



HAL
open science

L'effet du passage à la retraite sur l'emploi du temps des retraités

Nicolas Moreau, Elena Stancanelli

► **To cite this version:**

Nicolas Moreau, Elena Stancanelli. L'effet du passage à la retraite sur l'emploi du temps des retraités. *Annali Memotef*, 2022. hal-03460527

HAL Id: hal-03460527

<https://hal.science/hal-03460527v1>

Submitted on 1 Dec 2021

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

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

L'effet du passage à la retraite sur l'emploi du temps des retraités

Nicolas Moreau[♦] et Elena Stancanelli^{*}

Résumé

Dans cet article nous estimons l'effet du passage à la retraite sur l'emploi du temps des individus. Le départ à la retraite rend disponible une grande quantité de temps qui était auparavant consacrée au travail. Cela va notamment affecter le temps dévoué aux loisirs, aux travaux domestiques, ainsi que le temps consacré aux repas et au sommeil. Le cadre statistique adopté dans cette étude est celui de la régression dans la discontinuité. Nous utilisons le saut constaté dans la probabilité de départ à la retraite à soixante ans, l'âge légale minimum pour partir à la retraite en France, pour mesurer l'impact du départ à la retraite sur l'emploi du temps des retraités. La retraite se traduit par plus de temps consacré aux tâches ménagères, au sommeil, aux loisirs et aux repas. L'amplitude des effets peut varier entre les hommes et les femmes. Le temps dévoué aux tâches domestiques augmente davantage pour les hommes retraités que pour les femmes retraitées. Cependant, cette augmentation ne suffit pas à combler l'écart de travail non-rémunéré entre les genres.

Mots clés : Emplois du temps ; Seniors ; Retraites ; Discontinuité par Régression.

Classification JEL:C26 ; C31 ; J26 ; J22

[♦] Université de La Réunion.

^{*} Paris School of Economics et CNRS.

1. Introduction

Du fait du vieillissement de la population dans les pays de l'OCDE et du nombre grandissant de retraités qui en résulte, plusieurs auteurs se sont intéressés aux effets du passage à la retraite sur les choix de consommation des ménages. Ces études ont été menées principalement sur données américaines, britanniques et italiennes. Des exemples représentatifs sont Hurd et Rohwedder (2008), Hurst (2008), Battistin et al. (2009) et Miniaci et al. (2010). Ces auteurs montrent que le passage à la retraite s'accompagne d'une baisse des achats de consommation courante généralement liée à une moindre dépense en achats de nourriture et en achats relatifs à l'activité professionnelle. Sur données françaises, Moreau et Stancanelli (2014) mettent en évidence une baisse des dépenses dédiées à l'alimentation et aux achats de vêtements. Le départ à la retraite induit un changement profond et radical de l'emploi du temps des individus. Sept à huit heures par jour en moyenne¹ deviennent disponibles pour d'autres activités, ce qui est susceptible de bouleverser non-seulement la consommation privée des retraités mais aussi leurs occupations quotidiennes.

Dans cet article, nous nous proposons d'analyser les effets du passage à la retraite sur l'allocation du temps des retraités. Nous utilisons pour cela la dernière enquête Emploi du Temps 2009-2010 réalisée par l'INSEE.² Cette enquête contient des informations précises sur l'usage que les individus font de leur temps. Les individus interrogés remplissent notamment des carnets individuels d'activités journalières par tranche horaire de dix minutes que nous utilisons pour construire des variables de l'allocation du temps par grand type d'activités. Huit grands types d'activités journalières sont ici considérés : le sommeil, les repas, les tâches ménagères, les loisirs (y compris les activités culturelles et le temps passé à regarder la télévision), les activités sportives, l'utilisation d'un ordinateur, le temps passé à s'occuper des autres et les soins personnels.

Dans l'esprit de la méthode de discontinuité dans la régression, nous exploitons l'âge légal de la retraite (soixante ans) pour mesurer l'effet du passage à la retraite sur l'emploi du temps des personnes. Le principe est de comparer l'emploi du temps des retraités de soixante ans (le groupe de traitement) à celui des actifs occupés dont l'âge est légèrement inférieur à l'âge légal et qui ne peuvent prétendre à la retraite (le groupe de contrôle). Le fait d'appartenir à l'un des deux groupes peut alors être considéré comme le fruit d'un tirage au sort entre individus similaires, les individus ne choisissant par leur âge et les écarts d'âge étant minimes. En comparant les deux groupes, "on trouve un écart, un saut, la discontinuité de régression, et cet écart mesure en principe l'effet moyen du traitement au point de discontinuité" (Gary-Bobo et Robin, 2013, p. XV). Le traitement considéré dans cet article est la retraite, le point de discontinuité l'âge légal de la retraite. Bien entendu, en France, le départ à la retraite à soixante ans n'est pas automatique. Il peut être anticipé tout comme il peut être retardé. Néanmoins, la probabilité de départ augmente au fur et à mesure que l'on se rapproche de l'âge légal et fait un saut à soixante ans. Ce saut peut être exploité pour adapter la méthode de discontinuité et conduire à la méthode de régression par discontinuité "floue" ou "fuzzy regression discontinuity". Cette méthode a été utilisée dans le cadre de l'effet du passage à la retraite sur le comportement des ménages par Battistin et al. (2009), et Stancanelli et Van Soest (2012) notamment. Une présentation détaillée figure dans Lee et Lemieux (2009).

Nous trouvons que le passage à la retraite se traduit à la fois pour les hommes et les femmes par plus de temps consacré aux tâches ménagères, au sommeil, aux loisirs et aux repas. La hausse du temps consacré aux tâches ménagères est, par ailleurs, plus importante pour les hommes que pour

¹ Hors fin de la semaine, le travail du samedi ou du dimanche étant encore peu répandus en France (voir Hamermesh et Stancanelli 2014; Boulin et Lesnard, 2014).

² L'enquête emploi du temps est réalisée avec une cadence annuelle en France, mais a été interrompue depuis la pandémie Covid-19. Il n'y a pas eu d'autres enquêtes emplois du temps en France, après celle utilisée dans cette étude, qui est donc la plus récente à ce jour.

les femmes, mais cela ne suffit pas à égaliser le temps domestique des hommes et des femmes à la retraite, les femmes en fournissant toujours davantage dans l'absolu. Il est néanmoins difficile d'estimer avec précision l'ampleur de l'écart puisque ces effets varient en fonction de la méthode d'estimation adoptée et de la spécification choisie.

Les données sont présentées dans la section 2. Le modèle empirique est expliqué dans la section 3 tandis que l'analyse exploratoire et les tests de spécifications empiriques sont l'objet de la section 4. Les principaux résultats sont exposés en section 5. La section 6 conclut le texte.

2. Données

Echantillon sélectionné

Comme nous l'avons mentionné précédemment, la méthode de discontinuité dans la régression nécessite de répartir les individus en deux groupes. Le premier inclut les individus juste en deçà de l'âge légal de la retraite, le second ceux qui ont l'âge légal de la retraite. Cependant, pour disposer de suffisamment d'observations dans chacun des groupes nous avons sélectionné les individus âgés de 50 à 70 ans. Notre étude s'intéressant aux changements d'emploi du temps lors du passage à la retraite, nous avons restreint cet échantillon aux individus dont la situation principale vis-à-vis du travail est soit d'être en emploi soit d'être retraité. Les chômeurs, les femmes au foyer, les étudiants et les apprentis ont notamment été éliminés. Ces deux premières règles de sélection nous laissent avec un échantillon de 4854 individus composé de 2463 hommes et de 2391 femmes. La troisième et dernière règle de sélection consiste à ne retenir que les individus qui ont répondu au cahier journalier d'activité un jour de la semaine, hors week-end. Au total, notre échantillon final contient 4505 individus, dont 2273 hommes et 2232 femmes.

