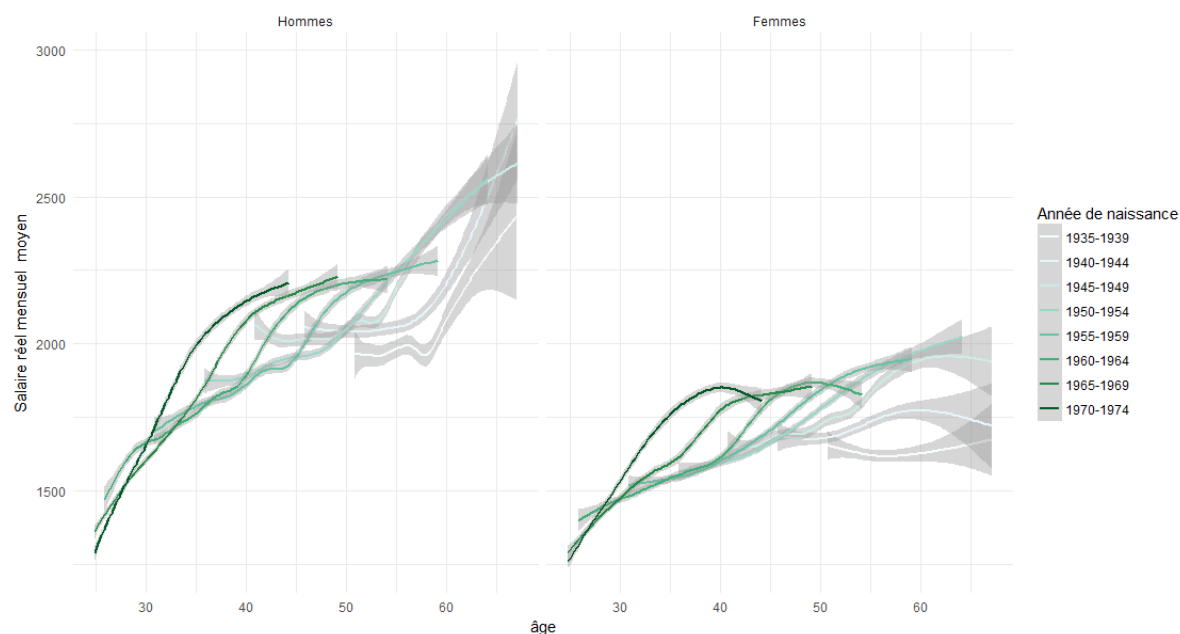
Les plus diplômés conservent un profil d'évolution croissant avec un soupçon d'accélération, alors que les moins diplômés connaissent une stagnation, voire une décroissance. En effet, pour les trois cohortes observées sur les tranches d'âge 50-54 à 60-64 ans, les plus diplômés voient en moyenne leur salaire réel augmenter de 8 %, ce qui se traduit par un point d'inflexion à la hausse en fin de carrière. En revanche, pour les moins diplômés, ce chiffre tombe à 1 %. Pour ces derniers, l'évolution des salaires est plate, et pour la génération 1940-1944, à la baisse.

<sup>96</sup> On fait commencer le début de carrière à 25 ans, pour contourner les problèmes de sélection dans l'entrée sur le marché du travail.

<sup>97</sup> Plus concave signifie ici que la progression par tranche d'âge ralentit plus vite.

Lorsqu'on différencie par niveau de diplôme (voir graphique 10), les carrières salariales ont des évolutions positives d'une cohorte à l'autre pour les moins qualifiés, au contraire des plus qualifiés. La situation se dégrade cependant pour les cohortes plus récentes. Par rapport aux enseignements des deux graphiques précédents, les effets de composition par genre n'ont donc joué que peu de rôle.

Graphique 11 – Évolution du salaire réel mensuel moyen des salariés à temps complet, par cohorte de cinq ans et par sexe



Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

Lorsqu'on regarde les carrières salariales par genre sans distinction de diplôme (voir graphique 11), on observe que les hommes ont des carrières croissantes avec un point d'inflexion vers 57 ans, alors que les femmes ont des carrières croissantes et concaves.

En début de carrière, les niveaux de salaire sont assez similaires, mais les hommes ont des salaires qui croissent beaucoup plus fortement que les femmes.

Les écarts entre cohortes sont plus prononcés chez les hommes. Pour les femmes, la courbe de salaire commence à s'aplatir beaucoup plus tôt. À cet égard, Blundell *et al.* (2013) montrent que les décisions en milieu de carrière de sortir du marché du travail de certaines femmes du fait de la présence d'enfants conduisent à des courbes âge-heures travaillées et âge-taux d'emploi en « M », notamment au Royaume-Uni mais aussi en France et aux États-Unis. Effectivement, une sorte de profil en M est bien discernable pour les femmes.

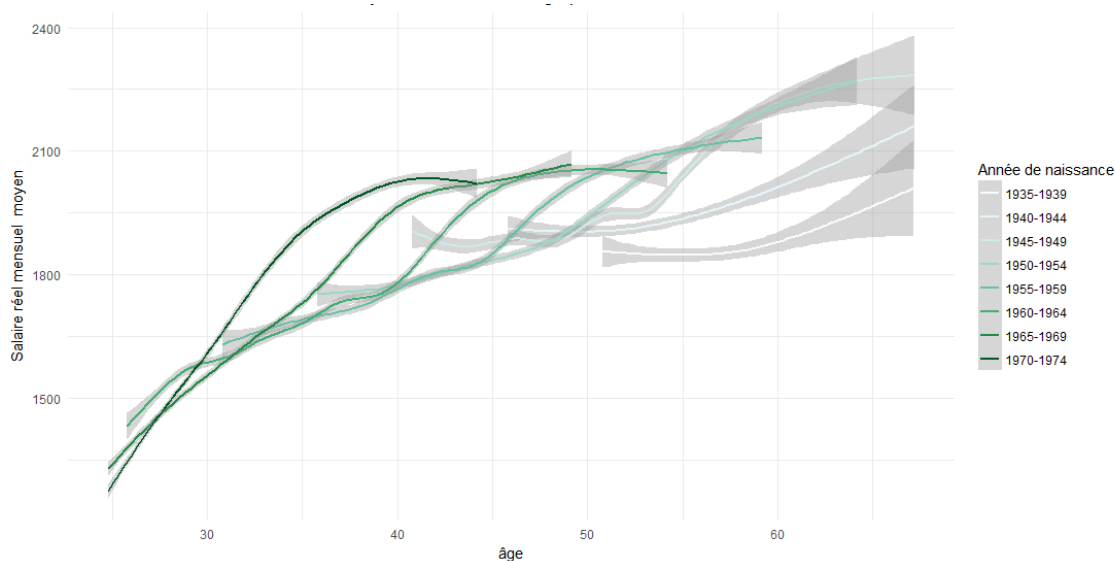
En ce qui concerne la différence entre femmes et hommes en fin de carrière, il semble que les salaires réels des hommes augmentent plus sur la fin de carrière que ceux des femmes.

En effet, entre 50-54 ans et 60-64 ans, la hausse moyenne sur trois générations est de 17 % pour les hommes, contre 8 % pour les femmes. Cette différence selon le sexe pourrait provenir d'un effet de sélection distinct en fin de carrière. En ce qui concerne la décomposition entre les âges, le salaire réel masculin devient convexe à partir de 50-54 ans. Comme pour l'ensemble des salariés, ce fait ne semble pas observé pour la génération la plus récente (augmentation de 9 % entre 50-54 ans et 55-59 ans, puis de 7 % entre 55-59 et 60-64 ans). Les femmes, elles, ont un profil croissant et concave après 50 ans, quelle que soit la cohorte considérée. Le point d'inflexion à 57 ans est donc majoritairement un phénomène masculin.

**Contrairement aux graphiques précédents, les cohortes plus récentes sont systématiquement mieux loties que les cohortes plus anciennes. Cela ne peut résulter que d'un effet de composition, avec une augmentation des diplômés par cohorte, notamment pour les femmes (voir tableau 2 *supra*).**

Comment se conjuguent ces différents effets par sous-population en population générale ?

**Graphique 12 – Évolution du salaire mensuel réel moyen des salariés à temps complet, par cohortes quinquennales**



Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

**Maintenant, lorsqu'on raisonne au niveau le plus agrégé (voir graphique 12), les profils de salaire sont croissants avec un point d'inflexion, avec une évolution en M et un tassement en milieu de carrière.**

Les profils sont croissants et concaves, jusqu'à 50 ans environ, le rythme de progression s'amenuisant au fur et à mesure que l'individu avance en âge, comme la théorie le suppose.

**Globalement, les salaires réels ne semblent pas baisser après 50 ans** (voir graphique 12). Graphiquement, certaines baisses (ainsi que certaines hausses spectaculaires) doivent être relativisées au vu des intervalles de confiance.

Pour les générations nées entre 1940 et 1949, les salaires réels continuent à augmenter après 50 ans, et même plus rapidement à mesure qu'ils s'approchent de la borne 60-64 ans (3 % puis 4 % pour la cohorte née entre 1940 et 1944 et 7 % et 10 % pour celle née entre 1945 et 1949). C'est-à-dire qu'il existe un point d'inflexion autour de 57 ans. En ce qui concerne la cohorte la plus récente pour laquelle on a des données à ces âges, celle née entre 1950 et 1954, l'évolution entre 50-54 ans et 55-59 ans est plus rapide, cependant la croissance des salaires ralentit ensuite entre 55-59 ans et 60-64 ans.

**Chaque cohorte est toujours mieux lotie que la précédente, en raison pour l'essentiel d'effets de composition et notamment de la forte augmentation des diplômées chez les femmes.**

Le salaire progresse d'une manière soutenue d'une cohorte à l'autre avec un gain différentiel de l'ordre de 300 euros, ce qui représente 15 % du salaire moyen.

Un autre aspect qui ressort de l'analyse graphique des courbes de salaire est la **rotation dans le sens contraire des aiguilles d'une montre que semblent subir les courbes de salaire sur le début de carrière (voir graphique 12)**. Deux effets se conjuguent : tout d'abord du fait d'une entrée de plus en plus tardive dans la vie active, les plus jeunes générations ont en moyenne des salaires inférieurs à ceux de leurs aînés jusqu'à environ 30 ans. Après cet âge, le rattrapage est donc d'autant plus frappant. Pour tous les salariés considérés, la génération 1960-1964 avait vu son salaire réel augmenter de 6 % entre 30-34 ans et 35-39 ans, ce chiffre passe à 11 % pour la cohorte suivante, puis à 15 %. Ce résultat est aussi vérifié lorsqu'on regarde indépendamment les hommes (6 %-13 %-17 %) et les femmes (5 %-7 %-12 %).

Ces faits stylisés permettent une première approche descriptive des carrières salariales. Afin d'en comprendre les différents déterminants, il est cependant nécessaire d'adopter une approche plus économétrique, ce qu'on s'appliquera à faire dans les sections suivantes. On se concentrera sur les hommes salariés, puisqu'à partir de l'enquête Emploi la mesure du salaire est le salaire mensuel et que ceux-ci travaillent quasi universellement à temps complet pour toute la période, et sans variation au milieu du cycle de vie. On ne serait pas en mesure de capturer les évolutions de l'offre de travail féminine en termes d'heures et de répartition temps partiel/temps complet au cours du cycle de vie. Les carrières salariales des femmes, intéressantes du point de vue de la recherche, demandent une analyse séparée qui prenne en compte les déterminants de l'offre de travail et le travail à temps partiel de manière plus approfondie.

## **4.3 Décomposition à la Deaton (1997)**

### **4.3.1 Le modèle de Deaton (1997) et Deaton et Paxson (1994)**

La décomposition âge-période-cohorte permet de conforter les résultats que l'observation des faits empiriques avait laissé apparaître.

Le modèle âge-période-cohorte a été développé par Deaton (1997) conjointement avec l'émergence des pseudo-panels<sup>98</sup>. La formation des salaires et les carrières salariales sont tributaires de l'appartenance à une « génération ». En effet, le système scolaire en place ou l'existence de chocs économiques sont communs à tous les individus nés la même année et différent de leurs aînés et de leurs puînés. Cela se traduit, par exemple, par le décalage progressif vers le haut des courbes de salaires selon l'âge pour des cohortes successives. Ainsi, lorsqu'on tente de modéliser des courbes de salaires à partir de données en coupe, l'effet âge sera sous-estimé puisqu'on regarde à la fois des individus âgés et des cohortes plus anciennes. L'intérêt des données de panel, ou de pseudo-panel, est de pouvoir suivre une cohorte donnée à différents âges et de pouvoir ainsi démêler les différents effets. L'approche consiste à s'intéresser uniquement à l'effet âge qui permet d'obtenir l'effet quadratique standard, l'effet cohorte qui rend compte de l'effet de la croissance et se traduit par un déplacement des courbes de salaires d'une cohorte à l'autre et, enfin, à l'effet année qui capte les chocs pour toutes les cohortes à une date donnée.

La méthode âge-période-cohorte (parfois notée APC) a été utilisée en France sur données de consommation (Boissinot, 2007), de patrimoine (Bernard et Berthet, 2016), et pour expliquer l'évolution de l'activité féminine (Afsa et Buffeteau, 2006).

Le modèle est le suivant :

$$\overline{\ln SALREL}_{c,t} = \beta + \sum_a a_a \alpha_a + \sum_c b_c \gamma_c + \sum_t c_t \phi_t + \bar{u}_{t,c}, c = 1, \dots, C; t = 1, \dots, T; a = 1, \dots, A$$

où  $\alpha_a, \gamma_c, \phi_t$  sont des indicatrices d'âge, de cohorte et de période respectivement. Si l'on veut garder une constante, il faut exclure une des catégories (la référence) pour chaque indicatrice, afin de ne pas avoir de colinéarité. La notation dans la partie gauche de l'équation indique la moyenne du salaire réel pour tous les individus appartenant à la cohorte  $c$  à la date  $t$ .

Afin d'identifier chaque effet, on recourt à la normalisation utilisée par Deaton et Paxson (1994). Celle-ci consiste à considérer que *l'effet année capture l'effet de la conjoncture et en particulier les cycles économiques*, qui sont donc des chocs périodiques *qui en moyenne sont nuls* sur une longue période. La normalisation consiste donc à rendre les effets années orthogonaux à un *trend*, et à faire en sorte que leur somme soit égale à zéro. Il faut garder à l'esprit que cette décomposition est possible grâce à des hypothèses fortes sur les différents effets : notamment qu'il n'existe pas d'interactions entre les différents effets. En particulier, cette approche suppose que la relation en fonction de l'âge est stationnaire. Par relation stationnaire on entend une absence de changement dans la relation entre âge et salaire d'une cohorte à l'autre. La sous-section suivante testera cette hypothèse à partir du concept de salaire relatif.

---

<sup>98</sup> Gardes F. (1999), « L'apport de l'économétrie des panels et des pseudo-panels à l'analyse de la consommation », *Économie et statistique*, vol. 324-325, p. 157-162.

#### **4.3.2 Résultats : effets âge, période, générations**

Lorsqu'on applique la méthode de Deaton, notamment sa normalisation des indicatrices d'années, on peut alors représenter graphiquement les différents effets sur les salaires. On pourrait introduire les trois différents effets sous forme paramétrique (une quadratique de l'âge, un effet linéaire en année). Cependant, on choisit comme Deaton de garder le plus de liberté possible en incluant des indicatrices pour tous les âges, années, cohortes et en calculant les coefficients de cette manière. Plusieurs résultats peuvent être mis en évidence à partir des échantillons large et court.

**Pour l'ensemble des hommes salariés, l'effet âge est concave dans la première partie de la carrière puis linéaire à partir de 45 ans, avant d'être convexe à partir de 55 ans** (voir graphique 13a).

Lorsqu'on observe l'effet âge sur les salaires mensuels réels des hommes salariés, on peut découper la courbe en deux parties. Entre 25 et 45 ans environ, cet effet est croissant et concave, puis entre 46 ans et 60 ans il est croissant et constant sans montrer de ralentissement et plutôt une accélération dans les dernières années de la carrière à partir de 55 ans. Entre 30 et 40 ans, l'effet âge augmente de 83 %. Au contraire, entre 40-50 ans et 50-60 ans les évolutions sont les mêmes (32 % et 33 %).

**L'effet cohorte est constamment croissant pour l'ensemble des hommes salariés** (voir graphique 13b).

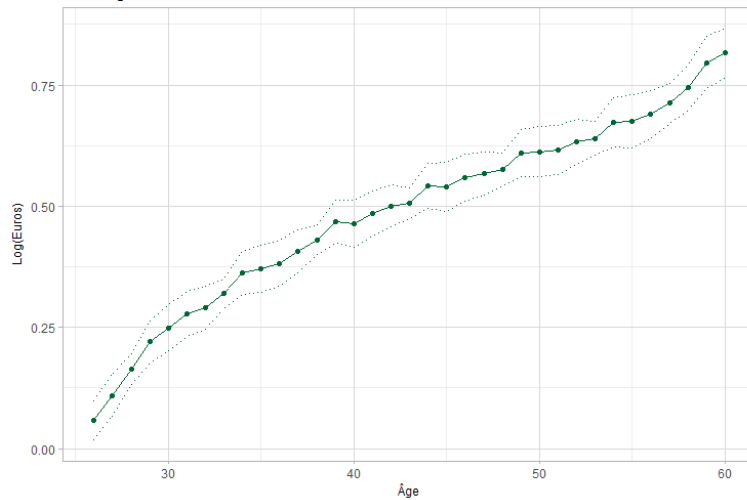
Lorsqu'on considère l'effet cohorte, c'est-à-dire le déplacement des courbes de salaires d'une cohorte à l'autre, on observe que celui-ci est constamment positif, à l'exception de deux cohortes (nées après la Seconde Guerre mondiale, qui ont des courbes de salaires semblables). Le gain d'une cohorte à la suivante est d'une même ampleur tout au long de la période.

Par ailleurs, les résultats obtenus à partir du salaire horaire sont conformes à ceux de Charni et Bazen (2017) qui utilisent la même méthodologie sur la période allant de 1991 à 2007 à partir des enquêtes Emploi : leur étude montre que le salaire horaire progresse au fil des générations à âge donné.

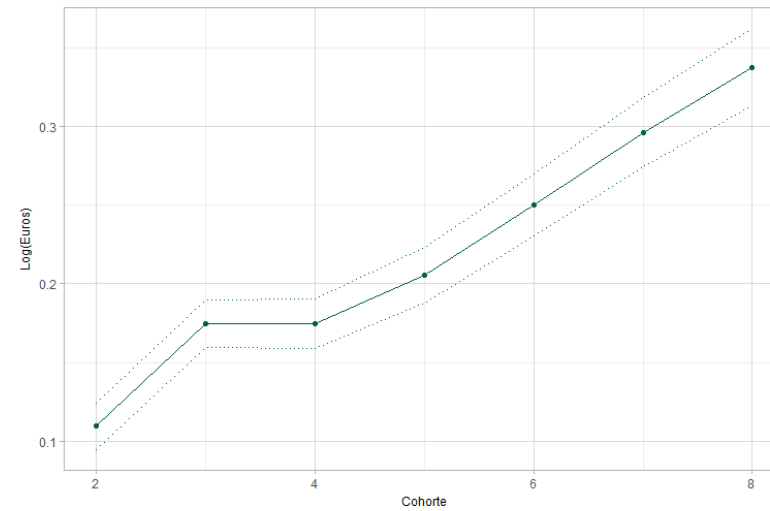
**L'effet année témoigne d'une dégradation après la crise de 2007** (voir graphique 13c).

Si le début des années 1990 est relativement favorable, la situation se dégrade après 1995 et, à partir de 1998, on peut suspecter que la modération salariale entraînée par les 35 heures pèse sur l'évolution des salaires. La conjoncture salariale s'améliore au fur et à mesure que l'on s'approche de la crise financière de 2008 pour ensuite connaître une dégradation continue.

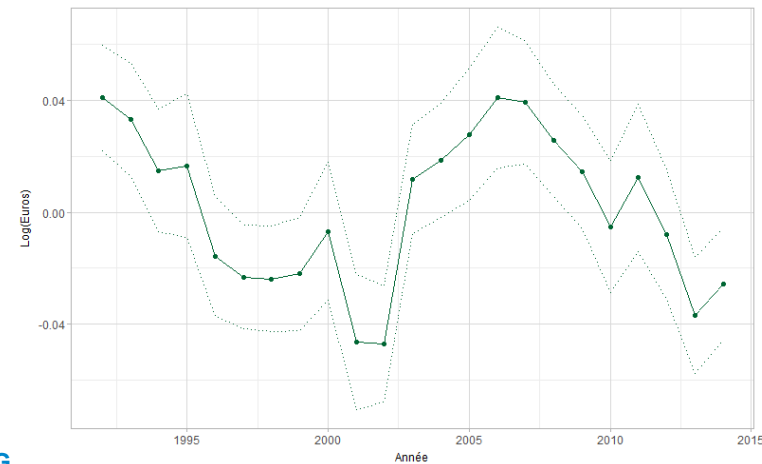
Graphique 13a – Effet âge, tous diplômes confondus



Graphique 13b – Effet cohorte, tous diplômes confondus



Graphique 13c – Effet année, tous diplômes confondus



G

Graphique 13a, b, c : décomposition à la Deaton, sur un échantillon large (hommes, à temps complet, entre 25 et 60 ans). Cohorte définie par l'année de naissance, par tranche de 5 ans (soit 7 cohortes numérotées : 1 : 1940-1944, 2 : 1945-1949, 3 : 1950-1954, 4 : 1955-1959, 5 : 1960-1964, 6 : 1965-1969, 7 : 1970-1974) en pointillé, l'intervalle de confiance de 95 %.

Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

**L'effet âge sur les salaires est plus favorable aux plus diplômés qu'aux peu diplômés** (voir graphique 14a).

Comme on l'a noté précédemment, l'effet âge est plus favorable aux plus diplômés, dont le salaire évolue plus rapidement et plus fortement au cours de la carrière. En moyenne, l'effet âge est 1,4 fois plus élevé pour les plus diplômés. En ce qui concerne les évolutions, entre 30 et 34 ans l'effet âge augmente de 59 % contre 35 % pour les moins diplômés.

**Pour les peu diplômés, la courbe de l'effet âge est presque plate à partir de 50 ans, pour amorcer une baisse à partir de 57 ans.**

**Pour les plus diplômés, la courbe est concave entre 25 et 55 ans puis convexe<sup>99</sup>.**

Lorsqu'on s'intéresse à l'effet âge sur les salaires des hommes ayant un diplôme supérieur ou égal au bac, on peut diviser celui-ci en deux parties. Entre 25 et 55 ans environ, la progression ralentit progressivement : entre 26 et 31 ans il augmente de 141 %, entre 31 et 36 ans de 42 % et entre 51 et 56 ans de 14 %. Au contraire, entre 56 et 60 ans la courbe ré-augmente de 15 %.

**Pour les peu diplômés, l'effet cohorte est fortement positif, pour les plus diplômés il est nul** (voir graphique 14c).

En ce qui concerne les différences entre niveaux de qualification, les moins diplômés ont des effets cohorte fortement positifs et croissants au fur et à mesure qu'on passe aux cohortes plus récentes. L'augmentation entre chaque cohorte est presque constante, environ 12 %. Pour les plus diplômés, l'effet cohorte n'est pas aussi significatif, et dans trois cas il n'est pas différent de zéro (pour des intervalles de confiance à 95 %). Dans les autres cas, il est cependant positif sans tendance notable. Ces effets de cohorte, différenciés selon le niveau de diplôme, peuvent rendre compte de l'évolution du SMIC sur la période relativement au salaire médian et de la compression salariale qui en résulte (voir 4.2) ainsi que du dé plafonnement des cotisations salariales employeurs (voir Bozio *et al.*, 2016). Ces constatations contrastent fortement avec celles obtenues aux États-Unis (Goldin et Katz, 2009). Charni (2016) souligne également une distinction entre secteur public et secteur privé : l'effet cohorte serait inférieur dans le secteur privé. Ses résultats pointaient également une distinction selon le niveau de qualification, avec un effet cohorte plus élevé pour les moins qualifiés que pour les qualifiés.

**L'effet année est identique quel que soit le niveau de diplôme** (voir graphique 14b).

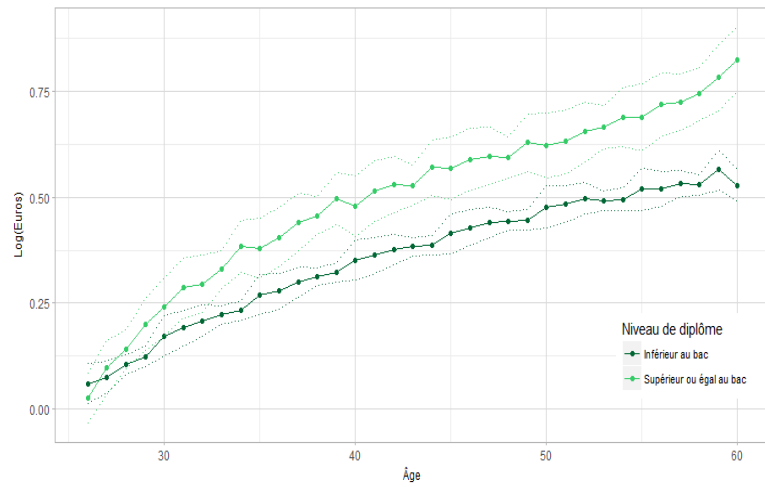
Pour les hommes diplômés et peu diplômés, on observe des effets identiques, que l'on peut décomposer en trois sous-périodes : entre 1992 et 2002, l'effet sur les salaires est nul, voire négatif ; entre 2003 et 2007, il devient positif, et enfin négatif du début de la crise en 2008 à 2014.

---

<sup>99</sup> Cette inflexion est due à des effets de composition et de sélection, explorés en détail par la suite (4.5).



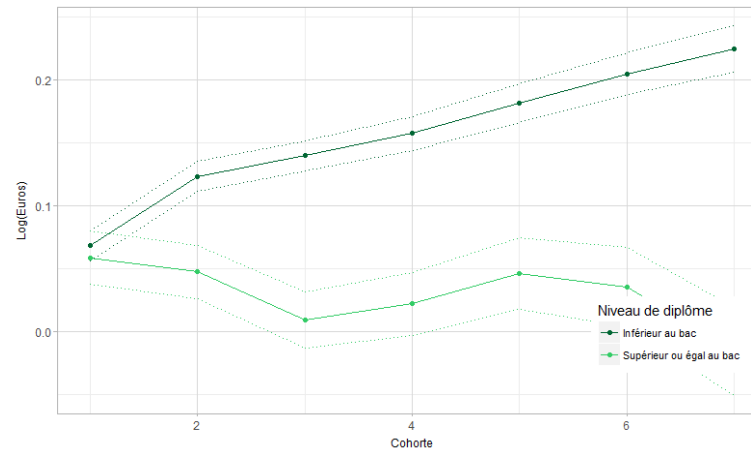
Graphique 14a – Effet âge, par diplôme



Graphique 14b – Effet année, par diplôme



Graphique 14c – Effet cohorte, par diplôme



Graphique 14a, b, c : décomposition à la Deaton, sur l'échantillon large (hommes, à temps complet, entre 25 et 60 ans). Cohorte définie par l'année de naissance (soit 7 cohortes numérotées : 1 : 1940-1944, 2 : 1945-1949, 3 : 1950-1954, 4 : 1955-1959, 5 : 1960-1964, 6 : 1965-1969, 7 : 1970-1974) ; en pointillé, l'intervalle de confiance de 95 %.

Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

On réalise ces mêmes décompositions sur notre échantillon court (voir annexe 5, graphiques 1, 2 et 3), afin de vérifier si nos résultats sont les mêmes lorsqu'on considère des cohortes sur des tranches d'âge beaucoup plus semblables.

L'échantillon court souffre de sa petite taille – 64 900 observations contre 386 828 pour l'échantillon large –, qui pénalise l'étude en augmentant considérablement les erreurs-types. Les différences entre individus par niveau de qualification ne sont donc plus statistiquement significatives, sauf pour l'effet cohorte.

L'effet âge est positif, linéaire, avec une accélération entre 57 et 60 ans, et une baisse après 60 ans.

La conjoncture affecte de la même manière l'évolution des salaires des hommes diplômés et peu diplômés, conformément aux résultats obtenus à partir de l'échantillon large (voir annexe 5, graphiques 4, 5 et 6).

Les résultats montrent que l'effet année agit avec un an de décalage sur les salaires des diplômés ; il est en revanche simultané pour les non-diplômés. Dit autrement, selon ces estimations, les salaires des moins diplômés seraient touchés plus rapidement que ceux des plus diplômés.

L'effet cohorte est positif, centré autour de 0,05. Il ne semble pas augmenter entre cohortes (voir annexe 5).

Au total, les résultats de l'estimation du modèle de Deaton ont permis d'identifier des effets d'âge, de cohorte et d'année sur les profils des carrières salariales des hommes diplômés et peu diplômés salariés à temps plein et de montrer en particulier que les salaires réels ne diminuent pas avec l'âge sinon à partir de 57 ans pour les moins diplômés.

Comme mentionné, le modèle de Deaton (1985) suppose que l'effet de l'âge sur les salaires reste inchangé au fil des cohortes. Cette hypothèse de stationnarité n'est pas nécessairement vérifiée. En effet, au cours des vingt-cinq dernières années, la diffusion des nouvelles technologies ainsi que l'augmentation de l'activité des seniors peuvent avoir influencé la manière dont l'âge, ou pareillement l'expérience, sont rémunérés sur le marché du travail en France.

À cet égard, Ananian et Aubert (2006) montrent qu'en France entre 1998 et 2001 la diffusion des micro-ordinateurs, d'internet et des nouvelles pratiques organisationnelles est biaisée en défaveur des salariés âgés, et ce quel que soit le niveau de qualification. Ils confortent l'hypothèse selon laquelle les innovations accroissent l'obsolescence des qualifications et donc agissent négativement sur l'emploi des seniors. En effet, la perception des seniors comme étant « réfractaires au changement » est un déterminant de la discrimination statistique à leur encontre (Defresne, Marioni et Thévenot, 2010 ; Rosen et Jerdee, 1976).

La décomposition à la Deaton suppose donc que l'effet âge est stationnaire et ne dépend pas de la cohorte. Il est a priori difficile de tester cette hypothèse puisqu'on n'observe que des carrières incomplètes. Le concept de salaire relatif permet de tester l'hypothèse de stationnarité.

## 4.4 Test de la stationnarité de la relation âge-salaire avec le salaire relatif

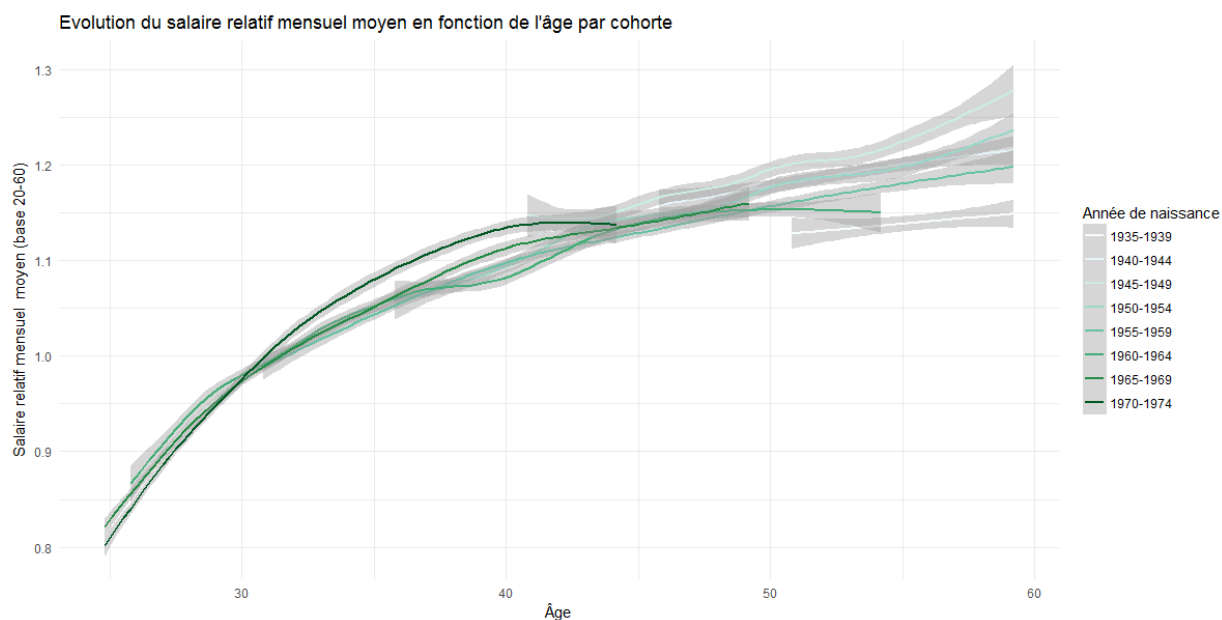
### 4.4.1 Évolution de la place de chaque catégorie d'âge dans la hiérarchie des salaires

Afin de tester la robustesse de l'analyse, on considère un indicateur alternatif du salaire : le salaire relatif. Celui-ci mesure la place d'un individu dans la hiérarchie des salaires, au contraire du salaire réel qui mesure un pouvoir d'achat.

