

Nicolas Moreau *
Elena Stancanelli^o

L'EFFET DU PASSAGE A LA RETRAITE SUR L'EMPLOI DU TEMPS DES RETRAITES

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 légal 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.

Mot clés : emplois du temps, seniors, retraites, discontinuité par régression.

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

* Université de La Réunion

^o Paris School of Economics et CNRS

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 (2015) 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 moyenne 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. 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 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

2.1. 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. Lorsqu'on ne considère que les individus âgés de 57 à 63 ans, l'échantillon inclut 768 femmes et 793 hommes.

2.2. 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.

2.3. 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).

Tableau 1. Statistiques descriptives

	Effectif	Sommeil	Repas	Tâches ménagères	Loisirs	Sports	Ordinateur	Caring	Soins personnels	Trajets	
Ensemble	E	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)
	A	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)
	R	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	E	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)
	A	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)
	R	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	E	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)
	A	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)
	R	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. E : Ensemble ; A : Actifs occupés ; R : Retraités

Si nous réduisons quelque 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. 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 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 :

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

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

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.

4.1. 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 discontinuée à 60 ans (720 mois d'âge). Les densités du test de Mc Crary sont montrées dans la Figure 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.

4.2. 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 la Figure 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.

4.3. 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 (Figure 3) ainsi que le temps alloué au sommeil et aux repas (Figure 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 dichotomie 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. Ce dernier échantillon est à préférer du point de vue méthodologique, puisqu'il inclut des individus plus proches de soixante ans, qui est le seuil d'âge minimum pour partir à la retraite en France et sur lequel s'appuie notre stratégie d'identification. Ceci dit, puisque la taille de l'échantillon diminue fortement lorsqu'on se concentre sur le groupe d'âge allant de 57 à 63 ans, plutôt que de 50 à 70 ans, les effets sont parfois estimés moins précisément lorsque la taille de l'échantillon est moindre. Idéalement on devrait calculer l'intervalle d'âge optimale pour appliquer la méthode de la régression dans la discontinuité (Lee et Lemieux, 2010), mais la taille de notre échantillon diminuant vite lorsqu'on se rapproche du point de discontinuité à 60 ans, nous avons opté pour présenter les résultats d'estimation du modèle pour ces deux échantillons d'âge.

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
F e m m e s	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
H o m m e s	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 : $g(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$. L'échantillon des femmes âgées (homme âgés) de 50 à 70 ans inclut 2232 (2273) observations contre 768 (793) observations pour l'échantillon de femmes âgées (homme âgés) 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 dichotomie d'activité Ri. 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 utilisée. 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.

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. Discussion et 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 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.

Les conclusions de notre étude, menée à l'aide des données issues de l'enquête emplois du temps pour la France de 2010 sont proches de celles de l'étude de Stancanelli et Van Soest (2012) qui utilise les données de l'enquête emplois du temps 1998-99 pour la France. Cela montre que les inégalités de genre dans le partage de tâches domestiques n'ont pas diminué au fil du temps : les hommes retraités

contribuent en moindre mesure que les femmes retraitées aux travaux domestiques tout au long de dernières décennies.

De plus, nos résultats confirment aussi les conclusions d'autres études menés pour l'Italie (Zanella et De Rose, 2019) ainsi que pour nombre de pays Européens (par exemple ; Zagheni et al. 2014), qui trouvent des fortes différences de genre dans le partage du travail domestique tout au long du cycle de vie, s'appuyant sur le transfert de temps d'une génération à l'autre, dans le cadre des comptes des transferts nationaux (NTA « National Transfer Accounts »).

Pour conclure, en dépit des fortes avancés des dernières décennies dans le domaine de l'égalité de chance homme-femme sur le marché du travail, les inégalités de genre dans le partage de tâches domestiques demeurent importantes en fin de cycle de vie, ce qui contribue à perpétuer les stéréotypes de genre d'une génération à l'autre. Les politiques actuelles pour l'égalité de chance homme-femme dans le travail rémunéré méritent d'être élargies à la sphère du travail domestique, qui reste majoritairement féminin et empêche l'égalité de genre de progresser.