Jours de la semaine considérés

La structure de l'enquête est telle que certains individus ont répondu au cahier journalier un jour de la semaine (du lundi au vendredi) et d'autres un jour de week-end (samedi ou dimanche). Certains ont répondu deux fois en décrivant leur emploi du temps un jour de la semaine aussi bien qu'un weekend. Nous nous intéressons uniquement dans cet article à l'emploi du temps pendant la semaine, hors week-end, la majorité des individus travaillant pendant la semaine en France. D'autre part, les personnes ayant simultanément rempli les carnets de la semaine et du week-end ne sont pas suffisamment nombreuses pour mener l'analyse sur l'ensemble de la semaine.

Statistiques descriptives

Le Tableau 1 présente des statistiques descriptives de l'emploi du temps des personnes pour l'ensemble de l'échantillon, puis par sexe et statut d'activité (actif occupé versus retraité). Quel que soit le statut au regard du travail des personnes concernées, les activités journalières qui mobilisent le plus de temps, en dehors d'une activité professionnelle éventuelle, sont le sommeil, les loisirs (ils incluent les pratiques culturelles), les tâches ménagères et les repas. Ces quatre activités occupent les personnes plus de 17 heures par jour en moyenne. La pratique d'un sport un jour de la semaine, l'utilisation d'un ordinateur ou le temps passé à s'occuper d'autrui concernent moins de 30% des personnes de l'échantillon, ce que laissent deviner les écart-types élevés au regard des moyennes.

Dans l'ensemble, la retraite s'accompagne d'une hausse du temps de sommeil (+ 37 minutes par jour), d'une hausse du temps consacré au repas (+ 19 minutes par jour), ainsi que d'une forte

augmentation du temps consacré aux tâches ménagères (+ 122 minutes par jour) et aux loisirs (+ 154 minutes par jour). Le temps passé devant un ordinateur ou à pratiquer une activité sportive augmente respectivement de 10 et 20 minutes par jour, tout en restant faible. Cette hausse s'explique notamment par un pourcentage plus important de personnes pratiquant ces activités lorsqu'elles sont à la retraite. Le temps passé en temps de trajet diminue lui de 15 minutes.

L'augmentation du temps de sommeil est légèrement plus faible pour les femmes que pour les hommes. Elle est en moyenne de 33 minutes par jour pour les femmes et de 41 minutes pour les hommes. A l'inverse, la hausse du temps consacré au repas est en moyenne plus forte pour les femmes que pour les hommes (+24 minutes contre 15 minutes). La hausse du temps passé aux tâches domestiques est plus forte pour les hommes que pour les femmes (+ 141 minutes par jour contre 102), le temps consacré aux tâches domestiques restant plus important pour les femmes. Le temps de loisir augmente plus fortement pour les hommes (+ 172 minutes par jour en moyenne contre + 133 minutes).

Si nous réduisons quel que peu l'échantillon pour ne considérer que les personnes âgées de 57 à 63 ans et limiter ainsi les effets dus à l'âge et non au passage à la retraite, nous constatons toujours une hausse du temps de sommeil (+ 29 minutes par jour), une hausse du temps consacré au repas (+ 18 minutes par jour), ainsi qu'une forte augmentation du temps consacré aux tâches ménagères (+ 126 minutes par jour) et aux loisirs (+ 137 minutes par jour). Le temps passé devant un ordinateur ou à pratiquer une activité sportive continue d'augmenter, respectivement de 16 et 19 minutes par jour.

L'augmentation du temps de sommeil reste plus faible pour les femmes que pour les hommes. Elle est en moyenne de 19 minutes par jour pour les femmes et de 38 minutes pour les hommes. La hausse du temps consacré au repas est toujours en moyenne plus forte pour les femmes que pour les hommes (+20 minutes contre 15 minutes par jour de la semaine). La hausse du temps passé aux tâches domestiques continue d'être plus forte pour les hommes que pour les femmes (+ 133 minutes par jour contre 121). Le temps de loisir augmente en moyenne plus fortement pour les hommes que pour les femmes (+ 137 minutes contre + 122 minutes).

Au final, quel que soit l'échantillon retenu, la part du temps consacré au sommeil diminue malgré la hausse du temps passé à cette activité. Cela résulte d'une augmentation relativement moins forte que pour d'autres activités. La part du temps dévolue aux activités domestiques et aux loisirs augmente clairement, celle consacrée aux activités sportives et à l'ordinateur dans une moindre mesure.

3. Modèle empirique

Le législateur français a fixé à 60 ans l'âge légal du départ à la retraite pour la plupart des travailleurs. Comme nous l'avons déjà mentionné, cela crée une discontinuité dans la probabilité du départ à la retraite qui augmente fortement à 60 ans. Cependant, en raison de trajectoires professionnelles variées et de régimes de retraite spécifiques, tous les individus ne partent pas à la retraite à 60 ans.³ Certains partent avant et d'autres après, de sorte que cette probabilité qui connaît un saut ne passe pas pour autant de 0 à 1 au point de discontinuité. La méthode de régression par discontinuité "floue" est adaptée à ce cadre. Elle va nous permettre d'identifier l'effet du passage à la retraite sur l'emploi du temps des retraités.

Un certain nombre de conditions doivent être réunies pour que cette approche soit valable. L'une d'entre elles stipule que les individus ne peuvent pas choisir d'être en deçà ou au delà du point de discontinuité. C'est bien le cas dans le contexte présent puisque les individus ne peuvent manipuler leur âge. D'autre part, dans l'enquête Emploi du Temps, l'année de naissance, le mois de naissance

³ Sur ce sujet, voir Blanchet et Pele (1997) et aussi Hairault, Langot, et Sopraseuth (2010), et Sédillot et Walraet (2002).

et la date de l'enquête sont renseignés de sorte qu'il est possible de calculer pour chaque individu son âge en nombre de mois qui le sépare du point de discontinuité (l'âge légal de la retraite, soit 720 mois) et de considérer cette variable comme continue.

Cette méthode revient à effectuer une estimation par variable instrumentale pour laquelle le statut au regard de l'emploi (actif occupé versus retraité) est instrumenté par une variable dichotomique égale à 1 si la personne a atteint l'âge légal de la retraite et 0 sinon. Soit D_i cette variable. Soit R_i la variable dichotomique égale à 1 si l'individu i est à la retraite, 0 sinon. Soit h_i le temps journalier en minutes que passe l'individu i à la réalisation de l'activité j . Le modèle est le suivant :

$$1) h_{ij} = \alpha^j + R_i \beta^j + f(\text{Age}_i - 720) \gamma^j + D_i \times f(\text{Age}_i - 720) \delta^j + v_i^j$$

$$2) R_i = \alpha^r + D_i \beta^r + g(\text{Age}_i - 720) \gamma^r + D_i \times g(\text{Age}_i - 720) \delta^r + v_i^r,$$

avec Age_i l'âge de la personne en nombre de mois et 720 l'âge légal de la retraite (60 ans) converti en nombre de mois.

La première équation est l'équation d'intérêt. Elle décrit l'effet du passage à la retraite sur l'emploi du temps des individus, conditionnellement à l'effet de l'âge. La seconde équation correspond à l'estimation de première étape du modèle de régression par discontinuité floue. Il s'agit de l'instrumentation du statut d'activité R_i par la dichotomique d'âge D_i . Les fonctions $f(\text{Age}_i - 720)$ et $g(\text{Age}_i - 720)$ sont des polynômes d'âge. Deux spécifications sont considérées, l'une linéaire l'autre quadratique. La forme linéaire est pertinente pour des âges proches du point de discontinuité. La forme quadratique est nécessaire dès lors que l'échantillon contient des observations dont l'âge s'éloigne de l'âge légal de la retraite. L'interaction avec la dichotomique d'âge autorise l'effet de l'âge à être différent de part et d'autre du point de discontinuité.