Le *salaire relatif* proposé par Lollivier et Payen (1990) et repris par Koubi (2003) correspond au salaire de l'individu  $i$  à l'instant  $t$  rapporté au salaire moyen observé dans l'ensemble de l'économie à l'instant  $t$ . Ce dernier traduit un « effet tapis roulant qui entraîne l'ensemble des salaires ». Le « *salaire moyen* de l'économie » correspond à la moyenne des salaires perçus pour chaque année sur l'ensemble des salariés, âgés de 20 à 60 ans, de l'ensemble des secteurs d'activité.

L'évolution du salaire relatif par cohorte vise à contrôler d'une façon simple la croissance de la productivité (Rupert et Zanella, 2015) et des salaires au cours du temps. Si les différentes cohortes incomplètes s'emboîtent les unes dans les autres, c'est que l'effet de l'âge sur les carrières salariales suit une relation assez stationnaire dans la fenêtre de temps considérée. L'évolution du profil du salaire relatif par cohorte permet de tester l'hypothèse de stationnarité, alors que la décomposition à la Deaton la supposait.

Graphique 15 – Évolution du salaire mensuel relatif moyen des salariés à temps complet, par cohortes quinquennales



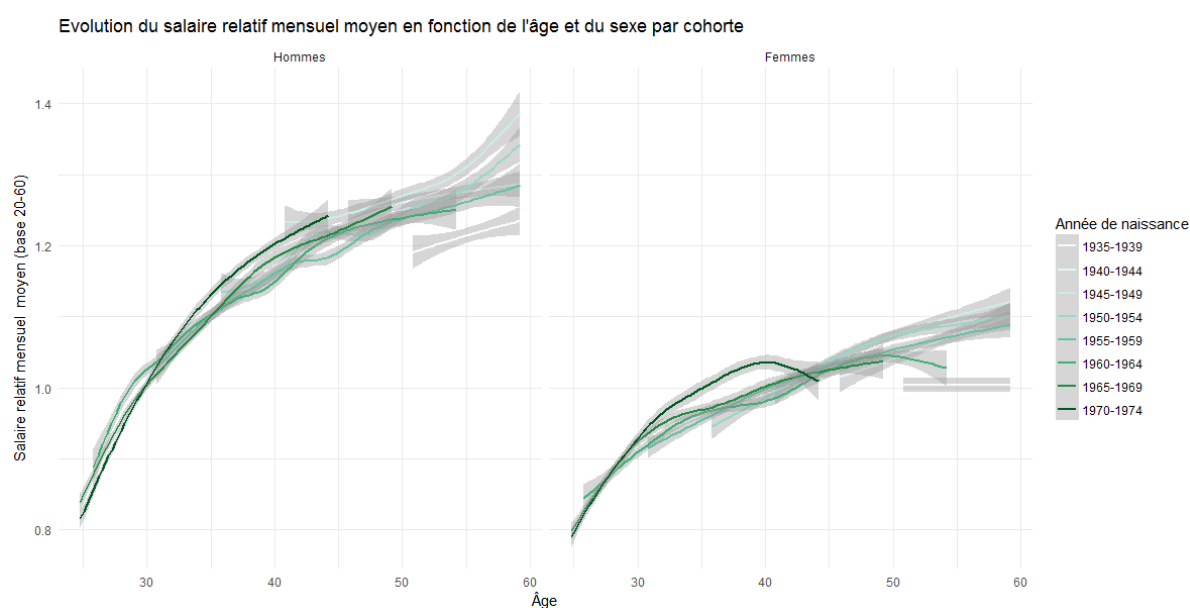
Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

Au contraire des évolutions du salaire réel, les salaires relatifs des différentes cohortes suivent une progression qui raccorde naturellement les cohortes les unes aux autres et décrivent une relation globalement stationnaire de l'effet âge sur les carrières salariales (voir graphique 15). En effet, **on observe un « écrasement » des différences entre les**

**cohortes** par rapport aux résultats obtenus avec un indicateur de salaire réel, qui est lui plus sensible aux chocs économiques globaux (voir graphique 12). Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Koubi (2003) en utilisant les DADS sur le champ des salariés du privé nés entre 1916 et 1976 sur la fenêtre d'observation 1967-2000.

Bien que les écarts soient moins importants par rapport aux salaires réels, on retrouve le décalage vers le bas des courbes correspondant aux premières cohortes. En début de vie active, jusqu'à 30 ans environ, **la place des jeunes arrivant sur le marché du travail dans la hiérarchie des salaires se dégrade d'une cohorte à l'autre.**

**Graphique 16 – Évolution du salaire relatif des salariés à temps complet, par cohortes quinquennales et par sexe**



Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

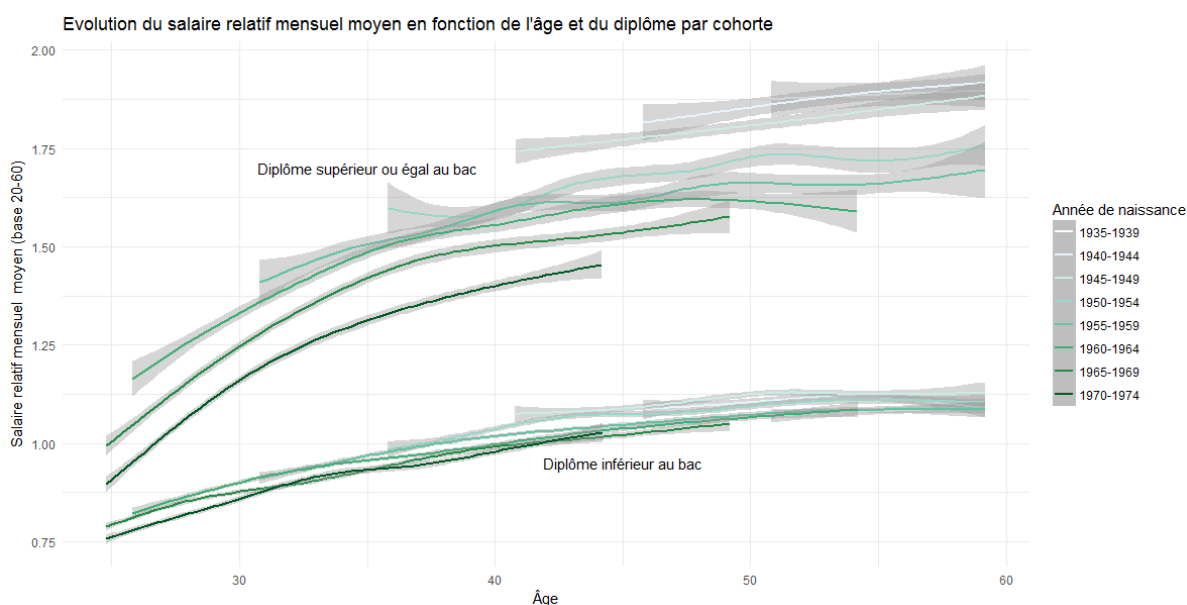
L'analyse en salaire relatif permet de souligner encore plus fortement les différences de carrières entre hommes et femmes à temps plein (voir graphique 16). En effet, les uns et les autres commencent en début de vie active à des niveaux très similaires dans la hiérarchie des salaires, mais la plus faible croissance et l'aplatissement plus rapide de leur salaire relatif confèrent aux femmes **une position dans la hiérarchie des salaires toujours inférieure.**

Un homme tiré au hasard dans la population peut espérer en moyenne doubler son salaire relatif au cours de sa carrière. Son salaire de début vaut en moyenne 70 % du salaire moyen. À 30 ans, il atteint le salaire moyen, à 40 ans, il dépasse celui-ci de 20 %, et il lui faut encore 20 ans de plus pour le dépasser de 40 %. Une femme en fin de carrière ne gagne au contraire que 110 % du salaire relatif, un homme chanceux pouvant espérer 140 %. Cependant, pour la cohorte féminine la plus récente, la relation ne semble plus stationnaire avec un gain entre 30 et 40 ans de l'ordre de 3 % à 4 % de salaire moyen. Cette non-

stationnarité demande à être confirmée. Deux phénomènes peuvent être à l'œuvre. La discrimination selon le sexe – et son évolution – pourrait constituer une explication. La répartition genrée par secteur, une autre : les hommes sont présents dans des secteurs en régression, industrie, bâtiment, agriculture, alors que les femmes sont dans le secteur des services marchands, en développement. À ce stade, l'étude ne permet pas de faire la part des choses.

La progression ralentissant avec l'âge, les courbes ont des formes concaves. Pour les hommes, un ressaut semble se manifester dans les dernières années de la carrière, entre 55 ans et 60 ans, mais seulement pour les hommes en emploi, qui ne représentent que la moitié environ d'une classe d'âge.

**Graphique 17a – Évolution du salaire relatif des salariés à temps complet, par cohortes quinquennales, par niveau de diplôme**



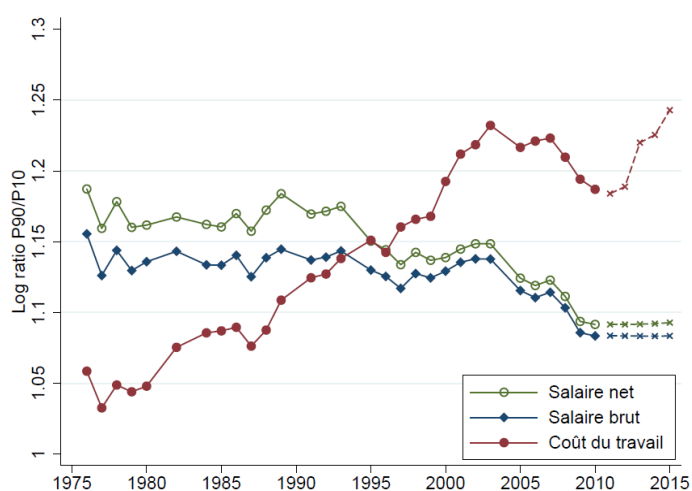
Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

En ce qui concerne l'analyse différenciée par niveau de qualification (voir graphique 17a), **la stationnarité est confirmée pour les profils de salaires selon l'âge pour les moins diplômés**. On peut supposer qu'en dépit de la mondialisation et de la concurrence des pays à bas salaire (Europe de l'Est et Chine), les institutions du marché du travail et en particulier les revalorisations du salaire minimum et les allègements de charges sur les bas salaires ont protégé les salariés français peu diplômés d'une dégradation de leur situation relative par rapport au salarié moyen. Le résultat est a priori remarquable et distingue la situation française de celle d'autres pays, en particulier les États-Unis. Toutefois, la situation des peu qualifiés en France est moins favorable pour l'insertion sur le marché du travail. La thèse souvent avancée que la France, dans le dilemme emploi *versus* salaire pour les non-qualifiés, ait choisi la seconde alternative semble ici vérifiée. De plus, un effet de sélection favorable a pu jouer. Dans la mesure où le taux de chômage des non-qualifiés s'est

maintenu sur toute la période à un étiage élevé, un effet de sélection peut être à l'œuvre. Seuls les plus productifs parmi les non-qualifiés ont réussi à se maintenir en emploi.

En revanche, la dégradation relative des carrières salariales est patente pour les diplômés. La situation de chaque cohorte se dégrade par rapport à celle de la précédente, et ce pour les huit cohortes. Pour les qualifiés, on peut sans doute pointer soit un effet de sélection – les diplômés d'aujourd'hui n'ont pas les mêmes caractéristiques inobservables que ceux d'hier du fait qu'ils représentent une plus grande fraction d'une classe d'âge –, soit un déclassement relatif lié à la massification de l'enseignement. Bozio, Breda et Guillot (2016) mettent également en évidence un effet redistributif massif du déplafonnement de certaines cotisations sociales (voir graphique 17b). Les modifications du barème des cotisations sociales ont eu un impact considérable sur la progressivité de ces prélèvements sociaux, passant d'un système régressif (sous plafond) à un système progressif (dont les taux moyens augmentent avec le salaire). Sujet classique de l'incidence fiscale, une augmentation des taxes est généralement payée par les deux côtés du marché, en l'occurrence par une diminution du salaire net et peut-être par une diminution des marges. Sous préjudice d'inventaire, il faut donc conclure qu'une augmentation du nombre de diplômés et de leur coût s'est bien traduite par une réduction de leur position dans la hiérarchie des salaires nets.

**Graphique 17b – Inégalités salariales chez les hommes en France (ratio D9 sur D1) pour trois niveaux de salaire (coût du travail ou salaire super-brut, salaire brut, salaire net)**



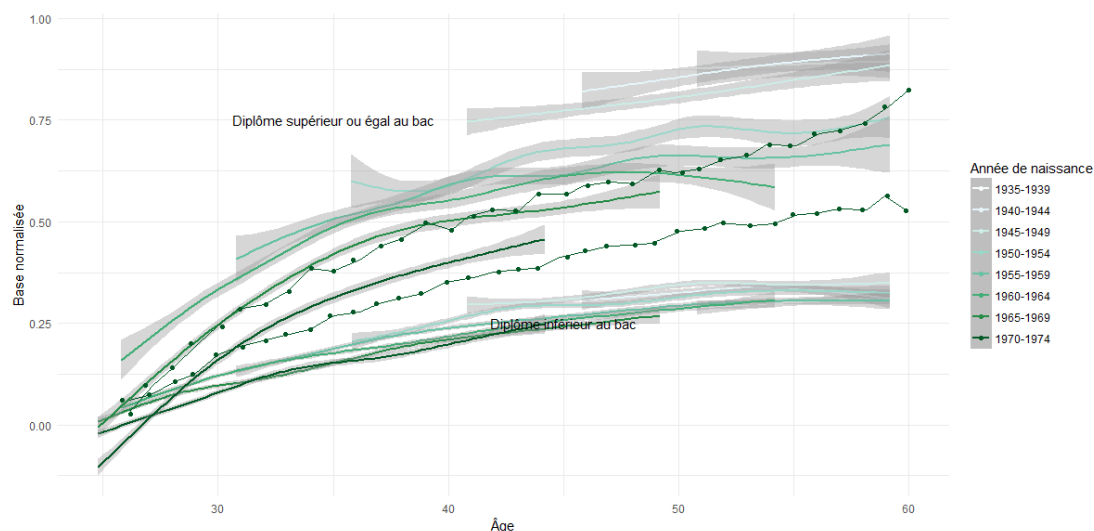
Notes : L'échantillon correspond aux hommes de 25 à 64 ans travaillant à temps complet et sur toute l'année. Pour les années 2011 à 2015 (en pointillé), la législation est appliquée sur les salaires brut de la distribution 2010. La constance du ratio de salaire brut pour ces années est donc purement hypothétique.

Source : Bozio et al (2016), panel DADS 2011

Lorsqu'on compare le salaire relatif par diplôme et l'effet âge en salaire réel obtenu par la décomposition, on peut comparer la manière dont les effets sont « purgés » avec les deux méthodes différentes (voir graphique 17c). Les deux méthodes, décomposition à la Deaton et salaire relatif, visent par des procédures différentes à établir une relation âge-salaire en purgeant l'effet de la croissance. La superposition des courbes indique pour les qualifiés que les deux méthodes mettent au jour un profil salarial assez comparable. En revanche, la méthode de Deaton semble minimiser l'écart entre qualifiés et non-qualifiés par une

progression plus soutenue du salaire des non-qualifiés. Nous ne sommes pas en mesure d'expliquer plus avant cette divergence.

**Graphique 17c – Comparaison des effets âge en salaire réel et du salaire relatif en base normalisée**



Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

#### 4.4.2 Décomposition avec le salaire relatif

En complément, une décomposition basée sur la normalisation utilisée par Koubi (2003) est réalisée. Dans cette approche qui utilise le salaire relatif (voir 4.2) comme indicateur du salaire, les effets dates sont déjà purgés de l'indicateur. Seul l'effet âge et l'effet cohorte sont ensuite modélisables par une régression. Cette méthode propose une approche alternative à celle de supposer les effets dates en moyenne nuls, cela afin de résoudre le problème de multi-colinéarité entre les trois différents effets (âge, année et cohorte).

$$\overline{\text{Salaire Relatif}}_{c,a} = \beta + \sum_a \alpha_a \text{age} + \sum_c \gamma_c \text{cohorte} + \bar{u}_{t,c}, c = 1, \dots, C; a = 1, \dots, A$$

La décomposition à la Koubi (2003) permet d'estimer les effets de cohorte d'une autre façon que l'approche à la Deaton. Elle est appliquée à l'évolution du salaire relatif par diplôme.

**Les estimations des effets de cohorte selon la méthodologie proposée par Koubi (2003) donnent des résultats en tout point comparables à ceux obtenus avec la méthode à la Deaton si l'on raisonne en différentiel d'effets de cohorte. Le différentiel est continûment en faveur des peu qualifiés et l'écart ne fait que se creuser au fil des générations (voir graphique 18a).**

Ce résultat pouvait être anticipé à la lecture du graphique 10. En effet, les deux décompositions supposent que l'effet âge est fixe et similaire pour toutes les cohortes. Or, pour les peu diplômés, le salaire relatif est stationnaire, ce qui implique une absence de

différence d'une cohorte à l'autre, ce qui n'est pas le cas pour les plus qualifiés. Les plus diplômés ont des effets de cohorte fortement négatifs et le phénomène ne fait que se renforcer pour les cohortes les plus récentes. Pour les moins diplômés, l'effet de cohorte est peu significatif, et il reste autour de zéro pour l'ensemble des cohortes observées.

Ces effets de cohorte semblent refléter des effets de composition, puisqu'on s'intéresse à la place des individus dans la hiérarchie des salaires. **En effet, la baisse des salaires relatifs des plus diplômés peut s'expliquer en partie par la massification du diplôme du bac et par le déclassement qui s'en est suivi.** Ensuite, puisqu'on raisonne en salaire net, **le dé plafonnement des cotisations patronales pourrait également expliquer les tendances observées.** La dichotomie avec les plus diplômés pourrait s'expliquer d'un côté par **la protection du salaire des peu diplômés par le SMIC et les allègements de charges, de l'autre par une hausse relative des cotisations sociales patronales pour les plus diplômés** que les entreprises auraient reportées en partie sur les plus qualifiés sous la forme d'une hausse plus modérée des salaires nets.

**La méthode de décomposition de Koubi permet alors d'estimer la relation âge-salaire en purgeant l'évolution du salaire relatif de l'effet cohorte. Elle permet d'estimer cette relation en régime stationnaire.**

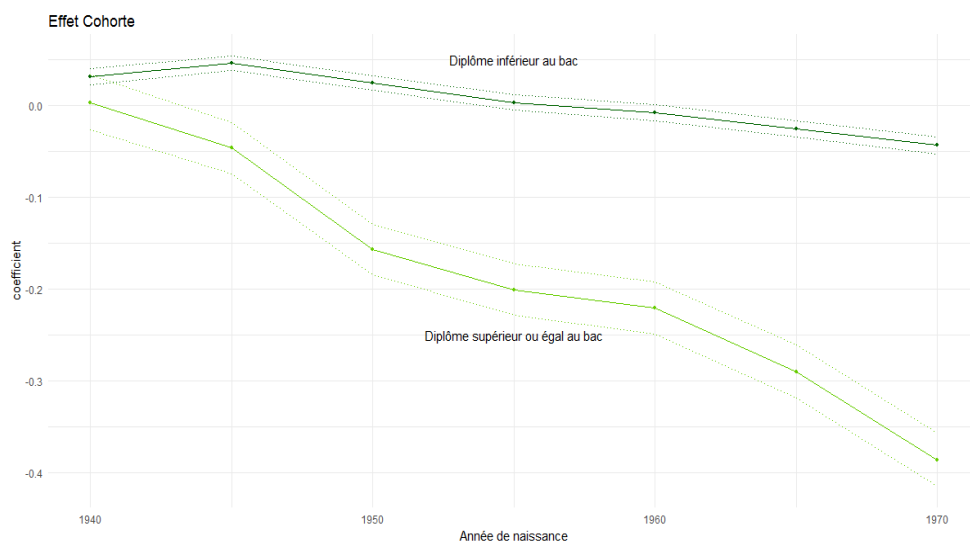
**La comparaison de l'effet âge par diplôme montre comme précédemment un effet plus favorable aux plus diplômés** (voir graphique 18b).

Alors qu'ils commencent à des niveaux comparables à 20 ans, les plus diplômés ont en fin de carrière un effet âge deux fois plus élevé que les individus ayant un diplôme inférieur au bac. En ce qui concerne les évolutions, entre 25 et 35 ans l'effet âge est multiplié par 3,5 contre 2,5 pour les moins diplômés.

**Les courbes des effets âge purifiés des effets cohorte sont concaves pour les deux types de qualifications et n' amorcent pas de baisse sur les âges observés. Cependant, le salaire relatif nettoyé de l'effet cohorte est constant de 50 à 60 ans pour les peu diplômés.**

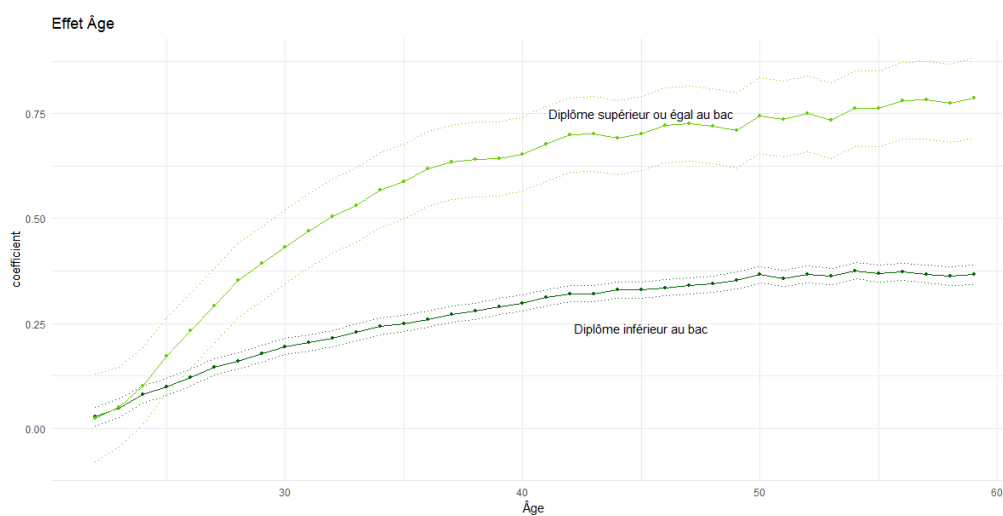


Graphique 18a – Effet cohorte à partir du salaire relatif, par niveau de diplôme



Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

Graphique 18b – Effet âge à partir du salaire relatif, par niveau de diplôme



Graphiques 18a, 18b : décomposition à la Koubi, sur un échantillon large (hommes, à temps complet, entre 20 et 60 ans). Cohorte définie par l'année de naissance, par tranche de 5 ans ; en pointillé, l'intervalle de confiance de 95 %.

Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

Grâce au concept de salaire relatif et à la décomposition à la Koubi, qui conforte les résultats de la décomposition à la Deaton, on dispose d'un effet âge purgé de la croissance, et de la conjoncture, et des évolutions institutionnelles sur le marché du travail. Il reste à appréhender l'effet de sélection.

Il est donc important, dans l'étape suivante, d'estimer à quel point les seniors sortent du marché du travail afin de mieux appréhender le potentiel de tous les seniors sur le marché du travail et pas simplement de ceux qui sont en emploi.

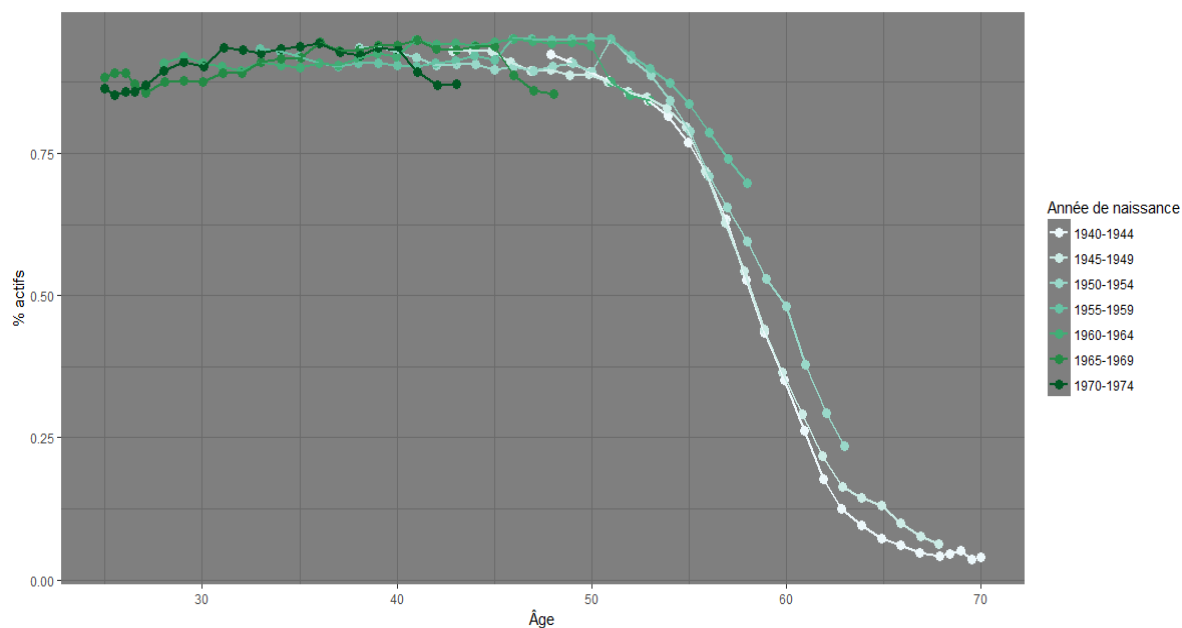
## 4.5 Modèles avec effets de sélection

### 4.5.1 Phénomène de sélection dans l'emploi

Dans les analyses précédentes, l'effet de sélection dans l'emploi n'est pas pris en compte dans les estimations des salaires par cohorte. Ici, la sélection modélisée sera restreinte à l'emploi salarié à temps plein des hommes âgés de 50 à 67 ans, pour des raisons de commodités statistiques<sup>100</sup>.

Comme noté dans la partie 1, la France se caractérise par un taux d'emploi des seniors faible et diminuant fortement à l'approche de l'âge de la retraite. La baisse de l'activité des seniors s'amorce dès 50 ans, et à 70 ans la quasi-totalité des individus ont quitté le marché du travail. Cette sélection hors de l'emploi et vers la retraite n'est cependant pas fixe et est susceptible d'évoluer dans le temps (voir graphique 19). Alors que les hommes nés entre 1940 et 1949 avaient des taux d'emploi de 35 % environ à 60 ans, ceux nés en 1950-1954 sont 20 points au-dessus au même âge. Ces différences peuvent s'expliquer par les réformes des retraites successives qui ont participé à relever le taux d'activité des plus de 50 ans (voir graphique 20). Le taux d'activité des 50-59 ans a ainsi gagné 20 points en une génération, soit environ 25 ans.

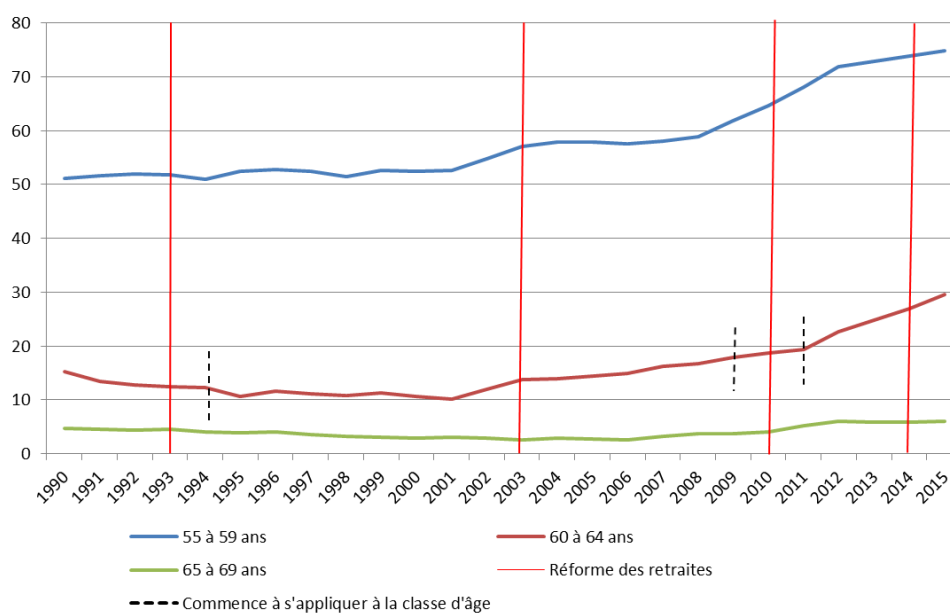
Graphique 19 – Évolution de la part des hommes en emploi dans la population par âge et par cohorte



Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

<sup>100</sup> Le revenu des indépendants est mal mesuré dans l'enquête Emploi en continu (EEC), s'il est possible de mener à bien l'effet de sélection pour l'ensemble des individus, l'équation serait très imprécise. Les non-salariés ne représentent qu'une personne en emploi sur dix (Insee, 2015), ce qui atténue le possible biais dû à leur exclusion de notre échantillon.

Graphique 20 – Taux d'activité au sens du BIT par classe d'âge



Source : Insee d'après les enquêtes Emploi

Par ailleurs, les seniors en emploi après 50 ans présentent des caractéristiques très distinctes de ceux au chômage ou inactifs (voir tableau 6). Il y a donc probablement un effet de sélection sur les salaires observés, puisque les seniors diplômés ou peu diplômés restant sur le marché du travail sont très différents de ceux le quittant après 50 ans. Par exemple, dans l'échantillon, les actifs occupés ont plus d'enfants encore au foyer, sont plus diplômés (35 % contre 26 % ont un diplôme supérieur ou égal au bac), plus souvent dans le tertiaire (64 % contre 59 %), sont plus souvent cadres et moins souvent ouvriers, et enfin habitent plus en Île-de-France (16 % contre 11 %). Ce sont en réalité toutes les caractéristiques observables qui divergent entre les deux sous-populations, et donc potentiellement les caractéristiques inobservables.

