

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES
Séance plénière du 27 mai 2015 à 9 h 30
« Les comportements et les âges de départ à la retraite »

Document N°9
<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

Coordination des calendriers de cessation d'activité au sein des couples

Y. Dubois et M. Koubi, note INSEE

Direction des Études et Synthèses Économiques
Département des Études Économiques
Division "Redistribution et Politiques Sociales"

NOTE

Dossier suivi par :
Yves Dubois - Malik Koubi
Tél. : 01 41 17 60 76
Mél : DG75-G210

Malakoff, le 13 mai 2015
N° 12/DG75-G210/

Objet : Coordination des calendriers de cessation d'activité au sein des couples

Coordination des calendriers de cessation d'activité au sein des couples après la réforme des retraites de 2010

Yves Dubois
Malik Koubi

Version provisoire : ne pas citer

Introduction

La plupart des études traitant des comportements d'offre de travail font l'hypothèse que la décision d'activité résulte d'un arbitrage purement individuel. Des études récentes mettent au contraire en évidence des phénomènes de coordination au sein des couples qui ont des répercussions importantes en matière d'offre de travail des conjoints. Le statut d'activité du conjoint ainsi que d'autres déterminants familiaux jouent un rôle important dans les choix d'activité. Goux et al. (2014) s'intéressent à l'offre de travail conjointe des couples biactifs et utilisent le choc exogène constitué par la réduction légale du temps de travail en France entre 1998 et 2002 pour identifier un effet du niveau d'activité de l'un des conjoints sur celui de l'autre conjoint. L'interprétation qu'en font les auteurs est qu'il existe une complémentarité dans les préférences pour le loisir des conjoints : le temps passé ensemble en loisir est plus valorisé que le temps passé seul.

Cette note s'intéresse aux interactions analogues entre l'offre de travail des conjoints au sein des couples, mais dans un cadre différent qui est celui des fins de carrière. Les données de l'enquête Emploi sur la période entre 2008 et 2014, que nous utilisons principalement, suggèrent qu'à écart d'âge donné entre conjoints, ceux-ci ont tendance à cesser leur activité à la même date. Les résultats d'enquêtes plus qualitatives, telles que celle sur les « Motivations de départ à la retraite », font également apparaître, sur une base déclarative, l'importance des considérations personnelles et familiales dans les préférences des agents quant au choix de la date de départ à la retraite (par exemple, parmi les nouveaux retraités de la CNAV en 2012-2013, 18 % déclarent que le fait que leur conjoint partait ou était déjà parti à la retraite a joué – « beaucoup », « assez » ou « un peu » – dans leur propre décision de départ à la retraite, et 13 % de ceux qui ont prolongé leur carrière au-delà du minimum possible déclareraient que le fait d'attendre le départ à la retraite de leur conjoint a joué sur leur propre décision de prolongement d'activité).

Nous examinons principalement la cessation d'activité plutôt que le départ à la retraite. Ce choix se justifie par les contraintes institutionnelles qui pèsent sur la date de liquidation, dans le choix de laquelle les préférences des agents bénéficient d'une moindre latitude pour s'exprimer. La cessation d'activité relève davantage de critères personnels.

Cette note est issue d'un travail en cours. Elle constitue un point d'avancement d'une étude dont les conclusions finales seront produites ultérieurement. Elle traite de la littérature récente sur le thème de la coordination au sein des couples, présente un certain nombre de statistiques éclairant le sujet ainsi que les méthodes envisagées pour établir les résultats économétriques finaux. Ces derniers en revanche, non entièrement finalisés à ce stade, ne sont évoqués que de manière qualitative dans la note.

Il existe à ce jour peu d'études qui traitent de la coordination des calendriers de départ à la retraite ou de cessation d'activité au sein des couples. La plupart d'entre elles se basent sur une approche structurelle modélisant la complémentarité des loisirs entre les deux conjoints du couple à l'aide de fonctions d'utilité bien choisies. C'est le cas de Gustman *et al.* (2000), qui teste directement l'hypothèse de complémentarité des préférences des conjoints, tandis



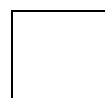
que Blau (1998) estime un modèle structurel de transitions couplées pour mesurer les effets d'une augmentation des prestations de la Sécurité sociale à 65 ans. Dans une approche plus empirique, Banks, Blundell et Casanova (2007) exploitent des différences entre les âges de liquidation des femmes aux E-U et au R-U pour identifier l'impact de la cessation d'activité de la femme sur l'activité de leur conjoint.

Deux méthodes plus empiriques sont envisageables pour mettre en évidence économétriquement une coordination entre les comportements d'activité des conjoints en fin de vie active. Chacune de ces méthodes utilise une variation exogène de l'activité de l'un des conjoints et en mesure l'effet sur l'activité de l'autre conjoint. La première méthode consiste à effectuer une régression par discontinuité en s'appuyant sur la forte variation de la probabilité d'être actif au moment où un salarié dépasse son âge d'ouverture des droits (AOD) à la retraite. Elle a été appliquée par E. Stancanelli (2012) aux enquêtes emploi annuelles de 1990 à 2002. Pour un ménage, des discontinuités peuvent s'observer à deux dates correspondant aux moments où chacun des deux conjoints atteint son AOD. Grâce à l'écart d'âge qui existe entre les conjoints, ces dates sont statistiquement discernables, ce qui permet de mesurer un effet direct du passage de l'AOD (sur la personne concernée par la réforme) et un effet indirect (sur son conjoint).

La seconde méthode exploite la variation exogène du taux d'activité induite par la réforme des âges légaux de la retraite de 2010 qui prend effet pour les générations nées à partir de 1951. Les réformes des âges légaux de la retraite ont généralement des effets importants sur l'activité aux âges élevés (Mastrobuoni, 2009 ; Staubli et Zweimuller, 2013). Cette variation exogène de la probabilité d'être actif pour le conjoint touché par la réforme entraîne également une variation de la probabilité d'être actif pour l'autre conjoint. La réforme de 2010 a programmé une augmentation de l'âge d'ouverture des droits (AOD) de 60 à 62 ans de la génération 1951 à la génération 1955. L'âge d'ouverture des droits est l'âge minimal auquel une retraite peut être liquidée (sauf exceptions). Cette réforme est unique dans le paysage français des 25 dernières années, les âges légaux n'ayant pas été modifiés par les réformes précédentes comme celle de 1993 (Bozio, 2011) ou de 2003. Les règles de liquidation confèrent à ce type de réforme un caractère particulièrement incitatif à reporter son âge de cessation d'activité. De plus, la rapidité de sa mise en œuvre et sa relative imprévisibilité la rapprochent d'une expérience naturelle.