Le modèle est estimé respectivement pour le temps passé aux tâches ménagères, au sommeil, aux loisirs et aux repas. Ce sont les quatre activités qui mobilisent le plus de temps et de personnes.

4. Analyse graphique exploratoire et tests de spécification empiriques

Suivant la pratique en usage dans le cadre de la régression dans la discontinuité, nous effectuons un certain nombre de tests graphiques afin de nous assurer de la continuité de la distribution de l'âge, de l'existence du saut dans la probabilité de départ à la retraite à 60 ans et de la présence d'une discontinuité dans l'emploi du temps à 60 ans. Ces différents tests permettent d'établir graphiquement la pertinence du cadre d'analyse retenu.

Continuité de l'âge

De manière standard, nous avons effectué un test de Mc Crary pour nous assurer que la participation des individus de notre échantillon à l'enquête ne soit pas discontinuë à 60 ans (720 mois d'âge). Les densités du test de Mc Crary sont montrées dans le Graphique 1. Pour les hommes âgés de 50 à 70 ans (de 600 à 840 mois d'âge), la statistique de test est égale à 1,32 (0,157/0,119). Il n'y a pas de rupture évidente à 60 ans. Pour les femmes, il n'y a pas non plus de rupture significative au seuil de 5 %. Elle l'est cependant au seuil de 10 %, la statistique de test étant égale à 1,75.

Discontinuité de la probabilité de départ à la retraite à 60 ans

La probabilité empirique du départ à la retraite en fonction de l'âge est exposée dans le Graphique 2. Les données ont été agrégées par groupes de dix mois d'âge, ce qui est standard dans ce genre d'approche. Le saut dans cette probabilité à 60 ans est manifeste pour les individus, que ce soit pour les hommes ou pour les femmes. Ceci nous conforte dans l'utilisation de l'approche adoptée.

Discontinuité de l'emploi du temps à 60 ans

Les graphiques 3 et 4 illustrent le temps consacré aux différentes activités en fonction de l'âge, les données étant comme précédemment agrégées par groupes de dix mois d'âge. Nous considérons ici les travaux domestiques et le temps dévoué aux loisirs (Graphique 3) ainsi que le temps alloué au sommeil et aux repas (Graphique 4). La rupture dans l'emploi du temps des individus à 60 ans (720 mois) est la plus part du temps évidente, pour les femmes comme pour les hommes. Notons toutefois que pour le temps consacré aux loisirs, la discontinuité n'apparaît pas clairement pour les hommes. L'analyse économétrique permettra de saisir l'importance de ces changements.

5. Résultats

Le Tableau 2 présente l'effet de la dichotomique d'âge D_i sur la variable de retraite R_i issu de l'estimation de première étape. Il s'agit de l'estimation du modèle de probabilité linéaire de l'équation (2). Les résultats sont exposés pour les femmes puis pour les hommes, pour l'échantillon principal des personnes de 50 à 70 ans et pour l'échantillon des individus de 57 à 63 ans. Deux jeux de résultats sont à chaque fois présentés selon que les fonctions d'âge sont linéaires ou quadratiques. La probabilité de départ à la retraite augmente à 60 ans quelle que soit la spécification et l'échantillon retenus. Ces résultats confirment l'analyse graphique menée précédemment. Elle faisait apparaître un saut dans la probabilité de départ à la retraite à 60 ans pour les femmes comme pour les hommes. Notons que pour les hommes, dans le cadre de la spécification quadratique estimée sur l'échantillon restreint, l'effet de l'âge légal n'est significatif qu'au seuil de 10 %.

Le Tableau 3 inclut les effets du passage à la retraite sur le temps consacré aux tâches domestiques. Les effets sur le temps de sommeil sont consignés dans le Tableau 4. Les Tableaux 5 et 6 exposent respectivement les effets du passage à la retraite sur le temps consacré aux loisirs et aux repas. Dans chaque tableau figure, outre l'estimation par variables instrumentales, l'estimation de l'équation d'intérêt par la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous montrons ces résultats non seulement à titre de comparaison mais aussi parce-que, à l'exception de l'équation du temps de sommeil pour les hommes, les tests que nous avons menés au seuil de 5 % ont conduit au rejet de l'endogénéité de la dichotomique d'activité R_i . Il est ainsi légitime de présenter les résultats de l'estimation par moindres carrés ordinaires. Enfin, les termes quadratiques ne s'avérant jamais significatifs au seuil de 5% dans l'équation (1), nous présentons une estimation du modèle par variables instrumentales pour laquelle les termes quadratiques figurent dans l'équation de première étape (2) mais pas dans l'équation d'intérêt (1) de l'emploi du temps.

L'estimation par moindres carrés ordinaires fait apparaître un effet significatif du départ à la retraite sur l'emploi du temps des retraités. Les estimations varient légèrement selon l'échantillon retenu et le degré du polynôme d'âge mais le départ à la retraite s'accompagne dans tous les cas de plus de temps consacré aux tâches ménagères, cette hausse étant plus importante pour les hommes. Elle est comprise entre +151 et +157 minutes par jour pour les hommes, entre +104 minutes et +109 minutes pour les femmes. Cependant, les femmes retraitées consacrent globalement davantage de temps aux tâches ménagères que les hommes retraités, en dépit du fait que l'augmentation du temps domestique des hommes retraités est supérieure à celle des femmes. Cela correspond au constat d'un écart persistant dans le temps dévoué aux activités domestiques par les hommes et les femmes en Italie (Menniti et al., 2015).

L'estimation du modèle par variables instrumentales fait apparaître une amplitude plus importante de l'effet pour les femmes, comprise entre +128 et +197 minutes par jour. Pour les hommes en revanche, l'effet n'est plus significatif sur l'échantillon restreint. Il l'est sur l'échantillon principal qui contient plus d'observations, uniquement lorsque l'effet de l'âge sur l'emploi du temps est spécifié linéaire.

Le temps de sommeil augmente significativement pour les hommes qui partent à la retraite. Des différences importantes apparaissent selon la méthode d'estimation utilisée et l'échantillon retenu. La hausse estimée du temps de sommeil varie ainsi de 40 minutes par jour (estimation par moindres carrés ordinaires sur l'échantillon des hommes de 50 à 70 ans avec terme quadratique dans la fonction de régression) à 166 minutes (estimation par variables instrumentales sur l'échantillon des hommes de 57 à 63 ans avec terme linéaire dans la fonction de régression). Pour les femmes, la hausse du temps de sommeil est moindre. Seule l'estimation par moindres carrés ordinaires produit une variation significative du temps de sommeil.

Nous retrouvons l'effet positif du passage à la retraite sur le temps de loisir décrit dans le tableau des statistiques descriptives. Là encore la mesure de l'impact diffère fortement selon la spécification et la méthode d'estimation utilisées. L'effet n'est pas significatif lorsque l'estimation est réalisée par variables instrumentales et que la fonction de régression inclut une fonction quadratique de l'âge. L'effet est plus fort pour les hommes sur l'échantillon des personnes âgées de 50 à 70 ans. Il est plus fort pour les femmes sur l'échantillon restreint aux individus de 57 à 63 ans. Pour les femmes, l'effet significatif le plus faible est de +86 minutes par jour. Le plus fort est de +133 minutes. Il est compris entre +109 et 133 minutes pour les hommes.

En ce qui concerne l'effet du passage à la retraite sur le temps de repas, nous constatons un impact significatif, positif et de magnitude similaire pour les femmes et les hommes de 50 à 70 ans. Selon la méthode d'estimation choisie, l'augmentation varie entre 12 et 26 minutes par jour. Elle n'est pas significative lorsque les variables explicatives du modèle incluent une fonction quadratique de l'âge et que le modèle est estimé par variables instrumentales. Sur l'échantillon contenant les personnes de 57 à 63 ans, seules les estimations par moindres carrés ordinaires donnent un effet significativement différent de zéro au seuil de 5 %. L'effet estimé est plus fort sur cet échantillon restreint que sur l'échantillon élargi.