**Tableau 6 – Descriptif des groupes sélectionnés ou non dans l'emploi à temps plein, hommes salariés ou anciens salariés de 50-67 ans**

|                                | Actifs occupés                 | Non-actifs                               |
|--------------------------------|--------------------------------|------------------------------------------|
|                                | <i>En emploi à temps plein</i> | <i>Temps partiel, chômeurs, inactifs</i> |
| Âge moyen                      | 54.7 ans<br>(0.015)            | 60.9 ans<br>(0.012)                      |
| Célibataire                    | 27.3 %                         | 28.3 %                                   |
| Nationalité française          | 98.3 %                         | 97.9 %                                   |
| Diplôme ≥ bac                  | 34.5 %                         | 26.1 %                                   |
| Nombre d'enfants dans le foyer | 0.79<br>(0.002)                | 0.32<br>(0.004)                          |
| Salaire mensuel moyen          | 2,355 €<br>(3.9)               | N.A.<br>N.A.                             |
| <i>Secteur d'activité</i>      |                                |                                          |
| Industrie                      | 26.3 %                         | 28.5 %                                   |
| Construction                   | 8.7 %                          | 10.7 %                                   |
| Tertiaire                      | 63.7 %                         | 58.9 %                                   |
| <i>Catégorie socio-pro</i>     |                                |                                          |
| Ouvriers                       | 36.0 %                         | 42.1 %                                   |
| Employés                       | 12.3 %                         | 13.4 %                                   |
| Professions int.               | 27.1 %                         | 25.6 %                                   |
| Cadres, prof. int. sup.        | 24.7 %                         | 18.9 %                                   |
| En Île de France               | 15.7 %                         | 11.1 %                                   |
| UU de + 200 000 hab            | 37.5 %                         | 33.1 %                                   |
| Observations                   | 75,942                         | 91,487                                   |

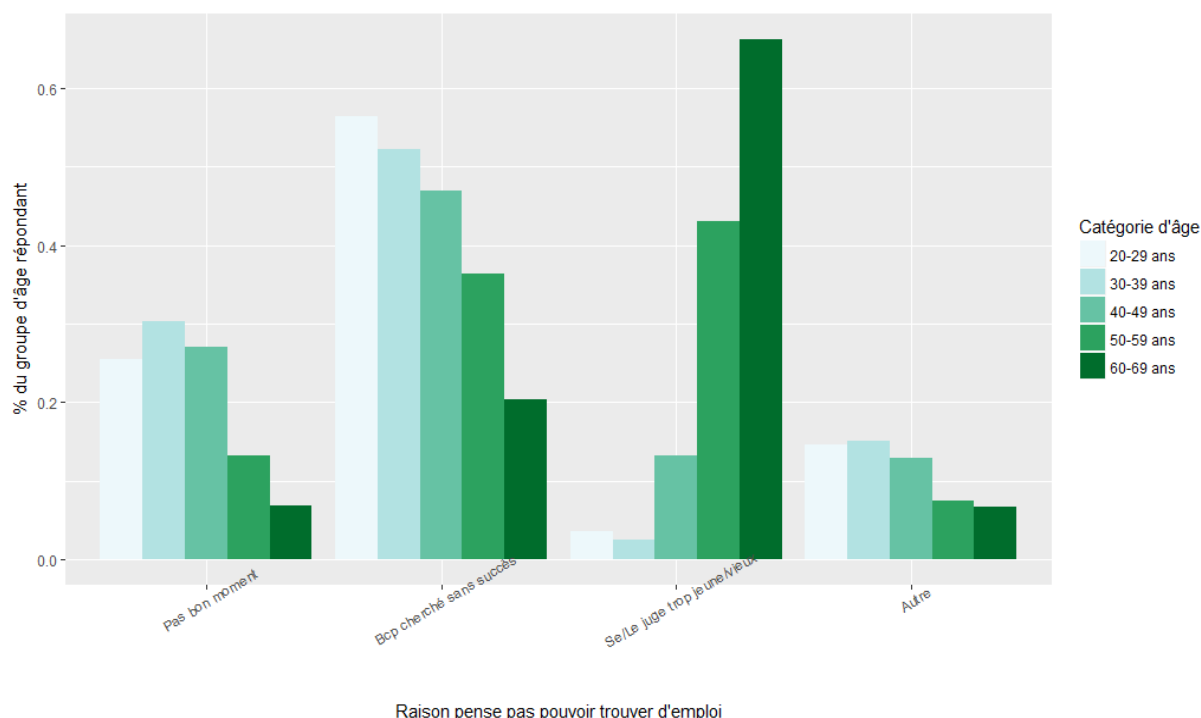
Source : Insee, enquêtes Emploi (2003-2015), calculs des auteurs. Pour les inactifs, chômeurs, les données sur le dernier emploi occupé sont utilisées pour construire les statistiques

**L'enquête Emploi permet de comprendre certaines des raisons extra-financières qui poussent les individus à sortir de la vie active, de l'emploi à temps plein ou à ne plus souhaiter d'emploi.** Par exemple, les raisons pour lesquelles un individu ne souhaite pas travailler sont principalement : pour les jeunes, la réalisation d'études ou le suivi d'une formation ; pour les trentenaires, la garde d'enfants ; pour les quarantenaires et cinquantenaires, les problèmes de santé et pour les sexagénaires la retraite. **À l'approche de la retraite, les comportements d'offre d'emploi des sexagénaires dépendent de manière importante de la valorisation du loisir relativement au travail, de l'état de santé, du statut matrimonial, du nombre d'enfants à charge, de l'existence de petits-enfants, de la situation sur le marché du travail du conjoint, de la différence d'âge dans le couple ou encore de l'âge et de son écart avec celui, légal, d'ouverture des droits à la retraite<sup>101</sup>.**

Enfin, les seniors qui s'auto-sélectionnent hors du marché du travail, c'est-à-dire qui ne cherchent pas d'emploi malgré le fait qu'ils souhaitent en trouver un, le font en majorité parce **qu'ils pensent ne pas pouvoir trouver d'emploi.** Ils évoquent alors en grande majorité comme raison première : « **Se juge (ou pense qu'on le juge) trop jeune ou trop vieux pour trouver du travail** » (voir graphique 21). Cette variable ne traduit pas une discrimination sur l'âge, mais elle correspond à un sentiment d'inadéquation avec le marché du travail dû à l'âge, ressenti ou intériorisé, et peut s'en rapprocher.

<sup>101</sup> Voir notamment Banks *et al.* (2007), Myck (2010), Casanova (2013), Rupert et Zanella (2010) et (2015), Charni (2016) et Flamand *et al.* (2018).

**Graphique 21 – Répartition des raisons pour lesquelles l'individu pense ne pas pouvoir trouver d'emploi par âge**



Source : France Stratégie d'après les enquêtes Emploi 2013-2015 (Insee)

#### 4.5.2 Modèles

Le modèle utilisé pour prendre en compte l'effet de sélection est un heckit en « deux étapes », la première étape étant un probit (par maximum de vraisemblance) et la seconde une équation de salaire linéaire. Les données sont pondérées avec les poids calculés par l'Insee afin de représenter la population française. Soit pour chaque individu  $i$  :

$$Proba(activ_i = 1|Z_i) = \Phi(\gamma Z_i)$$

$$\mathbb{E}(\log salaire_i | Z_i, activ_i = 1) = x_i\beta + \rho \frac{\phi(\gamma Z_i)}{\Phi(\gamma Z_i)}$$

où  $\frac{\phi(\cdot)}{\Phi(\cdot)} = \lambda$  est le ratio inverse de Mills, c'est-à-dire le ratio de la densité de probabilité (du probit) d'être en emploi sur la fonction de répartition de la probabilité d'être en emploi, telles qu'elles sont prédites par l'équation d'emploi. On corrige les écarts-types du biais dû à la procédure en deux étapes, et à l'estimation du ratio de Mills avec la correction proposée par Heckman (1979) (voir annexe 4).

#### Équations de sélection

Afin de construire les spécifications, le choix de variable est limité par la volonté de prédire les salaires corrigés de l'effet de sélection. On se limite donc aux variables qui existent à la fois pour les actifs, les inactifs et les chômeurs. En ce qui concerne les informations sur les

caractéristiques de l'emploi (CSP, statut, etc.), on se réfère aux données sur le « dernier emploi occupé ».

**Les quatre modèles présentés ci-après se distinguent par la présence ou non d'interactions entre l'âge et le diplôme<sup>102</sup> et l'ajout progressif de nos variables d'exclusion.** En ce qui concerne la probabilité d'être en emploi à temps plein (qu'on note *actif* dans les équations par souci de concision), les variables  $x_i$  pour lesquelles on contrôle sont la situation maritale (célibataire ou non), la nationalité (française ou étrangère), le niveau de diplôme (en 4 postes), le secteur d'activité, l'année de l'enquête, l'âge et l'âge au carré. Pour ce qui est de l'équation de salaire, le contrôle porte sur l'expérience potentielle et son carré (calculée à partir de l'âge de fin d'étude), la situation maritale (célibataire ou non), la nationalité (française ou étrangère), le niveau de diplôme (en 4 postes), le secteur d'activité, la catégorie socioprofessionnelle détaillée (22 postes), la taille de l'unité urbaine (5 postes), la région de résidence (22 postes)<sup>103</sup>, l'année de l'enquête et enfin l'expérience potentielle et son carré (calculée à partir de l'âge et de l'âge de fin d'étude).

#### Encadré 4 – Variables d'exclusion pour la sélection

En ce qui concerne les variables d'exclusion pour la sélection, c'est-à-dire la part des  $Z_i$  qui est corrélée à la probabilité d'être en emploi pour les seniors de 50-67 ans, mais pas au salaire, on utilise trois variables. **À notre connaissance, il n'existe pas d'étude en France qui considère à la fois les salaires des seniors et leur sélection dans l'emploi, à l'aide d'un heckit.** Sur des données de panel américaines Rupert et Zanella (2015) et Casanova (2013) utilisent comme instrument les âges réglementaires de retraite (62 et 65 ans). Charni (2016) sur données britanniques du British Household Panel Survey identifie quatre instruments : les revenus non salariaux, l'état de santé, la vie en couple et l'activité du conjoint.

##### **Le semestre de naissance**

L'utilisation du semestre de naissance dans la littérature économique remonte à Angrist et Krueger (1991), dans le contexte de l'estimation des retours sur l'éducation. Dans notre cas cependant l'approche est différente puisqu'on ne cherche pas à connaître l'effet d'une année supplémentaire d'éducation, mais plutôt à trouver des variables qui affectent la probabilité de travailler mais pas le salaire. Ici, on suppose qu'il existe un « effet anniversaire », qui fait que des personnes nées la même année (ou qui ont le même âge au 31 décembre, variable AG dans l'enquête Emploi) auront plus tendance à quitter le marché du travail si leur anniversaire est tôt dans l'année. De plus, cet instrument utilise aussi les lois existantes en termes de départ à la retraite, ainsi que leur changement dans le temps ; puisque l'âge de la retraite dépend de l'anniversaire et dans certains cas de la naissance avant ou après une date limite (voir annexe 5.3). Ainsi son utilisation est

<sup>102</sup> Les modèles (1), (2) et (3) n'ont pas de variable d'interaction dans la première partie du heckit, contrairement au modèle (4).

<sup>103</sup> Les régions sont définies par le découpage en vigueur avant la nouvelle législation du 1<sup>er</sup> janvier 2016. Ce choix est à la fois dû à la période considérée et à l'intérêt d'avoir des groupes plus petits.

aussi liée à certains travaux français sur la probabilité de rester en emploi à l'approche de la retraite (Hairault *et al.*, 2006 et 2009).

### **Le fait d'être ou non au-dessus de l'âge légal d'ouverture des droits**

Les âges légaux de départ à la retraite ont en France des effets extrêmement forts et bien documentés sur la participation au marché du travail (Hairault *et al.*, 2006 et 2009)<sup>104</sup>. De plus, les réformes des retraites successives sont exogènes aux salaires, elles constituent donc un excellent instrument pour l'activité des seniors. Casanova (2013) utilise les âges légaux de départ à la retraite (62 et 65 ans) comme variables d'exclusion, car ils ont un effet important sur l'activité du fait des incitations liées aux règles de la sécurité sociale tout en étant exogènes du point de vue de l'individu. Rupert et Zanella (2015) utilisent pour les mêmes raisons ces instruments pour le départ à la retraite sur leurs variables américaines.

### **Le statut d'activité du conjoint**

La littérature récente<sup>105</sup> s'est intéressée aux décisions conjointes de départ à la retraite des couples. Les départs à la retraite seraient « simultanés » pour maximiser l'utilité du couple par une augmentation des temps partagés en loisirs. Cet effet est généralement appréhendé par la situation sur le marché du travail du conjoint ou la différence d'âge au sein du couple. Comme Charni (2016), l'instrument que l'on utilise ici est le statut d'activité du conjoint.

Les trois instruments présentés ci-dessus sont ceux retenus dans l'analyse, car ils sont considérés comme exogènes à l'équation de salaire des seniors par la littérature (voir annexe 5, variables alternatives). Le nombre d'enfants dans le foyer ou la situation familiale de l'individu sont un instrument de la sélection dans l'emploi généralement utilisé (depuis Ermisch et Wright, 1993, et Paci *et al.*, 1995) mais d'une moindre pertinence dans le cas des seniors (Myck, 2010, et Charni, 2016). En annexe, on utilise la présence et l'âge des enfants comme variables exogènes. Il est intéressant de noter que le coefficient pour enfant de moins de 3 ans est positif, contrairement au coefficient pour enfant de moins de 6 ans ; cela montre que la valeur du loisir est particulièrement élevée lorsque les enfants/petits-enfants sont en bas âge.

<sup>104</sup> Hairault J.-O., Langot F. et Sopraseuth T. (2009), « Le faible taux d'emploi des seniors. Distance à l'entrée dans la vie active ou distance à la retraite ? », *Revue de l'OFCE*, 2009/2, n° 109, p. 63-84 ; Hairault J.-O., Langot F. et Sopraseuth T. (2006), « [Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors](#) », *Économie et statistique*, n° 397, p. 51-68 ; Dubois Y. et Koubi M. (2017), « [La réforme des retraites de 2010 : quel impact sur l'activité des seniors ?](#) », *Économie & Prévision*, n° 211-2123.

<sup>105</sup> Voir notamment : Banks J., Blundell R. et Rivas M.C. (2010), *The dynamics of retirement behavior in couples: Reduced-form evidence from England and the US*, University College London, mimeo. Casanova M. (2010), « [Happy together: A structural model of couples' joint retirement choices](#) », Department of Economics, UCLA ; Stancanelli E. et Van Soest A. (2016), « [Partners' leisure time truly together upon retirement](#) », *IZA Journal of Labor Policy*, 5(12).

### 4.5.3 Résultats

Tableau 7 – Heckit – Équation de sélection – Comparaison des modèles

|                                                        | Variable Dépendante:         |                        |                        |                        |
|--------------------------------------------------------|------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                                                        | Être en emploi à temps plein |                        |                        |                        |
|                                                        | (1)                          | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
| Constante                                              | -15.908***<br>(0.020)        | -27.761***<br>(0.017)  | -14.685***<br>(0.020)  | -15.912***<br>(0.021)  |
| Âge                                                    | 0.721***<br>(0.001)          | 1.166***<br>(0.001)    | 0.676***<br>(0.001)    | 0.773***<br>(0.001)    |
| Âge <sup>2</sup>                                       | -0.008***<br>(0.00001)       | -0.012***<br>(0.00001) | -0.007***<br>(0.00001) | -0.009***<br>(0.00001) |
| Nombre d'enfants de l'ind                              | 0.076***<br>(0.0001)         | 0.062***<br>(0.0001)   | 0.062***<br>(0.0001)   | 0.066***<br>(0.0001)   |
| Être célibataire                                       | -0.293***<br>(0.0002)        |                        |                        |                        |
| Être Français                                          | 0.327***<br>(0.001)          | 0.272***<br>(0.001)    | 0.267***<br>(0.001)    | 0.255***<br>(0.001)    |
| Âge ≥ AOD                                              | -0.472***<br>(0.0004)        |                        | -0.463***<br>(0.0004)  | -0.454***<br>(0.0004)  |
| Semestre de naissance (ref : Q1)                       |                              |                        |                        |                        |
| Q2                                                     | 0.028***<br>(0.0003)         | 0.035***<br>(0.0003)   | 0.027***<br>(0.0003)   | 0.026***<br>(0.0003)   |
| Q3                                                     | 0.080***<br>(0.0003)         | 0.090***<br>(0.0003)   | 0.076***<br>(0.0003)   | 0.076***<br>(0.0003)   |
| Q4                                                     | 0.081***<br>(0.0003)         | 0.098***<br>(0.0003)   | 0.078***<br>(0.0003)   | 0.080***<br>(0.0003)   |
| Statut d'activité du conjoint<br>(ref: Conjoint actif) |                              |                        |                        |                        |
| Conjoint au chômage                                    |                              | -0.310***<br>(0.001)   | -0.308***<br>(0.001)   | -0.310***<br>(0.001)   |
| Conjoint inactif                                       |                              | -0.331***<br>(0.0002)  | -0.327***<br>(0.0002)  | -0.322***<br>(0.0002)  |
| Sans conjoint                                          |                              | -0.480***<br>(0.0002)  | -0.477***<br>(0.0002)  | -0.476***<br>(0.0002)  |
| Niveau de dip. (4)(ref : ≤ brevet)                     |                              |                        |                        |                        |
| Bac, CAP, BEP                                          | 0.206***<br>(0.0002)         | 0.191***<br>(0.0002)   | 0.192***<br>(0.0002)   | 0.584***<br>(0.003)    |
| Bac + 2                                                | 0.344***<br>(0.0004)         | 0.328***<br>(0.0004)   | 0.331***<br>(0.0004)   | -0.357***<br>(0.005)   |
| Licence et +                                           | 0.496***<br>(0.0003)         | 0.481***<br>(0.0003)   | 0.487***<br>(0.0003)   | -3.418***<br>(0.004)   |
| Secteur d'activité (ref : Industrie)                   |                              |                        |                        |                        |
| Agriculture                                            | -0.169***<br>(0.001)         | -0.155***<br>(0.001)   | -0.164***<br>(0.001)   | -5.337***<br>(0.010)   |
| Construction                                           | -0.110***<br>(0.0003)        | -0.116***<br>(0.0003)  | -0.116***<br>(0.0003)  | -2.938***<br>(0.005)   |
| Tertiaire                                              | 0.022***<br>(0.0002)         | 0.006***<br>(0.0002)   | 0.006***<br>(0.0002)   | -3.210***<br>(0.003)   |
| TUU ( ref : Paris)                                     |                              |                        |                        |                        |
| - De 20 000 hab                                        | -0.239***<br>(0.0003)        | -0.232***<br>(0.0003)  | -0.234***<br>(0.0003)  | -0.242***<br>(0.0003)  |
| 20 000 à 50 000 hab                                    | -0.239***<br>(0.0004)        | -0.228***<br>(0.0004)  | -0.228***<br>(0.0004)  | -0.238***<br>(0.0004)  |
| 50 000 à 200 000 hab                                   | -0.273***<br>(0.0004)        | -0.257***<br>(0.0004)  | -0.257***<br>(0.0004)  | -0.266***<br>(0.0004)  |
| + de 200 000 hab                                       | -0.208***<br>(0.0003)        | -0.193***<br>(0.0003)  | -0.194***<br>(0.0003)  | -0.198***<br>(0.0003)  |
| Âge et dip. Croisés (4)                                |                              |                        |                        |                        |
| Âge:Bac, CAP, BEP                                      |                              |                        |                        | -0.007***<br>(0.0001)  |
| Âge:Bac+2                                              |                              |                        |                        | 0.012***<br>(0.0001)   |
| Âge:Licence et +                                       |                              |                        |                        | 0.068***<br>(0.0001)   |
| Âge et secteurs croisés                                |                              |                        |                        |                        |
| Âge:Agriculture                                        |                              |                        |                        | 0.092***<br>(0.0002)   |
| Âge:Construction                                       |                              |                        |                        | 0.050***<br>(0.0001)   |
| Âge:Tertiaire                                          |                              |                        |                        | 0.057***<br>(0.0001)   |



*Discriminations selon l'âge – Revue de littérature et effet de l'âge  
sur les conditions d'emploi et de salaire à partir de l'enquête Emploi*

| Indicatrice d'année (référence: 2015) |                       |                       |                       |                       |
|---------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 2003                                  | -0.213***<br>(0.0004) | -0.230***<br>(0.0004) | -0.177***<br>(0.0004) | -0.182***<br>(0.0004) |
| 2004                                  | -0.250***<br>(0.0004) | -0.275***<br>(0.0004) | -0.222***<br>(0.0004) | -0.232***<br>(0.0004) |
| 2005                                  | -0.239***<br>(0.0004) | -0.263***<br>(0.0004) | -0.211***<br>(0.0004) | -0.222***<br>(0.0004) |
| 2006                                  | -0.241***<br>(0.0004) | -0.266***<br>(0.0004) | -0.215***<br>(0.0004) | -0.224***<br>(0.0004) |
| 2007                                  | -0.174***<br>(0.0004) | -0.209***<br>(0.0004) | -0.155***<br>(0.0004) | -0.161***<br>(0.0004) |
| 2008                                  | -0.136***<br>(0.0004) | -0.174***<br>(0.0004) | -0.116***<br>(0.0004) | -0.124***<br>(0.0004) |
| 2009                                  | -0.122***<br>(0.0004) | -0.165***<br>(0.0004) | -0.105***<br>(0.0004) | -0.110***<br>(0.0004) |
| 2010                                  | -0.111***<br>(0.0004) | -0.158***<br>(0.0004) | -0.098***<br>(0.0004) | -0.106***<br>(0.0004) |
| 2011                                  | -0.039***<br>(0.0004) | -0.083***<br>(0.0004) | -0.026***<br>(0.0004) | -0.032***<br>(0.0004) |
| 2012                                  | 0.018***<br>(0.0004)  | -0.006***<br>(0.0004) | 0.027***<br>(0.0004)  | 0.023***<br>(0.0004)  |
| 2013                                  | 0.040***<br>(0.0004)  | 0.018***<br>(0.0004)  | 0.045***<br>(0.0004)  | 0.041***<br>(0.0004)  |
| 2014                                  | 0.016***<br>(0.0004)  | 0.010***<br>(0.0004)  | 0.023***<br>(0.0004)  | 0.021***<br>(0.0004)  |
| Observations                          | 166,676               | 166,676               | 166,676               | 166,676               |
| Log Vraisemblance                     | -126e <sup>06</sup>   | -125e <sup>06</sup>   | -124,6e <sup>06</sup> | -123e <sup>06</sup>   |
| $\chi^2$                              | -252e <sup>06</sup>   | -250e <sup>06</sup>   | -249e <sup>06</sup>   | -246e <sup>06</sup>   |
|                                       | (df = 31)             | (df = 32)             | (df = 33)             | (df = 39)             |

Note: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

| Taille de l'Unité Urbaine (référence : Paris) | Variable Alternative: |                       |                       |                       |
|-----------------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                                               |                       |                       |                       |                       |
| Commune rurale                                | -0.227***<br>(0.0003) | -0.223***<br>(0.0003) | -0.225***<br>(0.0003) | -0.235***<br>(0.0003) |
| - de 20 000 hab                               | -0.254***<br>(0.0003) | -0.245***<br>(0.0003) | -0.247***<br>(0.0003) | -0.252***<br>(0.0003) |
| 20 000 à 200 000 hab                          | -0.262***<br>(0.0003) | -0.247***<br>(0.0003) | -0.247***<br>(0.0003) | -0.257***<br>(0.0003) |
| + 200 000 hab                                 | -0.208***<br>(0.0003) | -0.193***<br>(0.0003) | -0.194***<br>(0.0003) | -0.198***<br>(0.0003) |

Champ : hommes salariés ou anciens salariés, 50-67 ans

Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee).

Tableau 8 – Heckit – Équation de salaire – Comparaison des modèles

|                                       | Variable dépendante:           |                                |                                |                                |
|---------------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
|                                       | Log Salaire Mensuel Réel       |                                |                                |                                |
|                                       | (1)                            | (2)                            | (3)                            | (4)                            |
| Expérience potentielle                | 0.021***<br>(0.003)            | 0.020***<br>(0.003)            | 0.019***<br>(0.003)            | 0.020***<br>(0.003)            |
| Expérience <sup>2</sup>               | -0.0003***<br>(0.00004)        | -0.0003***<br>(0.00004)        | -0.0003***<br>(0.00004)        | -0.0003***<br>(0.00004)        |
| Être célibataire                      | -0.046***                      | -0.045***                      | -0.045***                      | -0.045***                      |
| Être Français                         | 0.083***<br>(0.008)            | 0.082***<br>(0.008)            | 0.082***<br>(0.008)            | 0.082***<br>(0.008)            |
| Niveau de diplôme (4)(ref: ≤)         |                                |                                |                                |                                |
| Bac, CAP, BEP                         | 0.003<br>(0.026)               | 0.0003<br>(0.026)              | -0.002<br>(0.026)              | 0.002<br>(0.026)               |
| Bac + 2                               | -0.011<br>(0.037)              | -0.018<br>(0.037)              | -0.021<br>(0.037)              | -0.020<br>(0.037)              |
| Bac + 3                               | 0.234***<br>(0.037)<br>(0.002) | 0.223***<br>(0.037)<br>(0.002) | 0.219***<br>(0.037)<br>(0.002) | 0.205***<br>(0.036)<br>(0.002) |
| Taux de chômage dép.                  | -0.008***<br>(0.001)           | -0.008***<br>(0.001)           | -0.008***<br>(0.001)           | -0.008***<br>(0.001)           |
| Nombre d'enfants de l'ind.            | -0.006***<br>(0.001)           | -0.006***<br>(0.001)           | -0.006***<br>(0.001)           | -0.006***<br>(0.001)           |
| Secteur d'activité (ref:Industrie )   |                                |                                |                                |                                |
| Agriculture                           | -0.108***<br>(0.011)           | -0.107***<br>(0.011)           | -0.107***<br>(0.011)           | -0.109***<br>(0.011)           |
| Construction                          | -0.042***<br>(0.004)           | -0.042***<br>(0.004)           | -0.042***<br>(0.004)           | -0.042***<br>(0.004)           |
| Tertiaire                             | -0.067***<br>(0.003)           | -0.067***<br>(0.003)           | -0.067***<br>(0.003)           | -0.068***<br>(0.003)           |
| Expérience et diplôme croisés         |                                |                                |                                |                                |
| Exp:Bac, CAP,BEP                      | 0.001<br>(0.001)               | 0.001*<br>(0.001)              | 0.001*<br>(0.001)              | 0.001*<br>(0.001)              |
| Exp:Bac + 2                           | 0.004***<br>(0.001)            | 0.004***<br>(0.001)            | 0.004***<br>(0.001)            | 0.004***<br>(0.001)            |
| Exp:Licence et +                      | 0.0002<br>(0.001)              | 0.001<br>(0.001)               | 0.001<br>(0.001)               | 0.001<br>(0.001)               |
| CSP détaillée (ref: Ouvrier qual ind) | Oui                            | Oui                            | Oui                            | Oui                            |
| Région de résidence (ref: Île de Fr)  | Oui                            | Oui                            | Oui                            | Oui                            |
| Indicatrices d'année (ref: 2015)      | Oui                            | Oui                            | Oui                            | Oui                            |
| Constante                             | 7.213***<br>(0.066)            | 7.232***<br>(0.065)            | 7.243***<br>(0.064)            | 7.232***<br>(0.065)            |
| Observations                          | 166,676                        | 166,676                        | 166,676                        | 166,676                        |
| $\rho$                                | 0.113                          | 0.100                          | 0.095                          | 0.101                          |
| Inverse Ratio Mills                   | 0.030***<br>(0.005)            | 0.026***<br>(0.005)            | 0.025***<br>(0.005)            | 0.027***<br>(0.005)            |
| R <sup>2</sup>                        | 0.5698                         | 0.5698                         | 0.5698                         | 0.5698                         |
| R <sup>2</sup> ajusté                 | 0.5694                         | 0.5694                         | 0.5694                         | 0.5694                         |

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Champ : hommes salariés ou anciens salariés, 50-67 ans

Source : France Stratégie, d'après l'enquête Emploi (Insee)

**L'effet âge est concave à la fois pour l'attachement à l'emploi à temps plein via la mesure adoptée de l'expérience potentielle, et pour ce qui est du salaire.** Les variables ayant un effet positif sur le fait d'être en emploi sont **le fait d'être en couple, d'être français, d'être plus diplômé, de travailler dans le tertiaire.**

**Pour ce qui est des instruments, l'effet sur la sélection dans l'emploi est positif :** plus l'individu est né tard dans l'année, plus il a de probabilités d'être actif selon nos critères. Le fait d'être à l'âge ou au-dessus de l'âge d'ouverture des droits a **un effet fortement négatif sur l'emploi. Le fait d'avoir un conjoint au chômage, inactif ou de ne pas avoir de conjoint a des effets négatifs sur la probabilité d'être en emploi par rapport au fait d'avoir un conjoint actif.** Ces résultats sont conformes à ceux de la littérature (Stancanelli et Van Soest, 2016) et traduisent un effet de « simultanéité » des décisions au sein du couple pour la date de départ à la retraite.

Les tests de robustesse de l'annexe 5.3 permettent de vérifier que ces variables sont effectivement des variables d'exclusion valables. Tout d'abord, l'équation de sélection est plus significative avec les variables d'exclusion que sans elles (Test du ratio de vraisemblance).

Dans le cadre du heckit, il n'existe pas de tests pour vérifier que les variables d'exclusion choisies sont correctes comme cela est possible avec l'exogénéité de variables instrumentales. On peut cependant identifier la robustesse du ratio de Mills. En effet, si les variables d'exclusion n'expliquent pas suffisamment l'équation de sélection ou ont un effet dans l'équation de salaire, l'identification de notre modèle proviendra uniquement de la non-linéarité de celui-ci. En testant la colinéarité du ratio de Mills avec les variables de l'équation de salaire, on observe que celui-ci est suffisamment « exogène ».

**Concernant l'équation de salaire, les effets vont dans le même sens que l'équation de sélection.** En effet, les variables qui augmentent la probabilité d'être sélectionné sont associées à des salaires plus élevés. Le seul effet qui change de direction est celui de la présence d'enfant(s), qui a un effet négatif. À noter qu'habiter à Paris, en Île-de-France ou dans un département avec un faible taux de chômage est lié à des salaires plus élevés.

Les résultats vont donc dans le sens d'**une sélection positive dans l'emploi.** En effet, le coefficient associé à **l'inverse du ratio de Mills<sup>106</sup> (IMR) est positif et significatif.** Les seniors qui « se sélectionnent » dans l'emploi à temps plein ont aussi des caractéristiques associées à des salaires plus élevés. Les estimations précédentes surestimaient donc les coefficients des régressions, et notamment l'effet de l'âge.

Des tests de robustesse supplémentaires ont été réalisés, notamment pour vérifier les corrélations entre les variables de la deuxième équation du heckit. L'intérêt est de pouvoir vérifier la robustesse de l'IMR. On note que celui-ci est corrélé à l'expérience et son carré, ce qui n'a rien d'étonnant puisque l'âge et l'âge au carré sont déjà présents dans l'équation de sélection et jouent un rôle prééminent. Pour tester la pertinence de nos instruments, on

---

<sup>106</sup> Ce coefficient accolé à l'inverse du ratio de Mills dans l'équation de salaire correspond à  $\frac{\sigma_{\epsilon, u}}{\sigma_u^2}$  selon notre notation précédente.

réalise un Test du ratio de vraisemblance qui montre que les variables d'exclusion ont bien un effet significatif dans le pouvoir statistique de notre modèle.

**Afin de comparer les modèles estimés avec les données originelles de l'enquête Emploi, on représente graphiquement les salaires prédits.** Afin d'obtenir ces prédictions, on estime la probabilité d'être en emploi à temps plein (la partie *probit* des modèles), puis on récupère les coefficients pour chaque variable incluse dans l'équation de salaire. Afin de prédire les salaires, on applique donc à notre base de données ces équations de salaire, en ajoutant le terme de correction (le ratio entre le *pdf* et le *cdf*, conditionnels selon que l'individu est observé comme étant actif ou non, évalué à la probabilité d'être employé).