Une telle approche a été utilisée par Cribb *et al.* (2013), qui s'appuient sur l'augmentation de l'âge d'ouverture des droits (« *state pension age* ») pour les femmes au Royaume-Uni pour identifier l'impact de l'activité de celles-ci sur l'activité de leur conjoint. Cet âge passe 60 à 65 ans entre 2010 et 2020. La réforme est annoncée depuis 15 ans au moment de sa mise en œuvre et l'étude se concentre sur les premiers âges touchés par la réforme (60 et 61 ans). Les auteurs utilisent une approche en différence de différences. Ils estiment à 7,5 points l'impact de la réforme de l'âge légal de départ des femmes sur leur propre taux d'activité et à 4,3 points l'impact sur le taux d'activité de leur conjoint.

La première partie de la note décrit la source de données utilisée et présente des statistiques sur l'échantillon retenu. La deuxième partie s'intéresse à la corrélation des comportements d'activité des conjoints des couples en fin de carrière, à la fois sur les dates de départ et sur la probabilité d'être actif et présente une première piste d'identification exploitant la discontinuité de cette probabilité au passage de l'AOD. La troisième partie exploite la piste complémentaire d'identification basée sur la variation exogène du taux d'activité induite par la réforme des âges légaux de la retraite de 2010.



I- Les données utilisées

Cette étude utilise l'enquête Emploi sur la période 2008-2014. L'enquête Emploi est produite selon un calendrier trimestriel, les logements enquêtés sont tirés au sort. Ces logements sont interrogés par vagues trimestrielles. Chaque ménage est interrogé durant 6 vagues consécutives. L'information collectée est particulièrement riche concernant les parcours professionnels de chacun des individus du logement. Chaque trimestre, un sixième de l'échantillon est renouvelé, les logements ayant été interrogés six fois sortent de l'échantillon et une nouvelle vague de logements est tirée au sort. Chaque individu de chaque logement est interrogé sur son statut à l'égard de l'activité au sens du B.I.T. (Bureau international du travail) pour une semaine de référence du trimestre. L'enquête comporte de plus un calendrier rétrospectif sur les situations mensuelles à l'égard de l'emploi. En première interrogation ce calendrier rétrospectif porte sur les douze derniers mois et pour les cinq interrogations suivantes sur les trois derniers mois. Ce calendrier rétrospectif est déclaratif, le statut à l'égard de l'activité s'éloigne donc de la définition du B.I.T. Le questionnaire de l'enquête Emploi a été rénové au 1^{er} trimestre 2013, certaines reformulations ont modifié la teneur des réponses apportées en particulier pour les questions relative au statut à l'égard de l'activité. L'utilisation du calendrier rétrospectif permet d'atténuer ces changements entre les enquêtes.

L'enquête emploi permet d'apprécier, par sa disponibilité rapide, l'impact sur l'activité de la réforme des âges légaux de la retraite de 2010. Elle permet de plus de disposer d'une information au trimestre ou au mois près sur l'activité et sur l'ancienneté de la cessation d'activité ainsi que, à partir de 2013, sur l'ancienneté du départ à la retraite. Elle permet enfin d'identifier les couples ainsi que la constitution des ménages en particulier les enfants encore présents dans le ménage. En revanche, l'enquête ne comporte pas de calendrier rétrospectif complet sur l'ensemble de la carrière et ne permet donc pas de calculer le nombre de trimestres validés pour la retraite. Pour les générations liquidant sur la période, une approximation de cette durée d'assurance est obtenue avec l'âge de fin d'étude présent dans l'enquête, ces générations en particulier pour les hommes connaissant peu d'interruption dans la carrière.

Un certain nombre de filtrages a été réalisé (tableau 1). On exclut du champ d'étude les personnes pouvant partir avant l'âge légal d'ouverture des droits ou pouvant partir au taux plein avant d'avoir validé la durée d'assurance requise. Faut de repérer exactement les personnes bénéficiant des départs anticipés pour longue carrière, nous avons écarté dans la plupart des exploitations les personnes ayant commencé à travailler avant l'âge de 18 ans. Nous avons également restreint le champ au secteur privé, faute de pouvoir identifier les catégories actives de la fonction publique et nous n'avons pas retenu les personnes handicapées (adultes bénéficiant de l'AAH) et les invalides (personnes inactives pour cause d'invalidité) pouvant bénéficier d'une pension d'invalidité avant liquidation des droits au régime de retraite. On ne peut en revanche exclure du champ les personnes – en nombre limité – partant au titre de la pénibilité ou les retraites amiante faute d'information dans l'enquête emploi.

On s'intéresse plus particulièrement aux âges autour de l'âge légal d'ouverture des droits à la retraite. Pour la période étudiée (2008-2014), on dispose de l'ensemble de l'information sur les générations 1949 à 1952, pour les âges de 58 ans à 62 ans (tableau 2). Ces générations ont des caractéristiques proches (tableau 3).

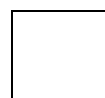


Tableau1 : Statistiques sur l'échantillon retenu
Nombre de personnes interrogées selon le champ retenu :

Génération	1949	1950	1951	1952
Nombre total de personnes entre 55 et 65 ans en couple				
- moins couples dont un des conjoints est fonctionnaire	43 080	43 284	43 308	42 522
- moins couples dont un des conjoints perçoit l'AAH	38 688	37 950	36 870	34 686
- moins couples dont un des conjoints est en invalidité	38 304	37 488	36 330	33 984
- moins couples dont un des conjoints a commencé à travailler avant 18 ans	37 950	36 996	35 742	33 192
	11 118	10 548	10 752	9 900
Nombre total de statuts à l'égard de l'activité observés (BIT) pour l'ensemble des personnes entre 55 et 65 ans en couple	199 308	201 480	202 356	197 162
Nombre total de statuts à l'égard de l'activité déclaration en rétrospectif pour l'ensemble des personnes entre 55 et 65 ans en couple	597 924	604 440	607 068	591 486

Source : enquête emploi 2008-2014
Champ : salariés en couple du secteur privé

Tableau2 : Effectifs par cohorte

Nombre de personnes interrogées par âge et génération :

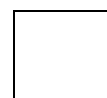
	1 949	1 950	1 951	1 952
hommes :				
58	3 028	5 960	7 358	8 032
59	6 325	7 402	7 678	8 007
60	7 256	8 449	7 739	7 746
61	8 347	8 177	7 734	7 340
62	8 054	7 917	7 493	3 462
femmes :				
58	2 902	5 778	6 974	7 779
59	5 961	6 724	8 273	7 546
60	7 140	7 350	8 077	7 391
61	7 468	7 615	7 462	6 924
62	7 506	7 469	7 378	3 090