L'ensemble de ces estimations a été réalisé sans inclure de variables explicatives autre que le polynôme d'âge au modèle. La raison à cela est que l'ajout de variables sociodémographiques n'est pas nécessaire à l'obtention d'une estimation convergente de l'effet du passage à la retraite (Lee et Lemieux, 2009, page 18). Néanmoins, l'usage est d'effectuer des estimations complémentaires avec ces variables pour pouvoir comparer les résultats. Si des changements de signe ou des différences importantes de magnitude et de significativité apparaissent, cela indique que le processus générateur des données ne correspond pas au cadre de la régression dans la discontinuité utilisé. Les Tableaux 7, 8, 9 et 10 présentent respectivement les effets du passage à la retraite sur le temps consacré aux tâches ménagères, au sommeil, aux loisirs et aux repas lorsque des variables sociodémographiques sont incluses dans la fonction de régression. Il s'agit du niveau d'études, du lieu d'habitation, de l'état matrimonial ainsi que du nombre d'enfants vivant dans et en dehors du ménage.⁴

Les effets estimés diffèrent quelque peu mais ils sont dans l'ensemble tout à fait comparables à ceux obtenus sans inclure les variables sociodémographiques dans le modèle, ce qui valide l'approche retenue dans cet article.

6. Conclusion

Nous avons utilisé l'enquête Emploi du Temps 2009-2010 pour estimer l'effet du passage à la retraite sur l'emploi du temps des personnes. Le cadre statistique adopté est celui de la régression dans la discontinuité. Le principe est de comparer l'emploi du temps des retraités proche de l'âge légal de la retraite (soixante ans) à celui des actifs occupés d'un âge voisin. Le saut constaté dans la probabilité de départ à la retraite à soixante ans sert à identifier l'effet du départ. Nous avons réalisé

⁴ En ce qui concerne le niveau d'études, cinq dichotomiques sont utilisées (ne pas avoir de diplôme ou avoir un diplôme de niveau inférieur ou égal au collège est la catégorie de référence). Pour la zone de résidence, quatre dichotomiques ont été choisies (vivre dans l'unité urbaine de Paris est la référence). Le statut matrimonial est une dichotomique qui vaut 1 si la personne est célibataire, 0 sinon.

des estimations sur un échantillon d'hommes et sur un échantillon de femmes. Nous trouvons que le passage à la retraite se traduit par plus de temps consacré aux tâches ménagères, au sommeil, aux loisirs et aux repas. Il est cependant difficile d'estimer précisément l'ampleur de ces effets. Ils varient en fonction de la méthode d'estimation adoptée et de la spécification retenue. Globalement, la hausse du temps consacré aux tâches ménagères est bien plus importante pour les hommes que pour les femmes parmi les retraités, mais cette augmentation ne suffit pas à combler l'écart de travail non rémunéré entre les genres.

Bibliographie

Battistin, Erich, Agar Brugiavini, Enrico Rettore, et Guglielmo Weber (2009), "The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach," *American Economic Review*, 99(5):2209-2226.

Blanchet, Didier, et Louis-Paul Pele (1997), "Social Security and Retirement in France," NBER Working Paper No. 6214.

Gary-Bobo, Robert et Jean-Marc Robin (2014), "La question des redoublements. Analyse économique et problèmes statistiques", *Revue Economique*, 65 (1), pp. 5-45.

Hairault, Jean-Olivier, Francois Langot, et Thepthida Sopraseuth (2010), "Distance to Retirement and Older Workers' Employment: The Case for Delaying the Retirement Age," *Journal of the European Economic Association*, 8(5): 1034-1076.

Hamermesh, Daniel S. et Elena Stancanelli (2014), "Long workweeks and strange hours", mimeo.

Hurd, Michael D., et Susann Rohwedder (2008), "The Retirement Consumption Puzzle: Actual Spending Change in Panel Data," NBER Working Paper No. 13929.

Hurst, Eric (2008), "The Retirement of a Consumption Puzzle." NBER Working Paper No. 13789.

Lee, David S., et Thomas Lemieux (2010), "Regression Discontinuity Designs in Economics," *Journal of Economic Literature*, 48: 281-355.

McCrary, Justin(2008), "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test," *Journal of Econometrics*, 142: 698-714.

Menniti, Adele, Pietro Demurtas, Serena Arima, and Alessandra De Rose (2015), "Housework and Childcare in Italy: a persistent case of gender inequality", *Genus*, 71(1), 79-108.

Lee, David S., et Thomas Lemieux (2010), "Regression Discontinuity Designs i Economics," *Journal of Economic Literature*, 48: 281-355.

Boulin, Jean-Yves et Laurent Lesnard (2014), "Les coûts sociaux du travail dominical.", mimeo.

Moreau Nicolas et Stancanelli, Elena (2014), "Household Consumption at Retirement: a Regression Discontinuity Study on French Data", *Annales d'Economie et Statistique*, à paraître.

Sédillot, Béatrice, et Emmanuelle Walraet (2002), "La cessation d'activité au sein des couples: y a-t-il interdépendance des choix?" *Economie et Statistique*, 357-358: 79-102.

Stancanelli et Van Soest (2012), “Retirement and Home Production: A Regression Discontinuity approach”, with Arthur Van Soest, *American Economic Review*, May, Papers and Proceedings, Vol 102 (3), pp. 600-605.

van der Klaauw, Wilbert (2008), “Regression-Discontinuity Analysis: A Survey of Recent Developments in Economics,” *Labour*, 22(2):219-245.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

| | | Effectif | Sommeil | Tâches | | | Ordi- nateur | Caring | Soins | | |
|----------|------------------|----------|------------------|-----------------|------------------|------------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | | | | Repas | ménagères | Loisirs | | | Sports | personnels | Trajets |
| Ensemble | Ensemble | 4505 | 484,3 (97,5) | 132,2 (66,1) | 188,2 (151,4) | 238,3 (157,4) | 18,4 (48,4) | 15 (43,8) | 11,8 (38,2) | 53,3 (37,2) | 76,2 (77,9) |
| | Actifs occupés | 2250 | 467,1 (88,5) | 123,3 (62,4) | 131,4 (132,5) | 166,8 (116,2) | 9,4 (33,1) | 10,2 (32,3) | 9,4 (34,6) | 52,3 (33,1) | 83,2 (76,5) |
| | Retraités | 2255 | 504,1 (103,4) | 142,4 (68,8) | 253,4 (145,4) | 320,5 (158,4) | 28,9 (59,7) | 20,4 (53,5) | 14,5 (41,8) | 54,5 (41,3) | 68,2 (78,9) |
| Femmes | Ensemble | 2232 | 486,3 (92,4) | 126,7 (61,5) | 224,4 (143,1) | 227,6 (144,2) | 17,1 (42,5) | 12,5 (39,3) | 16,1 (43,6) | 58,3 (39,8) | 72,9 (74,9) |
| | Actives occupées | 1145 | 471 (88) | 115,8 (54,2) | 177,5 (138,8) | 166,2 (116,3) | 9,9 (30,8) | 7,7 (23,4) | 13,7 (40,7) | 57,1 (35) | 77 (71,2) |
| | Retraitées | 1087 | 504,2 (94,1) | 139,5 (66,8) | 279 (127,7) | 299 (140,6) | 25,6 (51,7) | 18,1 (51,4) | 18,9 (46,5) | 59,6 (44,7) | 68 (78,8) |
| Hommes | Ensemble | 2273 | 482,5 (101,8) | 137 (69,7) | 155,9 (151,4) | 247,8 (167,7) | 19,6 (53) | 17,1 (47,3) | 7,9 (32,2) | 48,9 (34,1) | 79,2 (80,4) |
| | Actifs occupés | 1105 | 463,5 (88,7) | 130 (68,2) | 90 (111,3) | 167,3 (116,1) | 9 (35) | 12,5 (38,5) | 5,6 (27,5) | 48 (30,6) | 88,7 (80,5) |
| | Retraités | 1168 | 504 (111) | 144,9 (70,5) | 230,9 (155,9) | 339,4 (170,3) | 31,7 (65,8) | 22,5 (55,2) | 10,6 (36,6) | 49,9 (37,6) | 68,4 (78,9) |

