

# La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?

**Béatrice Sédillot et Emmanuelle Walraet\***

---

Dans la plupart des modèles de choix de départ à la retraite, la liquidation des droits est analysée comme le résultat d'un arbitrage individuel entre consommation et loisir : elle ne prend pas en compte la présence d'un conjoint. Or, plusieurs facteurs pourraient générer une interdépendance entre les décisions d'activité des deux conjoints : la complémentarité des préférences pour le loisir (un individu peut accorder plus de valeur à son loisir lorsqu'il le partage avec son conjoint), une possible similarité des goûts des deux membres du ménage, la dimension familiale des barèmes de retraite (notamment par l'existence de pensions de réversion).

Plusieurs approches complémentaires de l'interdépendance des choix des conjoints sont envisagées. L'analyse descriptive des comportements de cessation d'activité des couples semble accréditer l'idée d'une certaine interdépendance des choix des conjoints conduisant à un effort de rapprochement des dates de cessation. Mais la forte pénalisation des départs anticipés dans le régime général limite la portée de cet effet, comme l'illustrent des simulations sur cas type. L'estimation d'un modèle économétrique montre que les femmes intègrent la situation d'activité de leur conjoint dans leur décision de cessation d'activité alors que les comportements des hommes semblent moins sensibles à la situation de leur conjointe.

---

\* Béatrice Sédillot et Emmanuelle Walraet appartiennent à la division Redistribution et politiques sociales de l'Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

La plupart des modèles de choix de départ à la retraite analysent la liquidation des droits comme une décision individuelle reposant sur la comparaison intertemporelle de l'utilité que procurerait le passage à la retraite aux différentes dates possibles (Stock et Wise, 1990 ; Rust et Phelan, 1997). Cette analyse met essentiellement l'accent sur les effets incitatifs des barèmes de retraite. Elle suppose implicitement que la présence d'un conjoint n'intervient pas dans la décision de cessation d'activité de l'individu. Or, cette hypothèse semble, dans bien des cas, exagérément restrictive. Plusieurs facteurs sont, en effet, susceptibles de générer une interdépendance dans les décisions d'activité des membres d'un même ménage.

D'une part, il est possible qu'un individu valorise plus le loisir dont il dispose en cessant son activité, lorsqu'il peut le partager avec son conjoint (hypothèse de complémentarité des préférences pour le loisir). Dans ce cas, les membres du ménage chercheront à rapprocher leurs dates de cessation d'activité. D'autre part, les barèmes de retraite comportent généralement une « dimension familiale » qui devrait conduire les personnes à prendre en compte, dans leurs décisions, la situation de leur conjoint. Ainsi, l'existence de pensions de réversion réduit le risque pour une femme ayant une carrière courte de se retrouver aux âges élevés avec de très faibles revenus. Enfin, une forte similitude entre les préférences pour le loisir des deux membres du couple (« qui se ressemble s'assemble ») peut également conduire à observer une corrélation entre les décisions de retrait d'activité des conjoints.

Au cours des années récentes, plusieurs travaux sur données américaines ont cherché à modéliser la décision de départ à la retraite au niveau des couples et à estimer notamment le degré de complémentarité de la préférence pour le loisir des conjoints (Hurd, 1990 ; Blau, 1998 ; Blau et Riphahn, 1999 ; An, Christensen et Datta Gupta, 1999 ; Gustman et Steinmeier, 2000). La plupart de ces travaux sont difficilement répliquables sur données françaises compte tenu du caractère parcellaire des informations sur les couples actuellement disponibles dans les enquêtes ou les sources administratives françaises. Pour étudier la corrélation des choix de départ à la retraite au sein du couple, l'optique retenue ici est double. Dans un premier temps, on illustre, à partir de simulations sur cas type, l'intérêt de prendre en compte la complémentarité des préférences des conjoints pour analyser les décisions de retrait d'activité, dans le con-

texte institutionnel français. Dans un second temps, on cherche à mettre en évidence l'impact de la situation du conjoint sur les choix de départ à partir d'une analyse descriptive des données disponibles et d'une estimation économétrique des transitions jointes entre activité et inactivité.