Source : enquête emploi 2008-2014
Champ : salariés en couple du secteur privé âgés entre 58 et 62 ans

Tableau 3 : Caractéristiques moyennes selon le sexe et la cohorte

Sexe	Hommes				Femmes			
	1949	1950	1951	1952	1949	1950	1951	1952
Génération								
Age moyen de fin d'étude	18,2	18,1	18,0	18,2	17,5	17,4	17,6	17,7
Ecart d'âge moyen entre conjoints	2,9	3,0	3,0	3,1	-2,0	-2,0	-1,9	-2,0
Age moyen dans l'échantillon	60,9	59,9	58,9	57,9	60,8	59,9	58,9	57,9
Statut d'occupation du logement :								
Propriétaire (accédant)	7,3	8,9	10,3	11,5	5,8	6,2	7,5	10,0
Propriétaire (non-accédant)	74,3	71,9	71,5	67,0	79,4	76,1	76,0	71,6
Locataire HLM	8,8	9,3	8,3	9,7	5,8	9,2	7,8	8,4
Autre locataire	9,6	9,8	9,9	11,8	9,0	8,5	8,7	10,0
Diplôme le plus élevé obtenu agrégé								
baccalauréat ou sup	30,8	30,5	30,6	30,4	28,3	27,0	29,5	31,5
CAP, BEP	31,1	33,0	32,4	32,7	22,8	22,4	23,3	24,5
Brevet, sans diplôme	38,1	36,5	37,0	36,9	48,9	50,7	47,2	44,1

Source : enquête emploi 2008-2014
Champ : salariés en couple du secteur privé âgés entre 58 et 62 ans

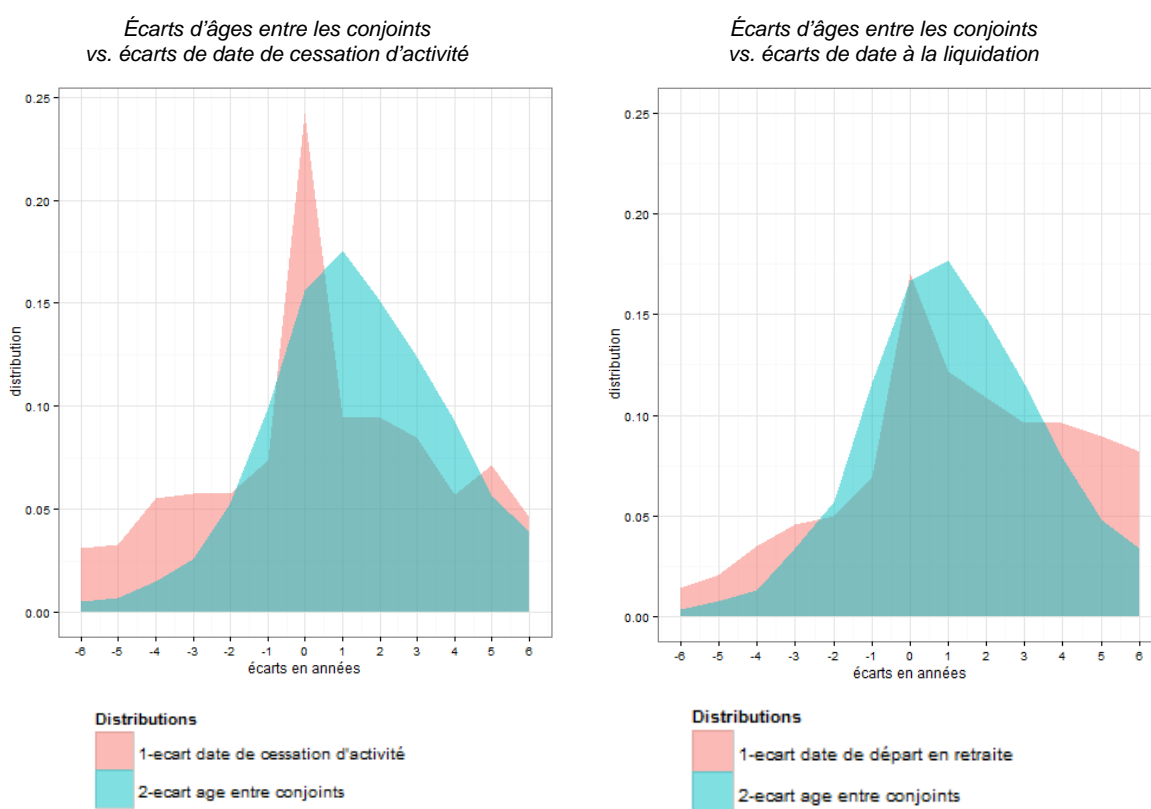


II- Les dates de cessation d'activité sont coordonnées au niveau du ménage

II-1 Quel que soit l'écart d'âge des conjoints, ceux-ci ont tendance à cesser leur activité à la même date

Pour apprécier l'interaction des décisions de cessation d'activité entre conjoints, il convient de tenir compte de l'écart d'âge entre ceux-ci. Une première approche consiste à comparer la distribution des écarts d'âge entre les deux conjoints et la distribution des écarts de date de cessation d'activité (figure 1). Il apparaît qu'une part importante des couples cesse son activité de manière simultanée, et que cette concomitance dans la date de cessation d'activité ne peut s'expliquer par une contrainte légale d'âge d'ouverture des droits similaire à la même date. En revanche, l'effet sur l'âge de liquidation des droits à la retraite est beaucoup moins marqué. La simultanéité de la cessation d'activité se traduit donc par une cessation d'activité plus anticipée pour les femmes par rapport au départ à la retraite que pour leur conjoint.

Figure 1 : Distribution des écarts d'âge des conjoints versus écarts entre les dates de cessation d'activité ou de départ à la retraite au sein des couples



Note : écarts [âge homme – âge femme] en ce qui concerne les âges des conjoints et [date femme – date homme] en ce qui concerne les dates de cessation d'activité et de liquidation.

Champ : Couples dont les deux conjoints ont entre 65 et 75 ans

Source : enquête Emploi 2013

La distribution jointe de l'écart d'âge entre les conjoints d'une part et l'écart de date de cessation d'activité d'autre part précise ce résultat (figure 2). Elle met en évidence que, s'il y a une part importante des couples dont les deux conjoints partent au même âge (densités importantes sur la diagonale), pour chaque écart d'âge la part des couples dont les deux conjoints partent simultanément est plus élevée (axe horizontal). Cet effet est beaucoup plus faible pour les âges de liquidation, beaucoup plus concentrés sur la diagonale (les deux conjoints partent au même âge mais pas forcément à la même date). Pour les âges de liquidation, apparaît de plus une seconde diagonale correspondant aux situations où l'homme liquide sa retraite à 60 ans et sa conjointe à 65 ans. Les femmes tendent à cesser leur activité plus jeunes mais à liquider leur retraite plus tard que leur conjoint.