Il est possible de reconstruire des profils de salaires « contrefactuels » selon l'âge, présentés dans les graphiques ci-après. Les courbes « du haut » correspondent aux salaires des personnes qui restent en emploi à temps plein, c'est-à-dire qui se sélectionnent dans l'emploi : en traits pleins les salaires mensuels effectivement observés dans notre échantillon, en traits pointillés longs les prédictions du modèle 3.

L'analyse graphique permet de comparer les résultats des simulations avec les salaires observés. On peut déjà noter que les modèles utilisés approchent remarquablement bien la réalité jusqu'à l'âge d'ouverture des droits à la retraite, notamment l'accélération de l'augmentation des salaires entre 57 et 62 ans. En ce qui concerne la baisse apparente après 62 ans, celle-ci est moins bien capturée, étant donné le manque d'observations sur cette tranche d'âge<sup>107</sup>.

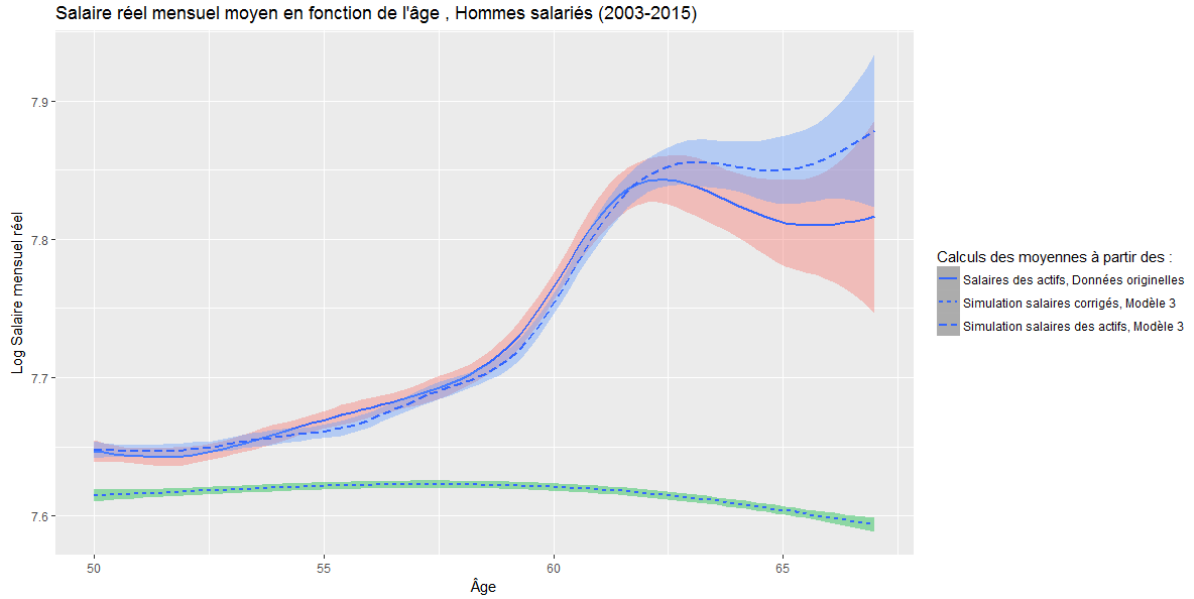
La courbe en pointillés courts « du bas » est un agrégat des salaires des personnes à temps plein et des simulations des salaires des individus de notre échantillon qui ne travaillent pas à temps plein (et pour lesquels les variables explicatives de l'équation de salaire sont disponibles). Il s'agit donc du salaire mensuel, corrigé des individus qui ne sont pas présents dans notre échantillon et dont on a reconstruit un « salaire potentiel » à partir des informations observables dont on dispose. Cette courbe peut être interprétée comme **le salaire moyen des hommes entre 2003 et 2015, si tous les salaires, même les salaires de réserve des inactifs, pouvaient être observés. La prise en compte de l'effet de sélection a pour conséquence que l'évolution des salaires est en cloche et que ceux-ci commencent effectivement à baisser autour de 57 ans (voir graphique 22).**

**Notre modèle dit que s'il y avait du travail pour tous les seniors, alors en moyenne leur salaire baisserait à partir de 57 ans. C'est une information capitale par exemple pour le calcul d'une retraite par répartition.**

---

<sup>107</sup> Les intervalles de confiance sont liés à la méthode de *smoothing*, qui permet d'obtenir les courbes à partir de toutes les données de salaires.

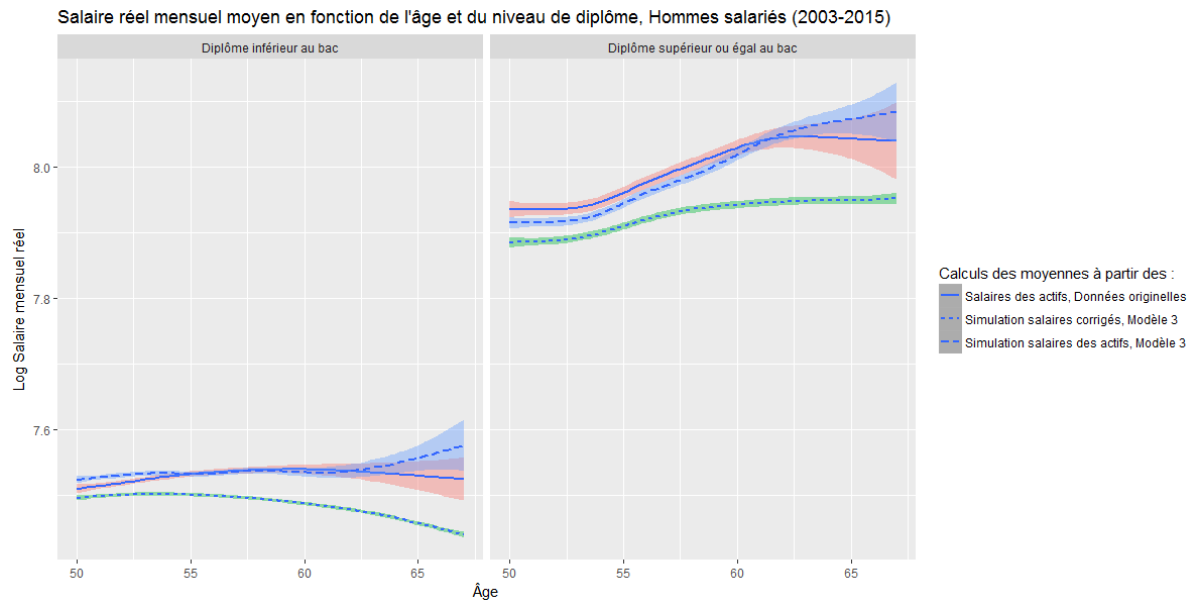
**Graphique 22 – Simulations des salaires mensuels moyens par âge, hommes salariés (2003-2015), à partir du modèle 3**



Note de lecture : la courbe en trait plein représente les salaires observés des actifs à temps plein. La courbe en pointillés longs représente les salaires prédits des actifs à temps plein à partir de notre modèle 3. La courbe en pointillés courts représente les salaires prédits moyens de tous les seniors s'ils pouvaient être observés, c'est-à-dire en corrigeant de l'effet de sélection. Les zones de couleur représentent les intervalles de confiance de 95 % pour les courbes lissées.

Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

**Graphique 23 – Simulation des salaires mensuels moyens par âge et niveau de diplôme, hommes salariés (2003-2015)**



Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

Lorsqu'on compare les profils de salaire selon le niveau de diplôme, on observe que les **moins diplômés voient leur « salaire corrigé » baisser en moyenne plus tôt (54 ans) que les plus diplômés, dont le salaire ne baisse pas mais plafonne à partir de 62 ans** (voir graphique 23). Ces deux courbes en pointillés courts sont décalées vers le bas par rapport aux salaires constatés (courbe en trait plein). Les personnes qui restent en emploi sont plus productives que la moyenne des actifs. La différence entre les courbes en trait plein et en pointillés courts traduit l'effet positif de la sélection sur les salaires observés. Pour les peu diplômés, ce gain mensuel, de l'ordre de 50 euros à 50 ans, passe à 240 euros à 67 ans. Pour les plus diplômés, il passe de 80 à 400 euros. Ce travail sur l'effet de sélection n'a pas d'équivalent en France et très peu d'études ont été réalisées sur des pays étrangers. Les autres études utilisant un heckit pour expliquer l'emploi et le salaire des seniors trouvent, à l'international, une sélection négative des seniors dans l'emploi ou pas de sélection, alors que la présente étude trouve une sélection positive. Aux États-Unis, Rupert et Zanella (2015) observent une baisse de l'offre de travail à partir de 50 ans mais une absence de preuve de diminution des salaires avant 65 ans. Ils corrigent de la sélection hors de l'emploi (c'est-à-dire de la décision de partir à la retraite) et trouvent une sélection négative, soit un effet à la hausse sur les salaires après correction du fait de la sortie prématurée des « meilleurs ». Casanova (2013) distingue entre retraite « partielle » et retraite « complète » : la première engendrerait une sélection positive et la seconde une sélection négative. Cependant, ses coefficients n'étant pas significatifs, l'auteure conclut qu'il n'y a pas d'effet de sélection en fin de carrière. De la même manière, sur données britanniques, Charni (2016) ne trouve pas d'effet de sélection qui aurait pu expliquer la forme en U inversé des profils âge-salaire dans ce pays.

Cette différence tranchée avec les résultats français pourrait être reliée aux spécificités des systèmes de retraite. Avec les systèmes par capitalisation, un diplômé peut estimer qu'il dispose d'un capital retraite déjà suffisamment important et que dès lors il peut s'arrêter de travailler. Les travailleurs en bas de l'échelle poursuivent leur activité pour s'assurer une retraite décente. Dans un système par répartition où la dimension redistributive n'est pas absente, les qualifiés peuvent souhaiter ne pas perdre en rémunération et donc prolonger leur période d'activité. À rebours, si le taux de remplacement est élevé, les peu qualifiés peuvent vouloir raccrocher plus vite et arbitrer une baisse de salaire contre des heures de loisir leur permettant de profiter de la vie.

## Conclusion

**Ce travail** apporte un éclairage sur la relation entre âge et salaire à partir des données les plus récentes et **permet notamment d'identifier un rendement croissant de l'expérience. Ce rendement de l'expérience est globalement constant au fil des générations.** L'étude montre également que les salaires baissent pour les salariés à temps plein à partir de 57 ans lorsqu'on tient compte de l'effet de sélection. En outre, la qualification joue un rôle important dans le plafonnement des salaires dans la cinquantaine. Si la baisse s'amorce à partir de 54 ans pour les peu qualifiés, on assiste à une stabilité pour les qualifiés à partir de 62 ans.

**Comment ces résultats expliquent-ils les discriminations selon l'âge ?** Selon la littérature spécialisée, il y a peu de chances que la discrimination par goût joue un rôle important. Le principal suspect reste donc la discrimination statistique, selon laquelle un individu peu productif est écarté sur la base d'une anticipation moyenne de productivité diminuant avec l'âge. À cet égard, quelles sont les preuves empiriques disponibles ? À notre grande surprise, il existe peu de travaux consacrés à ce sujet et ils sont anciens. En France, trois études principalement se sont intéressées au lien âge-salaire-productivité selon la méthode développée par Hellerstein, Neumark et Troske (1999). Les travaux de Crépon *et al.* (2003), Aubert et Crépon (2003) et Roger et Wassmer (2011) ne permettent pas d'établir clairement un profil âge-productivité et notamment d'affirmer que la productivité décroît avec l'âge ou se stabilise à un âge donné. L'étude de Roger et Wasmer (2011) montre quant à elle, entre 2002 et 2003, des profils âge-productivité distincts selon le niveau de qualification et les secteurs d'activité. Elle permet principalement d'inférer un écart salaire-productivité positif et élevé pour les travailleurs peu qualifiés dans tous les secteurs.

Par ailleurs, ces travaux datent alors même que les résultats de nos estimations montrent que l'effet âge se renforce au fil des cohortes. Cela plaide pour un approfondissement, en testant notamment **l'existence de contrats à paiements différés** (Lazear et Moore, 1984) à l'aide de sources statistiques adéquates sur le revenu des indépendants. De la même manière, afin d'appréhender – indirectement – la productivité selon l'âge, on étudiera la performance des entreprises créées par des seniors relativement à celles créées par des juniors à partir des données d'enquêtes SINE et FARE.

Enfin, les estimations présentées des profils salariaux des seniors (50-67 ans), avec prise en compte de la sélection dans l'emploi, sans équivalent dans les études sur la situation des seniors en France, pourront être aisément prolongées **pour répondre notamment à la question des effets de la hausse depuis 2000 du taux d'emploi des seniors sur leurs salaires**, une des questions posées dans l'introduction. L'augmentation des taux d'activité pourrait être décomposée selon une **méthodologie proposée par Oaxaca-Blinder**. Il s'agirait d'abord de ré-estimer le modèle avec sélection sur trois sous-périodes, 2003-2007, 2008-2011, 2012-2016, puis de comparer les coefficients des équations d'emploi et de salaire ainsi que l'effet de sélection. Si les coefficients évoluent et l'effet de sélection s'est atténué, alors on pourrait décomposer l'augmentation des taux d'emploi des seniors en un effet dû au changement des coefficients et un autre dû à la variation de leurs caractéristiques.





## Bibliographie

- Adams S. J. (2002), « Passed over for promotion because of age: An empirical analysis of the consequences », *Journal of Labor Research*, 23(3), p. 447-461.
- Adams S. J. (2004), « Age discrimination legislation and the employment of older workers », *Labour Economics*, 11(2), p. 219-241.
- Afsa C. et Buffeteau S. (2006), « [L'activité féminine en France : quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir ?](#) », *Économie et statistique*, n° 398-399, p. 85-97.
- Aigner D. J. et Cain G. G. (1977), « Statistical theories of discrimination in labor markets », *Industrial and Labor Relations Review*, 30(2), p. 175-187.
- Albert R., Escot L. et Fernández-Cornejo J. A. (2011), « A field experiment to study sex and age discrimination in the Madrid labour market », *The International Journal of Human Resource Management*, 22(02), p. 351-375.
- Allègre G., Cochard M. et Plane M. (2012), « [Quels effets du "contrat de génération" sur l'emploi et les finances publiques ?](#) », *Revue de l'OFCE*, 2012/8, p. 35-42.
- Ananian S. et Aubert P. (2006), « [Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête "Reponse"](#) », *Économie et statistique*, n° 397, p. 21-49.
- Andrew P. et Silverman D. (2006), « Non-cognitive skills, social success, and labor market outcomes », *Working Paper*, University of Pennsylvania, p. 21-44.
- Angrist J. D. et Krueger A. B. (1991), « Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? », *Quarterly Journal of Economics*, 106(4), p. 979-1014.
- Arellano M. et Bond S. (1991), « Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations », *The Review of Economic Studies*, 58(2), p. 277-297.
- Arrow K. (1973), « The theory of discrimination », *Discrimination in Labor Markets*, 3(10), p. 3-33.
- Aubert P. (2010), *L'emploi des salariés âgés : le rôle des salaires et de la productivité dans la demande de travail des entreprises* (Thèse de doctorat, Paris X-Nanterre).
- Aubert P. et Crépon B. (2003), « [La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation](#) », *Économie et statistique*, 368(1), p. 95-119.
- Baert S., Norga J., Thuy Y. et Van Hecke M. (2016), « Getting grey hairs in the labour market. An alternative experiment on age discrimination », *Journal of Economic Psychology*, 57, p. 86-101.
- Ballot G., Kant J. et Goudet O. (2016), « [Un modèle multi-agent du marché du travail français, outil d'évaluation des politiques de l'emploi : l'exemple du contrat de génération](#) », *Revue économique*, vol. 67(4), p. 733-771.
- Banks J., Blundell R. et Rivas M. C. (2010), *The dynamics of retirement behavior in couples: Reduced-form evidence from England and the US*, University College London, mimeo, 2010.

- Bartel A. P. et Borjas G. J. (1981), « [Wage growth and job turnover: An empirical analysis](#) », in *Studies in Labor Markets*, University of Chicago Press, p. 65-90.
- Bazen S. et Charni K. (2017), « Do earnings really decline for older workers? », *International Journal of Manpower*, 38(1), p. 4-24.
- Beaumel C. et Bellamy V. (2017), « [Bilan démographique 2016](#) », *Insee Première*, n° 1630, janvier.
- Beck S., Brendler J., Salmon G. et Vidalenc J. (2017), « [Quitter le chômage. Un retour à l'emploi plus difficile pour les seniors](#) », *Insee Première*, n° 1661, juillet.
- Beck S. et Vidalenc J. (2018), « [L'emploi des seniors en hausse entre 2007 et 2017 : plus de temps partiel et d'emplois à durée limitée](#) », *Insee Focus*, n° 119, juillet.
- Becker G. S. (1957), *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press.
- Becker G. S. (1962), « Investment in human capital: A theoretical analysis », *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, 70(5), p. 9-49.
- Becker G. S. (1975), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Behaghel L., Crépon B. et Sédillot B. (2004), « [Contribution Delalande et transitions sur le marché du travail](#) », *Économie et statistique*, 372(1), p. 61-88.
- Benallah S., Duc C. et Legendre F. (2008), « Peut-on expliquer le faible taux d'emploi des seniors en France ? », *Revue de l'OFCE*, 2008/2, n° 105, p. 19-54.
- Bendick Jr. M., Brown L. E. et Wall K. (1999), « No foot in the door: An experimental study of employment discrimination against older workers », *Journal of Aging and Social Policy*, 10(4), p. 5-23.
- Bendick Jr. M., Jackson C. W. et Romero J. H. (1997), « Employment discrimination against older workers: An experimental study of hiring practices », *Journal of Aging and Social Policy*, 8(4), p. 25-46.
- Ben-Porath Y. (1967), « The production of human capital and the life cycle of earnings », *Journal of Political Economy*, 75(4, Part 1), p. 352-365.
- Bernard J.-B. et Berthet L. (2016), « French households financial wealth: A macro and micro overview of changes in the last 20 years? », *Revue d'économie politique*, vol. 126, n° 5, p. 721-787.
- Bertrand M. et Duflo E. (2017), « Field experiments on discrimination », *Handbook of Economic Field Experiments*, 1, p. 309-393.
- Bertrand M. et Mullainathan S. (2004), « Are Emily and Greg more employable than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination », *American Economic Review*, 94(4), p. 991-1013.
- Black D. A. (1995), « Discrimination in an equilibrium search model », *Journal of Labor Economics*, 13(2), p. 309-334.
- Blanchet D., Caroli E., Prost C. et Roger M. (2017), « Health capacity to work at older ages in France », in Wise D. (ed.), *Social Security Programs and Retirement around the World: The Capacity to Work at Older Ages*, National Bureau of Economic Research Conference Report.

- Blundell R., Bozio A. et Laroque G. (2013), « Extensive and intensive margins of labour supply: Work and working hours in the US, the UK and France », *Fiscal Studies*, 34(1), p. 1-29.
- Blundell R., Reed H. et Stoker T. (2003), « Interpreting aggregate wage growth: The role of labor market participation », *American Economic Review*, 94(3), p. 1114-1131.
- Boissinot J. (2007), « [Consumption over the life cycle: Facts for France](#) », *Document de travail G2007/09*, Insee, novembre.
- Boulhol H. et Sicari P. (2013), « [Labour market performance by age groups: A focus on France](#) », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 1027, OECD Publishing, Paris.
- Bozio A., Breda T. et Guillot M. (2016), « [Taxes and technological determinants of wage inequalities: France 1976-2010](#) », *Working Paper* n° 2015-05, École d'économie de Paris, février.
- Browning M., Crawford I. et Knoef M. (2012), « [The age-period-cohort problem: Set identification and point identification](#) », *Cemmap Working Papers*, University of Oxford.
- Cahuc P., Hairault J.-O. et Prost C. (2016), « [L'emploi des seniors : un choix à éclairer et à personnaliser](#) », *Les notes du Conseil d'analyse économique*, n° 32, mai.
- Capéau B., Eeman L., Groenez S. et Lamberts M. (2012), « Two concepts of discrimination: Inequality of opportunity versus unequal treatment of equals », *Ecore Discussion Papers*, 58.
- Cardia E. et Ng S. (2003), « Intergenerational time transfers and childcare », *Review of Economic Dynamics*, 6(2), p. 431-454.
- Casanova M. (2010), « [Happy together: A structural model of couples' joint retirement choices](#) », Department of Economics, UCLA.
- Casanova M. (2013), « Revisiting the hump-shaped wage profile: Implications for structural labor supply estimation », *Working paper*, mimeo, UCLA.
- Cédiey E., Feroni F. et Garner H. (2008), « [Discriminations à l'embauche fondées sur l'origine à l'encontre de jeunes français\(es\) peu qualifié\(e\)s. Une enquête nationale par tests de discrimination ou testing](#) », *Premières synthèses*, n° 06.3, Dares, février.
- Challe L., Fremigacci F., Langot F., L'Horty Y., Du Parquet L. et Petit P. (2016), « [Accès à l'emploi selon l'âge et le genre : les résultats d'une expérience contrôlée](#) », *TEPP Rapport de recherche*, n° 2016-02.
- Charni K. (2016), *The Labour Market for Older Workers: Earnings, Trajectories, Labour Supply and Employment*, Thèse de Doctorat, Aix-Marseille Université, décembre.
- Charnoz P., Coudin E. et Gaini M. (2013), « [Une diminution des disparités salariales en France entre 1967 et 2009](#) », *Insee Références*, Emploi et salaires, édition 2013
- Chopin I. et Germaine C. (2016), *A Comparative Analysis of Non-discrimination Law in Europe 2016*, European network of legal experts in gender equality and non-discrimination, Publications Office of the European Union.
- CNIS (2017), « [Les discriminations dans le domaine de l'emploi](#) », *Document de travail*, août.
- Coile C., Milligan K. S. et Wise D. A. (2016), « [Health capacity to work at older ages: Evidence from the U.S.](#) », *NBER Working Paper*, n° 21940.

- Couch K. A., Jolly N. A. et Placzek D. W. (2009), « Earnings losses of older displaced workers: A detailed analysis with administrative data », *Research on Aging*, 31(1), p. 17-40.
- Cour des comptes (2016), « [Le contrat de génération : les raisons d'un échec](#) », *Rapport public annuel*, Paris, La Documentation française, p. 59-82.
- Crépon B., Deniau N. et Perez-Duarte S. (2003), « Productivité et salaire des travailleurs âgés », *Revue française d'économie*, 18(1), p. 157-185.
- Cutler D. M., Meara E. et Richards-Shubik S. (2013), « Health and work capacity of older adults: Estimates and implications for social security policy », mimeo.
- Daniel W. (1968), *Racial Discrimination in England*, Middlesex: Penguin Books.
- Daussin-Benichou J.-M., Koubi M., Leduc A. et Marc B. (2014), « [Les carrières salariales dans le public et dans le privé : éléments de comparaison entre 1988 et 2008](#) », in *Emploi et salaires – Édition 2014*, Insee, p. 47-60.
- Deaton A. (1985), « Panel data from time series of cross-sections », *Journal of Econometrics*, 30(1-2), p. 109-126.
- Deaton A. (1997), *The Analysis of household Surveys: A microeconomic approach to development policy*, World Bank Publications.
- Deaton A. et Paxson C. (1994), « Intertemporal choice and inequality », *Journal of Political Economy*, 102(3), p. 437-467.
- Défenseur des droits (2017), [Rapport annuel d'activité 2016](#), février.
- Defresne F. et Krop J. (2016), « [La massification scolaire sous la V<sup>e</sup> République : une mise en perspective des statistiques de l'Éducation nationale \(1958-2014\)](#) », *Éducation & Formations*, n° 91, septembre.
- Defresne M., Marioni P. et Thévenot C. (2010b), « [Emploi des seniors : pratiques d'entreprise et diffusion des politiques publiques](#) », *Dares Analyses*, n° 054, septembre.
- Defresne M., Marioni P. et Thévenot C. (2010a), « [L'opinion des employeurs sur les seniors : les craintes liées au vieillissement s'atténuent](#) », *Dares Analyses*, n° 055, septembre.
- Delattre É., Leandri N., Meurs D. et Rathelot R. (2013), « [Trois approches de la discrimination: évaluations indirectes, expérimentation, discriminations ressenties](#) », *Économie et statistique*, 464(1), p. 7-13.
- Deloitte (2010), [La promotion de la diversité dans les entreprises. Les meilleures expériences en France et à l'étranger](#), rapport commandé par le Centre d'analyse stratégique.
- Demilly D. (2016), « [Formation professionnelle : quels facteurs limitent l'accès des salariés seniors ?](#) », *Dares Analyses*, n° 031, juin.
- Dostie B. (2011), « Wages, productivity and aging », *The Economist*, 159(2), p. 139-158.
- Dubois Y. et Koubi M. (2017), « [La réforme des retraites de 2010 : quel impact sur l'activité des seniors ?](#) », *Économie & Prévision*, n° 211-212, p. 61-90.
- Duguet E., L'Horty Y. et Petit P. (2009), « [L'apport du testing à la mesure des discriminations](#) », *Connaissance de l'emploi*, n° 68, Centre d'études de l'emploi.

Ermisch J. F. et Wright R. E. (1993), « Wage offers and full-time and part-time employment by British women » *Journal of Human Resources*, 28(1), p. 111-133.

Eurofound (2016), [Sixth European Working Conditions Survey – Overview report](#), Publications Office of the European Union, Luxembourg.

Fix M. et Struyk R. J. (1993), *Clear and Convincing Evidence: Measurement of Discrimination in America*, Urban Institute Press.

Flamand L., Gilles C. et Trannoy A. (2018), « [Qui travaille après 65 ans ?](#) », *Insee Références*, France, Portrait social, édition 2018.

Flamand L., Gilles C. et Trannoy A. (2018), « Les salaires augmentent-ils vraiment avec l'âge ? », *La Note d'analyse*, n° 72, France Stratégie, novembre.

Fougère D., Rathelot R. et Aeberhardt R. (2011), « [Commentaire : les méthodes de testing permettent-elles d'identifier et de mesurer l'ampleur des discriminations ?](#) », *Économie et statistique*, 447(1), p. 97-101.

France Stratégie (2016), [Le coût économique des discriminations](#), septembre.

Frouin J.-Y. (2015), « La lutte contre les discriminations et l'emploi », in [Actes du colloque « 10 ans de droit de la non-discrimination »](#), Conseil d'État, p. 37-48.

Galtier B. et Merlier R. (2014), « [Les préretraites d'entreprise. Des usages renouvelés du fait de l'instauration d'une taxe et de la crise économique](#) », *Dares Analyses*, n° 064, août.

Gardes F. (1999), « L'apport de l'économétrie des panels et des pseudo-panels à l'analyse de la consommation », *Économie et statistique*, vol. 324-325, p. 157-162.

Garnero A. (2015), « [Workforce diversity, productivity and wages in France: The role of managers vs. the proprietary structure of the firm](#) », *Working Papers CEB 15-039*, université libre de Bruxelles.

Garnero A., Kampelmann S. et Rycx F. (2014), « The heterogeneous effects of workforce diversity on productivity, wages, and profits », *Industrial Relations*, 53(3), p. 430-477.

Garnero A., Kampelmann S. et Rycx F. (2016), « Is workforce diversity always performance-enhancing? A literature review », *Reflets et perspectives de la vie économique* (Tome LV), p. 81-91.

Goldin C. D. et Katz L. F. (2009), *The Race Between Education and Technology*, Harvard University Press.

Gonthier P. (2016), « [Les embauches en contrat de génération de 2013 à 2015 : une diminution des entrées depuis fin 2014](#) », *Dares Résultats*, n° 082, décembre.

Griliches Z. et Mairesse J. (1995), « [Production functions: The search for identification](#) », *NBER Working Paper*, n° 5067.

Guillerm M. (2015), « [Les méthodes de pseudo-panel](#) », *Document de travail*, n° M2015/02, Insee.

Guillerm M. (2017), « [Pseudo-panel methods and an example of application to Household Wealth data](#) », *Économie et statistique / Economics and Statistics*, 491(1), p. 109-130.

Hægeland T. et Klette J. (1999), « Do higher wages reflect higher productivity? Education, gender and experience premiums in a matched plant-worker data set », in Haltiwanger J. L.,

Spletzer J. R., Theeuwes J. et Troske K. (eds), *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, Elsevier Science, Holland.

Hairault J.-O., Langot F. et Sopraseuth T. (2006), « [Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors](#) », *Économie et statistique*, n° 397, p. 51-68.

Hairault J.-O., Langot F. et Sopraseuth T. (2009), « Le faible taux d'emploi des seniors. Distance à l'entrée dans la vie active ou distance à la retraite ? », *Revue de l'OFCE*, n° 109.

Hall R. E. (1971), « The measurement of quality change from vintage price data », in Griliches Z. (ed.), *Price Indexes and Quality Change*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

Hamilton B. H. (2000), « Does entrepreneurship pay? An empirical analysis of the returns to self-employment », *Journal of Political Economy*, 108(3), p. 604-631.

Hamilton B. H., Nickerson J.A. et Owan H. (2004), « Diversity and productivity in production teams », *Working Paper*, Olin Business School.

Harrison D. A. et Klein K. J. (2007), « What's the difference? Diversity constructs as separation, variety, or disparity in organizations », *Academy of Management Review*, 32(4), p. 1199-1228.

Heckman J. J. (1976), « A life-cycle model of earnings, learning and consumption », *Journal of Political Economy*, 84(4), p. S11-S44.

Heckman J. J. (1979), « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, 47(1), p. 153-161.

Heckman J. J. (1998), « Detecting discrimination », *The Journal of Economic Perspectives*, 12(2), p. 101-116

Heckman J. J. et Rubinstein Y. (2001), « The importance of non-cognitive skills: Lessons from the Ged Testing Program », *American Economic Review*, 91(2), p. 45-149.

Heckman J. et Siegelman P. (1993), « The Urban Institute audit studies: Their methods and findings », in Fix M. et Struyk R. (eds.), *Clear and Convincing Evidence: Measurement of Discrimination in America*, Urban Institute.

Hellerstein J. K. et Neumark D. (1995), « Are earnings profiles steeper than productivity profiles? Evidence from Israeli firm-level data », *Journal of Human Resources*, 30(1), p. 89-112.

Hellerstein J. K. et Neumark D. (2007), « Production function and wage equation estimation with heterogeneous labor: Evidence from a new matched employer-employee data set », in *Hard-to-Measure Goods and Services: Essays in Honor of Zvi Griliches*, University of Chicago Press, p. 1-71.

Hellerstein J. K., David N. et Troske K. R. (1999), « Wages, productivity and worker characteristics: Evidence from plant level production function and wage equations », *Journal of Labor Economics*, 17(3), p. 409-446.

Hirsch B. T., Macpherson D. A. et Hardy M. A. (2000), « Occupational age structure and access for older workers »?, *Industrial and Labor Relations Review*, 53(3), p. 401-418.

Hutchens R. M. (1988), « Do job opportunities decline with age? », *Industrial and Labor Relations Review*, 42(1), p. 89-99.

IGAS (2012), [Retour à l'emploi des seniors au chômage. Rapport d'évaluation](#).

Ilmakunnas P. et Ilmakunnas S. (2011), « Diversity at the workplace: Whom does it benefit? », *De Economist*, 159(2), p. 223-255.

Johnson R. W. et Neumark D. (1997), « Age discrimination, job separations, and employment status of older workers: Evidence from self-reports », *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, 32(4), p. 779-811.

Jovanovic B. (1979), « Job matching and the theory of turnover », *Journal of Political Economy*, 87(5, Part 1), p. 972-990.

Jowell R. et Prescott-Clarke P. (1970), « Racial discrimination and white-collar workers in Britain » *Race & Class*, 11(4), p. 397-417.