### Des travaux empiriques peu nombreux

Les travaux empiriques analysant les choix de cessation d'activité au niveau des couples ont été peu nombreux jusqu'à présent. Le faible nombre de travaux sur le sujet peut s'expliquer par plusieurs raisons. D'une part, la proportion de femmes actives après 50 ans était encore relativement faible dans les générations récemment parties à la retraite et la décision de cessation d'activité se posait donc rarement pour les deux conjoints simultanément. D'autre part, l'analyse des choix joints est beaucoup plus complexe que celle des choix individuels. Elle nécessite notamment la prise en compte d'interactions entre les décisions des deux individus et la modélisation de règles plus complexes (par exemple le calcul des droits à réversion). Enfin, les données sont plus difficiles à mobiliser. Pour modéliser les comportements au niveau du couple, il est en effet nécessaire de disposer d'informations sur les carrières passées des deux membres du ménage. Depuis la fin des années 1980, quelques travaux empiriques sur ce sujet se développent, notamment aux États-Unis. Alors que certains s'intéressent principalement à l'interdépendance des choix de cessation d'activité au sein du couple (Hurd 1990 ; An, Christensen et Datta Gupta, 1999 ; Gustman et Steinmeier, 2000), d'autres se sont plus spécifiquement concentrés sur la dynamique de l'offre de travail des couples âgés (Blau, 1998).

Hurd (1990) montre ainsi empiriquement qu'il existe une corrélation entre les dates de départ à la retraite des conjoints et tente d'en expliquer l'origine par trois causes : similarité des goûts (*assortative mating*), variables économiques (gain marginal à travailler une année supplémentaire, effet richesse) et complémentarité des préférences pour le loisir. L'estimation d'une forme réduite conduit l'auteur à la conclusion qu'il reste, au-delà de la similarité des goûts, une corrélation entre les dates de départ, accréditant l'idée de choix joints. L'estimation empirique souffre toutefois de plusieurs limites : la modélisation des comportements ne prend pas en compte directement le gain marginal à travailler une année supplémentaire et la complé-

mentarité de la préférence pour le loisir n'est pas explicitement modélisée.

An, Christensen et Datta Gupta (1999) tentent, pour leur part, d'expliquer les départs joints des couples mariés à partir d'un modèle de durée bivarié estimé sur données américaines. Les durées précédant les cessations d'activité des deux conjoints dépendent à la fois d'une composante personnelle et d'une composante commune au couple. Cette composante couple représente toutes les sources de corrélation possibles entre les dates de départ des deux conjoints, mais ne permet pas de les identifier séparément. Les auteurs montrent que la composante couple joue un rôle significatif, ce qui accrédite l'idée d'une corrélation entre les dates de cessation d'activité de deux époux. Toutefois, si le niveau du salaire est introduit comme variable explicative du choix de départ (son influence sur les choix des deux époux n'apparaît, du reste, pas symétrique), le niveau de la pension et le gain marginal à travailler une année supplémentaire ne sont pas pris en compte.

Blau (1998) cherche à expliquer la dynamique des transitions sur le marché du travail des couples âgés à l'aide d'une modélisation jointe. Pour expliquer les transitions, il fait appel à des variables concernant l'histoire du couple sur le marché du travail, les revenus présents et escomptés, ainsi qu'à des variables caractérisant les préférences du couple notamment vis-à-vis du loisir (éducation, âge, santé). L'estimation économétrique montre que le statut du conjoint influence nettement le comportement de l'autre conjoint. Plus précisément, les écarts entre les probabilités de sortie d'un membre du ménage selon que le conjoint est actif ou inactif s'expliquent davantage par des différences de comportements que par des différences de caractéristiques entre ménages.

Gustman et Steinmeier (2000) s'intéressent plus spécifiquement à la tendance des conjoints à cesser leur activité en même temps. Après avoir montré empiriquement l'importance de ce comportement, ils estiment un modèle structurel qui présente l'avantage de spécifier explicitement le lien entre la préférence pour le loisir et la situation d'activité du conjoint. Parmi les trois sources de départ joint envisagées (incitations financières, complémentarité des préférences pour le loisir, similarité des goûts), l'estimation économétrique conduit à un effet globalement significatif des coefficients représentant l'influence de la décision du conjoint sur les préférences de

l'autre, même si les auteurs ne parviennent pas à distinguer les deux sources possibles. Des simulations montrent en outre que les incitations financières aux départs joints sont secondaires devant l'effet des préférences.