Lecture : Nombre moyen de minutes passées par jour de la semaine, du lundi au vendredi, par type d'activités. Les écart-types sont entre parenthèses. Caring : temps passé à s'occuper d'autrui

Tableau 2 : Effets de la dichotomie d'âge sur la probabilité de départ à la retraite

| | Age | Fonction d'âge | N | Paramètre estimé | Ecart-type estimé | t-stat | p. critique |
|--------|-------|-------------------|------|---------------------|----------------------|--------|-------------|
| Femmes | 50-70 | Linéaire | 2232 | 0.517 | 0.032 | 16.144 | 0 |
| | | Quadratique | 2232 | 0.341 | 0.052 | 6.56 | 0 |
| | 57-63 | Linéaire | 768 | 0.328 | 0.065 | 5.012 | 0 |
| | | Quadratique | 768 | 0.324 | 0.104 | 3.123 | 0.002 |
| Hommes | 50-70 | Linéaire | 2273 | 0.421 | 0.033 | 12.841 | 0 |
| | | Quadratique | 2273 | 0.228 | 0.052 | 4.379 | 0 |
| | 57-63 | Linéaire | 793 | 0.213 | 0.066 | 3.215 | 0.002 |
| | | Quadratique | 793 | 0.189 | 0.104 | 1.818 | 0.07 |

Notes : Ecart-types estimés robustes à l'hétéroscédasticité de forme inconnue.

Fonction d'âge linéaire : $g(\text{Age}_i - 720) = \text{Age}_i - 720$, fonction d'âge quadratique : $g(\text{Age}_i - 720) = \text{Age}_i - 720 + (\text{Age}_i - 720)^2$.

Tableau 3 : Effets du passage à la retraite sur le temps consacré aux tâches ménagères

| | Age | Fonction d'âge | N | Paramètre Estimé | Ecart-type Estimé | t-stat | p. critique |
|--------|-------|-------------------------|------|---------------------|----------------------|--------|-------------|
| Femmes | 50-70 | IV linéaire | 2232 | 127.685 | 21.268 | 6.003 | 0 |
| | | IV quadratique | 2232 | 158.058 | 50.008 | 3.161 | 0.002 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2232 | 122.363 | 20.174 | 6.066 | 0 |
| | | OLS linéaire | 2232 | 105.326 | 9.068 | 11.616 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2232 | 103.654 | 10.1 | 10.263 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 768 | 196.955 | 64.594 | 3.049 | 0.002 |
| | | IV quadratique | 768 | 183.702 | 97.998 | 1.875 | 0.06 |
| | | IV linéaire/quadratique | 768 | 185.158 | 62.562 | 2.96 | 0.004 |
| | | OLS linéaire | 768 | 108.683 | 11.693 | 9.295 | 0 |
| | | OLS quadratique | 768 | 106.985 | 11.751 | 9.104 | 0 |
| Hommes | 50-70 | IV linéaire | 2273 | 123.841 | 27.662 | 4.477 | 0 |
| | | IV quadratique | 2273 | 67.06 | 78.332 | 0.856 | 0.392 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2273 | 135.653 | 24.222 | 5.6 | 0 |
| | | OLS linéaire | 2273 | 151.227 | 8.908 | 16.976 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2273 | 152.187 | 9.419 | 16.157 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 793 | 94.661 | 97.248 | 0.973 | 0.33 |
| | | IV quadratique | 793 | 286.598 | 178.222 | 1.608 | 0.108 |
| | | IV linéaire/quadratique | 793 | 69.611 | 92.948 | 0.749 | 0.454 |
| | | OLS linéaire | 793 | 155.325 | 11.364 | 13.668 | 0 |
| | | OLS quadratique | 793 | 157.453 | 11.324 | 13.904 | 0 |

Notes : Ecart-types estimés robustes à l'hétéroscédasticité de forme inconnue. IV linéaire, $f(\text{Age}_i-720) = g(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720$; IV quadratique, $f(\text{Age}_i-720) = g(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$; IV linéaire/quadratique, $g(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$ et $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720$; OLS linéaire, $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720$; OLS quadratique, $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$.

Tableau 4 : Effets du passage à la retraite sur le temps de sommeil

| | Age | Fonction d'âge | N | Paramètre Estimé | Ecart-type Estimé | t-stat | p. critique |
|--------|-------|-------------------------|------|------------------|-------------------|--------|-------------|
| Femmes | 50-70 | IV linéaire | 2232 | 24.529 | 15.968 | 1.536 | 0.124 |
| | | IV quadratique | 2232 | 37.623 | 37.701 | 0.998 | 0.318 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2232 | 21.472 | 14.456 | 1.485 | 0.138 |
| | | OLS linéaire | 2232 | 30.94 | 6.809 | 4.544 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2232 | 33.212 | 7.538 | 4.406 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 768 | 58.68 | 47.891 | 1.225 | 0.22 |
| | | IV quadratique | 768 | -8.624 | 64.034 | -0.135 | 0.892 |
| | | IV linéaire/quadratique | 768 | 53.041 | 47.132 | 1.125 | 0.26 |
| | | OLS linéaire | 768 | 27.099 | 9.48 | 2.858 | 0.004 |
| | | OLS quadratique | 768 | 25.535 | 9.641 | 2.648 | 0.008 |
| Hommes | 50-70 | IV linéaire | 2273 | 77.021 | 17.883 | 4.307 | 0 |
| | | IV quadratique | 2273 | 153.036 | 55.245 | 2.77 | 0.006 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2273 | 65.063 | 16.587 | 3.922 | 0 |
| | | OLS linéaire | 2273 | 41.607 | 5.792 | 7.183 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2273 | 39.893 | 6.176 | 6.46 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 793 | 165.533 | 73.248 | 2.26 | 0.024 |
| | | IV quadratique | 793 | 146.48 | 120.509 | 1.216 | 0.224 |
| | | IV linéaire/quadratique | 793 | 153.533 | 60.527 | 2.537 | 0.012 |
| | | OLS linéaire | 793 | 43.707 | 7.285 | 5.999 | 0 |
| | | OLS quadratique | 793 | 42.412 | 7.314 | 5.799 | 0 |

Notes : Ecart-types estimés robustes à l'hétéroscédasticité de forme inconnue. IV linéaire, $f(\text{Age}_{i-720}) = g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; IV quadratique, $f(\text{Age}_{i-720}) = g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$; IV linéaire/quadratique, $g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$ et $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; OLS linéaire, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; OLS quadratique, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$.