Tableau 3. Effets du passage à la retraite sur le temps des tâches ménagères

Age	Fonction d'âge	Paramètre Estimé	Ecart-type Estimé	t-stat	p. critique
Femmes					
50-70	IV linéaire	127.685	21.268	6.003	0
	IV quadratique	158.058	50.008	3.161	0.002
	IV linéaire/quadratique	122.363	20.174	6.066	0
	OLS linéaire	105.326	9.068	11.616	0
	OLS quadratique	103.654	10.1	10.263	0
57-63	IV linéaire	196.955	64.594	3.049	0.002
	IV quadratique	183.702	97.998	1.875	0.06
	IV linéaire/quadratique	185.158	62.562	2.96	0.004
	OLS linéaire	108.683	11.693	9.295	0
	OLS quadratique	106.985	11.751	9.104	0
Hommes					
50-70	IV linéaire	123.841	27.662	4.477	0
	IV quadratique	67.06	78.332	0.856	0.392
	IV linéaire/quadratique	135.653	24.222	5.6	0
	OLS linéaire	151.227	8.908	16.976	0
	OLS quadratique	152.187	9.419	16.157	0
57-63	IV linéaire	94.661	97.248	0.973	0.33
	IV quadratique	286.598	178.222	1.608	0.108
	IV linéaire/quadratique	69.611	92.948	0.749	0.454
	OLS linéaire	155.325	11.364	13.668	0
	OLS quadratique	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, $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$. L'échantillon des femmes âgées (homme âgés) de 50 à 70 ans inclut 2232 (2273) observations contre 768 (793) observations pour l'échantillon de femmes âgées (homme âgés) de 57 à 63 ans.

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

Age	Fonction d'âge	Paramètre Estimé	Ecart-type Estimé	t-stat	p. critique
Femmes					
50-70	IV linéaire	24.529	15.968	1.536	0.124
	IV quadratique	37.623	37.701	0.998	0.318
	IV linéaire/quadratique	21.472	14.456	1.485	0.138
	OLS linéaire	30.94	6.809	4.544	0
	OLS quadratique	33.212	7.538	4.406	0
57-63	IV linéaire	58.68	47.891	1.225	0.22
	IV quadratique	-8.624	64.034	-0.135	0.892
	IV linéaire/quadratique	53.041	47.132	1.125	0.26
	OLS linéaire	27.099	9.48	2.858	0.004
	OLS quadratique	25.535	9.641	2.648	0.008
Hommes					
50-70	IV linéaire	77.021	17.883	4.307	0
	IV quadratique	153.036	55.245	2.77	0.006
	IV linéaire/quadratique	65.063	16.587	3.922	0
	OLS linéaire	41.607	5.792	7.183	0
	OLS quadratique	39.893	6.176	6.46	0
57-63	IV linéaire	165.533	73.248	2.26	0.024
	IV quadratique	146.48	120.509	1.216	0.224
	IV linéaire/quadratique	153.533	60.527	2.537	0.012
	OLS linéaire	43.707	7.285	5.999	0
	OLS quadratique	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, $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$. L'échantillon des femmes âgées (homme âgés) de 50 à 70 ans inclut 2232 (2273) observations contre 768 (793) observations pour l'échantillon de femmes âgées (homme âgés) de 57 à 63 ans.

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

Age	Fonction d'âge	Paramètre Estimé	Ecart-type Estimé	t-stat	p. critique
Femmes					
50-70	IV linéaire	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	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	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	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, $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$. L'échantillon des femmes âgées (homme âgés) de 50 à 70 ans inclut 2232 (2273) observations contre 768 (793) observations pour l'échantillon de femmes âgées (homme âgés) de 57 à 63 ans.