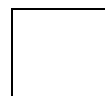
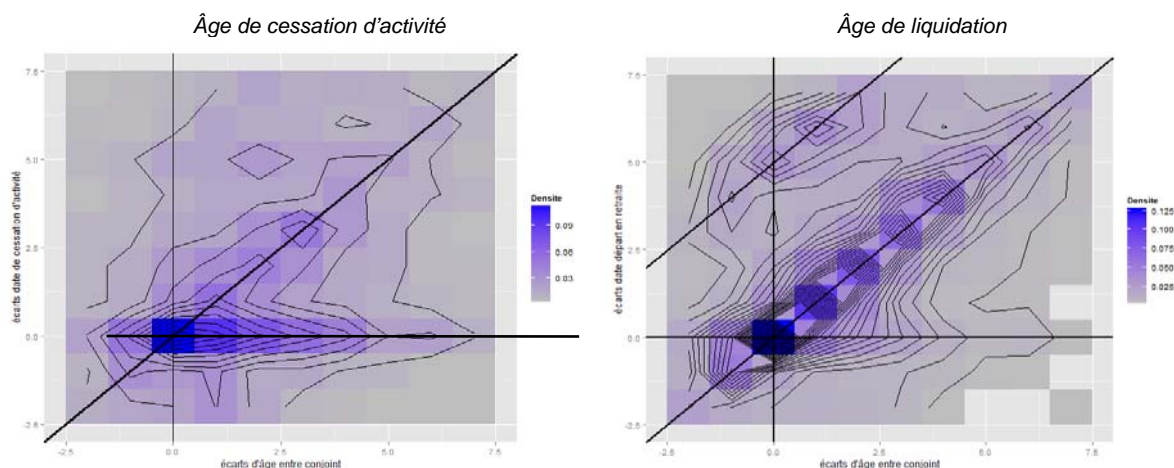


Figure 2 : Distribution des ménages selon l'écart d'âge entre les conjoints et l'écart de date de cessation d'activité ou de départ à la retraite



Source : enquête Emploi

Champ : salariés en couple du secteur privé

Lecture : le graphique de gauche représente la densité jointe des couples selon l'écart d'âge des conjoints et l'écart de date de cessation d'activité. Le graphique de droite est similaire mais on considère les dates de départ à la retraite au lieu des dates de cessation d'activité. Graphique de gauche : les densités les plus élevées (en bleu foncé) sont essentiellement sur la droite diagonale (les deux conjoints partent au même âge) et sur la droite horizontale (les deux conjoints partent à la même date). Au-dessus de la droite horizontale, la femme part après son conjoint. À droite de la droite verticale, l'homme est plus âgé que sa conjointe. Graphique de droite : la deuxième diagonale représente les couples dont la femme liquide sa pension à un âge plus élevé de cinq ans par rapport à l'âge de départ de son conjoint (correspondant généralement à la situation où l'homme part à 60 ans et sa conjointe à 65 ans).

II-2 On observe un « saut » de la probabilité d'être actif lorsque le salarié passe son âge d'ouverture des droits à la retraite (AOD)

L'âge d'ouverture des droits constitue un âge pivot pour la cessation d'activité. Le taux d'activité baisse fortement au passage de ce seuil car les règles de liquidation des pensions rendent très dissuasives la cessation d'activité avant cet âge. L'incitation du salarié à prolonger son activité jusqu'à l'AOD est d'autant plus forte qu'en l'absence de revenus alternatifs et en raison de contraintes de crédit qui peuvent être importantes, les salariés n'ont pas tous la possibilité de cesser leur activité avant l'AOD, sous peine de voir leur revenu chuter durant la période située entre l'AOD avant et après réforme. Enfin, l'âge minimal légal de la retraite est porteur d'un effet de norme sociale non négligeable, bien que difficile à quantifier (Mastrobuoni, 2009).

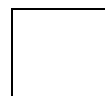
Si on définit la variable S_j comme la durée qui sépare l'individu j de son AOD, la probabilité d'être actif présente donc de manière prévisible une discontinuité en $S_j=0$.

$$S_j = age_j - AOD_j$$

$$P(T_j = 1 | S_j) \text{ présente une discontinuité en } S_j = 0$$

II-3 On observe également un saut de moindre ampleur lorsque le conjoint passe son AOD

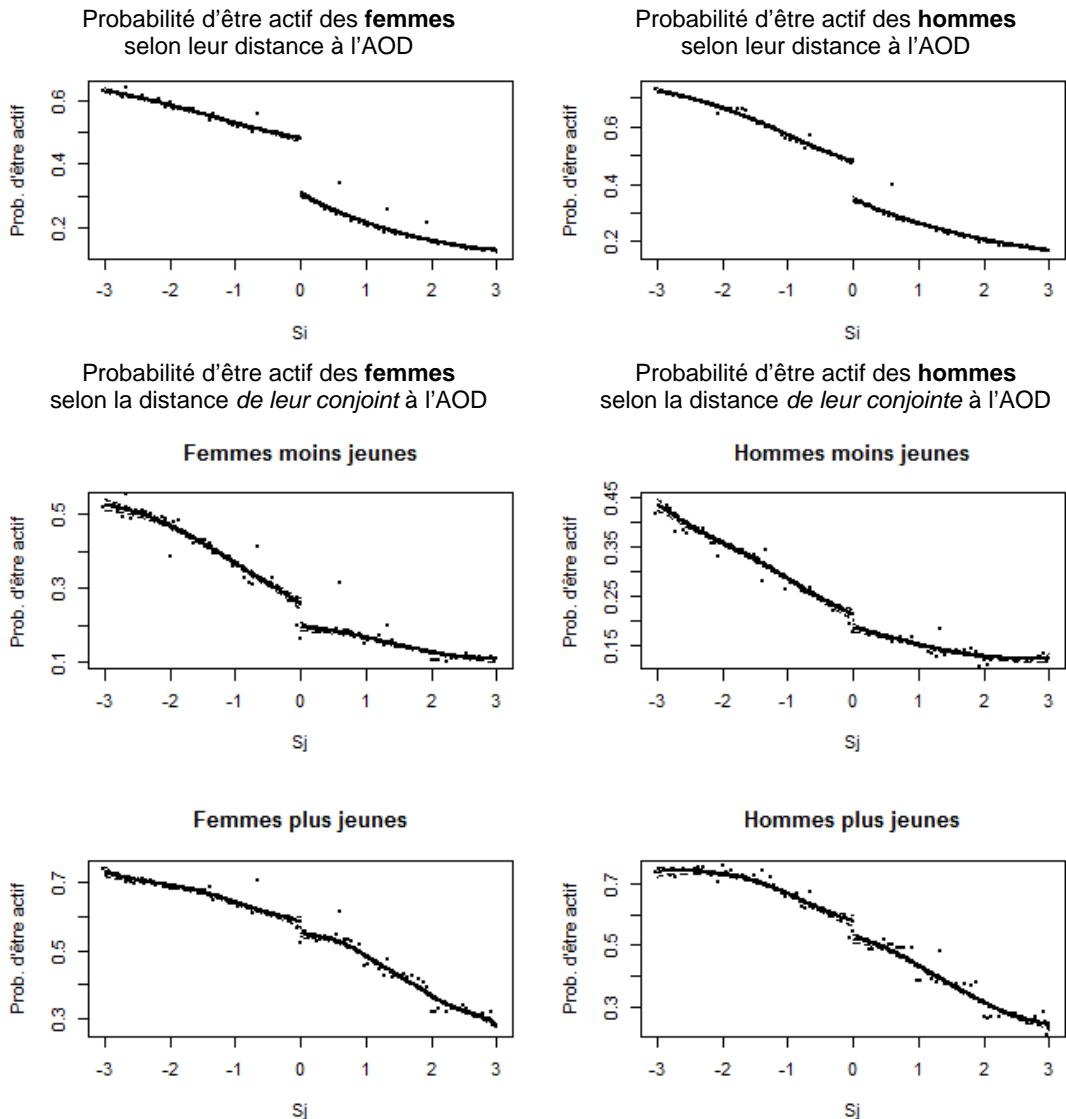
Le point remarquable est qu'on observe également une discontinuité lorsque le conjoint passe son AOD. Ce point est très important car on peut montrer dans ces conditions que l'effet de l'activité de j sur celle de i s'exprime en fonction de ces deux discontinuités.