Kahn S. et Lang K. (1991), « The effect of hours constraints on labor supply estimates », *The Review of Economics and Statistics*, 73(4), p. 605-611.

Knoef M. et Been J. (2015), *Estimating a panel data sample selection model with part-time employment: Selection issues in wages over the life-cycle*, Mimeo, University of Leiden.

Kotlikoff L. J. et Gokhale J. (1992), « Estimating a firm's age-productivity profile using the present value of workers' earnings », *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), p. 1215-1242.

Koubi M. (2003), « Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000 », *Économie et statistique*, 369(1), p. 149-170.

Kremer M. (1993), « The O-ring theory of economic development », *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), p. 551-575.

Kurtulus F. A. (2011), « What types of diversity benefit workers? Empirical evidence on the effects of co-worker dissimilarity on the performance of employees », *Industrial Relations*, 50(4), p. 678-712.

Kutscher R. E. et Walker J. F. (1960), « Comparative job performance of office workers by age », *Monthly Labor Review*, 83(1), p. 39-43.

Lahey J. N. (2008), « Age, women, and hiring an experimental study », *Journal of Human Resources*, 43(1), p. 30-56.

Lahey J. N. (2010), « International comparison of age discrimination laws », *Research on Aging*, 32(6), p. 679-697.

Lallemand T. et Rycx F. (2009), « Are older workers harmful for firm productivity? », *De Economist*, 157(3), p. 273-292.

Latraverse S. (2015), [Country Report Non-Discrimination: France](#), Publications Office of the European Union, Luxembourg.

Lazear E. P. (1999), « Globalisation and the market for team-mates », *The Economic Journal*, 109(454), p. 15-40.

Lazear E. P. et Moore R. L. (1984), « Incentives, productivity, and labor contracts », *The Quarterly Journal of Economics*, 99(2), p. 275-296.

Lazear E. P. et Rosen S. (1981), « Rank-order tournaments as optimum labor contracts », *Journal of Political Economy*, 89(5), p. 841-864.

- Lemieux T. (2006), « The "Mincer Equation" thirty years after schooling, experience, and earnings », in Grossbard S. (ed.), *Jacob Mincer: A Pioneer Of Modern Labor Economics*, New York, NY: Springer Science, p. 127-145.
- Leonard J. S. et Levine D. I. (2006), « The effect of diversity on turnover: A large case study », *Industrial and Labor Relations Review*, 59(4), p. 547-572.
- Létroublon C. (2017), « [Les seniors au travail : la durée du travail est-elle plus faible à l'approche de la retraite ?](#) », *Dares Analyses*, n° 050, août.
- Levinsohn J. et Petrin A. (2003), « Estimating production functions using inputs to control for unobservables », *The Review of Economic Studies*, 70(2), p. 317-341.
- Lollivier S. et Payen J. F. (1990), « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Économie & Prévision*, 92(1), p. 87-95.
- Marioni P. et Merlier R. (2014), « [Les cessations anticipées d'activité en 2012 : rebond des retraites anticipées pour carrière longue, maintien du dispositif "amiante" et extinction des autres dispositifs publics](#) », *Dares Analyses*, n° 061, août.
- Marioni P. et Merlier R. (2016), « [Les cessations anticipées d'activité en 2014 : une hausse limitée par une progression moindre des retraites anticipées](#) », *Dares Résultats*, n° 024, mai.
- Mark J. A. (1957), « Comparative job performance by age. Large plants in the men's footwear and household furniture industries », *Monthly Labor Review*, 80-12, p. 1467-1471.
- McEvoy G. M. et Cascio W. F. (1989), « Cumulative evidence of the relationship between employee age and job performance », *Journal of Applied Psychology*, 74(1), p. 11-17.
- Medoff J. L. et Abraham K. G. (1980), « Experience, performance, and earnings », *The Quarterly Journal of Economics*, 95(4), p. 703-736.
- Medoff J. L. et Abraham K. G. (1981), « Are those paid more really more productive? The case of experience », *Journal of Human Resources*, p. 186-216.
- Meurs D. et Ponthieux S. (2006), « [L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ?](#) », *Économie et statistique*, 398-399, p. 99-129.
- Mincer J. (1958), « Investment in human capital and personal income distribution », *Journal of Political Economy*, 66(4), p. 281-302.
- Mincer J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, NY: Columbia University Press.
- Minni C. (2016), « [Emploi et chômage des seniors en 2015 : hausse du taux d'emploi et baisse du taux de chômage](#) », *Dares Résultats*, n° 073.
- Moffitt R. (1993), « Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections », *Journal of Econometrics*, 59(1-2), p. 99-123.
- Monjon B. et Ragot X. (2018), « [The labor supply of baby-boomers and low-flation](#) », *Sciences Po OFCE Working Paper*, n° 9.
- Mortensen D. T. et Pissarides C. A. (1994), « Job creation and job destruction in the theory of unemployment », *The Review of Economic Studies*, 61(3), p. 397-415.
- Myck M. (2010), « Wages and ageing: Is there evidence for the "inverse-u" profile? », *Oxford*



*Bulletin of Economics and Statistics*, 72(3), p. 282-306.

Neumark D. (2003), « Age discrimination legislation in the United States », *Contemporary Economic Policy*, 21(3), p. 297-317.

Neumark D. et Stock W. A. (1999), « [Age discrimination laws and labor market efficiency](#) », *Journal of Political Economy*, 107(5), p. 1081-1125.

Neumark D., Ian B. et Button P. (2015), « [Is it harder for older workers to find jobs? New and improved evidence from a field experiment](#) », *NBER Working Paper*, n° 21669.

Ñopo H. (2008), « Matching as a tool to decompose wage gaps », *The Review of Economics and Statistics*, 90(2), p. 290-299.

O'Conneide C. (2005), *Age Discrimination and European Law*, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, European Commission.

OECD (2014), *Vieillesse et politiques de l'emploi : France 2014. Mieux travailler avec l'âge*, OECD Publishing, Paris.

OECD (2015), *Pensions at a Glance 2015: OECD and G20 indicators*, OECD Publishing, Paris.

Olley S. et Pakes A. (1996), « The dynamics of productivity in the telecommunications industry », *Econometrica*, 64(6), p. 1263-1298.

Oster S. M. et Hamermesh D. S. (1998), « Aging and productivity among economists », *The Review of Economics and Statistics*, 80(1), février, p. 154-156.

Paci P., Joshi H., Makepeace H. et Dolton P. (1995), « Is pay discrimination against young women a thing of the past? A tale of two cohorts », *International Journal of Manpower*, 16(2), p. 60-65.

Parrotta P., Pozzoli D. et Pytliková M. (2012), « [Does labor diversity affect firm productivity?](#) », *IZA Discussion Paper*, n° 6973.

Pécaut-Rivolier L. (2013), *Lutter contre les discriminations au travail : un défi collectif*, Rapport sur les discriminations collectives en entreprise aux ministères de la Justice, du Travail et des Droits des femmes, décembre.

Petit P. (2004), « [Discrimination à l'embauche. Une étude d'audit par couples dans le secteur financier](#) », *Revue économique*, 55(3), p. 611-621.

Phelps E. S. (1972), « The statistical theory of racism and sexism », *The American Economic Review*, 62(4), p. 659-661.

Piette M. J. (1995), « Economic and statistical considerations in analyzing allegations of age discrimination », *Journal of Forensic Economics*, 8(2), p. 139-157.

Pora P. et Wilner L. (2016), « [Les évolutions annuelles du revenu salarial le long de l'échelle salariale : quels constats selon l'âge, le sexe et le secteur ?](#) », *Insee Références*, édition 2016.

Posner R. A. (1995), *Aging and Old Age*, Chicago: University of Chicago Press.

Riach P. A. (2015), « A field experiment investigating age discrimination in four European labour markets », *International Review of Applied Economics*, 29(5), p. 608-619.

Riach P. A. et Rich J. (2002), « Field experiments of discrimination in the market place »,

*The Economic Journal*, 112(483), F480-F518.

Riach P. A. et Rich J. (2006), « An experimental investigation of sexual discrimination in hiring in the English labor market », *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 6(2), p. 1-22.

Riach P. A. et Rich J. (2010), « An experimental investigation of age discrimination in the English labor market », *Annals of Economics and Statistics*, GENES, n° 99-100, p. 169-185.

Roger M. et Wasmer M. (2011), « Heterogeneity matters: Labour productivity differentiated by age and skills », *Documents de Travail de la DESE - Working Papers of the DESE*, g2011-04, Insee.

Rosen B. et Jerdee T. H. (1976), « The influence of age stereotypes on managerial decisions », *Journal of Applied Psychology*, 61(4), p. 428.

Rosen B. et Jerdee T. H. (1977), « Too old or not too old », *Harvard Business Review*, 55(6), p. 97-106.

Rupert P. et Zanella G. (2014), « [Grandchildren and their grandparents' labor supply](#) », *Working Paper DSE*, n° 937, Dipartimento Scienze Economiche, Università di Bologna.

Rupert P. et Zanella G. (2015), « Revisiting wage, earnings, and hours profiles », *Journal of Monetary Economics*, 72(C), p. 114-130.

Salthouse T. A. et Maurer T. J. (1996), « Aging, job performance, and career development », in Birren J. et Schaie K. (eds.), *Handbook of the Psychology of Aging*, 4, p. 353-364.

Semykina A. et Wooldridge J. M. (2010), « Estimating panel data models in the presence of endogeneity and selection », *Journal of Econometrics*, 157(2), p. 375-380.

Shapiro D. et Sandell S. H. (1985), « Age discrimination in wages and displaced older men », *Southern Economic Journal*, p. 90-102.

Stancanelli E. (2006), « Les couples sur le marché de l'emploi : une analyse exploratoire des années récentes », *Revue de l'OFCE*, n° 99, octobre.

Stancanelli E. et Van Soest A. (2016), « [Partners' leisure time truly together upon retirement](#) », *IZA Journal of Labor Policy*, 5(12), juin.

Stephan P. E. et S. G. Levin (1988), « Measures of scientific output and the age-productivity relationship », in Van Raan A. (ed.), *Handbook of Quantitative Studies of Science and Technology*, Elsevier Science Publishers, chap. 2, p. 31-80.

Topel R. H. et Ward M. P. (1992), « [Job mobility and the careers of young men](#) », *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), p. 439-479.

Union européenne (2015), [Special Eurobarometer 437 "Discrimination in the EU in 2015"](#).

U.S. Department of Labor (1965), *The Older American Worker*, Washington, DC: Government Printing Office.

Verbeek M. (2008), « Pseudo-panels and repeated cross-sections », in Mátyás L. et Sevestre P. (eds), *The Econometrics of Panel Data, Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*, vol. 46, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, p. 369-383.

Verbeek M. et Nijman T. (1992), « Can cohort data be treated as genuine panel data? »,

*Empirical Economics*, 17(1), p. 9-23.

Verbeek M. et Nijman T. (1993), « Minimum MSE estimation of a regression model with fixed effects from a series of cross-sections », *Journal of Econometrics*, 59(1-2), p. 125-136.

Volkoff S., Molini A. F. et Jolivet A. (2000), *Efficaces à tout âge ? Vieillesse démographique et activités de travail*, Paris, La Documentation française.

Wahrendorf M., Akinwale B., Landy R., Matthews K. et Blane D. (2017), « Who in Europe works beyond the State Pension Age and under which conditions? Results from SHARE », *Journal of Population Ageing*, 10(3), p. 269-285.

Waldman D. A. et Avolio B. J. (1986), « A meta-analysis of age differences in job performance », *Journal of Applied Psychology*, 71(1), p. 33-38.

Wasmer M. (2011), *Ageing, Productivity and Earnings: Econometric and Behavioural Evidence* (Thèse de doctorat, université de Fribourg et université Lyon 2).

## Annexe 1 – Instruments de lutte contre les discriminations dans l'entreprise en France

### Mesures législatives : de la négociation au contrat de génération

La première mesure législative pour lutter contre les discriminations dans l'entreprise a instauré comme cadre d'action la négociation collective<sup>108</sup>. La loi prévoyait pour toute entreprise de plus de 50 salariés de **négoier sur le thème de l'emploi des salariés âgés**<sup>109</sup>. Si les entreprises contrevenaient à cette obligation, dont étaient exemptes celles de 50 à 300 salariés couvertes par un accord de branche étendu, alors elles devaient s'acquitter d'une pénalité égale à 1 % de la masse salariale. D'après le ministère du Travail, cette mesure punitive a totalisé 7 millions d'euros en 2010, 2,4 millions en 2011 et 1,7 million en 2012.

Le dispositif a ensuite été abrogé et remplacé par le contrat de génération<sup>110</sup>. Les entreprises de plus de 300 salariés doivent être couvertes par une forme d'accord sous peine de pénalité. Pour les entreprises de plus de 50 salariés, l'aide de l'État à l'embauche est conditionnée au contrat de génération. La négociation de branche peut porter sur le contrat de génération. Les négociations doivent suivre quatre axes : l'entrée des jeunes dans l'entreprise, l'emploi des salariés âgés, la transmission des savoirs et des compétences et l'égalité hommes-femmes. Les domaines d'action pour les mesures mises en place au niveau des entreprises peuvent couvrir le recrutement des salariés âgés, l'anticipation des évolutions professionnelles et la gestion des âges, l'organisation de la coopération intergénérationnelle, l'accès à la formation et enfin l'aménagement des fins de carrière.

### Pratiques volontaires des entreprises

Il existe des pratiques en matière de diversité et de discrimination qui sont instiguées directement par les entreprises<sup>111</sup>. Le rapport du groupe de travail note particulièrement les pratiques pour éviter ou déceler les discriminations à l'embauche. Le CV filmé, le recrutement collectif ou par simulation par exemple sont des moyens d'évaluer le candidat sur sa personnalité, ses atouts et son adéquation avec le poste, ils permettent de ne pas faire de pré-sélections discriminantes. La double lecture des CV et leur anonymisation sont des moyens d'éviter les biais discriminatoires des employeurs. Enfin, le *testing* interne permet d'évaluer les pratiques de recrutement en place et de s'assurer qu'elles ne sont pas sources de discriminations.

---

<sup>108</sup> Loi du 17 décembre 2008 de financement de la sécurité sociale.

<sup>109</sup> Par décret les domaines d'action pouvant être retenus : recrutement des salariés âgés de l'entreprise ; anticipation de l'évolution des carrières professionnelles ; amélioration des conditions de travail et prévention des situations de pénibilité ; développement des compétences et des qualifications et accès à la formation ; aménagement des fins de carrière et de la transition entre activité et retraite ; transmission des savoirs et des compétences et développement du tutorat.

<sup>110</sup> Loi du 1<sup>er</sup> mars 2013.

<sup>111</sup> Deloitte (2010), *La promotion de la diversité dans les entreprises. Les meilleures expériences en France et à l'étranger*, rapport commandé par le Centre d'analyse stratégique.

Certains grands groupes (Areva, Saint-Gobain, Thalès, EDF, Veolia, etc.) s'engagent de plus dans des négociations collectives volontaires avec comme buts affichés de lutter contre les discriminations et d'encourager la diversité. Au-delà des déclarations de principe, des mesures concrètes sont parfois mises en pratique pour prévenir les discriminations comme la mise en place d'outils de diagnostic, de campagne de sensibilisation, de formations spécifiques pour les managers et RH, de création d'Observatoires de la diversité, de l'égalité ou de la non-discrimination. Certaines entreprises créent des cellules d'écoute anonyme où les salariés peuvent rapporter ou s'informer sur leur situation. Les bonnes pratiques des entreprises peuvent de plus être couronnées par le « label diversité » créé en 2008 et délivré par l'AFNOR.

## Le rôle des syndicats et des représentants du personnel

Le rapport Pécaut-Rivolier<sup>112</sup> souligne que **les acteurs sociaux ne sont pas suffisamment investis** sur la question des discriminations, aussi bien au niveau de la négociation collective qu'au niveau de l'action face aux discriminations rapportées ou constatées. L'objet des syndicats recouvre pourtant ce phénomène, tel que défini dans le code du travail : « l'étude et la défense des droits ainsi que des intérêts matériels et moraux, tant collectifs qu'individuels, des personnes mentionnées dans leurs statuts » (art. L 2131-1). **Il existe trois grandes voies pour les organisations syndicales d'exercer leur rôle de prévention, détection et d'alerte des discriminations au travail.** Tout d'abord à travers les revendications qu'elles expriment, ensuite via les négociations collectives et enfin par leur droit d'action en justice dans l'intérêt collectif de la profession qu'elles représentent. Ce droit d'action est important pour la question des discriminations, notamment parce que dans ce domaine les syndicats peuvent se substituer au salarié, sans justifier de mandat spécifique. Il existe plusieurs types d'actions possibles : l'action en défense des intérêts collectifs (pour contester un accord collectif), l'intervention à une action individuelle (pour faire reconnaître un droit à valeur de principe ou à intérêt collectif), l'action en substitution (pour agir au nom d'un salarié), l'action pénale ou la multiplication d'actions individuelles. À la suite de nombreux rapports notant l'ineffectivité des syndicats en cas de discrimination collective, **l'action de groupe a été étendue au code du travail depuis 2016.** Les syndicats peuvent désormais intenter une action collective en justice au nom de plusieurs salariés ou candidats s'estimant victimes de discriminations (loi n° 2016-1547 du 18 novembre 2016, art. 87).

Dans l'entreprise, **les délégués du personnel disposent d'un droit d'alerte** prévu par le code du travail sur la question des discriminations<sup>113</sup>. S'ils l'utilisent, l'employeur est tenu de

---

<sup>112</sup> Pécaut-Rivolier L. (2013), [Lutter contre les discriminations au travail : un défi collectif](#), Rapport sur les discriminations collectives en entreprise aux ministères de la Justice, du Travail et des Droits des femmes.

<sup>113</sup> « Si un délégué du personnel constate, notamment par l'intermédiaire d'un salarié, qu'il existe une atteinte aux droits des personnes, à leur santé physique et mentale, aux libertés individuelles dans l'entreprise qui ne serait pas justifiée par la nature de la tâche à accomplir, ni proportionnée au but recherché, il en saisit immédiatement l'employeur. « Cette atteinte peut notamment résulter de toute **mesure discriminatoire** en matière d'embauche, de rémunération, de formation, de reclassement, d'affectation, de classification, de qualification, de promotion professionnelle, de mutation, de renouvellement de contrat, de sanction ou de licenciement », code du travail, art. L. 2313-2.

conduire une enquête sur la question. S'il y a désaccord entre les parties sur les constats ou la solution, ou si l'employeur refuse de diligenter l'enquête, alors le délégué peut, si le salarié concerné ne s'y oppose pas, saisir les prud'hommes. Si la discrimination est vérifiée, le conseil de prud'hommes prend alors toutes mesures utiles pour faire cesser l'atteinte et peut de plus prononcer une amende à l'encontre de l'employeur. **Cependant, tel que noté précédemment, ce dispositif n'est pas mis en œuvre dans la pratique.** Le rapport Pécaut-Rivolier indique que cela est principalement dû au fait que la question des discriminations est perçue comme étant du ressort des syndicats et n'est donc pas saisie par le délégué du personnel en général. De plus ce dispositif ne s'adresse qu'aux discriminations individuelles et laisse donc de côté tous les cas collectifs. En ce qui concerne le comité d'entreprise, ses prérogatives sont assez floues et on pourrait considérer que la question des discriminations collectives fait partie de ses attributions. Cependant, ne disposant pas de moyen d'action en la matière, son rôle est inexistant.

### Les travaux du groupe de dialogue sur la lutte contre les discriminations en entreprise<sup>114</sup>

Faisant suite au rapport Pécaut-Rivolier, **un groupe de dialogue présidé par Jean-Christophe Sciberras** a été créé en septembre 2014 à l'initiative des ministres concernés. Les travaux de ce groupe visaient en particulier à identifier **les méthodes de recrutement non discriminantes**, à **définir les outils de lutte contre les discriminations dans la carrière et dans l'emploi** et enfin à envisager **le développement de nouvelles voies de recours collectif**.

**Le groupe de travail a constaté d'une part l'arsenal juridique relatif à la lutte contre les discriminations<sup>115</sup>** et d'autre part l'existence de phénomènes discriminatoires généralisés (rapport 2013 du Défenseur des droits). Il a par ailleurs souligné le besoin de ne pas envisager les discriminations en entreprise sous le seul angle, prioritaire, d'une exigence morale mais aussi sous celui d'une exigence économique. Enfin, il a souligné l'existence de discriminations non délibérées, liées à des stéréotypes ancrés (« discriminations collectives », « discriminations systémiques ») contre lesquels lutter suppose une approche différente des seules mesures de nature coercitive.

Le premier rapport de ce groupe, publié en mai 2015, formulait à cet égard **18 préconisations** dont les suivantes : améliorer le contenu et les modalités de mise en œuvre de la méthode des *testings* (proposition n° 8) ; assurer la traçabilité et la transparence des procédures de recrutement (proposition n° 12) ; instituer dans les entreprises de plus de 300 salariés un référent égalité des chances (proposition n° 14) ; mobiliser les services de l'Inspection du travail sur la lutte contre les discriminations (proposition n° 18).

---

<sup>114</sup> Voir [Rapport sur le suivi de la mise en œuvre des propositions du groupe de dialogue sur la lutte contre les discriminations en entreprise](#), rapport du groupe de dialogue présidé par Jean-Christophe Sciberras, novembre 2016.

<sup>115</sup> Article L. 1132-1, loi n° 2008-496 du 27 mai 2008, article L. 3221-3, accord national interprofessionnel relatif à la diversité en entreprise du 12 octobre 2006.

## Annexe 2 – Indicateurs d'emploi et de chômage dans les principaux pays de l'UE, aux États-Unis et au Japon en 2016

|                                   | 55-64 ans                           |                 |               |                 | 55-59 ans       |               |                 | 60-64 ans       |               |                 | 65-69 ans     | 15-64 ans       |               |                 |
|-----------------------------------|-------------------------------------|-----------------|---------------|-----------------|-----------------|---------------|-----------------|-----------------|---------------|-----------------|---------------|-----------------|---------------|-----------------|
|                                   | Population au 1 <sup>er</sup> janv. | Taux d'activité | Taux d'emploi | Taux de chômage | Taux d'activité | Taux d'emploi | Taux de chômage | Taux d'activité | Taux d'emploi | Taux de chômage | Taux d'emploi | Taux d'activité | Taux d'emploi | Taux de chômage |
| <b>Ensemble</b>                   |                                     |                 |               |                 |                 |               |                 |                 |               |                 |               |                 |               |                 |
| <b>Union européenne (28 pays)</b> | <b>65,637</b>                       | <b>59.1</b>     | <b>55.2</b>   | <b>6.5</b>      | <b>73.6</b>     | <b>68.7</b>   | <b>6.6</b>      | <b>43.2</b>     | <b>40.5</b>   | <b>6.3</b>      | <b>12.1</b>   | <b>72.9</b>     | <b>66.6</b>   | <b>8.7</b>      |
| <b>France</b>                     | <b>8,330</b>                        | <b>53.7</b>     | <b>49.8</b>   | <b>7.2</b>      | <b>75.7</b>     | <b>70.3</b>   | <b>7.1</b>      | <b>30.4</b>     | <b>28.1</b>   | <b>7.5</b>      | <b>6.3</b>    | <b>71.4</b>     | <b>64.2</b>   | <b>10.1</b>     |
| Allemagne                         | 11,241                              | 71.3            | 68.6          | 3.9             | 82.3            | 79.4          | 3.5             | 58.6            | 56.0          | 4.4             | 15.5          | 77.9            | 74.7          | 4.2             |
| Espagne                           | 5,642                               | 59.2            | 49.1          | 17.0            | 72.0            | 59.3          | 17.5            | 43.9            | 36.8          | 16.1            | 5.3           | 74.2            | 59.5          | 19.7            |
| Italie                            | 7,747                               | 53.4            | 50.3          | 5.7             | 66.2            | 62.2          | 6.0             | 38.9            | 36.9          | 5.2             | 9.1           | 64.9            | 57.2          | 11.9            |
| Pays-Bas                          | 2,224                               | 68.4            | 63.5          | 7.2             | 77.6            | 72.9          | 6.0             | 58.1            | 53.0          | 8.9             | 13.1          | 79.7            | 74.8          | 6.1             |
| Royaume-Uni                       | 7,524                               | 65.8            | 63.4          | 3.7             | 76.2            | 73.4          | 3.7             | 53.8            | 51.8          | 3.7             | 21.3          | 77.3            | 73.5          | 4.9             |
| Suède                             | 1,139                               | 79.7            | 75.5          | 5.3             | 87.6            | 83.2          | 5.1             | 71.5            | 67.5          | 5.6             | 21.8          | 82.1            | 76.2          | 7.1             |
| <b>OCDE</b>                       | <b>154,085</b>                      | <b>62.1</b>     | <b>59.2</b>   | <b>4.6</b>      | <b>71.9</b>     | <b>68.6</b>   | <b>4.7</b>      | <b>51.2</b>     | <b>48.9</b>   | <b>4.5</b>      | <b>25.5</b>   | <b>71.7</b>     | <b>67.0</b>   | <b>6.5</b>      |
| États-Unis                        | 41,308                              | 64.1            | 61.8          | 3.6             | 71.5            | 68.9          | 3.5             | 55.8            | 53.8          | 3.6             | 31.0          | 73.0            | 69.4          | 4.9             |
| Japon                             | 15,670                              | 73.6            | 71.4          | 2.9             | 82.0            | 79.9          | 2.6             | 65.8            | 63.6          | 3.4             | 42.8          | 76.9            | 74.3          | 3.3             |
| <b>Hommes</b>                     |                                     |                 |               |                 |                 |               |                 |                 |               |                 |               |                 |               |                 |
| <b>Union européenne (28 pays)</b> | <b>31,850</b>                       | <b>66.6</b>     | <b>62.0</b>   | <b>7.0</b>      | <b>80.7</b>     | <b>75.0</b>   | <b>7.0</b>      | <b>50.9</b>     | <b>47.5</b>   | <b>6.8</b>      | <b>15.6</b>   | <b>78.5</b>     | <b>71.8</b>   | <b>8.5</b>      |
| <b>France</b>                     | <b>4,013</b>                        | <b>56.1</b>     | <b>51.6</b>   | <b>8.1</b>      | <b>79.9</b>     | <b>73.7</b>   | <b>7.8</b>      | <b>30.5</b>     | <b>27.7</b>   | <b>9.0</b>      | <b>8.0</b>    | <b>75.4</b>     | <b>67.6</b>   | <b>10.4</b>     |
| Allemagne                         | 5,542                               | 76.9            | 73.7          | 4.1             | 87.4            | 84.1          | 3.7             | 64.6            | 61.5          | 4.8             | 19.4          | 82.2            | 78.4          | 4.6             |
| Espagne                           | 2,763                               | 67.0            | 55.7          | 16.9            | 81.1            | 67.1          | 17.3            | 49.8            | 41.9          | 15.9            | 6.3           | 79.2            | 64.8          | 18.2            |
| Italie                            | 3,745                               | 65.9            | 61.7          | 6.4             | 80.0            | 74.8          | 6.5             | 49.8            | 46.7          | 6.2             | 13.3          | 74.8            | 66.5          | 11.1            |
| Pays-Bas                          | 1,111                               | 78.2            | 72.8          | 7.0             | 86.3            | 81.8          | 5.2             | 69.3            | 62.8          | 9.4             | 19.2          | 84.4            | 79.6          | 5.6             |
| Royaume-Uni                       | 3,700                               | 72.6            | 69.6          | 4.2             | 81.4            | 77.9          | 4.3             | 62.4            | 59.9          | 4.1             | 25.8          | 82.5            | 78.3          | 5.1             |
| Suède                             | 571                                 | 82.5            | 77.5          | 6.1             | 90.0            | 84.6          | 5.9             | 74.8            | 70.0          | 6.4             | 25.1          | 83.9            | 77.5          | 7.6             |
| <b>OCDE</b>                       | <b>74,755</b>                       | <b>71.4</b>     | <b>67.8</b>   | <b>5.0</b>      | <b>81.0</b>     | <b>76.9</b>   | <b>5.0</b>      | <b>60.6</b>     | <b>57.5</b>   | <b>5.0</b>      | <b>32.0</b>   | <b>80.0</b>     | <b>74.8</b>   | <b>6.4</b>      |
| États-Unis                        | 19,867                              | 70.2            | 67.5          | 3.8             | 77.4            | 74.5          | 3.8             | 62.0            | 59.6          | 3.8             | 35.5          | 78.8            | 74.8          | 5.0             |
| Japon                             | 7,740                               | 86.4            | 83.5          | 3.4             | 93.3            | 90.6          | 2.9             | 80.0            | 76.8          | 4.0             | 53.0          | 85.4            | 82.5          | 3.4             |
| <b>Femmes</b>                     |                                     |                 |               |                 |                 |               |                 |                 |               |                 |               |                 |               |                 |
| <b>Union européenne (28 pays)</b> | <b>33,787</b>                       | <b>52.0</b>     | <b>48.9</b>   | <b>5.9</b>      | <b>66.8</b>     | <b>62.7</b>   | <b>6.1</b>      | <b>36.1</b>     | <b>34.1</b>   | <b>5.5</b>      | <b>9.0</b>    | <b>67.3</b>     | <b>61.3</b>   | <b>8.9</b>      |
| <b>France</b>                     | <b>4,317</b>                        | <b>51.4</b>     | <b>48.2</b>   | <b>6.3</b>      | <b>71.7</b>     | <b>67.1</b>   | <b>6.4</b>      | <b>30.3</b>     | <b>28.4</b>   | <b>6.1</b>      | <b>4.9</b>    | <b>67.6</b>     | <b>60.9</b>   | <b>9.9</b>      |
| Allemagne                         | 5,699                               | 65.9            | 63.5          | 3.6             | 77.3            | 74.7          | 3.3             | 52.9            | 50.8          | 4.0             | 11.9          | 73.6            | 70.8          | 3.8             |
| Espagne                           | 2,879                               | 51.7            | 42.8          | 17.2            | 63.1            | 51.9          | 17.7            | 38.2            | 32.0          | 16.3            | 4.4           | 69.2            | 54.3          | 21.5            |
| Italie                            | 4,002                               | 41.7            | 39.7          | 4.8             | 53.2            | 50.4          | 5.3             | 28.9            | 27.8          | 3.6             | 5.2           | 55.2            | 48.1          | 12.9            |
| Pays-Bas                          | 1,113                               | 58.6            | 54.2          | 7.4             | 69.0            | 64.1          | 7.0             | 47.0            | 43.2          | 8.1             | 7.2           | 75.0            | 70.1          | 6.5             |
| Royaume-Uni                       | 3,824                               | 59.2            | 57.4          | 3.1             | 71.3            | 69.1          | 3.1             | 45.5            | 44.0          | 3.1             | 17.0          | 72.2            | 68.8          | 4.8             |
| Suède                             | 568                                 | 76.9            | 73.5          | 4.4             | 85.2            | 81.7          | 4.1             | 68.3            | 65.1          | 4.7             | 18.6          | 80.2            | 74.8          | 6.7             |
| <b>OCDE</b>                       | <b>79,330</b>                       | <b>53.3</b>     | <b>51.1</b>   | <b>4.1</b>      | <b>63.3</b>     | <b>60.6</b>   | <b>4.3</b>      | <b>42.4</b>     | <b>40.8</b>   | <b>3.8</b>      | <b>19.7</b>   | <b>63.6</b>     | <b>59.4</b>   | <b>6.6</b>      |
| États-Unis                        | 21,441                              | 58.4            | 56.5          | 3.3             | 65.9            | 63.8          | 3.3             | 50.1            | 48.5          | 3.3             | 27.0          | 67.3            | 64.0          | 4.8             |
| Japon                             | 7,930                               | 61.1            | 59.6          | 2.3             | 70.9            | 69.3          | 2.2             | 52.0            | 50.8          | 2.3             | 33.3          | 68.1            | 66.1          | 3.1             |

Définitions : activité au sens du BIT, âge atteint à la date de l'enquête.