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

Age	Fonction d'âge	Paramètre Estimé	Ecart-type Estimé	t-stat	p. critique
Femmes					
50-70	IV linéaire	23.683	9.587	2.47	0.014
	IV quadratique	22.616	20.661	1.095	0.274
	IV linéaire/quadratique	23.276	9.116	2.553	0.01
	OLS linéaire	16.598	4.065	4.083	0
	OLS quadratique	15.395	4.349	3.54	0
57-63	IV linéaire	46.308	24.635	1.88	0.06
	IV quadratique	65.23	38.795	1.681	0.092
	IV linéaire/quadratique	45.419	24.583	1.848	0.064
	OLS linéaire	19.683	4.749	4.144	0
	OLS quadratique	19.439	4.802	4.048	0
Hommes					
50-70	IV linéaire	26.082	12.136	2.149	0.032
	IV quadratique	30.269	33.582	0.901	0.368
	IV linéaire/quadratique	25.255	11.573	2.182	0.03
	OLS linéaire	13.624	4.087	3.334	0
	OLS quadratique	12.1	4.416	2.74	0.006
57-63	IV linéaire	72.295	45.03	1.605	0.108
	IV quadratique	72.705	78.859	0.922	0.356
	IV linéaire/quadratique	83.596	43.336	1.929	0.054
	OLS linéaire	14.264	5.283	2.7	0.006
	OLS quadratique	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, $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$. L'échantillon des femmes âgées (homme âgés) de 50 à 70 ans inclut 2232 (2273) observations contre 768 (793) observations pour l'échantillon de femmes âgées (homme âgés) de 57 à 63 ans.

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

Age	Fonction d'âge	Paramètre Estimé	Ecart-type Estimé	t-stat	p. critique
Femmes					
50-70	IV linéaire	121.499	20.876	5.82	0
	IV quadratique	154.369	48.777	3.165	0.002
	IV linéaire/quadratique	115.439	19.774	5.838	0
	OLS linéaire	92.485	8.945	10.34	0
	OLS quadratique	89.894	9.989	8.999	0
57-63	IV linéaire	195.414	64.798	3.016	0.002
	IV quadratique	188.338	89.849	2.096	0.036
	IV linéaire/quadratique	176.184	61.028	2.887	0.004
	OLS linéaire	92.147	11.827	7.791	0
	OLS quadratique	90.676	11.899	7.621	0
Hommes					
50-70	IV linéaire	124.687	27.563	4.524	0
	IV quadratique	66.024	77.773	0.849	0.396
	IV linéaire/quadratique	136.453	24.16	5.648	0
	OLS linéaire	142.009	9.004	15.771	0
	OLS quadratique	141.52	9.58	14.773	0
57-63	IV linéaire	74.283	112.788	0.659	0.51
	IV quadratique	294.466	218.351	1.349	0.178
	IV linéaire/quadratique	40.887	102.758	0.398	0.69
	OLS linéaire	143.644	12.088	11.883	0
	OLS quadratique	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, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$. L'échantillon des femmes âgées (homme âgés) de 50 à 70 ans inclut 2232 (2273) observations contre 768 (793) observations pour l'échantillon de femmes âgées (homme âgés) de 57 à 63 ans.

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

Age	Fonction d'âge	Paramètre Estimé	Ecart-type Estimé	t-stat	p. critique
Femmes					
50-70	IV linéaire	19.893	15.983	1.245	0.214
	IV quadratique	36.899	37.118	0.994	0.32
	IV linéaire/quadratique	16.123	14.558	1.108	0.268
	OLS linéaire	28.426	6.9	4.119	0
	OLS quadratique	31.434	7.647	4.111	0
57-63	IV linéaire	63.778	48.441	1.317	0.188
	IV quadratique	4.15	59.208	0.07	0.944
	IV linéaire/quadratique	46.443	46.158	1.006	0.314
	OLS linéaire	24.455	9.699	2.521	0.012
	OLS quadratique	23.153	9.792	2.365	0.018
Hommes					
50-70	IV linéaire	78.516	17.956	4.373	0
	IV quadratique	151.991	55.26	2.75	0.006
	IV linéaire/quadratique	66.742	16.657	4.007	0
	OLS linéaire	37.157	5.886	6.313	0
	OLS quadratique	34.466	6.312	5.46	0
57-63	IV linéaire	180.391	86.073	2.096	0.036
	IV quadratique	162.29	147.174	1.103	0.27
	IV linéaire/quadratique	154.309	74.839	2.062	0.04
	OLS linéaire	39.017	7.377	5.289	0
	OLS quadratique	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, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$. L'échantillon des femmes âgées (homme âgés) de 50 à 70 ans inclut 2232 (2273) observations contre 768 (793) observations pour l'échantillon de femmes âgées (homme âgés) de 57 à 63 ans.