$$\frac{\lim_{S_j \rightarrow 0^+} E(A_i | S_j) - \lim_{S_j \rightarrow 0^-} E(A_i | S_j)}{\lim_{S_j \rightarrow 0^+} E(A_j | S_j) - \lim_{S_j \rightarrow 0^-} E(A_j | S_j)} \quad (1)$$

Les statistiques non paramétriques montrent que la variable d'activité A_i est une fonction décroissante du seuil S_i , avec une nette discontinuité en 0, pour les femmes et pour les hommes (figure 3). Le graphe de A_i en fonction de S_j présente également une discontinuité, beaucoup moins marquée que la première. Cette discontinuité est, de plus, variable selon l'âge relatif des conjoints.

Figure 3 : Estimation locale lissée de la relation entre le taux d'activité et la différence entre l'âge courant et l'AOD, pour le principal et pour le conjoint

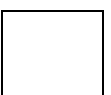


Source : enquête Emploi 2008-2014

Champ : salariés en couple du secteur privé

Lecture : les graphiques de gauche concernent les femmes et les graphiques de droite les hommes. Les deux premiers graphiques du haut représentent la probabilité d'être actif du principal en fonction de la variable $S_i = \text{age}_i - \text{AOD}_i$ (donc de sa situation par rapport à son propre AOD).

Dans les quatre graphiques suivants, l'abscisse représente la situation du conjoint par rapport à son AOD ($S_j = \text{age}_j - \text{AOD}_j$). Les deux graphiques du milieu correspondent à la situation où l'âge du principal est supérieur à l'âge du conjoint et c'est l'inverse pour les graphiques du bas.



II-4 Une preuve plus formelle de l'interdépendance entre les cessations d'activité consiste à réaliser une régression par discontinuité

L'équation (1) offre une première approche pour évaluer formellement la coordination des comportements d'activité au sein des couples. La régression par discontinuité (RD) repose sur l'hypothèse que les caractéristiques inobservables des individus sont proches de part et d'autre de la discontinuité, ce qui garantit que la discontinuité observée tient uniquement au passage du seuil et non à une autre hétérogénéité que l'on n'observerait pas entre les populations situées de part et d'autre de ce seuil. L'estimation est « locale » en ce sens qu'elle n'identifie l'effet que sur une sous-population particulière : celle des personnes situées au voisinage de la discontinuité.

L'estimation des limites supérieures et inférieures au niveau de la valeur du seuil s'obtient empiriquement par une modélisation de la probabilité d'être actif à l'aide de fonctions polynômiales de la variable de seuil S de part et d'autre de la discontinuité. Cette modélisation prend en compte la discontinuité directe (passage de l'AOD par la personne considérée, notée i) et la discontinuité croisée (passage de l'AOD par le conjoint, notée j).

$$P_{ant_i} = P_i^- . a^-$$

$$P_{pos_i} = P_i^+ . a^+$$

De même, pour la discontinuité relative au passage de l'AOD par le conjoint :

$$P_{ant_j} = P_j^+ . b^+$$

$$P_{pos_j} = P_j^- . b^-$$

Le modèle finalement estimé est le suivant :

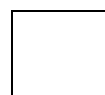
$$A_{i,t} = \alpha + \lambda_t + \delta_c + P_{i,t}^- . a^- + P_{i,t}^+ . a^+ + P_{j(i),t}^- . b^- + P_{j(i),t}^+ . b^+ + X_{i,t} \beta_1 + Y_{j(i),t} \beta_2 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Il comprend des effets de date λ_t et de cohorte δ_c , les polynômes en S_i et S_j dont les constantes captent la discontinuité. Les variables X Y sont des caractéristiques personnelles de l'individu considéré et de son conjoint. Elles comportent le diplôme pour les deux conjoints et des variables communes pouvant jouer sur la probabilité d'être actif : nombre d'enfants à charge, statut d'occupation logement (propriétaire, locataire, accédant, autre). Les paramètres d'intérêt sont les différences entre les constantes des polynômes de part et d'autre de la discontinuité.

$$\hat{\alpha}_1 = \hat{a}_0^- - \hat{a}_0^+$$

$$\hat{\alpha}_2 = \hat{b}_0^- - \hat{b}_0^+$$

L'estimation a été effectuée pour les femmes et les hommes séparément. A ce stade, les résultats ne sont pas définitifs. Quelques enseignements qualitatifs peuvent néanmoins en être tirés. Les paramètres d'intérêt sont les différences entre les constantes des polynômes de part et d'autre de la discontinuité. On retrouve une mesure élevée de l'effet direct sur la probabilité d'être actif (entre 15 et 20 points, avec peu de différences entre les hommes et les femmes). Le second terme se révèle bien moins élevé (compris entre 1 et 5 points) mais significatif à la fois pour les femmes et pour les hommes. Cependant, pour ces derniers, le coefficient estimé est sensiblement moins élevé. Les femmes auraient donc plus tendance que les hommes à cesser leur activité lorsque leur conjoint le fait, en partie du fait des écarts d'âge, les hommes atteignant leur AOD en premier.