Lecture : en 2016, parmi les 65,6 millions d'habitants de l'Union européenne à 28 pays âgés de 55 à 64 ans, 59,1 % sont actifs, dont 55,2 % en emploi ; 6,5 % des actifs de cette tranche d'âge sont au chômage (taux de chômage).

Sources : Eurostat, enquêtes Force de travail pour les pays européens ; OCDE pour les États-Unis, le Japon et l'ensemble des pays membres de l'OCDE

## Annexe 3 (a) – Revue de littérature, tableaux synoptiques

**Tableau 1 – Revue de littérature des *Correspondence Studies* ayant trait à l'âge comme facteur de discrimination (inspiré de Baert *et al.*, 2016)**

| Article / (publication) [réalisation]                        | Âges                      | Pays                                    | # postes (#candidatures) | Postes (genre)                                                                              | Expérience                                                                | Effet mesuré (*call back ratio ou **discrimination nette) | Ratio des réponses positives*** <sup>116</sup> |
|--------------------------------------------------------------|---------------------------|-----------------------------------------|--------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------|------------------------------------------------|
| Bendick <i>et al.</i> (1997)                                 | 32 contre 57 ans          | États-Unis [1993]                       | 775 (2)                  | Gestionnaire de systèmes informatisés (H), secrétaire de direction (F) ; écrivain/rédacteur | 10 ans d'expérience (+ 25 ans comme femme au foyer ou comme enseignant-e) | 26.5 %**                                                  | 1.467                                          |
| Bendick <i>et al.</i> (1999)                                 | 32 contre 57 ans          | États-Unis [1995-1996, audit]           | 102 (2)                  | Vente ou management (débutant)                                                              |                                                                           | 6.3 à 11.9 %**                                            | 1.135                                          |
| Riach et Rich (2006a)                                        | 27 contre 47 ans          | France                                  | 345 (2)                  | Serveur (H)                                                                                 | Expérience prop. à l'âge                                                  | 58.1 %**                                                  | 3.571                                          |
| Riach et Rich (2007)                                         | 27 contre 47 ans          | Espagne                                 | 340 (2)                  | Serveur (H)                                                                                 | Expérience prop. à l'âge                                                  | 64.5 %**                                                  | 3.500                                          |
| Lahey (2008b)                                                | 35/45 contre 50/55/62 ans | États-Unis (Floride, Mass.) [2002-2003] | 8,002 (2)                | Jobs peu qualifiés (F)                                                                      | 10 ans d'expérience                                                       | 42 % et 46 %*                                             | 1.418                                          |
| Riach et Rich (2010)                                         | 21/27 contre 39/47 ans    | Grande-Bretagne                         | 1,190 (2)                | Serveur (H), Jeune diplômé (F), Vendeuse (F)                                                | Expérience prop. à l'âge                                                  | 28.8 %<br>59.6 %<br>-29.6 %**                             | 1.883                                          |
| Albert <i>et al.</i> (2011)                                  | 24/28 contre 38 ans       | Espagne [2005-2006]                     | 1,062 (10)               | Vente, secrétariat, comptabilité                                                            | Expérience prop. à l'âge                                                  | 77.31%*                                                   | 1.694                                          |
| Ahmed <i>et al.</i> (2012)                                   | 46 contre 31 ans          | Suède [2011]                            | 466 (2)                  | Restauration et ventes (H)                                                                  | 10 ans d'expérience (+ 15 ans dans l'armée pour âgé)                      | 6.2 %**                                                   | 3.230                                          |
| Neumark <i>et al.</i> (2015)<br>Neumark <i>et al.</i> (2016) | 29-31 contre 64-66 ans    | États-Unis                              | 13,412 (3)               | Vendeur, caissier, concierge (H), vigile (H), secrétaire (F), réceptionniste (F)            | Expérience proportionnelle à l'âge et                                     | 36 à 47 %* (F)<br>30 %* (H)                               | 1.537                                          |
| Baert <i>et al.</i> (2016c)                                  | 50/44 contre 44/38 ans    | Belgique [2014-2005]                    | 576 (2)                  | Industrie, administration, vente                                                            | Inactivité, expérience hors domaine, prop.                                | 64.3 %* (entretien)<br>39.7 %* (positif)                  | 1.643<br>1.397                                 |

Note : \*\* La discrimination nette est la différence entre le pourcentage de cas dans lesquels le candidat âgé a été préféré au candidat jeune et le pourcentage de cas dans lesquels le candidat jeune a été préféré (candidatures appariées). \*Pourcentage de différence entre le taux de réponse moyenne. On lit par exemple, les candidats de 28 ans ont 77,31 % plus de chances d'être rappelés comparés aux candidats de 38 ans chez Albert *et al.* (2011). \*\*\*Le ratio de réponses positives est le pourcentage de candidatures recevant une réponse positive pour le jeune divisé par pour le senior (s'il y a plusieurs occupations, pondérées par leur part).

Source : France Stratégie

<sup>116</sup> Les calculs sont ceux de Baert S., Norga J., Thuy Y. et Van Hecke M. (2016), « Getting grey hairs in the labour market. An alternative experiment on age discrimination », *Journal of Economic Psychology*, 57, p. 86-101.



Tableau 2 – Revue de littérature sur la mesure de la productivité en fonction de l'âge (inspiré de Skirbekk 2004<sup>117</sup>)

| Article / (publication)                                                                                                                        | Catégorie d'âge        | Pays                                   | #entreprises (#individus) | Secteur/ entreprise    | Mesure de la productivité                                               | Méthode économétrique             | Profil Âge-Productivité                                                                               |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------|----------------------------------------|---------------------------|------------------------|-------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Études micros (niveau individuel)                                                                                                              |                        |                                        |                           |                        |                                                                         |                                   |                                                                                                       |
| a) Évaluation de la performance par des supérieurs ou des collègues                                                                            |                        |                                        |                           |                        |                                                                         |                                   |                                                                                                       |
| Medoff et Abraham (1980 et 1981)                                                                                                               | Expérience potentielle | États-Unis [1975-1977]                 | 2(7,629) et 1(8,238)      | Industrie              | Évaluation des supérieurs et salaire                                    | MCO, LM                           | Lien négatif (positif) entre expérience et performance (salaire)                                      |
| Waldman et Avolio (1986)                                                                                                                       | Âge                    | Meta-analyse (13 articles)             | (10,027)                  | Divers                 | Évaluation des supérieurs/ collègues, output                            |                                   | Lien négatif (positif) entre âge et évaluation par les supérieurs (par les collègues et productivité) |
| McEvoy et Cascio (1989)                                                                                                                        | Âge                    | Méta analyse [1965-1986] (65 articles) | (38,983)                  | Divers                 | Évaluation, productivité, ventes...                                     | HSJ                               | Pas de relation entre âge et performance                                                              |
| b) Production                                                                                                                                  |                        |                                        |                           |                        |                                                                         |                                   |                                                                                                       |
| Kutscher et Walker (1960)                                                                                                                      | <25, 25-34,..., >65    | États-Unis [1958-1959]                 | 26(6,000)                 | Employés de bureau     | Output indexé                                                           | Néant                             | Pas de lien entre âge et productivité                                                                 |
| Stephan et Levin (1991)                                                                                                                        | Âge                    | États-Unis [1973-1979]                 | (903)                     | Chercheurs en sciences | Publications                                                            | Tobit                             | Cycle de vie, lien négatif entre âge et productivité.                                                 |
| Oster et Hamermesh (1998)                                                                                                                      | Cohortes               | États-Unis [1959-1993]                 | (208)                     | Chercheurs en économie | Publications # et qualité                                               |                                   | Lien négatif entre âge et productivité                                                                |
| Études macros (niveau entreprise) : estimation conjointe de fct de production et eq de salaire<br>Base de données appariée employeurs-employés |                        |                                        |                           |                        |                                                                         |                                   |                                                                                                       |
| Hellerstein et Neumark (1995)                                                                                                                  | <35, 35-55,>55         | Israël [1988]                          | 933                       | Industrie              | Part de cat. de travailleurs dans la production de l'entreprise         | Estimation conjointe non linéaire | Augmentation de la productivité avec l'âge en miroir avec le salaire (imprécis)                       |
| Hellerstein et Neumark (1999)                                                                                                                  | <35, 35-54,>54         | États-Unis [1990]                      | 3,102 (128,460)           | Industrie              | Contrib. de cat. de travailleurs dans la VA, production de l'entreprise | Estimation conjointe par VI, MCNL | Augmentation de la productivité avec l'âge en miroir avec le salaire                                  |
| Haegeland et Klette (1999)                                                                                                                     | Expérience potentielle | Norvège [1986-1993]                    | 7,122 (270,636)           | Industrie              | Contrib. de cat. de travailleurs dans la VA                             | Estimation conjointe par MV       | Productivité décline à 15+ ans d'expérience (30+ans)                                                  |

<sup>117</sup> Skirbekk V. (2004), « Age and individual productivity: A literature survey », *Vienna Yearbook of Population Research*, p. 133-153.

| Article / (publication)         | Catégorie d'âge       | Pays                  | #entreprises (#individus) | Secteur/ entreprise                             | Mesure de la productivité                                    | Méthode économétrique                  | Profil Âge-Productivité                                                                                           |
|---------------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------------|-------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------|----------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Ilmakunnas <i>et al.</i> (1999) | Âge moyen             | Finlande [1975-1994]  | 3,882 (279,181)           | Industrie                                       | Index de PTF multilatéral                                    | MCO, EF, EA                            | Pic de productivité à 40 ans puis déclin                                                                          |
| Crépon <i>et al.</i> (2003)     | <25, 25-34,35-49, >49 | France [1994-1997]    | 77,868 (3,000,000)        | Industrie et services                           | Contrib de cat. de travailleurs dans la VA, markdown relatif | Estimation conjointe par MMG           | Productivité croît puis stagne (voire décline). Divergence avec salaire                                           |
| Aubert et Crépon (2003)         | <25,25-29,..., >60    | France [1994-2000]    | 70,680                    | Entreprises pérennes de 5+ salariés             | Contrib de cat. de travailleurs dans la VA                   | Estimation conjointe par MMG           | Productivité croît avec l'âge jusqu'à 40 ans puis stagne. Divergence avec salaire pour 55+ mais non sign.         |
| Hellerstein et Neumark (2007)   | <35, 35-54,>55        | États-Unis [1990]     | 20,056                    | Industrie                                       | Contrib de cat. de travailleurs dans la VA                   | Estimation conjointe par MCO, LP, OP   | Productivité croît jusqu'à 55 ans puis décline. Divergence entre salaire et productivité                          |
| Lallemand et Rycx (2009)        | 16-29, 30-49, >49     | Belgique [1995, 2003] | 1,895                     | Entreprises de 10+ salariés                     | Contrib de cat. de travailleurs dans la VA                   | MCO, EF                                | Main-d'œuvre plus âgée a un effet négatif sur la productivité                                                     |
| Roger et Wasmer (2009)          | <30,30-50,>50         | France [2003-2004]    | 15,992                    | Industrie, services, commerce, + de 50 salariés | Contrib de cat. de travailleur dans la VA                    | Estimation conjointe par MCNL, LP      | Post 50 : Qualifiés : pas de déclin. Peu qualifiés : déclin. En général, divergence entre salaire et productivité |
| Dostie (2011)                   | <35, 35-55, >55       | Canada [1999-2003]    | 5,499 (23,540)            | Entreprises hors agriculture                    | Contrib de cat. de travailleurs dans la VA                   | Estimation conjointe par LP et AK, MCO | Productivité inférieure au salaire pour 55+                                                                       |

Note : MCO : méthode des moindres carrés ordinaire ; LM : modèle logistique multinomial (estimé par maximum de vraisemblance) ; HSJ : méthode de Hunter, Smith et Jackson (1982) ; VI : méthode des variables instrumentales ; MCNL : méthode des moindres carrés non linéaire ; MV : maximum de vraisemblance ; EF : modèle à effets fixes ; EA : modèles à effets aléatoires ; MMG : méthodes des moments généralisés (les instruments sont ceux d'Arellano et Bond, 1991 ; ou Arellano et Bover, 1995) ; LP : méthode de Levinsohn et Pétrin (2003) ; AK : Abowd et Kramarz (1999b), estimation par maximum de vraisemblance restreint d'un modèle à effets mixtes ; OP : méthode d'Olley et Pakes (1996) **estimé** par MCNL.

Source : France Stratégie

**Tableau 3 – Revue de littérature sur l'impact de la diversité en termes d'âge sur la performance des entreprises  
(inspiré de Garnero (2015))**

| Article / (publication)             | Caractéristiques considérées                                  | Pays                 | #observations (#individus) | Secteur/entreprise                                 | Mesure de la performance                      | Mesure de la diversité en âge   | Méthode économétrique | Effet de l'âge                            |
|-------------------------------------|---------------------------------------------------------------|----------------------|----------------------------|----------------------------------------------------|-----------------------------------------------|---------------------------------|-----------------------|-------------------------------------------|
| Études micros (niveau entreprise)   |                                                               |                      |                            |                                                    |                                               |                                 |                       |                                           |
| Hamilton <i>et al.</i> (2004)       | Âge, qualifications, ethnicité                                | États-Unis [1995-97] | 2,012                      | Industrie textile (Koret)                          | Production à la pièce, turnover               | Index de dissimilarité          | MCO, EF médian        | Négatif (non robuste)                     |
| Leonard et Levine (2006)            | Âge, race, genre                                              | États-Unis [1996-98] | (70,000)                   | Grande enseigne de vente                           | Chiffre d'affaires mensuel                    | Écart-type                      | MCO, DP               | Négatif                                   |
| Kurtulus (2011)                     | Âge, race, genre, éducation, ancienneté, performance, salaire | États-Unis [1989-94] | 18,413 (9,248)             | Santé                                              | Évaluation de la performance                  | Index de dissimilarité          | MCO, EF               | Négatif                                   |
| Études macros (niveau économie)     |                                                               |                      |                            |                                                    |                                               |                                 |                       |                                           |
| Grund et Westergaard-Nielsen (2008) | Âge                                                           | Danemark [1992-97]   | 29,863                     | Secteur privé (+ de 20 employés)                   | Valeur ajoutée par personne                   | Écart type et moyenne           | MCO, EF               | Relation en U inversé avec la performance |
| Ilmakunnas et Ilmakunnas (2011)     | Âge, éducation                                                | Finlande [1995-2004] | 780,000 (150,000)          | Secteur privé (+ de 20 employés)                   | PTF, salaires                                 | Écart-type, dissimilarité, Blau | MCO, EF, MMG, OP      | Positif                                   |
| Parrotta <i>et al.</i> (2014)       | Âge, culture, éducation, etc.                                 | Danemark [1994-2005] | 126,788                    | Secteur privé (+ de 10 employés, hors agriculture) | PTF                                           | Herfindahl                      | VI                    | Négatif                                   |
| Garnero <i>et al.</i> (2014)        | Âge, éducation, genre                                         | Belgique [1999-2006] | 7,463                      | Secteur privé (+ de 10 employés, hors agriculture) | Valeur ajoutée horaire, salaire moyen horaire | Écart-type, dissimilarité       | MCO, MMG, LP          | Négatif                                   |
| Garnero (2015)                      | Âge, genre, éducation                                         | France [2011]        | 1,164                      | Tous les secteurs (représentatifs)                 | Valeur ajoutée                                | Écart-type, dissimilarité       | MCO, VI               | Négatif                                   |

Note : EF : modèle à effets fixes ; MCO : méthode des moindres carrés ordinaire ; DP : méthode des différences premières ; MMG : méthode des moments généralisés ; OP : méthode d'Olley et Pakes (1996) ; VI : méthode des variables instrumentales ; LP : méthode de Levinsohn et Petrin (2003). L'index de dissimilarité de Kurtulus consiste, pour l'âge, en le pourcentage de différence entre l'âge d'un travailleur et l'âge moyen de ses collègues. PTF : productivité totale des facteurs.

Source : France Stratégie

## Annexe 3 (b) – Revue de littérature sur le lien entre diversité et performance des entreprises

La question de la diversité dans l'entreprise et de son effet sur la productivité est indirectement liée à la discrimination. En effet, une entreprise non discriminante ne sera pas nécessairement plus diverse, et une entreprise discriminante à l'embauche peut avoir une main-d'œuvre diverse. Les deux questions sont cependant liées, notamment si l'on considère les politiques publiques qui tendent à encourager l'emploi et l'embauche des seniors. Afin que ces mesures soient efficaces, il est important de connaître les préjugés des employeurs sur l'effet d'avoir des salariés divers en termes d'âge ainsi que la réalité de ces effets.

### Travaux théoriques

Il existe trois approches théoriques pour expliquer les micro-fondations des liens entre diversité et performances économiques<sup>118</sup>. Les mécanismes économiques peuvent découler des *préférences* des individus<sup>119</sup>, l'utilité qu'ils retirent du bien-être de leur propre groupe seulement ou bien de la diversité en tant que bien public, des *stratégies* des individus<sup>120</sup>, par exemple s'il est plus profitable pour les individus au sein d'un marché imparfait d'interagir de préférence avec des membres de leur groupe, ou des caractéristiques de la *fonction de production*<sup>121</sup>, la complémentarité entre individus et leurs compétences.

Si les individus ont des ensembles de compétences et d'informations complètement disjoints et si les coûts de communication additionnels ne sont pas trop élevés, alors la diversité peut avoir un impact positif sur la productivité des entreprises (Lazear, 1999). Dans la théorie de la comparaison sociale<sup>122</sup>, les individus ont tendance à se mesurer aux membres de leur propre groupe, créant rivalités et conflits. Les conséquences en sont différentes si l'on considère que la compétition aura tendance à réduire la productivité de l'entreprise<sup>123</sup> ou au contraire à l'augmenter<sup>124</sup>.

Ce constat peut être inversé si on considère des fonctions de production dans lesquelles quantité et qualité du travail ne peuvent être substituées (Kremer, 1993). Dans ce cas,

---

<sup>118</sup> Alesina A. et La Ferrara E. (2005), « Ethnic diversity and economic performance », *Journal of Economic Literature*, 43(3), p. 762-800.

<sup>119</sup> Alesina A. et La Ferrara E. (2000), « Participation in heterogeneous communities », *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3), p. 847-904.

<sup>120</sup> Greif A. (1993), « Contract enforceability and economic institutions in early trade: The Maghribi traders' coalition ». *The American Economic Review*, p. 525-548.

<sup>121</sup> Hong Lu et S. E. Page (1998), « Diversity and optimality », *Santa Fe Institute Working Paper*, 98- 08-077.

<sup>122</sup> Festinger L. (1954), « A theory of social comparison processes », *Human Relations*, 7(2), p. 117-140.

<sup>123</sup> Choi J. (2007), « Group composition and employee creative behaviour in a Korean electronics company : Distinct effects of relational demography and group diversity », *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 80(2), p. 213-234.

<sup>124</sup> Lazear E. P. et Rosen S. (1981), « Rank-order tournaments as optimum labor contracts », *Journal of Political Economy*, 89(5), p. 841-864.

l'appariement de pairs aboutit à la maximisation des profits. De même pour la littérature en démographie organisationnelle<sup>125</sup>, la similarité sociale est centrale pour stimuler les interactions, la communication et la cohésion au sein de la main-d'œuvre. Dans ce cadre, la diversité en termes d'âge est susceptible d'obérer la communication et les performances de l'entreprise<sup>126</sup>.

## Résultats empiriques<sup>127</sup>

Les résultats empiriques concernant l'effet de la diversité sur la performance sont « faibles, inconsistants ou les deux » (Harrison et Klein, 2007). Il existe deux approches de la mesure de cet impact dans la littérature empirique, une approche macro et une approche micro<sup>128</sup>.

### Au niveau micro

L'approche micro s'intéresse aux interactions au sein d'équipes ou d'espaces de travail, et donc aux effets comportementaux et individuels de la diversité. Ces études de cas sont souvent limitées en taille et peu généralisables car elles dépendent de registres du personnel, souvent disponibles au niveau d'une entreprise seulement. Comme pour la littérature sur le nexus âge-productivité, deux problèmes majeurs qui se posent sont la mesure, et l'intérêt, de la productivité au niveau individuel et la simultanéité entre variations des facteurs de production, et de la production.

Les résultats sont en général négatifs ou non significatifs, comme pour l'effet de la diversité en âge des équipes manufacturières sur la productivité « à la pièce » d'entreprises textiles (Hamilton *et al.*, 2004), ou l'effet de celle-ci sur les chiffres d'affaires dans la restauration et la vente aux États-Unis (Leonard et Levine, 2006). La dissimilitude en termes d'âge et d'ancienneté des « unités organisationnelles » est source de performances plus basses, mesurées de manière indirecte par des évaluations de managers. De plus, l'effet négatif de l'âge est d'autant plus important que l'unité considérée est petite, ce qui est lié à des contacts plus répétés entre salariés et potentiellement plus de conflits ou problèmes de communication (Kurtulus, 2011)

### Au niveau macro

L'approche macro s'inspire en grande partie des travaux d'**Hellerstein et Neumark (1999)**, en substituant les catégories démographiques considérées par des indices de diversité. Les travaux de ce champ, majoritairement le fait d'économistes du travail, s'appuient de même sur des données appariées employé-employeur. Ce que la démarche gagne en puissance statistique et en fiabilité, elle perd en compréhension des mécanismes micro qui sous-tendent l'effet de la diversité sur la performance.

---

<sup>125</sup> Pfeffer J. (1985), « Organizational demography: Implications for management », *California Management Review*, 28(1), p. 67-81.

<sup>126</sup> Garnero A. *et al.* (2016), *op. cit.*

<sup>127</sup> Les résultats sont synthétisés dans le tableau n° ??? en annexe 3 (a). préciser car il y a 3 tableaux dans cette annexe

<sup>128</sup> Garnero A., Kampelmann S. et Rycx F. (2014), « The heterogeneous effects of workforce diversity on productivity, wages, and profits », *Industrial Relations*, 53(3), p. 430-477.

À notre connaissance, une seule étude, finnoise dans le secteur de l'industrie, trouve un effet positif de l'âge sur la productivité totale des facteurs (Ilmakunnas et Ilmakunnas, 2011).

Les autres études européennes trouvent un effet négatif de la diversité selon l'âge sur la valeur ajoutée des entreprises, par exemple au Danemark (Parrotta *et al.*, 2012a), et ce même en différenciant les industries *low tech* et *high tech*.

Certains articles, au lieu de considérer l'effet de certaines catégories démographiques de travailleurs sur la valeur ajoutée au sein des entreprises, **considèrent l'effet de la diversité sur la productivité, les salaires et les profits à partir de bases de données appariées « employés-employeurs » extensives (Garnero, Kampelmann et Ryckx, 2014 ; Garnero, 2015). En estimant à la fois des fonctions de valeur ajoutée et des équations de salaire**, ils sont capables d'examiner comment les coûts et les bénéfices de la diversité sont répartis entre salariés et entreprises.

Ils considèrent deux mesures de la diversité au sein des entreprises. Tout d'abord, l'écart-type des caractéristiques démographiques considérées au sein de chaque entreprise permet d'évaluer la diversité au niveau du groupe. Ensuite, l'indice de « dissimilarité » de chaque travailleur permet d'estimer la différence entre celui-ci et ses pairs grâce à la distance (euclidienne) entre ses caractéristiques et les caractéristiques moyennes au sein de son entreprise.

En Belgique, dans le secteur privé entre 1999 et 2006, la diversité au niveau de l'âge a un effet négatif sur la productivité et les salaires dans les entreprises. Augmenter la diversité au sein d'une entreprise d'un écart-type aura pour effet de diminuer la valeur ajoutée de 4 % en moyenne. La diversité en termes d'âge a tendance à aggraver l'écart entre rémunération et productivité, pour différentes tailles d'entreprise et différentes intensités de technologie (Garnero, Kampelmann et Ryckx, 2014).

En France, **la diversité de niveaux d'âge a un effet négatif sur la productivité, sur les salaires mais pas sur la différence entre ces deux valeurs** (Garnero, 2015).

## Annexe 4 – Méthode – Modèles et économétrie de la partie 4

### 1. Équations lissées : splines cubiques

Soit un ensemble de  $n + 1$  points  $(x_i, y_i)$  où chaque  $x_i$  est unique et  $a = x_0 < x_1 < \dots < x_n = b$ , la spline  $S(x)$  est une fonction satisfaisant :

1.  $S(x) \in C^2[a, b]$ ;
2. Sur chaque sous intervalle  $[x_{i-1}, x_i]$ ,  $S(x)$  est un polynôme de degré 3, où  $i = 1, \dots, n$ .
3.  $S(x_i) = y_i$ , pour tout  $i = 0, 1, \dots, n$ .

On suppose que

$$S(x) = \begin{cases} C_1, x_0 \leq x \leq x_1 \\ \dots \\ C_i(x), x_{i-1} < x \leq x_i \\ \dots \\ C_n(x), x_{n-1} < x \leq x_n \end{cases}$$

où chaque  $C_i = a_i + b_i x + c_i x^2 + d_i x^3$  ( $d_i \neq 0$ ) est une fonction cubique.

Afin de déterminer les différentes parties de la spline cubique  $S(x)$ , on doit trouver  $a_i, b_i, c_i$  et  $d_i$  pour chaque  $i$  tel que :

1.  $C_i(x_{i-1}) = y_{i-1}$  et  $C_i(x_i) = y_i, i = 1, \dots, n$ .
2.  $C'_i(x_i) = C'_{i+1}(x_i), i = 1, \dots, n - 1$ .
3.  $C''_i(x_i) = C''_{i+1}(x_i), i = 1, \dots, n - 1$ .

où  $C'_i$  et  $C''_i$  désignent les dérivées premières et secondes des polynômes de degré trois. Afin de résoudre ce système, on ajoute en général deux conditions aux limites afin que celui-ci soit identifié.

### 2. Modèle APC : hypothèses et normalisation

Afin de pouvoir réaliser l'analyse avec le modèle APC, il faut faire l'hypothèse qu'il n'existe pas d'interaction entre les différents effets, donc que la courbe de l'effet âge est toujours la même et ne change pas dans le temps.

Le modèle est le suivant :

$$\overline{\ln SALREL}_{c,t} = \beta + \sum_a a_a \alpha_a + \sum_c b_c \gamma_c + \sum_t c_t \phi_t + \bar{u}_{t,c}, c = 1, \dots, C; t = 1, \dots, T; a = 1, \dots, A$$

où  $\alpha_a, \gamma_c, \phi_t$  sont des indicatrices d'âge, de cohorte et de période respectivement. Si l'on veut garder une constante, il faut exclure une des catégories (la référence) pour chaque indicatrice, afin de ne pas avoir de colinéarité.

Un problème supplémentaire de colinéarité apparaît lorsque l'on veut estimer les trois effets conjointement puisqu'ils sont linéairement dépendants lorsque la cohorte est définie par

l'année de naissance :  $\hat{\text{age}} = \text{année} - \text{année de naissance}$ , c'est-à-dire :  $\hat{\text{age}} = \text{période} - \text{cohorte}$ . Il faut donc exclure une catégorie supplémentaire afin que le modèle soit identifié.

De manière à contourner ce problème, Deaton s'inspire de Hall (1971) pour normaliser l'effet année. L'hypothèse sous-tendue par cette normalisation est *que l'effet année capture les cycles économiques*, qui sont donc des chocs périodiques *qui en moyenne sont nuls* sur une longue période. Ils ne participent donc pas de la croissance des salaires, qui est capturée par l'effet âge et l'effet cohorte uniquement. Cette hypothèse n'est valable que si le pseudo-panel couvre suffisamment d'années pour pouvoir identifier la tendance et les chocs séparément. Il faut aussi que la période corresponde à un ou plusieurs cycles économiques et que les chocs soient effectivement des bruits blancs. Dans notre analyse, la période de la crise économique, post-2007, est problématique dans cette perspective.

La normalisation consiste donc à rendre les effets années orthogonaux à un *trend*, et à faire en sorte que leur somme soit égale à zéro. Afin de respecter ces deux contraintes, les indicatrices de cohortes normalisées dont on estime les coefficients dans la régression sont :

$$\phi_t^* = \phi_t - [(t-1)\phi_2 - (t-2)\phi_1], t = 3, \dots, T$$

Après avoir estimé les  $\phi_t^*$  on peut en déduire  $\phi_1^*$  et  $\phi_2^*$ , l'année de référence est la moyenne de toutes les années.

### 3. Pseudo-panel avec effets fixes

#### *Pseudo-panel et taille de l'échantillon*

En ce qui concerne la taille de notre échantillon et la consistance des estimateurs rapportés, il existe un modèle à erreur de mesure développé par Deaton (1985) afin de corriger des erreurs issues de l'agrégation des variables. En effet, pour suivre les cohortes dans le temps on réalise des *moyennes par cellule (ou cohorte) par année*, ce qui peut, si la taille des cohortes n'est pas suffisante ou évolue dans le temps, créer des estimateurs biaisés.

La plupart des études empiriques sur pseudo-panels ne considèrent pas de modèles à erreur de mesure puisque l'estimateur devient le même que l'estimateur *within* quand le nombre de personnes par cohorte par période augmente. Le problème est d'avoir une règle générale pour pouvoir évaluer si  $n_c$  est suffisamment élevé. Verbeek et Nijman (1992) étudient l'estimateur *within* grâce à des expériences de Monte-Carlo, et montrent que le biais dépend négativement de la taille des erreurs de mesure comparées à la variance intra-cohorte des  $x_{c,t}$ . Dans notre cas, on peut comparer la taille de l'échantillon et de chaque « cellule » dans le tableau 1 à la taille des échantillons dans quelques études qui utilisent les pseudo-panels telles que rapportées dans Verbeek (2008). Cette comparaison montre que la taille de notre échantillon devrait être suffisante.



**Tableau 1 – Effectif de l'échantillon large, nombre d'observations par année, par cohorte**

| Cohorte (année de naissance)<br>Année de l'enquête | 1935-1939 | 1940-1944 | 1945-1949 | 1950-1954 | 1955-1959 | 1960-1964 | 1965-1969 | 1970-1974 |
|----------------------------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1990                                               | 2359      | 2465      | 3632      | 3963      | 3928      | 3989      | 748       | 0         |
| 1991                                               | 2251      | 2405      | 3645      | 4054      | 3890      | 4117      | 1482      | 0         |
| 1992                                               | 2048      | 2417      | 3754      | 4123      | 3955      | 4126      | 2311      | 0         |
| 1993                                               | 1847      | 2463      | 3879      | 4280      | 4261      | 4328      | 3094      | 0         |
| 1994                                               | 1616      | 2410      | 3869      | 4247      | 4229      | 4407      | 3902      | 0         |
| 1995                                               | 1320      | 2439      | 3658      | 4184      | 4203      | 4423      | 4055      | 636       |
| 1996                                               | 915       | 2223      | 3529      | 4064      | 4212      | 4367      | 4069      | 1336      |
| 1997                                               | 559       | 1992      | 3447      | 3890      | 4085      | 4117      | 3888      | 2011      |
| 1998                                               | 312       | 1723      | 3337      | 3828      | 4050      | 4077      | 3947      | 2720      |
| 1999                                               | 127       | 1484      | 3286      | 3783      | 3960      | 4057      | 3932      | 3551      |
| 2000                                               | 0         | 1137      | 3223      | 3880      | 3988      | 4083      | 4134      | 3870      |
| 2001                                               | 0         | 863       | 3090      | 3776      | 3979      | 4098      | 4168      | 4018      |
| 2002                                               | 0         | 614       | 2750      | 3580      | 3784      | 3906      | 4111      | 4006      |
| 2003                                               | 0         | 129       | 849       | 1287      | 1298      | 1385      | 1381      | 1374      |
| 2004                                               | 0         | 46        | 766       | 1296      | 1372      | 1436      | 1324      | 1420      |
| 2005                                               | 0         | 0         | 593       | 1183      | 1264      | 1275      | 1340      | 1281      |
| 2006                                               | 0         | 0         | 449       | 1101      | 1317      | 1294      | 1335      | 1270      |
| 2007                                               | 0         | 0         | 349       | 1070      | 1348      | 1401      | 1358      | 1288      |
| 2008                                               | 0         | 0         | 217       | 1000      | 1246      | 1328      | 1353      | 1298      |
| 2009                                               | 0         | 0         | 127       | 1308      | 1790      | 2024      | 1871      | 1888      |
| 2010                                               | 0         | 0         | 0         | 1108      | 1732      | 1849      | 1870      | 1904      |
| 2011                                               | 0         | 0         | 0         | 880       | 1733      | 1914      | 1977      | 1981      |
| 2012                                               | 0         | 0         | 0         | 665       | 1695      | 1908      | 1937      | 1922      |
| 2013                                               | 0         | 0         | 0         | 374       | 1417      | 1697      | 1806      | 1709      |
| 2014                                               | 0         | 0         | 0         | 168       | 1379      | 1637      | 1669      | 1661      |

Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

**Tableau 2 – Exemple de la taille des échantillons dans la littérature empirique utilisant des pseudo-panels**

|                                      | $T$ | $C$ | $\bar{n}_c$ |
|--------------------------------------|-----|-----|-------------|
| Browning, Deaton and Irish (1985)    | 7   | 16  | 190         |
| Banks, Blundell and Preston (1994)   | 20  | 11  | 354         |
| Blundell, Browning and Meghir (1994) | 17  | 9   | 520         |
| Alessie, Devereux and Weber (1997)   | 14  | 5   | >1000       |
| Blundell, Duncan and Meghir (1998)   | 25  | 8   | 142         |
| Propper, Rees and Green (2001)       | 19  | 70  | 80          |

Lecture : Blanks, Blundell et Preston (1994) effectuent des pseudo-panels sur une base de données constituée de 20 périodes et 11 cohortes différentes. La taille moyenne d'une cohorte dans leur échantillon est de 354 unités. En général, cette taille varie entre 80 et plus de 1 000.