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

Age	Fonction d'âge	Paramètre Estimé	Ecart-type Estimé	t-stat	p. critique
Femmes					
50-70	IV linéaire	90.22	21.841	4.131	0
	IV quadratique	81.804	49.918	1.639	0.102
	IV linéaire/quadratique	91.582	20.256	4.521	0
	OLS linéaire	115.907	9.128	12.698	0
	OLS quadratique	119.877	10.107	11.861	0
57-63	IV linéaire	131.907	61.823	2.134	0.032
	IV quadratique	123.38	84.494	1.46	0.144
	IV linéaire/quadratique	140.446	59.664	2.354	0.018
	OLS linéaire	133.755	12.838	10.419	0
	OLS quadratique	133.274	12.987	10.262	0
Hommes					
50-70	IV linéaire	119.303	29.135	4.095	0
	IV quadratique	32.265	82.722	0.39	0.696
	IV linéaire/quadratique	134.634	25.278	5.326	0
	OLS linéaire	117.393	9.815	11.96	0
	OLS quadratique	113.047	10.69	10.575	0
57-63	IV linéaire	22.316	125.092	0.178	0.858
	IV quadratique	8.613	212.651	0.041	0.968
	IV linéaire/quadratique	52.686	111.687	0.472	0.638
	OLS linéaire	101.532	13.748	7.385	0
	OLS quadratique	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, $f(\text{Age}_i-720) = \text{Age}_i-720 + (\text{Age}_i-720)^2$. L'échantillon des femmes âgées (homme âgés) de 50 à 70 ans inclut 2232 (2273) observations contre 768 (793) observations pour l'échantillon de femmes âgées (homme âgés) de 57 à 63 ans.

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

Age	Fonction d'âge	Paramètre Estimé	Ecart-type Estimé	t-stat	p. critique
Femmes					
50-70	IV linéaire	22.565	9.777	2.308	0.02
	IV quadratique	20.105	20.582	0.977	0.328
	IV linéaire/quadratique	22.405	9.312	2.406	0.016
	OLS linéaire	15.502	4.086	3.794	0
	OLS quadratique	14.178	4.333	3.272	0.002
57-63	IV linéaire	43.052	24.886	1.73	0.084
	IV quadratique	65.383	34.85	1.876	0.06
	IV linéaire/quadratique	44.268	24.476	1.809	0.07
	OLS linéaire	18.898	4.817	3.923	0
	OLS quadratique	18.806	4.888	3.848	0
Hommes					
50-70	IV linéaire	24.728	12.226	2.023	0.044
	IV quadratique	24.157	33.817	0.714	0.476
	IV linéaire/quadratique	24.938	11.63	2.144	0.032
	OLS linéaire	12.282	4.107	2.99	0.002
	OLS quadratique	10.451	4.486	2.33	0.02
57-63	IV linéaire	77.355	52.416	1.476	0.14
	IV quadratique	81.024	95.436	0.849	0.396
	IV linéaire/quadratique	12.282	4.107	2.99	0.002
	OLS linéaire	12.378	5.433	2.278	0.022
	OLS quadratique	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, $f(\text{Age}_{i-720}) = \text{Age}_{i-720} + (\text{Age}_{i-720})^2$. L'échantillon des femmes âgées (homme âgés) de 50 à 70 ans inclut 2232 (2273) observations contre 768 (793) observations pour l'échantillon de femmes âgées (homme âgés) de 57 à 63 ans.