III- Une seconde approche exploitant la réforme de 2010

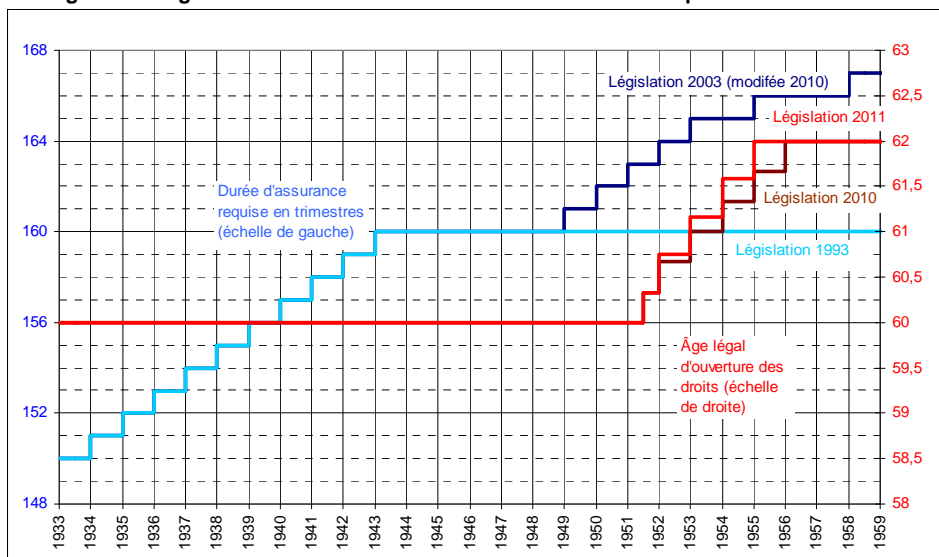
L'approche que nous proposons dans cette section consiste à exploiter une autre source de variation exogène de l'activité, celle induite par la réforme des âges légaux de la retraite de 2010 – et plus spécifiquement, parmi les diverses mesures de cette réforme, le relèvement de deux ans, de 60 à 62 ans, de la borne d'âge minimal d'ouverture des droits. Elle consiste à comparer la probabilité d'être actif, à âge égal, entre les salariés des cohortes touchées par la réforme et ceux des cohortes qui ne l'ont pas été. Cette approche est classiquement utilisée dans les études évaluant les réformes des retraites (Cribb *et al.* 2014, Bozio 2011).

Nous rappelons que la réforme des âges légaux de la retraite de 2010 a eu un effet important sur les comportements de départ des générations dont elle a modifié l'AOD et elle est donc bien à l'origine d'une variation exogène de l'activité des seniors. Nous présentons ensuite l'approche économétrique permettant d'estimer l'effet direct de la réforme et son effet indirect (sur le conjoint) et discutons de manière qualitative des résultats obtenus.

III-1 La réforme des retraites de 2010 a sensiblement décalé les âges de cessation d'activité

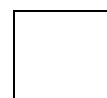
La réforme des retraites de 2010 est unique dans le paysage français des retraites des 25 dernières années car c'est la seule qui ait programmé l'augmentation rapide et substantielle des âges légaux (figure 4). L'âge d'ouverture des droits est l'âge minimal auquel une retraite peut être liquidée (sauf exceptions) et l'âge d'annulation de la décote est l'âge auquel le salarié peut partir sans décote, cette condition pouvant alternativement être obtenue grâce à la validation d'un nombre de trimestres suffisant. L'âge d'ouverture des droits (hors départs anticipés) passe de 60 ans (génération 1950) à 62 ans (génération 1955) et l'âge d'annulation de la décote de 65 ans (génération 1950) à 67 ans (génération 1955).

Figure 4 : Législation : âge d'ouverture des droits et durée d'assurance requise



Lecture : la réforme de 2003 a porté le nombre de trimestres cibles du régime général de 160 trimestres pour la génération 1948 à 167 trimestres pour la génération née en 1958. La réforme de 2010 a porté l'âge d'ouverture des droits de 60 à 62 ans des générations nées en 1951 (1^{er} semestre) à celles nées en 1955.

La réforme des âges légaux de la retraite de 2010 constitue un changement conséquent pour les salariés des cohortes touchées. L'augmentation rapide de l'AOD de 2 ans sur 5 générations, si on prend en compte l'accélération de la montée en charge votée en 2011. L'AOD constitue un seuil très incitatif pour les salariés, comme cela a été rappelé au II-2. La réforme de 2010 touche un grand nombre de salariés et l'augmentation de l'AOD entraîne donc avec une probabilité forte un prolongement de l'activité des salariés touchés



par cette augmentation. La réforme de 2010 a de plus été rapidement décidée et mise en place. Elle a donc probablement été peu anticipée par les salariés. Ceux-ci n'ont pas pu s'y adapter en lissant leur consommation par exemple, ce qui aurait atténué son impact. En comparaison, une réforme visant à augmenter la durée de cotisation est beaucoup plus progressive et elle a moins d'impact sur le court terme – ce qui n'empêche pas qu'elle ait un impact plus fort sur le long terme. Ainsi, l'allongement de la durée mis en place par la réforme de 1993 n'a touché qu'une minorité de salariés parmi les premières générations concernées, ceux qui avaient validé le moins grand nombre de trimestres à 60 ans (Bozio, 2011).

Un effet de la réforme significatif à chaque âge

Plusieurs exemples internationaux montrent que les réformes modifiant les âges légaux de la retraite ont un effet important sur les comportements d'activité des salariés. Mastrobuoni (2009) utilise une décision de 1983 du Congrès aux Etats-Unis qui modifie l'âge légal de départ (*normal retirement age*, NRA – qui ne doit pas être confondu avec l'âge *minimal* de départ). Celui-ci passe de 65 ans pour la génération 1937 à 67 ans pour la génération 1960. La liquidation avant le NRA entraîne l'application d'une décote. Le cumul de l'emploi avec une pension entraîne une réduction provisoire de la pension jusqu'au NRA. L'approche utilisée consiste à estimer l'écart entre le profil de départ de la génération de référence (1937), non touchée par la réforme, et le celui des générations traitées (1938 à 1940). Dans l'estimation réalisée, l'âge de cessation d'activité moyen augmente d'un mois pour une augmentation de deux mois de l'âge légal de départ. Cette estimation est beaucoup plus élevée que les estimations des études précédentes basées sur des données simulées car celles-ci ne tiennent pas compte de divers facteurs comme l'effet de norme sociale du NRA.