Tableau 5 : Effets du passage à la retraite sur le temps de loisir

| | Age | Fonction d'âge | N | Paramètre Estimé | Ecart-type Estimé | t-stat | p. critique |
|--------|-------|-------------------------|------|---------------------|----------------------|--------|-------------|
| Femmes | 50-70 | IV linéaire | 2232 | 86.44 | 21.967 | 3.935 | 0 |
| | | IV quadratique | | 79.122 | 51.072 | 1.549 | 0.122 |
| | | IV linéaire/quadratique | | 87.531 | 20.253 | 4.322 | 0 |
| | | OLS linéaire | | 111.643 | 9.173 | 12.171 | 0 |
| | | OLS quadratique | | 115.581 | 10.173 | 11.362 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 768 | 125.863 | 62.43 | 2.016 | 0.044 |
| | | IV quadratique | | 134.14 | 93.394 | 1.436 | 0.15 |
| | | IV linéaire/quadratique | | 132.718 | 61.594 | 2.155 | 0.032 |
| | | OLS linéaire | | 123.378 | 12.752 | 9.675 | 0 |
| | | OLS quadratique | | 123.196 | 12.929 | 9.529 | 0 |
| Hommes | 50-70 | IV linéaire | 2273 | 116.235 | 29.181 | 3.983 | 0 |
| | | IV quadratique | | 20.605 | 84.073 | 0.245 | 0.806 |
| | | IV linéaire/quadratique | | 133.437 | 25.385 | 5.257 | 0 |
| | | OLS linéaire | | 122.014 | 9.792 | 12.461 | 0 |
| | | OLS quadratique | | 118.461 | 10.643 | 11.13 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 793 | 20.415 | 110.518 | 0.185 | 0.854 |
| | | IV quadratique | | 29.666 | 179.758 | 0.165 | 0.868 |
| | | IV linéaire/quadratique | | 33.385 | 105.265 | 0.317 | 0.752 |
| | | OLS linéaire | | 108.889 | 13.267 | 8.208 | 0 |
| | | OLS quadratique | | 109.734 | 13.421 | 8.176 | 0 |

Notes : Ecart-types estimés robustes à l'hétéroscédasticité de forme inconnue. IV linéaire, $f(\text{Age}_{i-720}) = g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; IV quadratique, $f(\text{Age}_{i-720}) = g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$; IV linéaire/quadratique, $g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$ et $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; OLS linéaire, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; OLS quadratique, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$.

Tableau 6 : Effets du passage à la retraite sur le temps consacré aux repas

| | Age | Fonction d'âge | N | Paramètre Estimé | Ecart-type Estimé | t-stat | p. critique |
|--------|-------|-------------------------|------|---------------------|----------------------|--------|-------------|
| Femmes | 50-70 | IV linéaire | 2232 | 23.683 | 9.587 | 2.47 | 0.014 |
| | | IV quadratique | 2232 | 22.616 | 20.661 | 1.095 | 0.274 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2232 | 23.276 | 9.116 | 2.553 | 0.01 |
| | | OLS linéaire | 2232 | 16.598 | 4.065 | 4.083 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2232 | 15.395 | 4.349 | 3.54 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 768 | 46.308 | 24.635 | 1.88 | 0.06 |
| | | IV quadratique | 768 | 65.23 | 38.795 | 1.681 | 0.092 |
| | | IV linéaire/quadratique | 768 | 45.419 | 24.583 | 1.848 | 0.064 |
| | | OLS linéaire | 768 | 19.683 | 4.749 | 4.144 | 0 |
| | | OLS quadratique | 768 | 19.439 | 4.802 | 4.048 | 0 |
| Hommes | 50-70 | IV linéaire | 2273 | 26.082 | 12.136 | 2.149 | 0.032 |
| | | IV quadratique | 2273 | 30.269 | 33.582 | 0.901 | 0.368 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2273 | 25.255 | 11.573 | 2.182 | 0.03 |
| | | OLS linéaire | 2273 | 13.624 | 4.087 | 3.334 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2273 | 12.1 | 4.416 | 2.74 | 0.006 |
| | 57-63 | IV linéaire | 793 | 72.295 | 45.03 | 1.605 | 0.108 |
| | | IV quadratique | 793 | 72.705 | 78.859 | 0.922 | 0.356 |
| | | IV linéaire/quadratique | 793 | 83.596 | 43.336 | 1.929 | 0.054 |
| | | OLS linéaire | 793 | 14.264 | 5.283 | 2.7 | 0.006 |
| | | OLS quadratique | 793 | 13.412 | 5.351 | 2.507 | 0.012 |

Notes : Ecart-types estimés robustes à l'hétéroscédasticité de forme inconnue. IV linéaire, $f(\text{Age}_i-720) = g(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720$; IV quadratique, $f(\text{Age}_i-720) = g(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$; IV linéaire/quadratique, $g(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$ et $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720$; OLS linéaire, $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720$; OLS quadratique, $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$.

Tableau 7 : Effets du passage à la retraite sur le temps consacré aux tâches ménagères, variables sociodémographiques incluses

| | Age | Fonction d'âge | N | Paramètre Estimé | Ecart-type Estimé | t-stat | p. critique |
|--------|-------|-------------------------|------|------------------|-------------------|--------|-------------|
| Femmes | 50-70 | IV linéaire | 2232 | 121.499 | 20.876 | 5.82 | 0 |
| | | IV quadratique | 2232 | 154.369 | 48.777 | 3.165 | 0.002 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2232 | 115.439 | 19.774 | 5.838 | 0 |
| | | OLS linéaire | 2232 | 92.485 | 8.945 | 10.34 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2232 | 89.894 | 9.989 | 8.999 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 768 | 195.414 | 64.798 | 3.016 | 0.002 |
| | | IV quadratique | 768 | 188.338 | 89.849 | 2.096 | 0.036 |
| | | IV linéaire/quadratique | 768 | 176.184 | 61.028 | 2.887 | 0.004 |
| | | OLS linéaire | 768 | 92.147 | 11.827 | 7.791 | 0 |
| | | OLS quadratique | 768 | 90.676 | 11.899 | 7.621 | 0 |
| Hommes | 50-70 | IV linéaire | 2273 | 124.687 | 27.563 | 4.524 | 0 |
| | | IV quadratique | 2273 | 66.024 | 77.773 | 0.849 | 0.396 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2273 | 136.453 | 24.16 | 5.648 | 0 |
| | | OLS linéaire | 2273 | 142.009 | 9.004 | 15.771 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2273 | 141.52 | 9.58 | 14.773 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 793 | 74.283 | 112.788 | 0.659 | 0.51 |
| | | IV quadratique | 793 | 294.466 | 218.351 | 1.349 | 0.178 |
| | | IV linéaire/quadratique | 793 | 40.887 | 102.758 | 0.398 | 0.69 |
| | | OLS linéaire | 793 | 143.644 | 12.088 | 11.883 | 0 |
| | | OLS quadratique | 793 | 145.88 | 12.061 | 12.095 | 0 |

Notes : Ecart-types estimés robustes à l'hétéroscédasticité de forme inconnue. IV linéaire, $f(\text{Age}_i-720)=g(\text{Age}_i-720)=\text{Age}_i-720$; IV quadratique, $f(\text{Age}_i-720)=g(\text{Age}_i-720)=\text{Age}_i-720+(\text{Age}_i-720)^2$; IV linéaire/quadratique, $g(\text{Age}_i-720)=\text{Age}_i-720+(\text{Age}_i-720)^2$ et $f(\text{Age}_i-720)=\text{Age}_i-720$; OLS linéaire, $f(\text{Age}_i-720)=\text{Age}_i-720$; OLS quadratique, $f(\text{Age}_i-720)=\text{Age}_i-720+(\text{Age}_i-720)^2$.