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

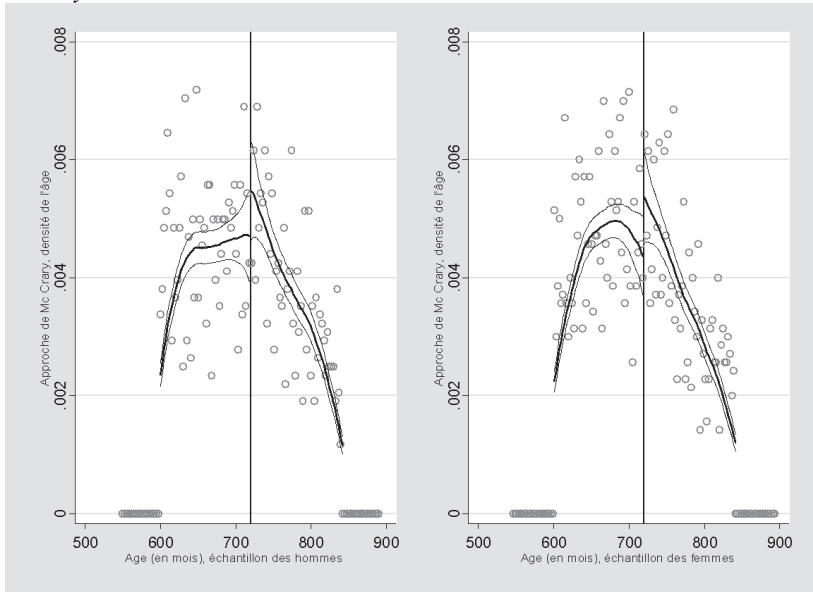


Figure 2. Probabilité d'être retraité en fonction de l'âge

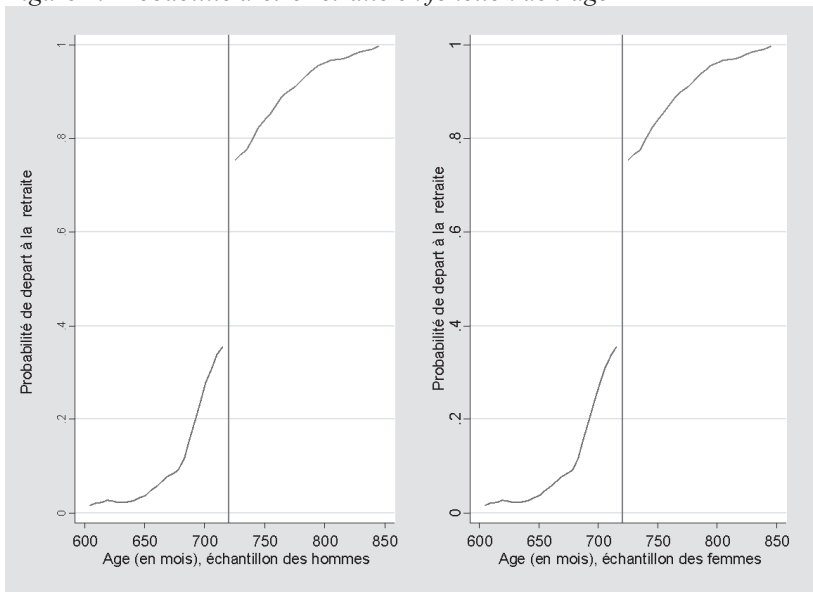


Figure 3. Temps domestique et temps de loisir, en fonction de l'âge

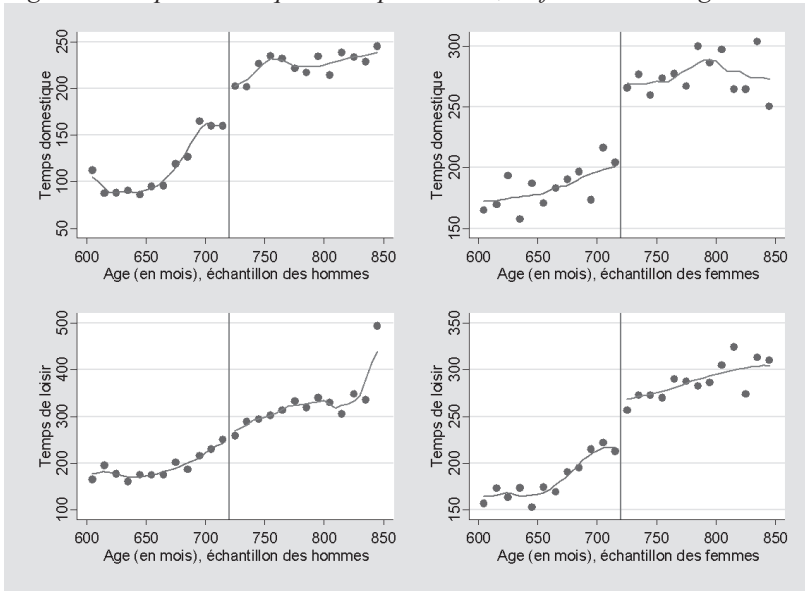
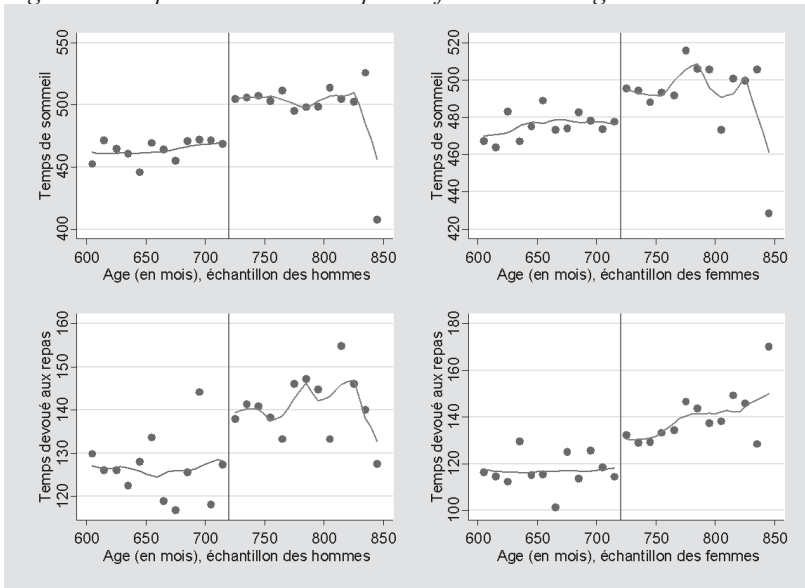