En France, le taux d'activité évolue très peu entre les générations 1949 et 1952 avant l'âge de 58 ans et après l'âge de 62 ans pour les hommes comme pour les femmes (figure 5). De plus, pour les générations 1949 à 1950, toutes deux non concernées par la hausse de l'âge minimal légal, les taux d'activité entre 58 et 62 ans restent stables entre ces deux générations. L'augmentation d'un trimestre de la durée d'assurance requise pour pouvoir partir au taux plein semble donc avoir peu d'impact observable sur l'âge de départ à la retraite ainsi que sur le taux d'activité. En revanche, les taux d'activité et de retraite augmentent fortement entre les générations 1950 et 1951, ainsi qu'entre celles de 1951 et 1952 entre les âges de 58 et 62 ans. Cette augmentation, dans le contexte de hausse de l'âge minimal légal, se traduit à la fois par une hausse des taux d'activité avant l'âge légal d'ouverture des droits en particulier pour les hommes, et par un décalage de la hausse du taux de retraité observé pour chaque génération au moment du passage de l'âge minimal légal.

L'âge de sortie de l'activité semble plus lié à l'âge de liquidation de la retraite pour les hommes que pour les femmes. Pour ces dernières, si l'on constate des écarts de taux d'activité entre les différentes générations avant l'âge légal d'ouverture des droits, ceux-ci ne se retrouve pas pour les taux de retraités.

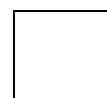
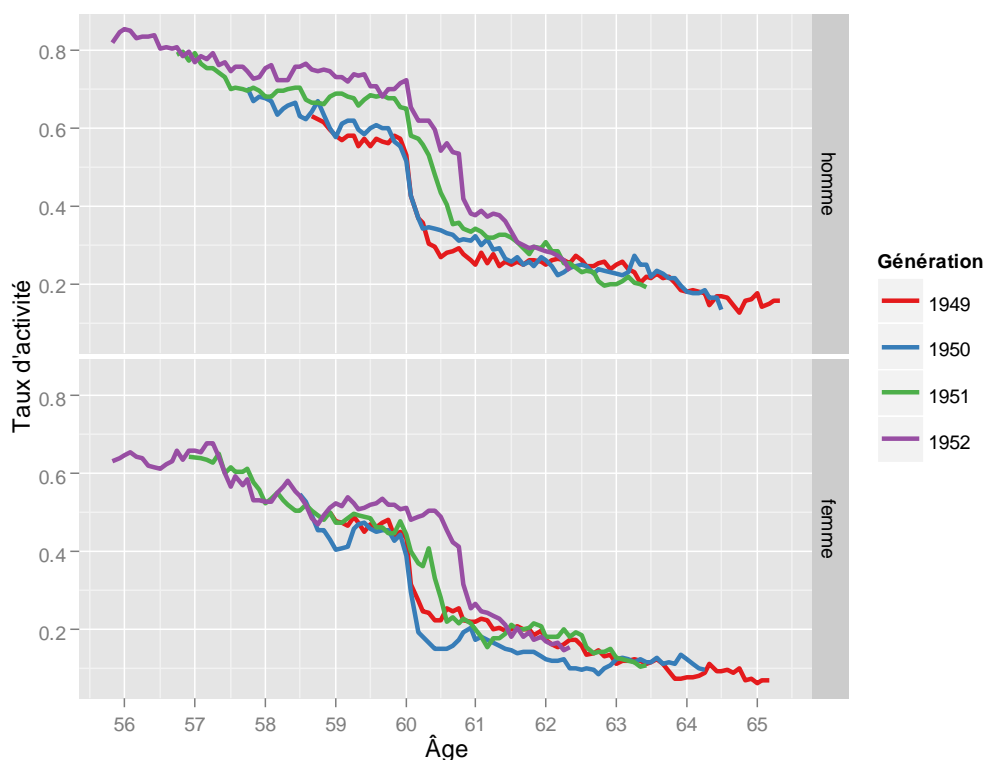


Figure 5 : activité et retraite, par sexe et cohorte



Source : enquête Emploi
Champ : salariés en couple du secteur privé.

On constate ainsi une hausse significative du taux d'activité entre les générations 1950-1951 et 1951-1952 pour tous les âges. Ainsi, le taux d'activité des femmes de 60 ans augmente de 8,8 % entre la génération 1950 et la génération 1951 et de 11,7 % entre les générations 1951 et 1952. Pour les hommes ces hausses sont de respectivement 7,5 % et 8 %. Mais cette hausse s'observe aussi dans une moindre mesure pour les autres âges avant et après 60 ans.

Une interférence limitée avec la réforme de la durée requise pour une retraite à taux plein

La réforme de 2010 coexiste avec la montée en charge de deux autres dispositifs : le dispositif des carrières longues et l'allongement de la durée requise pour une retraite à taux plein programmé par la réforme de 2003 (figure 4). Il y a donc potentiellement des interactions entre les effets des trois réformes. Les effets du dispositif des « carrières longues » jouent de façon à minorer les effets de la réforme de 2010 et ses effets peuvent par ailleurs être en partie contrôlés par une restriction du champ de l'étude aux salariés dont l'âge de fin d'études est supérieur à 18 ans.

Dans une version plus complète de cette étude, nous montrons que l'effet de la réforme de la durée est d'un ordre de grandeur inférieur à celui de la réforme des âges sur la période et pour les générations étudiées. Malgré cette interférence limitée, l'effet de la réforme des âges légaux de la retraite de 2010 sur les comportements d'activité est donc largement prépondérant comme le suggère l'examen de la dynamique du taux d'activité à 60 ans (Figure 6).

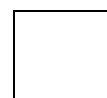
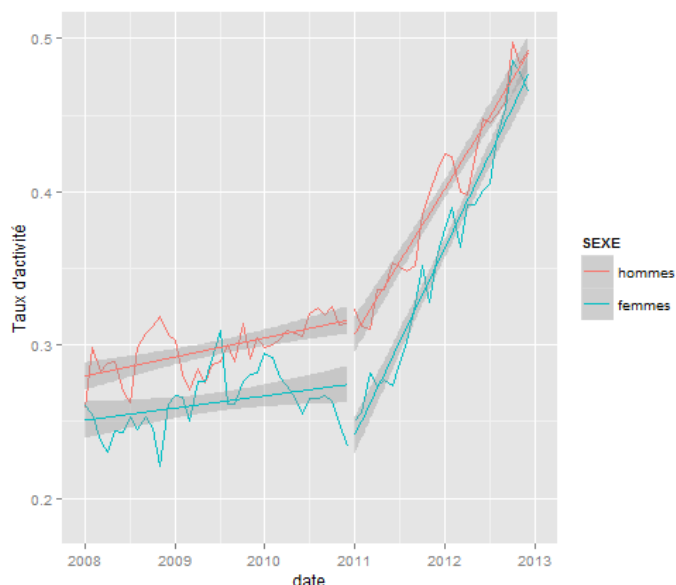