Tableau 8 : Effets du passage à la retraite sur le temps de sommeil, variables sociodémographiques incluses

| | Age | Fonction d'âge | N | Paramètre Estimé | Ecart-type Estimé | t-stat | p. critique |
|--------|-------|-------------------------|------|------------------|-------------------|--------|-------------|
| Femmes | 50-70 | IV linéaire | 2232 | 19.893 | 15.983 | 1.245 | 0.214 |
| | | IV quadratique | 2232 | 36.899 | 37.118 | 0.994 | 0.32 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2232 | 16.123 | 14.558 | 1.108 | 0.268 |
| | | OLS linéaire | 2232 | 28.426 | 6.9 | 4.119 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2232 | 31.434 | 7.647 | 4.111 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 768 | 63.778 | 48.441 | 1.317 | 0.188 |
| | | IV quadratique | 768 | 4.15 | 59.208 | 0.07 | 0.944 |
| | | IV linéaire/quadratique | 768 | 46.443 | 46.158 | 1.006 | 0.314 |
| | | OLS linéaire | 768 | 24.455 | 9.699 | 2.521 | 0.012 |
| | | OLS quadratique | 768 | 23.153 | 9.792 | 2.365 | 0.018 |
| Hommes | 50-70 | IV linéaire | 2273 | 78.516 | 17.956 | 4.373 | 0 |
| | | IV quadratique | 2273 | 151.991 | 55.26 | 2.75 | 0.006 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2273 | 66.742 | 16.657 | 4.007 | 0 |
| | | OLS linéaire | 2273 | 37.157 | 5.886 | 6.313 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2273 | 34.466 | 6.312 | 5.46 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 793 | 180.391 | 86.073 | 2.096 | 0.036 |
| | | IV quadratique | 793 | 162.29 | 147.174 | 1.103 | 0.27 |
| | | IV linéaire/quadratique | 793 | 154.309 | 74.839 | 2.062 | 0.04 |
| | | OLS linéaire | 793 | 39.017 | 7.377 | 5.289 | 0 |
| | | OLS quadratique | 793 | 37.715 | 7.435 | 5.073 | 0 |

Notes : Ecart-types estimés robustes à l'hétéroscédasticité de forme inconnue. IV linéaire, $f(\text{Age}_{i-720}) = g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; IV quadratique, $f(\text{Age}_{i-720}) = g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$; IV linéaire/quadratique, $g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$ et $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; OLS linéaire, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; OLS quadratique, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$.

Tableau 9 : Effets du passage à la retraite sur le temps de loisir, variables sociodémographiques incluses

| | Age | Fonction d'âge | N | Paramètre Estimé | Ecart-type Estimé | t-stat | p. critique |
|--------|-------|-------------------------|------|------------------|-------------------|--------|-------------|
| Femmes | 50-70 | IV linéaire | 2232 | 90.22 | 21.841 | 4.131 | 0 |
| | | IV quadratique | 2232 | 81.804 | 49.918 | 1.639 | 0.102 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2232 | 91.582 | 20.256 | 4.521 | 0 |
| | | OLS linéaire | 2232 | 115.907 | 9.128 | 12.698 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2232 | 119.877 | 10.107 | 11.861 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 768 | 131.907 | 61.823 | 2.134 | 0.032 |
| | | IV quadratique | 768 | 123.38 | 84.494 | 1.46 | 0.144 |
| | | IV linéaire/quadratique | 768 | 140.446 | 59.664 | 2.354 | 0.018 |
| | | OLS linéaire | 768 | 133.755 | 12.838 | 10.419 | 0 |
| | | OLS quadratique | 768 | 133.274 | 12.987 | 10.262 | 0 |
| Hommes | 50-70 | IV linéaire | 2273 | 119.303 | 29.135 | 4.095 | 0 |
| | | IV quadratique | 2273 | 32.265 | 82.722 | 0.39 | 0.696 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2273 | 134.634 | 25.278 | 5.326 | 0 |
| | | OLS linéaire | 2273 | 117.393 | 9.815 | 11.96 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2273 | 113.047 | 10.69 | 10.575 | 0 |
| | 57-63 | IV linéaire | 793 | 22.316 | 125.092 | 0.178 | 0.858 |
| | | IV quadratique | 793 | 8.613 | 212.651 | 0.041 | 0.968 |
| | | IV linéaire/quadratique | 793 | 52.686 | 111.687 | 0.472 | 0.638 |
| | | OLS linéaire | 793 | 101.532 | 13.748 | 7.385 | 0 |
| | | OLS quadratique | 793 | 101.916 | 13.895 | 7.335 | 0 |

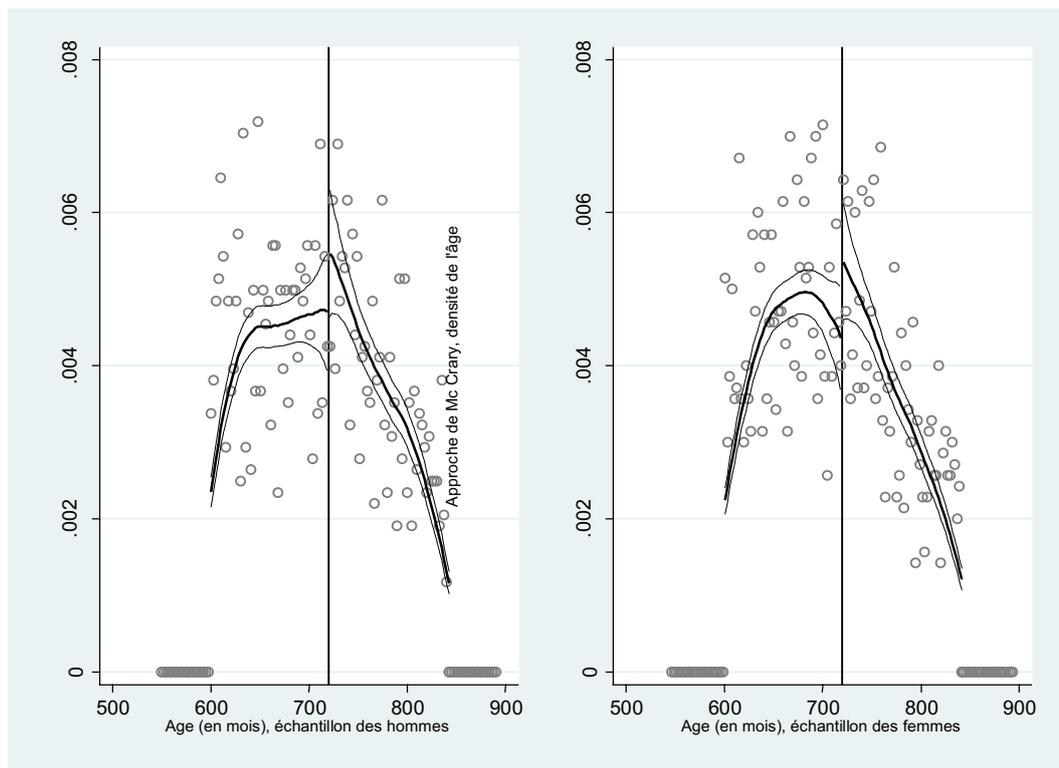
Notes : Ecart-types estimés robustes à l'hétéroscédasticité de forme inconnue. IV linéaire, $f(\text{Age}_{i-720})=g(\text{Age}_{i-720})=\text{Age}_{i-720}$; IV quadratique, $f(\text{Age}_{i-720})=g(\text{Age}_{i-720})=\text{Age}_{i-720}+(\text{Age}_{i-720})^2$; IV linéaire/quadratique, $g(\text{Age}_{i-720})=\text{Age}_{i-720}+(\text{Age}_{i-720})^2$ et $f(\text{Age}_{i-720})=\text{Age}_{i-720}$; OLS linéaire, $f(\text{Age}_{i-720})=\text{Age}_{i-720}$; OLS quadratique, $f(\text{Age}_{i-720})=\text{Age}_{i-720}+(\text{Age}_{i-720})^2$.