Source : Verbeek (2008)

Afin de comparer l'effet de l'âge sur les salaires, et la manière dont cet effet a évolué dans le temps, on adopte comme précédemment une approche de pseudo-panel. Habituellement, pour pouvoir correctement mesurer l'effet de l'âge sur les salaires, on utiliserait des données de panel et un modèle linéaire à effets fixes, de la forme :

$$\log SAL_{i,t} = age'_{i,t} \beta_1 + age^2'_{i,t} \beta_2 + x'_{i,t} \beta + \alpha_i + u_{i,t}, t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N$$

Si  $x_{i,t}$ , (les variables indépendantes) n'est pas corrélé avec  $\alpha_i$ , l'effet fixe individuel, alors l'équation peut être estimée par moindres carrés ordinaires sur l'ensemble des données combinées en traitant l'effet fixe comme part d'un terme d'erreur composite  $u_{i,t}$ . Les moments dont découlent les estimateurs sont tels, si on inclut les variables de l'âge dans  $x$ , que :

$$E\{(\alpha_i + u_{i,t})x_{i,t}\} = E\{(\log SAL_{i,t} - x'_{i,t} \beta)x_{i,t}\} = 0$$

Si la condition n'est pas vérifiée, il faut alors se tourner vers des données de panel pour pouvoir estimer  $\alpha_i$  comme un paramètre fixe, un *effet fixe*.

Pour ce faire, on instrumente la variable explicative  $x_{i,t}$  par sa transformation *within*, ou décentrée,  $x_{i,t} - \bar{x}_i$  avec  $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{i,t}$

Les données que l'on utilise sont celles de l'enquête Emploi, et on ne peut pas exploiter leur dimension panel créée par le mode rotatif de renouvellement de l'échantillon puisque les salaires ne sont collectés qu'en première et dernière interrogation. Pour contourner le problème, on utilise donc notre pseudo-panel précédemment décrit. Les effets fixes ne capturent plus les spécificités individuelles mais les spécificités d'une cohorte en moyenne (le niveau moyen de diplôme, l'âge du mariage, les conditions économiques lors de l'entrée sur le marché du travail, etc.).

$$\overline{\log SAL}_{c,t} = \overline{age}'_{c,t} \beta_1 + \overline{age^2}'_{c,t} \beta_2 + \bar{x}'_{c,t} \beta + \bar{\alpha}_{c,t} + \bar{u}_{tc}, c = 1, \dots, C; t = 1, \dots, T$$

La barre indique ici une moyenne des variables individuelles selon l'appartenance à la cohorte et la période. L'action de construire les moyennes par groupe par période constitue le pseudo-panel ou panel synthétique.

Afin de pouvoir traiter  $\bar{\alpha}_{c,t}$  comme un effet fixe, on doit supposer que le pseudo-panel est suffisamment bien construit (nombre d'individus dans chaque cohorte suffisant, cohortes « stables » au cours du temps) pour que l'effet soit véritablement fixe au cours du temps.

#### Estimateur *within*

L'estimateur *within* sur pseudo-panel est similaire à l'estimateur *within* sur panel, à la différence que les instruments sont désormais les moyennes intra-cohortes décentrées par les moyennes temporelles de chaque cohorte ( $\bar{x}_{c,t} - \bar{x}_c$ ). L'estimateur de  $\beta$ , tel que proposé par Deaton (1985), est le suivant :

$$\hat{\beta}_w = \left( \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{c,t} - \bar{x}_c)(\bar{x}_{c,t} - \bar{x}_c)' \right)^{-1} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{c,t} - \bar{x}_c)(\overline{\log SAL}_{c,t} - \overline{\log SAL}_c)'$$

L'estimateur est consistant **asymptotiquement** quand  $n_c$  le nombre d'individus dans chaque cohorte C tend vers l'infini, c'est-à-dire que N tend vers l'infini et le nombre de cohortes reste constant.

#### Correction de l'hétéroscédasticité

Les pseudo-panels peuvent être sujets à l'hétéroscédasticité, par exemple si la taille des cohortes varie entre cohortes, ou dans le temps. C'est le cas dans notre échantillon, où le nombre d'individus dans chaque cohorte décline avec l'âge du fait de la sortie de l'échantillon des personnes à temps partiel notamment. Dans ce cas, l'estimateur *within* n'est pas biaisé mais l'estimation de sa variance l'est. Afin de corriger l'estimateur, il suffit de pondérer les observations par la taille de la cohorte à chaque date.

$$\sqrt{n_{c,t}} \bar{y}_{c,t} = \sqrt{n_{c,t}} \bar{x}'_{c,t} \beta + \sum_{c=1}^C \sqrt{n_{c,t}} \alpha_{c,t} 1_c + \sqrt{n_{c,t}} \bar{u}_{t,c}$$

Si le nombre de cohortes est trop grand pour pouvoir ajouter des indicatrices sans faire exploser les termes d'erreur, alors une transformation *within* peut être de nouveau effectuée.

## 4. Données en coupe et biais de sélection

Lorsqu'on réalise une régression, on suppose la plupart du temps implicitement que l'échantillon considéré est tiré de manière aléatoire à partir de la population. Si l'échantillon n'est pas tiré de manière aléatoire, on est face à un problème de sélection. Lorsque la sélection se fait sur des caractéristiques observables et exogènes, alors le fait de les inclure dans la régression sera suffisant pour corriger le biais. Dans notre cas cependant, il faut procéder différemment.

Le problème auquel on est confronté en ce qui concerne l'activité des seniors est très proche de celui soulevé par Gronau (1974). Dans son article fondateur, il considère le salaire horaire des travailleurs. Or ce salaire n'est observé que si l'individu travaille effectivement (nombre d'heures travaillées > 0), c'est-à-dire uniquement si le salaire qu'il peut espérer sur le marché du travail est supérieur à son salaire de réserve, dans le cadre de la maximisation de son utilité. Puisque le salaire de réserve est potentiellement différent pour chaque individu, et qu'il dépend de caractéristiques inobservables (valeur du loisir, etc.), on réécrit le modèle avec l'aide d'un probit :

$$\log SAL_i = \begin{cases} x_i' \beta + \alpha_i + u_i, & s_i = 1 \\ 0 & s_i = 0 \end{cases}, i = 1, \dots, N$$

$$s_i = 1[\gamma Z_i + \varepsilon_i > 0]$$

Si on suppose que : (a)  $(Z_i, s_i)$  sont toujours observés ; (b)  $(u_i, \varepsilon_i)$  sont indépendants de  $Z_i$  et centrés sur zéro ; (c)  $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0,1)$  ; (d)  $\mathbb{E}(u_i | \varepsilon_i) = \rho_i \varepsilon_i$

Ces hypothèses permettent d'identifier les coefficients. (b) suppose que les  $Z_i$  sont exogènes et donc des instruments valables. (c) permet de calculer l'espérance conditionnelle du terme d'erreur. (d) est vérifié lorsque  $(u_i, \varepsilon_i)$  sont distribués selon une loi normale multidimensionnelle. Grâce à ces hypothèses on peut écrire :

$$\mathbb{E}(\log SAL_i | Z_i, \varepsilon_i) = x_i \beta + \mathbb{E}(u_i | Z_i, \varepsilon_i) = x_i \beta + \mathbb{E}(u_i | \varepsilon_i) = x_i \beta + \rho_i \varepsilon_i = x_i \beta + \rho_i \mathbb{E}(\varepsilon_i | Z_i, s_i)$$

De plus :  $\mathbb{E}(\varepsilon_i | Z_i, s_i) = \mathbb{E}(\varepsilon_i | \varepsilon_i > -\gamma Z_i) = \lambda(\gamma Z_i)$ , où  $\lambda = \frac{\phi(\cdot)}{\Phi(\cdot)}$  est le ratio inverse de Mills.

Dès lors, notre équation à estimer peut être réécrite de la manière suivante :

$$\mathbb{E}(\log SAL_i | Z_i, s_i = 1) = x_i \beta + \rho \lambda(\gamma Z_i)$$

Où le dernier terme est considéré depuis Heckman (1979) comme une manière de corriger un biais de variable omise dû à la sélection. Afin d'obtenir un estimateur de  $\gamma$  on réalise une procédure « heckit » en calculant en premier lieu un probit de la forme  $Proba(s_i = 1 | Z_i) = \Phi(\gamma Z_i)$  puis en régressant  $\log SAL_i$  sur  $x_i$  et  $\hat{\lambda}_i$ .

Puisque notre estimation est basée sur un  $\hat{\lambda}_i$  estimé et non le vrai  $\lambda_i$ , la formule usuelle pour calculer la matrice de variance covariance résultera en des écarts-types biaisés. D'après Heckman (1979), un estimateur consistant est :

$$\widehat{VAR}[b, b_\lambda] = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 [X_*' X_*]^{-1} [X_*' (I - \hat{\rho}^2 \widehat{\Delta}) X_* + Q] [X_*' X_*]^{-1}$$

Où  $Q = \hat{\rho}^2 (X_*' \widehat{\Delta} W)$  Est. Asy. Var.  $[\hat{\gamma}] (W' \widehat{\Delta} X_*)$

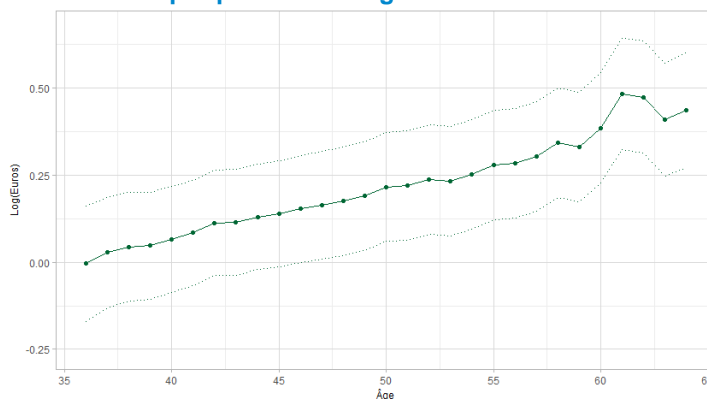
Et  $(I - \hat{\rho}^2 \widehat{\Delta})$  est la matrice diagonale, avec  $(1 - \hat{\rho}^2 \delta_i)$

## Annexe 5 – Résultats additionnels de la partie 4

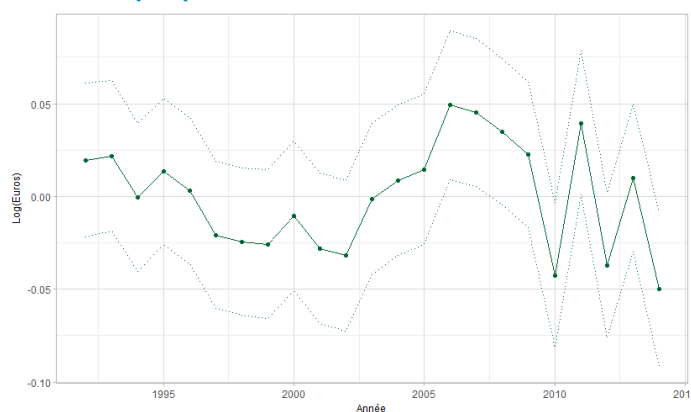
### 1. Décomposition à la Deaton

#### Graphiques de la décomposition à la Deaton, sur échantillon court

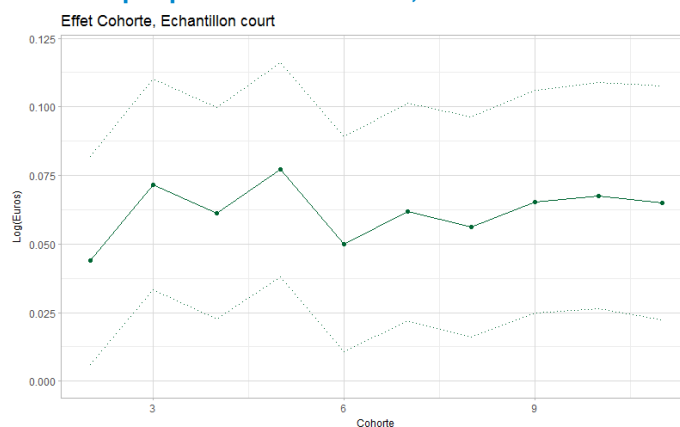
Graphique 1 – Effet âge échantillon court



Graphique 2 – Effet année échantillon court



Graphique 3 – Effet cohorte, échantillon court

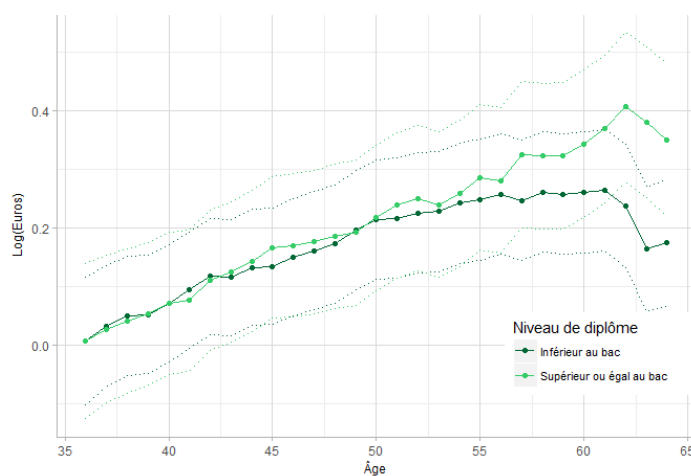


Graphiques 1, 2, 3 : décomposition à la Deaton, échantillon court. Cohorte définie par l'année de naissance (soit 11 cohortes, 1 : 1945 ... 11 :1955).

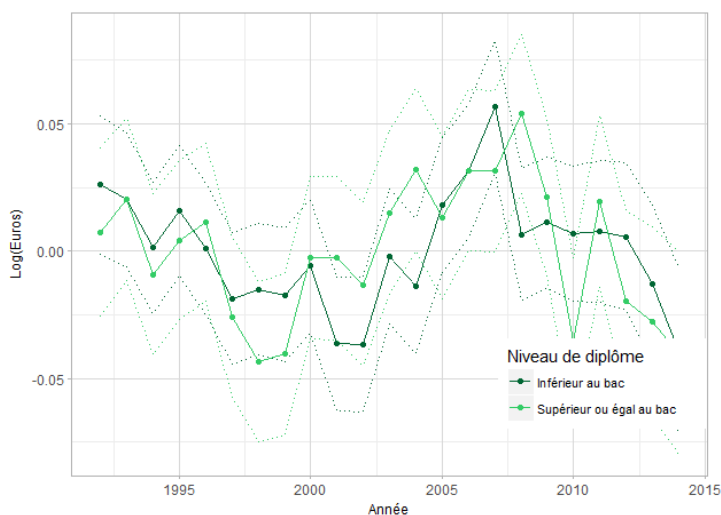
Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

## Graphiques de la décomposition à la Deaton, sur échantillon court différencié par diplôme

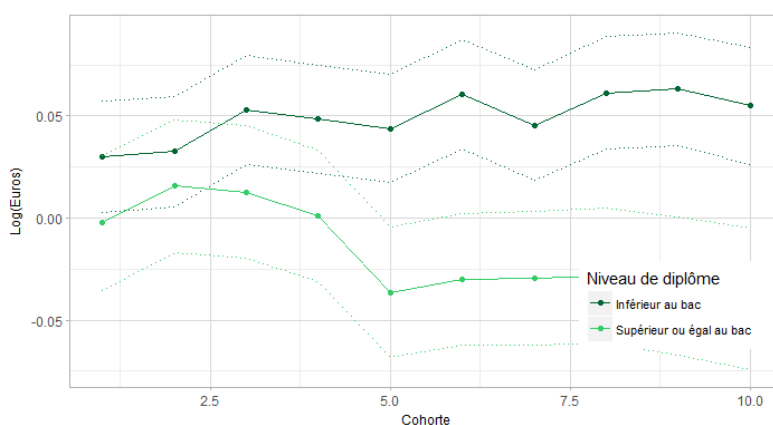
Graphique 4 – Effet âge, différencié par diplôme, échantillon court



Graphique 5 – Effet année, différencié par diplôme, échantillon court



Graphique 6 – Effet cohorte, différencié par diplôme, échantillon court



Graphiques 4, 5 et 6 : décomposition à la Deaton, échantillon court différencié par diplôme. Cohorte définie par l'année de naissance (soit 11 cohortes, 1 : 1945 ... 11 : 1955).

Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

## 2. Effet de sélection à la Heckman

### 2.1 Tests de robustesse du heckit

Afin de tester de l'exogénéité des variables d'exclusion utilisée dans l'équation de sélection, on effectue à la fois un F-test partiel et on observe l'effet de l'introduction de celles-ci dans l'équation de salaire.

Pour tester la robustesse du heckit, on vérifie que l'équation de sélection est plus significative avec les variables d'exclusion que sans. Pour ce faire on réalise un Likelihood ratio test.

Dans le cadre du heckit il n'existe pas de tests pour vérifier que les variables d'exclusion choisies sont correctes comme cela est possible avec l'exogénéité de variables instrumentales. Dans un heckit, il faut en premier lieu pouvoir justifier théoriquement de la des variables choisies. De manière connexe, on peut identifier la robustesse du ratio de Mills. En effet, si les variables d'exclusion n'expliquent pas suffisamment l'équation de sélection ou ont un effet dans l'équation de salaire, l'identification de notre modèle proviendra uniquement de la non-linéarité de celui-ci. On teste donc la colinéarité du ratio de Mills avec les variables de l'équation de salaire.

L'IMR est corrélé à l'expérience et son carré. En effet, l'âge et l'âge au carré sont présents dans l'équation de sélection et jouent un rôle prééminent, cela n'est donc pas préoccupant. Le Likelihood ratio test montre de la même manière que les variables d'exclusion ont un effet significatif sur le pouvoir statistique de notre modèle.

Test de Likelihood ratio

Modèle 1 : actif ~ Âge + Âge<sup>2</sup> + Nombre d'enfants + Être célibataire + Année + Niveau de diplôme (4) + Secteur d'activité (4) + Nationalité + TUU

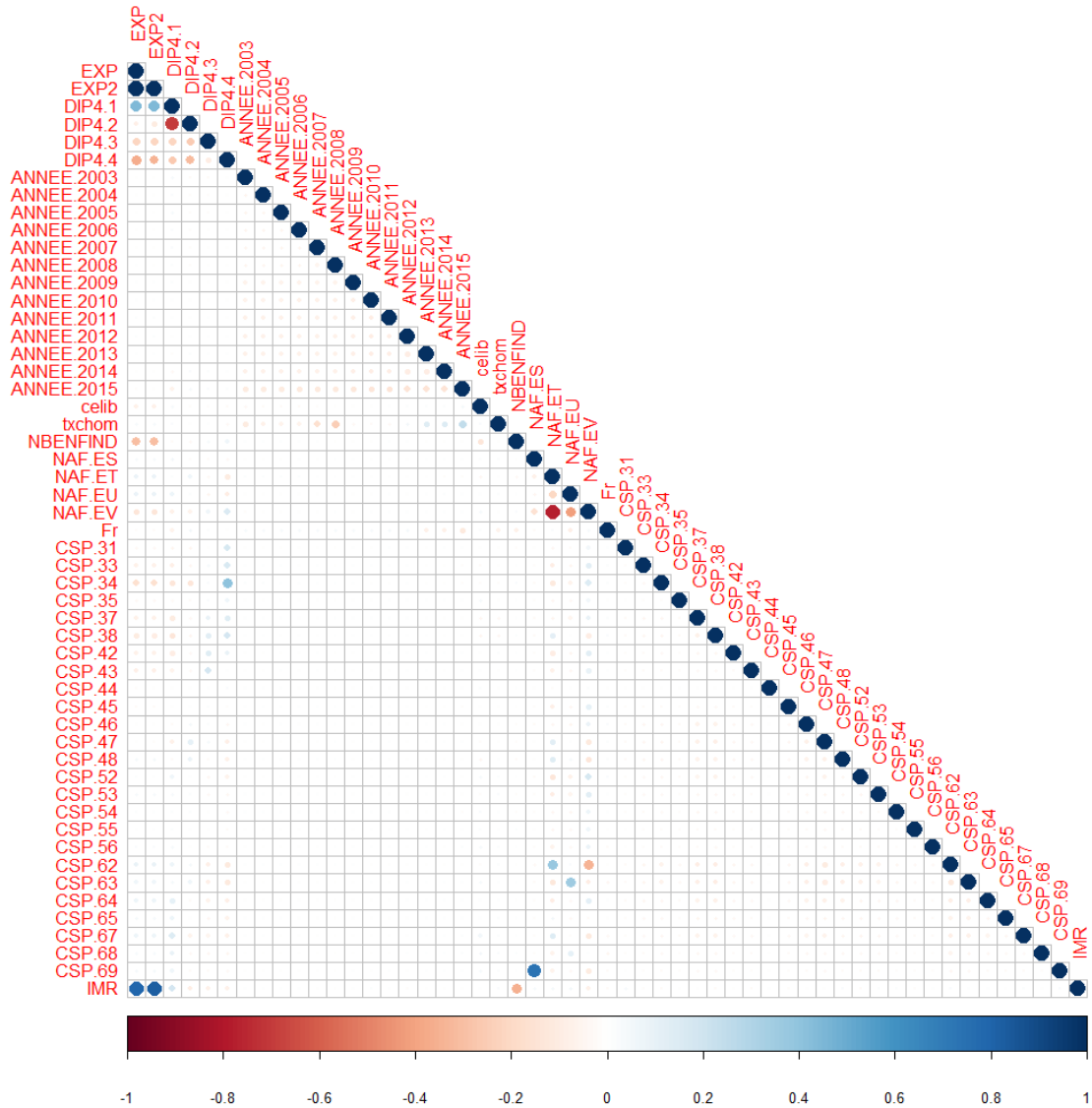
Modèle 2 : actif ~ Âge + Âge<sup>2</sup> + Nombre d'enfants + Année + Niveau de diplôme (4) + Secteur d'activité (4) + Nationalité + TUU + **Indicatrice (Âge >= AOD) + Statut d'activité du conjoint + Trimestre de naissance**

|          | #Df | Log Likelihood | Df | Chi squared | P-value (Pr(>Chi squared)) |
|----------|-----|----------------|----|-------------|----------------------------|
| Modèle 1 | 28  | -74383         |    |             |                            |
| Modèle 2 | 35  | -73129         | 7  | 2507.9      | <2.2e-16 ***               |

---

Signif. codes : 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

### Représentation graphique des colinéarités entre variables et notamment avec l'IMR (dernière ligne)



## 2.2 Variables instrumentales alternatives

L'effet de sélection est susceptible de varier dans le temps. Ce biais est tributaire notamment du cadre législatif et donc à même d'évoluer dans son signe et son champ avec les changements de ce dernier. Sur la période observée, 1990-2014, cinq cadres législatifs différents se sont succédé au rythme des réformes (1993, 2003, 2010, 2014)<sup>129</sup>. Certaines des réformes ont eu pour effet d'augmenter la durée de cotisation nécessaire pour accéder au taux plein (1993, 2003, 2014), d'autres ont relevé l'âge d'ouverture aux droits et l'âge

<sup>129</sup> On ne prend pas en compte la réforme de 2008 qui augmente la durée de cotisation dans les régimes spéciaux au même niveau que dans le régime général. Le décret de 2012 qui assouplit les conditions de la retraite anticipée pour carrière longue est inclus dans la période 2010-2014.



d'annulation de la décote (2010). D'autres mesures ont au contraire permis d'avancer l'âge de la retraite : les dispositifs de retraites anticipées pour carrières longues introduits en 2003, durcis en 2010 puis assouplis en 2012. La dispense de recherche d'emploi (DRE) mise en place en 1984, qui concernait des seniors chômeurs à partir de 55 à 57,5 ans ainsi que ceux ayant une durée de cotisation suffisante, a été fermée complètement en 2012, avec un impact fortement positif sur le chômage des seniors.

### **La distance à la retraite**

Afin d'avoir des variables exogènes pour instrumenter la sélection, on construit une mesure de la « distance à la retraite ». Cette mesure est comparable à celle utilisée par Hairault (2006, 2009)<sup>130</sup>, excepté que nos données incluent les réformes des retraites les plus récentes, ce qui ajoute encore de la variation à la mesure de la distance à la retraite. La distance à la retraite pour un individu  $i$ , né dans la cohorte  $c$ , est :

$$D_{i,c} = \min(\max(AOD_c, AGEDIP_i + TRIM_c), AAD_c) - AGE_i$$

La distance à la retraite est la différence entre l'âge de l'individu et l'âge d'ouverture aux droits, s'il a assez de trimestres, l'âge d'annulation de la décote s'il a très peu de trimestres, ou entre ces deux bornes. On prend en compte le changement des âges d'ouverture aux droits et des âges d'annulation de la décote (modifiés à partir de 2010), et les changements du nombre de trimestres requis pour la retraite à taux plein (modifié en 1993, 2003, 2014).

La distance calculée est potentielle. En effet, on ne peut pas connaître exactement le nombre de trimestres validés avec l'enquête Emploi et on s'appuie simplement sur l'âge de fin d'études pour estimer le moment de l'entrée dans la vie active. Puisqu'on se restreint à considérer les hommes, cela nous permet d'avoir moins d'interruption de carrière.

Hairault *et al.* (2006) exploitent la dimension « panel rotatif » de l'enquête Emploi avant 2003, lorsque chaque foyer était suivi pendant trois ans<sup>131</sup>, afin d'expliquer le lien empirique positif qui existe en comparaison internationale entre âge de départ à la retraite et taux d'emploi des 55-59 ans. Ils trouvent un effet négatif de la distance à la retraite, l'effet « horizon de vie » ou « fin de cycle de vie active » qui modifie les comportements d'offre de travail des quinquagénaires à l'approche de l'âge butoir de la retraite.

Malheureusement, dans notre contexte, la distance à la retraite se révèle un instrument faible et très corrélé à l'âge et au niveau de diplôme. Hairault *et al.* (2006) utilisaient la dimension panel de l'enquête Emploi pour introduire des effets fixes, cependant sur notre période considérée, la brièveté pendant laquelle chaque individu est observé altère la consistance du modèle et de la méthode, puisque les moyennes dans le temps sont moins solides.

<sup>130</sup> Hairault J.-O., Langot F. et Sopraseuth T. (2009), *op. cit.* ; Hairault J.-O., Langot F. et Sopraseuth T. (2006), *op. cit.*

<sup>131</sup> Depuis 2003, avec la nouvelle mouture de l'enquête Emploi, si chaque individu est suivi plus souvent, la durée couverte a cependant été réduite de moitié, laissant moins de place à cette approche méthodologique.

## **Les réformes consécutives et leurs effets sur la distance à la retraite**

### **Réforme de 1983**

À partir de 1983, l'âge légal (âge d'ouverture des droits) de départ à la retraite est fixé à 60 ans. L'âge d'accession au taux plein est de 65 ans. Le nombre de trimestres requis est de 150 (37,5 ans).

### **Réforme de 1993<sup>132</sup> : allongement de la durée de cotisation**

Le nombre de trimestres nécessaires pour accéder à la retraite à taux plein augmente progressivement de 150 (pour les générations nées avant 1933) à 160 (pour les générations nées après 1942), à raison d'un trimestre supplémentaire par génération. De plus, la réforme met en place des mesures qui limitent la taille des pensions : le salaire moyen de référence est calculé sur une période 2,5 fois plus longue, les retraites sont revalorisées en fonction de l'indice des prix.

### **Réforme de 2003<sup>133</sup> : allongement de la durée de cotisation**

La loi aligne le régime des fonctionnaires sur celui du reste des salariés, au niveau du nombre de trimestres de cotisations nécessaires (de 150 à 160). À partir de la génération née en 1949, le nombre de trimestres requis augmente d'un trimestre par génération jusqu'à la génération 1952. Les générations 1953-1954 passent à 165 trimestres, 1955-1956-1957 à 166, 1958-1959-1960 à 167, 1961 et suivantes à 168 trimestres. La surcote est créée. Le dispositif de retraite anticipée pour carrière longue (RACL) est créé.

### **Réforme de 2010<sup>134</sup> : relèvement de l'âge d'ouverture des droits**

L'âge d'ouverture des droits (âge d'annulation de la décote) est reculé progressivement de 60 ans (65 ans) à 62 ans (67 ans). Pour les individus nés entre le 1<sup>er</sup> juillet et le 31 décembre 1951, l'âge passe à 60 ans et 4 mois (65 ans 4 mois), en 1952 à 60 ans et 9 mois (65 ans et 9 mois), en 1953 à 61 ans et 2 mois (66 ans et 2 mois), en 1954 à 61 ans et 7 mois (66 ans et 7 mois), en 1955 et après à 62 ans (67 ans). Le dispositif de RACL est durci, mais sera ouvert aux individus ayant commencé à travailler avant 20 ans en 2012<sup>135</sup> (18 ans précédemment).

### **Réforme de 2014<sup>136</sup> : allongement de la durée de cotisation**

Le nombre de trimestres est relevé en continuant la progression par « triplette » de 2003. Les générations 1964-1965-1966 doivent acquitter de 169 trimestres, 1967-1968-1969 de 170, 1970-1971-1972 de 171, 1973 et suivantes de 172 trimestres.

---

<sup>132</sup> Loi du 22 juillet 1993 relative aux pensions de retraite et à la sauvegarde de la protection sociale.