Figure 6 : Taux d'activité à 60 ans (âges en années révolues)



Source : enquête Emploi
Champ : salariés en couple

III-2 Stratégie d'identification des effets direct et croisé de la réforme de 2010

Dans cette section, nous évaluons l'effet de la réforme des âges légaux de la retraite de 2010 sur les comportements d'activité des personnes touchées (effet direct) et celui de leur conjoint (effet indirect). L'approche que nous proposons dans cette section consiste au contraire à comparer à âge égal le taux d'activité entre les salariés des différentes cohortes, selon une approche assez classique pour évaluer les réformes des retraites (Cribb et al. 2014, Bozio 2011). La réforme est prise en compte dans le modèle à travers la modification de l'AOD. Nous introduisons à cet effet la variable indicatrice valant 1 si l'individu est au-dessous de son AOD et 0 sinon.

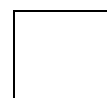
$$IND_SAOD = I(age < AOD)$$

D'une cohorte à l'autre, la variable IND_SAOD ne diffère que pour les âges compris entre l'AOD avant réforme (60 ans) et l'AOD après réforme. Elle capte donc la différence d'activité à âge égal, entre les générations directement touchées par la réforme et les autres générations. Une hypothèse identifiante commune à ce type de modèles, qui permet d'affirmer que cette variable capte bien l'effet de la réforme, est qu'en l'absence de réforme, les salariés des différentes cohortes se seraient comportés de la même manière à âge et caractéristiques comparables.

Le modèle estimé est le suivant.

$$y_{it} = \alpha + \lambda_t + \delta_c + A_a + \gamma_1 IND_SAOD_{it} + \gamma_2 IND_SAOD_{j(i),t} + X_{i,t}\beta_1 + Y_{j(i),t}\beta_2 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

L'activité de i est expliquée par des effets de date, de cohorte et d'âge. Elle comprend en outre les caractéristiques de i et de son conjoint $j(i)$: diplôme du principal et du conjoint, âge du conjoint sous forme paramétrique (âge et âge au carré), le statut d'occupation du logement, le nombre d'enfants à charge et le statut d'occupation logement (propriétaire, locataire, accédant, autre). Les paramètres d'intérêt sont les coefficients γ_1 et γ_2 , qui représentent respectivement l'effet direct de la réforme et l'effet sur le conjoint. L'identification simultanée des deux paramètres est rendue possible par le fait que les dates où les deux conjoints atteignent leur AOD sont statistiquement disjointes, les

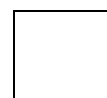


hommes étant en moyenne de deux ans plus âgés que leur conjointe, comme cela a été rappelé.

Les résultats obtenus sont significatifs, aussi bien pour les femmes que pour les hommes. Ils convergent avec ceux obtenus par la première méthode (régression par discontinuité). Les estimations obtenues $\hat{\gamma}_1$ et $\hat{\gamma}_2$ sont du même ordre de grandeur mais un peu plus élevées que celles obtenues avec la régression par discontinuité. L'effet croisé du conjoint sur la probabilité d'être actif est par ailleurs, comme par la méthode RD, plus élevé pour les femmes que pour les hommes.

Il est possible que l'activité du conjoint ait un effet différencié sur l'activité du principal selon l'âge de celui-ci. Aussi avons-nous testé une spécification dans laquelle la variable IND_SAODj est croisée avec les indicatrices d'âge du principal. Il s'avère que les femmes sont plutôt sensibles au calendrier de leur conjoint avant 60 ans alors que c'est l'inverse pour les hommes.

Quel que soit le niveau de diplôme, l'effet indirect est significatif pour les femmes et plus élevé que pour les hommes. Pour les hommes, cet effet est maximal pour les plus diplômés. Les hommes les plus diplômés prennent donc plus en compte le calendrier d'activité de leur femme que les autres salariés. Pour les femmes, l'effet est maximal pour le niveau intermédiaire « CAP, BEP » et il est important pour les « Bac ou plus ».



Bibliographie

Banks, J., R. Blundell, and M. Casanova Rivas (2007): "The Dynamics of Retirement Behavior in Couples: Reduced-Form Evidence from England and the U.S.," Working Paper, University College London (UCL).

Baraton M., Beffy M. et Fougère D. (2011) « Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite Le cas des enseignants du second degré public », ÉCONOMIE ET STATISTIQUE N° 441–442,

Blau D.M. (1998), Labor Force Dynamics of Older Married Couples, *Journal of Labor Economics*, 16(3), 595-629.

Bozio A.(2006), Réformes des retraites : estimations sur données françaises, thèse de doctorat, EHESS, Paris.

Bozio A.(2008), «How Elastic is the Response of the Retirement-Age Labor Supply?», in Pension strategies in Europe and the United States, Fenge R., de Menil G. et Pestieau P. (éds.), MIT Press.

Bozio A. (2011) « La réforme des retraites de 1993 : l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance », ÉCONOMIE ET STATISTIQUE N° 441–442

Cribb, J., Emmerson C., and Tetlow G. (2013) « How does increasing the early retirement age for women affect the labour supply of women and their husbands? », Working paper

Duc C. (2015), «Les réformes des retraites depuis 1993 augmentent à terme l'âge moyen de départ de deux ans et demi», Études et Résultats, DREES, n° 915, avril 2015.

Goux D., Maurin E., and Petrongolo B. (2014) « Worktime Regulations and Spousal Labor Supply », *American Economic Review*, 104(1), pp. 252-76.

Gustman, A. and Steinmeier T. (2000), Retirement in Dual-Career Families: A Structural Model, *Journal of Labor Economics*, 18, 503-545.

Gustman, A. and Steinmeier (2009), "Integrating Retirement Models," NBER Working Paper 15607.

Mastrobuoni, G. (2009), 'Labor supply effects of the recent Social Security benefit cuts: empirical estimates using cohort discontinuities', *Journal of Public Economics*, 93(11–12), 1224–33.

Sédillot B. et Walraet E. (2002) « La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? », ÉCONOMIE ET STATISTIQUE N° 357–358

Stancanelli (2012), "Spouses Retirement and Hours Outcomes: Evidence from Twofold Regression Discontinuity with Differences-in-Differences", IZA DP N. 6791.

Staubli, S. and J. Zweimüller (2013), 'Does raising the early retirement age increase employment of older workers?', *Journal of Public Economics*, 108, 17–32.