Figure 4. Temps de sommeil et repas en fonction de l'âge



Références

- BATTISTIN E., BRUGIAVINI A., RETTORE E., Guglielmo WEBER G. (2009), The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach, *American Economic Review*, 99(5):2209-2226.
- BLANCHET D., PELE L.P., (1997), Social Security and Retirement in France, *NBER Working Paper* No. 6214.
- GARY-BOBO R., ROBIN J.M. (2014), La question des redoublements. Analyse économique et problèmes statistiques, *Revue Economique*, 65 (1), pp. 5-45.
- HAIRAUT J.O., LANGOT F., SOPRASEUTH T. (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 D.S., STANCANELLI E. (2015), Long workweeks and strange hours, *Industrial and Labor Relations Review*, 2015, 68(5), 1007-1018.
- HURD M.D., ROHWEDDER S. (2008), The Retirement Consumption Puzzle: Actual Spending Change in Panel Data, *NBER Working Paper* No. 13929.
- HURST E. (2008), The Retirement of a Consumption Puzzle.” *NBER Working Paper* No. 13789.
- LEE D.S., LEMIEUX T. (2010), Regression Discontinuity Designs in Economics, *Journal of Economic Literature*, 48: 281-355.
- McCRARY J. (2008), Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test, *Journal of Econometrics*, 142: 698-714.
- MENNITI A., DEMURTAS P., ARIMA S., DE ROSE A. (2015), Housework and Childcare in Italy: a persistent case of gender inequality, *Genus*, 71(1), 79-108.
- BOULIN J.Y., LASNARD L. (2017), Chapitre 4. Les coûts sociaux du travail dominical, dans Boulouin J., Lesnard L. (Dir), *Les batailles du dimanche : L'extension du travail dominical et ses conséquences sociales*, Paris cedex 14: Presses Universitaires de France, 137-170.
- MOREAU N., STANCANELLI E. (2015), Household Consumption at Retirement : a Regression Discontinuity Study on French Data, *Annales d'Economie et Statistique*, 117-118, 253-276.
- SEDILLOT B., WALRAET E. (2002), La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix? *Economie et Statistique*, 357-358: 79-102.

- STANCANELLI E., VAN SOEST A. (2012), Retirement and Home Production: A Regression Discontinuity approach, *American Economic Review*, 102 (3), 600-605.
- VAN DER KLAAUW W., (2008), Regression-Discontinuity Analysis: A Survey of Recent Developments in Economics, *Labour*, 22(2), 219-245.
- ZAGHENI E., ZANNELLA M., MOVSESYAN G., WAGNER B. (2014). *A comparative analysis of European time transfers between generations and genders*. Springer.
- ZANNELLA M., DE ROSE A. (2019). Stability and change in family time transfers and workload inequality in Italian couples, *Demographic Research*, 40, 49-60