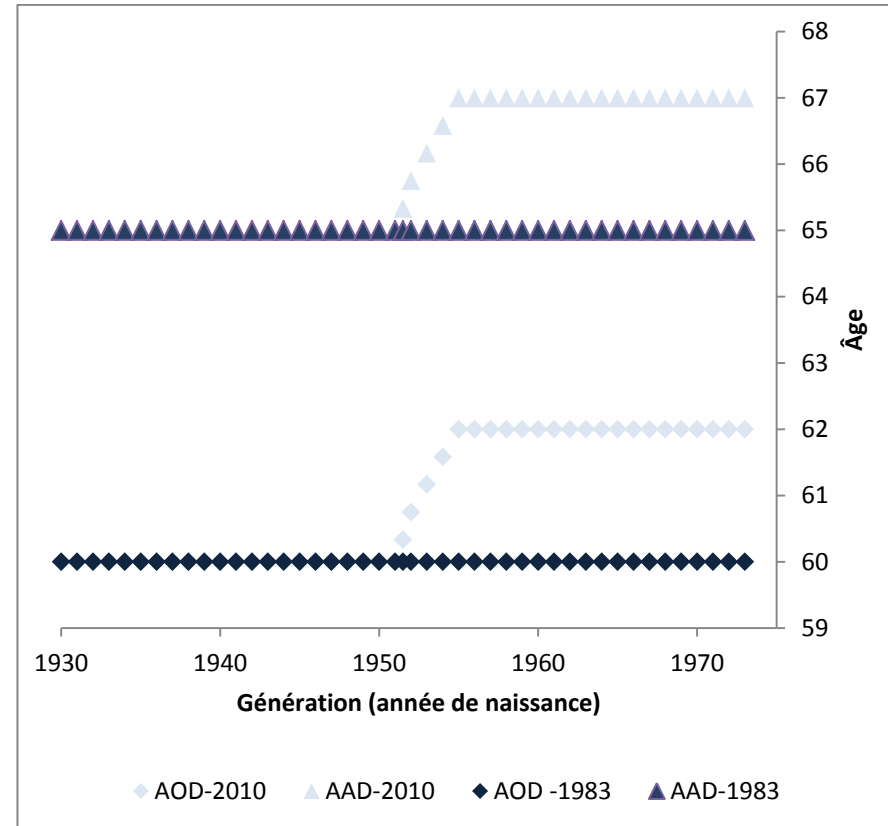
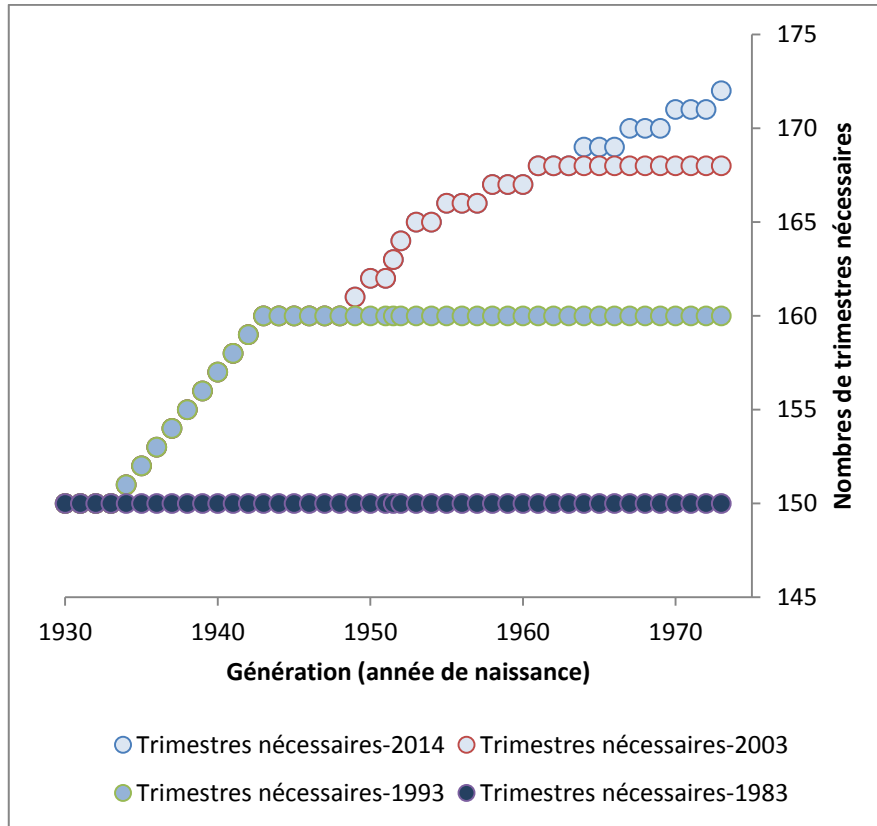
<sup>133</sup> Loi du 21 août 2003 portant réforme des retraites.

<sup>134</sup> Loi du 9 novembre 2010 portant réforme des retraites.

<sup>135</sup> Décret du 12 juillet 2012.

<sup>136</sup> Loi du 20 janvier 2014 garantissant l'avenir et la justice du système de retraite.

**Graphiques 1 et 2 – Effets des réformes des retraites de 1983 à 2014 sur le nombre de trimestres nécessaires et les âges réglementaires de départ**



AOD : âge d'ouverture des droits. AAD : âge d'annulation de la décote.

Lecture : la génération née en 1955 pouvait espérer partir à la retraite à 60 ans avant 2010, 62 ans après. Avant 1993, il lui fallait cotiser 150 trimestres pour prétendre au taux plein, après 1993 ce chiffre était de 160, après 2003 il augmente encore à 166.

Source : France Stratégie

## 2.3 Résultats additionnels utilisant la distance à la retraite comme variable alternative

Les différents modèles présentés utilisent différentes mesures de la distance à la retraite, ou alternativement de l'âge dans l'équation de sélection.

(1) « Distance » désigne la distance potentielle à la retraite mesurée par la différence entre l'âge de l'individu au 31 décembre de l'année de l'enquête et l'âge auquel il peut espérer partir à la retraite à taux plein (entre l'âge d'ouverture des droits et l'âge d'annulation de la décote, selon le nombre de trimestres cotisés, calculés à partir de l'âge de fin d'études). (2) « Distance bis » désigne la même distance potentielle, mais l'âge au moment de la semaine de référence est utilisé pour le calcul. (3) « Âge » désigne l'âge au 31 décembre de l'année de l'enquête. (4) « Âge bis » désigne l'âge au dernier jour de la semaine de référence.

**Tableau 3 – Régression entre trimestre de naissance et distance à la retraite ou âge**

|                                | Variable dépendante: |                     |                      |                      |
|--------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
|                                | distance<br>(1)      | distance bis<br>(2) | Âge<br>(3)           | Âge bis<br>(4)       |
| Trimestre Q2                   | 0.053<br>(0.040)     | 0.307***<br>(0.040) | -0.003<br>(0.035)    | -0.258***<br>(0.035) |
| Trimestre Q3                   | 0.080**<br>(0.040)   | 0.580***<br>(0.040) | -0.002<br>(0.035)    | -0.502***<br>(0.035) |
| Trimestre Q4                   | 0.042<br>(0.040)     | 0.796***<br>(0.041) | 0.012<br>(0.035)     | -0.742***<br>(0.035) |
| Constante                      | 3.582***<br>(0.028)  | 3.696***<br>(0.028) | 57.902***<br>(0.024) | 57.788***<br>(0.024) |
| Observations                   | 167,420              | 167,420             | 167,420              | 167,420              |
| R <sup>2</sup>                 | 0.00002              | 0.003               | 0.00000              | 0.003                |
| R <sup>2</sup> ajusté          | 0.00001              | 0.003               | -0.00002             | 0.003                |
| Erreur type rés.               | 239.134              | 239.766             | 208.573              | 209.281              |
| F Statistique (df = 3; 167416) | 1.386                | 145.216***          | 0.074                | 162.623***           |

Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

On voit clairement dans cette régression que l'âge et la distance sont corrélés de manière inverse au trimestre de naissance. En effet, être né plus tard dans l'année résulte en une distance à la retraite plus élevée. Au contraire, et logiquement, être né plus tard dans l'année est lié à un âge moins élevé. Les valeurs du R<sup>2</sup> sont cependant très faibles.

**Tableau 4 – Régression entre le niveau de diplôme et la distance à la retraite ou l'âge**

|                                     | Variable dépendante: |                     |                      |                      |
|-------------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
|                                     | distance<br>(1)      | distance bis<br>(2) | Âge<br>(3)           | Âge bis<br>(4)       |
| Bac général, pro, techno ; CAP, BEP | 1.417***<br>(0.031)  | 1.430***<br>(0.031) | -0.867***<br>(0.028) | -0.880***<br>(0.028) |
| Bac + 2, DEUG, BTS, DUT             | 3.750***<br>(0.056)  | 3.759***<br>(0.056) | -1.226***<br>(0.050) | -1.234***<br>(0.050) |
| Licence et +                        | 4.408***<br>(0.046)  | 4.410***<br>(0.046) | -0.131***<br>(0.042) | -0.133***<br>(0.042) |
| Constant                            | 2.215***<br>(0.023)  | 2.690***<br>(0.023) | 58.390***<br>(0.020) | 57.915***<br>(0.020) |
| Observations                        | 167,420              | 167,420             | 167,420              | 167,420              |
| R <sup>2</sup>                      | 0.064                | 0.064               | 0.008                | 0.008                |
| R <sup>2</sup> ajusté               | 0.064                | 0.064               | 0.008                | 0.008                |
| Erreur type rés. (df = 167416)      | 231.311              | 232.267             | 207.738              | 208.734              |
| F Statistique (df = 3; 167416)      | 3,840.105***         | 3,816.207***        | 449.520***           | 456.588***           |

Note: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Source : France Stratégie d'après l'enquête Emploi (Insee)

Cette régression nous montre comment distance à la retraite et niveau de diplôme sont reliés. En effet, plus le niveau de diplôme est élevé, plus l'entrée dans la vie active est tardive, plus l'âge de départ à la retraite est reculé. Le lien avec l'âge est moins clair. Le pouvoir prédictif des variables est cependant toujours limité.

**Graphique 3 – Prédiction des salaires mensuels moyens corrigés d'après les modèles suivants**

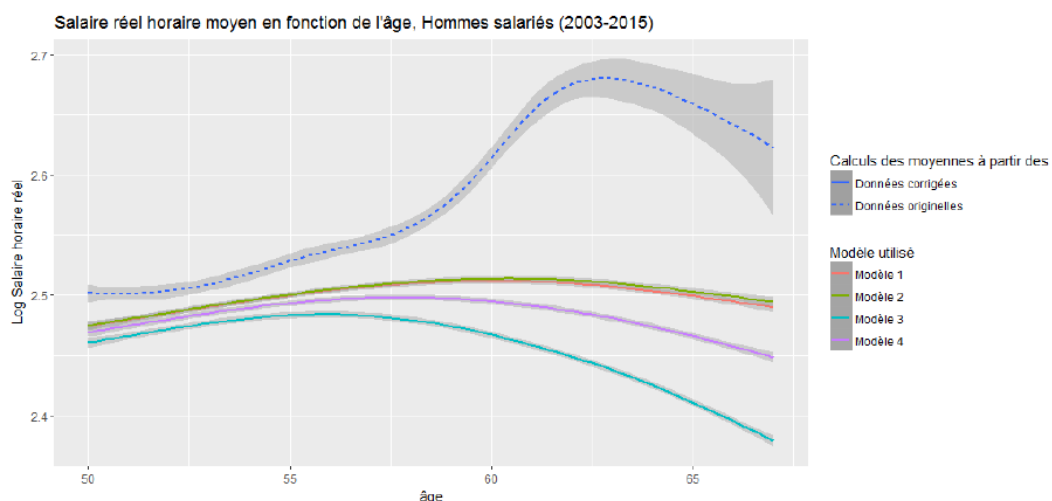


Figure 1: Valeurs calculées à partir des modèles précédents

Source : ?

Tableau 5 – Comparaison modèles heckit – variable âge ou distance – Équation de sélection

|                                     | Variable dépendante:         |                        |                        |                        |
|-------------------------------------|------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                                     | Être en emploi à temps plein |                        |                        |                        |
|                                     | (1)                          | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
| Constante                           | -1.014***<br>(0.001)         | -1.243***<br>(0.001)   | -29.275***<br>(0.017)  | -28.355***<br>(0.016)  |
| Distance                            | 0.275***<br>(0.00004)        |                        |                        |                        |
| Distance <sup>2</sup>               | -0.011***<br>(0.00000)       |                        |                        |                        |
| Distance bis                        |                              | 0.285***<br>(0.00005)  |                        |                        |
| (Distance bis) <sup>2</sup>         |                              | -0.011***<br>(0.00000) |                        |                        |
| Âge                                 |                              |                        | 1.214***<br>(0.001)    |                        |
| Âge <sup>2</sup>                    |                              |                        | -0.012***<br>(0.00001) |                        |
| Âge bis                             |                              |                        |                        | 1.192***<br>(0.001)    |
| Âge bis <sup>2</sup>                |                              |                        |                        | -0.012***<br>(0.00001) |
| Être célibataire                    | -0.276***<br>(0.0002)        | -0.275***<br>(0.0002)  | -0.286***<br>(0.0002)  | -0.284***<br>(0.0002)  |
| Être français                       | 0.243***<br>(0.001)          | 0.239***<br>(0.001)    | 0.275***<br>(0.001)    | 0.271***<br>(0.001)    |
| Nombre d'enfants                    | 0.100***<br>(0.0001)         | 0.100***<br>(0.0001)   | 0.087***<br>(0.0001)   | 0.088***<br>(0.0001)   |
| Niveau de diplôme (ref: ≤ brevet)   |                              |                        |                        |                        |
| Bac, CAP, BEP                       | 0.153***<br>(0.0002)         | 0.152***<br>(0.0002)   | 0.204***<br>(0.0002)   | 0.203***<br>(0.0002)   |
| Bac + 2                             | 0.046***<br>(0.0004)         | 0.047***<br>(0.0004)   | 0.357***<br>(0.0004)   | 0.357***<br>(0.0004)   |
| Licence et +                        | -0.062***<br>(0.0003)        | -0.063***<br>(0.0003)  | 0.568***<br>(0.0003)   | 0.566***<br>(0.0003)   |
| Secteur d'activité (ref: Industrie) |                              |                        |                        |                        |
| Agriculture                         | -0.190***<br>(0.001)         | -0.191***<br>(0.001)   | -0.183***<br>(0.001)   | -0.184***<br>(0.001)   |
| Construction                        | -0.113***<br>(0.0003)        | -0.113***<br>(0.0003)  | -0.110***<br>(0.0003)  | -0.110***<br>(0.0003)  |
| Tertiaire                           | 0.019***<br>(0.0002)         | 0.019***<br>(0.0002)   | 0.034***<br>(0.0002)   | 0.034***<br>(0.0002)   |
| Trimestre de naissance (ref: Q1)    |                              |                        |                        |                        |
| Q2                                  | 0.031***<br>(0.0003)         | -0.011***<br>(0.0003)  | 0.036***<br>(0.0003)   | -0.011***<br>(0.0003)  |
| Q3                                  | 0.081***<br>(0.0003)         | 0.001***<br>(0.0003)   | 0.093***<br>(0.0003)   | 0.003***<br>(0.0003)   |
| Q4                                  | 0.093***<br>(0.0003)         | -0.027***<br>(0.0003)  | 0.101***<br>(0.0003)   | -0.035***<br>(0.0003)  |
| Indicatrices d'années               | Oui                          | Oui                    | Oui                    | Oui                    |
| Observations                        | 167,420                      | 167,420                | 167,420                | 167,420                |
| Log Vraisemblance                   | -127,698,081                 | -127,691,041           | -127,664,932           | -127,725,692           |
| $\chi^2$ (df = 26)                  | -255,165,513                 | -255,151,432           | -255,099,215           | -255,220,734           |

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Source : ?

Tableau 6 – Comparaison modèles heckit – variable âge ou distance – Équation de salaire

|                                       | Variable dépendante:     |                        |                       |                       |
|---------------------------------------|--------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                                       | Log Salaire réel horaire |                        |                       |                       |
|                                       | (1)                      | (2)                    | (3)                   | (4)                   |
| Âge                                   | 0.051***<br>(0.013)      | 0.049***<br>(0.012)    | 0.096***<br>(0.021)   | 0.068***<br>(0.017)   |
| Âge <sup>2</sup>                      | -0.0005***<br>(0.0001)   | -0.0005***<br>(0.0001) | -0.001***<br>(0.0002) | -0.001***<br>(0.0002) |
| Être français                         | 0.066***<br>(0.008)      | 0.066***<br>(0.008)    | 0.071***<br>(0.008)   | 0.068***<br>(0.008)   |
| Être célibataire                      | -0.030***<br>(0.003)     | -0.030***<br>(0.003)   | -0.037***<br>(0.004)  | -0.033***<br>(0.003)  |
| Niveau de diplôme (ref: ≤ brevet)     |                          |                        |                       |                       |
| Bac, CAP, BEP                         | -0.110***<br>(0.039)     | -0.109***<br>(0.039)   | -0.122***<br>(0.038)  | -0.115***<br>(0.038)  |
| Bac + 2                               | -0.233***<br>(0.063)     | -0.229***<br>(0.062)   | -0.252***<br>(0.061)  | -0.237***<br>(0.060)  |
| Licence et +                          | -0.237***<br>(0.059)     | -0.230***<br>(0.058)   | -0.267***<br>(0.052)  | -0.244***<br>(0.051)  |
| Secteur d'activité (ref: Industrie)   |                          |                        |                       |                       |
| Agriculture                           | 0.123<br>(0.136)         | 0.122<br>(0.136)       | 0.139<br>(0.136)      | 0.131<br>(0.136)      |
| Construction                          | -0.138**<br>(0.064)      | -0.138**<br>(0.064)    | -0.131**<br>(0.064)   | -0.135**<br>(0.064)   |
| Tertiaire                             | -0.048<br>(0.039)        | -0.048<br>(0.039)      | -0.047<br>(0.039)     | -0.047<br>(0.039)     |
| Taux chômage départemental            | -0.007***<br>(0.001)     | -0.007***<br>(0.001)   | -0.007***<br>(0.001)  | -0.007***<br>(0.001)  |
| Chambre hotel/mille hab (dep)         | 0.0001<br>(0.0002)       | 0.0001<br>(0.0002)     | 0.0001<br>(0.0002)    | 0.0001<br>(0.0002)    |
| Âge et diplôme croisés                |                          |                        |                       |                       |
| Âge:DIP42                             | 0.003***<br>(0.001)      | 0.003***<br>(0.001)    | 0.003***<br>(0.001)   | 0.003***<br>(0.001)   |
| Âge:DIP43                             | 0.006***<br>(0.001)      | 0.006***<br>(0.001)    | 0.007***<br>(0.001)   | 0.006***<br>(0.001)   |
| Âge:DIP44                             | 0.008***<br>(0.001)      | 0.008***<br>(0.001)    | 0.009***<br>(0.001)   | 0.008***<br>(0.001)   |
| Âge et secteur croisés                |                          |                        |                       |                       |
| Âge:Agriculture                       | -0.004*<br>(0.002)       | -0.004*<br>(0.002)     | -0.005*<br>(0.002)    | -0.004*<br>(0.002)    |
| Âge:Construction                      | 0.001<br>(0.001)         | 0.001<br>(0.001)       | 0.001<br>(0.001)      | 0.001<br>(0.001)      |
| Âge:Tertiaire                         | -0.0004<br>(0.001)       | -0.0004<br>(0.001)     | -0.0004<br>(0.001)    | -0.0004<br>(0.001)    |
| Constante                             | 1.073***<br>(0.336)      | 1.121***<br>(0.320)    | -0.084<br>(0.542)     | 0.643<br>(0.434)      |
| Région de résidence (ref: Ile de Fr)  | Oui                      | Oui                    | Oui                   | Oui                   |
| TUU (ref: Paris)                      | Oui                      | Oui                    | Oui                   | Oui                   |
| CSP détaillée (ref: Ouvrier qual ind) | Oui                      | Oui                    | Oui                   | Oui                   |
| Indicatrices d'années (ref: 2015)     | Oui                      | Oui                    | Oui                   | Oui                   |
| Observations                          | 167,420                  | 167,420                | 167,420               | 167,420               |
| $\rho$                                | 0.010                    | 0.003                  | 0.167                 | 0.070                 |
| Inverse Mills Ratio                   | 0.003<br>(0.009)         | 0.001<br>(0.009)       | 0.045**<br>(0.018)    | 0.019<br>(0.014)      |

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Source : ?

## 2.4 Résultats additionnels utilisant la distance à la retraite, le nombre d'enfants de – 3 ans et – 6 ans comme variables alternatives

Tableau 7 – Comparaison modèles heckit – Variable alternative nombre d'enfants – Équation de sélection

|                                     | Variable Dépendante:         |                        |                        |                        |
|-------------------------------------|------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                                     | Être en emploi à temps plein |                        |                        |                        |
|                                     | (1)                          | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
| Constante                           | -1.106***<br>(0.001)         | -1.176***<br>(0.001)   | -27.900***<br>(0.017)  | -27.004***<br>(0.016)  |
| Distance                            | 0.280***<br>(0.00004)        |                        |                        |                        |
| Distance <sup>2</sup>               | -0.011***<br>(0.00000)       |                        |                        |                        |
| Distance bis                        |                              | 0.289***<br>(0.00005)  |                        |                        |
| (Distance bis) <sup>2</sup>         |                              | -0.011***<br>(0.00000) |                        |                        |
| Âge                                 |                              |                        | 1.175***<br>(0.001)    |                        |
| Âge <sup>2</sup>                    |                              |                        | -0.012***<br>(0.00001) |                        |
| Âge bis                             |                              |                        |                        | 1.154***<br>(0.001)    |
| (Âge bis) <sup>2</sup>              |                              |                        |                        | -0.012***<br>(0.00001) |
| Être célibataire                    | -0.323***<br>(0.0002)        | -0.322***<br>(0.0002)  | -0.327***<br>(0.0002)  | -0.326***<br>(0.0002)  |
| Être français                       | 0.188***<br>(0.001)          | 0.185***<br>(0.001)    | 0.222***<br>(0.001)    | 0.218***<br>(0.001)    |
| Enfants de - 3 ans                  | 0.047***<br>(0.001)          | 0.046***<br>(0.001)    | 0.043***<br>(0.001)    | 0.044***<br>(0.001)    |
| Enfants de - 6 ans                  | -0.157***<br>(0.001)         | -0.155***<br>(0.001)   | -0.186***<br>(0.001)   | -0.185***<br>(0.001)   |
| Chambre hotel/mille hab (dep)       | 0.003***<br>(0.00001)        | 0.003***<br>(0.00001)  | 0.004***<br>(0.00001)  | 0.004***<br>(0.00001)  |
| Niveau de diplôme (ref: ≤ brevet)   |                              |                        |                        |                        |
| Bac, CAP, BEP                       | 0.142***<br>(0.0002)         | 0.141***<br>(0.0002)   | 0.197***<br>(0.0002)   | 0.196***<br>(0.0002)   |
| Bac+2                               | 0.030***<br>(0.0004)         | 0.030***<br>(0.0004)   | 0.356***<br>(0.0004)   | 0.356***<br>(0.0004)   |
| Licence et +                        | -0.081***<br>(0.0003)        | -0.082***<br>(0.0003)  | 0.574***<br>(0.0003)   | 0.572***<br>(0.0003)   |
| Secteur d'activité (ref: Industrie) |                              |                        |                        |                        |
| Agriculture                         | -0.187***<br>(0.001)         | -0.188***<br>(0.001)   | -0.181***<br>(0.001)   | -0.182***<br>(0.001)   |
| Construction                        | -0.109***<br>(0.0003)        | -0.109***<br>(0.0003)  | -0.107***<br>(0.0003)  | -0.107***<br>(0.0003)  |
| Tertiaire                           | 0.019***<br>(0.0002)         | 0.019***<br>(0.0002)   | 0.034***<br>(0.0002)   | 0.034***<br>(0.0002)   |
| Trimestre de naissance (ref: Q1)    |                              |                        |                        |                        |
| Q2                                  | 0.031***<br>(0.0003)         | -0.013***<br>(0.0003)  | 0.036***<br>(0.0003)   | -0.012***<br>(0.0003)  |
| Q3                                  | 0.080***<br>(0.0003)         | -0.003***<br>(0.0003)  | 0.093***<br>(0.0003)   | -0.001***<br>(0.0003)  |
| Q4                                  | 0.094***<br>(0.0003)         | -0.030***<br>(0.0003)  | 0.102***<br>(0.0003)   | -0.038***<br>(0.0003)  |
| Indicatrices d'année (ref: 2015)    |                              |                        |                        |                        |
| Oui                                 |                              | Oui                    | Oui                    | Oui                    |
| Observations                        | 167,420                      | 167,420                | 167,420                | 167,420                |
| Log Vraisemblance                   | -128,083,159                 | -128,084,007           | -127,915,277           | -127,985,853           |
| χ <sup>2</sup> (df = 28)            | -255,935,669                 | -255,937,364           | -255,599,905           | -255,741,065           |

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Source : ?



**Tableau 8 – Comparaison modèles heckit – Variable alternative nombre d'enfants  
– Équation de salaire**

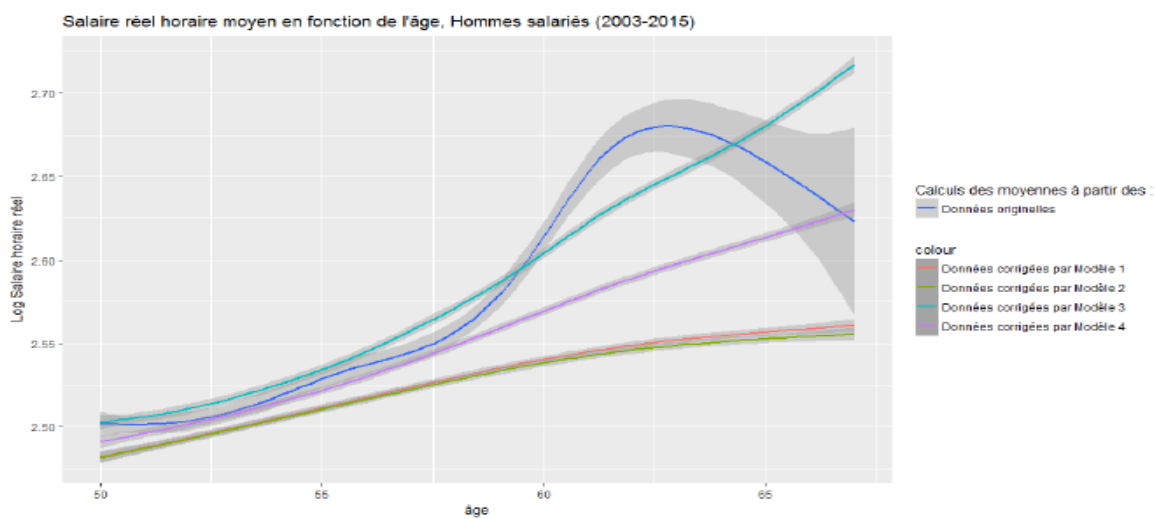
|                                       | Variable Dépendante:     |                       |                      |                      |
|---------------------------------------|--------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
|                                       | Log Salaire réel horaire |                       |                      |                      |
|                                       | (1)                      | (2)                   | (3)                  | (4)                  |
| Âge                                   | 0.029**<br>(0.013)       | 0.030**<br>(0.013)    | -0.003<br>(0.026)    | 0.013<br>(0.018)     |
| Âge <sup>2</sup>                      | -0.0003**<br>(0.0001)    | -0.0003**<br>(0.0001) | 0.0001<br>(0.0003)   | -0.0001<br>(0.0002)  |
| Être français                         | 0.063***<br>(0.008)      | 0.063***<br>(0.008)   | 0.059***<br>(0.008)  | 0.061***<br>(0.008)  |
| Être célibataire                      | -0.027***<br>(0.003)     | -0.027***<br>(0.003)  | -0.022***<br>(0.004) | -0.024***<br>(0.003) |
| Niveau de diplôme (ref ≤ brevet)      |                          |                       |                      |                      |
| Bac, CAP, BEP                         | -0.096**<br>(0.039)      | -0.096**<br>(0.039)   | -0.092**<br>(0.039)  | -0.096**<br>(0.038)  |
| Bac + 2                               | -0.188***<br>(0.063)     | -0.191***<br>(0.063)  | -0.198***<br>(0.061) | -0.207***<br>(0.061) |
| Licence et +                          | -0.162***<br>(0.061)     | -0.166***<br>(0.059)  | -0.181***<br>(0.054) | -0.196***<br>(0.051) |
| Secteur d'activité (ref: Industrie)   |                          |                       |                      |                      |
| Agriculture                           | 0.115<br>(0.136)         | 0.114<br>(0.136)      | 0.105<br>(0.136)     | 0.107<br>(0.136)     |
| Construction                          | -0.142**<br>(0.064)      | -0.142**<br>(0.064)   | -0.147**<br>(0.064)  | -0.145**<br>(0.064)  |
| Tertiaire                             | -0.048<br>(0.039)        | -0.048<br>(0.039)     | -0.048<br>(0.039)    | -0.049<br>(0.039)    |
| Âge et diplôme croisés                |                          |                       |                      |                      |
| Âge:Bac, CEP, BEP                     | 0.003***<br>(0.001)      | 0.003***<br>(0.001)   | 0.002***<br>(0.001)  | 0.003***<br>(0.001)  |
| Âge:Bac+2                             | 0.005***<br>(0.001)      | 0.005***<br>(0.001)   | 0.005***<br>(0.001)  | 0.006***<br>(0.001)  |
| Âge:Licence et+                       | 0.007***<br>(0.001)      | 0.007***<br>(0.001)   | 0.007***<br>(0.001)  | 0.007***<br>(0.001)  |
| Âge et secteur croisés                |                          |                       |                      |                      |
| Âge:Agriculture                       | -0.004<br>(0.002)        | -0.004<br>(0.002)     | -0.004<br>(0.002)    | -0.004<br>(0.002)    |
| Âge:Construction                      | 0.001<br>(0.001)         | 0.001<br>(0.001)      | 0.002<br>(0.001)     | 0.002<br>(0.001)     |
| Âge:Tertiaire                         | -0.0004<br>(0.001)       | -0.0004<br>(0.001)    | -0.0004<br>(0.001)   | -0.0004<br>(0.001)   |
| Taux de chômage départemental         | -0.007***<br>(0.001)     | -0.007***<br>(0.001)  | -0.007***<br>(0.001) | -0.007***<br>(0.001) |
| CSP détaillée (ref: Ouvrier qual ind) | Oui                      | Oui                   | Oui                  | Oui                  |
| TUU (ref: Paris)                      | Oui                      | Oui                   | Oui                  | Oui                  |
| Région de résidence (ref: Ile de Fr)  | Oui                      | Oui                   | Oui                  | Oui                  |
| Indicatrices d'année (ref: 2015)      | Oui                      | Oui                   | Oui                  | Oui                  |
| Constante                             | 1.637***<br>(0.350)      | 1.607***<br>(0.332)   | 2.479***<br>(0.673)  | 2.059***<br>(0.480)  |
| Observations                          | 167,420                  | 167,420               | 167,420              | 167,420              |
| $\rho$                                | -0.067                   | -0.064                | -0.180               | -0.126               |
| Inverse Mills Ratio                   | -0.018*<br>(0.010)       | -0.017*<br>(0.009)    | -0.049**<br>(0.023)  | -0.034**<br>(0.016)  |

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Source : ?

**Graphique 4 – Prédiction des salaires mensuels moyens corrigés d'après les modèles précédents**



Source : ?



RETROUVEZ  
LES DERNIÈRES ACTUALITÉS  
DE FRANCE STRATÉGIE SUR :



[www.strategie.gouv.fr](http://www.strategie.gouv.fr)



[francestrategie](https://www.facebook.com/francestrategie)



[@Strategie\\_Gouv](https://twitter.com/Strategie_Gouv)



[france-strategie](https://www.linkedin.com/company/france-strategie)



[@francestrategie\\_](https://www.instagram.com/francestrategie_)



**FRANCE STRATÉGIE**

---

France Stratégie est un organisme d'études et de prospective, d'évaluation des politiques publiques et de propositions placé auprès du Premier ministre. Lieu de débat et de concertation, France Stratégie s'attache à dialoguer avec les partenaires sociaux et la société civile pour enrichir ses analyses et affiner ses propositions. Elle donne à ses travaux une perspective européenne et internationale et prend en compte leur dimension territoriale.