Tableau 10 : Effets du passage à la retraite sur le temps consacré aux repas, variables sociodémographiques incluses

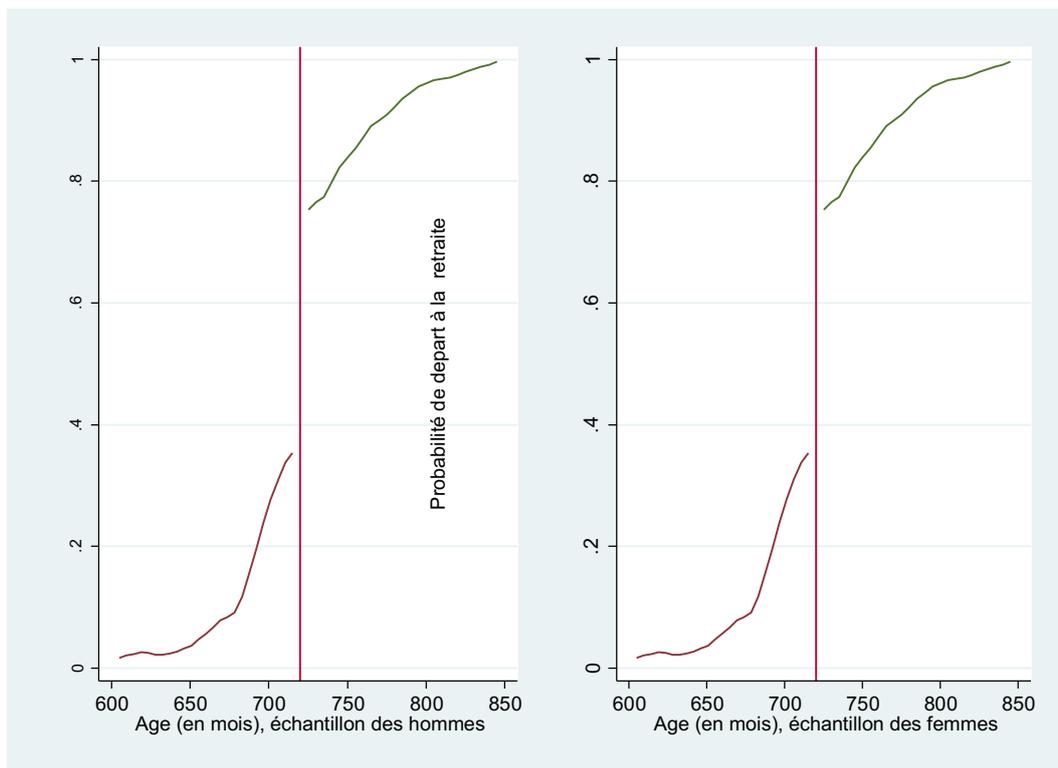
| | Age | Fonction d'âge | N | Paramètre Estimé | Ecart-type Estimé | t-stat | p. critique |
|--------|-------|-------------------------|------|------------------|-------------------|--------|-------------|
| Femmes | 50-70 | IV linéaire | 2232 | 22.565 | 9.777 | 2.308 | 0.02 |
| | | IV quadratique | 2232 | 20.105 | 20.582 | 0.977 | 0.328 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2232 | 22.405 | 9.312 | 2.406 | 0.016 |
| | | OLS linéaire | 2232 | 15.502 | 4.086 | 3.794 | 0 |
| | | OLS quadratique | 2232 | 14.178 | 4.333 | 3.272 | 0.002 |
| | 57-63 | IV linéaire | 768 | 43.052 | 24.886 | 1.73 | 0.084 |
| | | IV quadratique | 768 | 65.383 | 34.85 | 1.876 | 0.06 |
| | | IV linéaire/quadratique | 768 | 44.268 | 24.476 | 1.809 | 0.07 |
| | | OLS linéaire | 768 | 18.898 | 4.817 | 3.923 | 0 |
| | | OLS quadratique | 768 | 18.806 | 4.888 | 3.848 | 0 |
| Hommes | 50-70 | IV linéaire | 2273 | 24.728 | 12.226 | 2.023 | 0.044 |
| | | IV quadratique | 2273 | 24.157 | 33.817 | 0.714 | 0.476 |
| | | IV linéaire/quadratique | 2273 | 24.938 | 11.63 | 2.144 | 0.032 |
| | | OLS linéaire | 2273 | 12.282 | 4.107 | 2.99 | 0.002 |
| | | OLS quadratique | 2273 | 10.451 | 4.486 | 2.33 | 0.02 |
| | 57-63 | IV linéaire | 793 | 77.355 | 52.416 | 1.476 | 0.14 |
| | | IV quadratique | 793 | 81.024 | 95.436 | 0.849 | 0.396 |
| | | IV linéaire/quadratique | 793 | 12.282 | 4.107 | 2.99 | 0.002 |
| | | OLS linéaire | 793 | 12.378 | 5.433 | 2.278 | 0.022 |
| | | OLS quadratique | 793 | 11.363 | 5.52 | 2.059 | 0.04 |

Notes : Ecart-types estimés robustes à l'hétéroscédasticité de forme inconnue. IV linéaire, $f(\text{Age}_{i-720}) = g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; IV quadratique, $f(\text{Age}_{i-720}) = g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$; IV linéaire/quadratique, $g(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$ et $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; OLS linéaire, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720}$; OLS quadratique, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$.

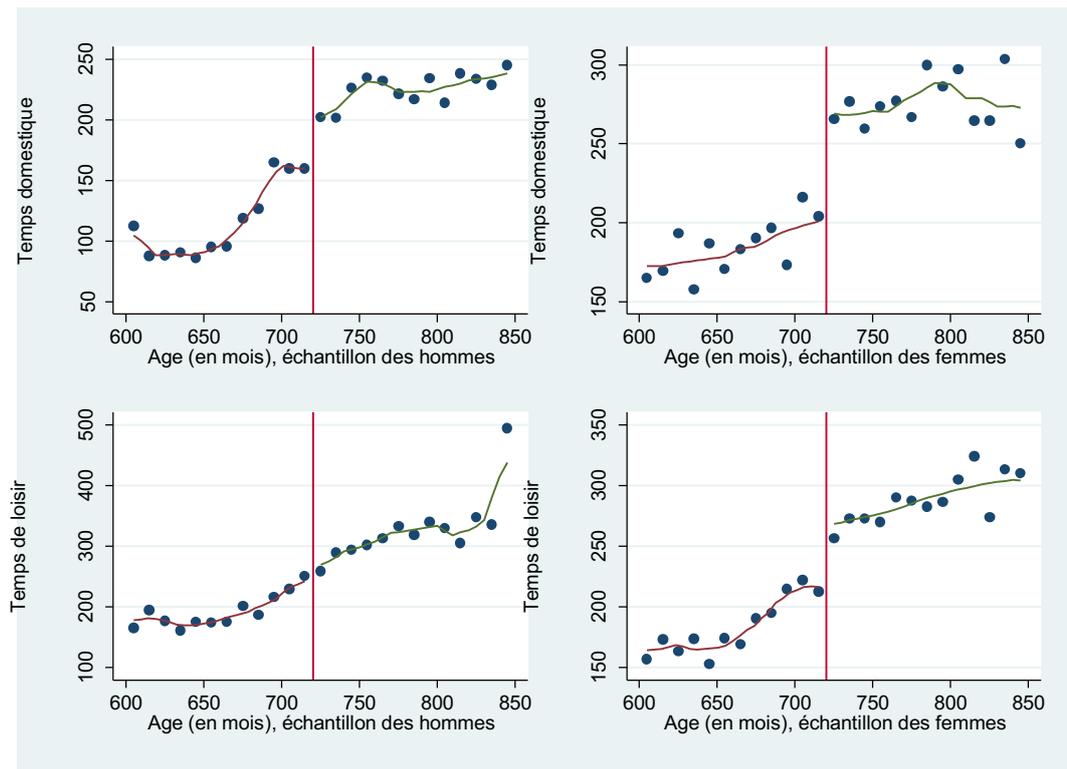
Graphique 1 : Distribution de McCrary de l'âge des individus dans l'échantillon d'analyse.



Graphique 2 : Probabilité d'être retraité en fonction de l'âge.



Graphique 3 : Temps domestique et temps de loisir, en fonction de l'âge.



Graphique 4 : Temps de sommeil et repas en fonction de l'âge.