Ces études semblent ainsi mettre en évidence un effet significatif de la prise en compte de la situation du conjoint sur les choix de cessation d'activité, les incitations financières paraissant pour leur part moins déterminantes. La relative flexibilité des barèmes dans le cas américain peut contribuer à expliquer ce résultat. Il n'est pas exclu non plus que la difficulté à mesurer les gains marginaux à travailler une année supplémentaire avec les données utilisées conduise à sous-estimer l'effet des incitations financières. Dans le contexte institutionnel français où les choix sont plus contraints par les barèmes ou la demande de travail, l'influence de l'interdépendance des préférences des conjoints pourrait être moindre. Avant de regarder si l'on observe empiriquement une convergence des dates de cessation des conjoints, il semble utile d'illustrer ce dernier point à l'aide de simulations.

## Les enseignements de quelques simulations

Une façon simple de représenter l'interdépendance des choix est de supposer que les préférences pour le loisir sont complémentaires (un individu valorise d'autant plus le loisir que son conjoint est également inactif). La modélisation retenue est proche de celle utilisée par Gustman et Steinmeier (2000). La décision de cessation d'activité des deux membres du ménage résulte de la maximisation d'une fonction d'utilité jointe sur le cycle de vie (cf. encadré 1).

Les simulations des choix de départ à la retraite sont effectuées pour des carrières types de salariés du privé, sous l'hypothèse que les individus transitent directement de l'emploi vers la retraite. La cessation d'activité s'accompagne donc toujours d'une liquidation des droits. Cette hypothèse, certes assez réductrice, présente l'avantage de permettre d'isoler l'effet des barèmes de retraite et des préférences sur les choix de retrait d'activité des couples. On suppose que le choix optimal des dates de cessation d'activité des deux membres du couple est décidé au moment où le plus âgé des deux conjoints peut envisager de partir à la retraite (soit à 60 ans).

### LE MODÈLE DE CHOIX DE DÉPART À LA RETRAITE AU SEIN DU COUPLE

On modélise la décision au niveau du ménage par une fonction d'utilité jointe qui est la somme de l'utilité des deux conjoints. Accorder le même poids aux deux individus revient à supposer l'absence de pouvoir de négociation entre les conjoints. Cette hypothèse est largement discutée dans la littérature économique (Blundell *et al.*, 2001, par exemple (1)). On l'adopte néanmoins par souci de simplicité, l'objectif de ce modèle illustratif n'étant pas de se concentrer sur le processus de négociation au sein du ménage mais sur les effets de la complémentarité des préférences pour le loisir.

Par analogie avec les modèles individuels de départ à la retraite, on peut représenter les préférences de chaque membre du couple par la spécification générale suivante. La fonction d'utilité monopériode est strictement croissante, deux fois différentiable et additivement séparable dans la consommation et le loisir, de sorte qu'elle peut s'écrire :

$$u = U(C) + B(L) \text{ avec } U' > 0 \text{ et } U'' < 0$$

On suppose, pour simplifier, que le nombre d'heures de travail fournies avant la retraite est fixé de façon institutionnelle et correspond à une activité à temps plein. Pour évaluer la désutilité du travail, on utilise la restriction identifiante  $B(L_w) = -\xi$  et  $B(L_r) = 0$  où  $L_w$  et  $L_r$  désignent respectivement les niveaux de loisir quand l'individu travaille et quand il est à la retraite.  $\xi$  fournit une mesure de la préférence pour le loisir de l'individu.

On considère une utilité dérivée de la consommation de type CRRA (*Constant Relative Risk Aversion*) et on suppose qu'il n'y a pas de lissage intertemporel de la consommation (le revenu est donc intégralement consommé à chaque période). L'utilité instantanée de l'individu s'écrit donc finalement :

$$u(Y, A) = \frac{Y^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \xi A$$

avec  $A = 1$  si l'individu occupe un emploi,  $A = 0$  s'il est à la retraite et  $Y$  le revenu de l'individu.

Pour passer à un modèle au niveau du ménage, deux accommodements sont nécessaires : d'une part, on suppose que les deux conjoints mettent en commun leurs ressources et qu'il existe des économies d'échelle (un même niveau de revenu global permet une consommation plus élevée pour un ménage que pour un individu isolé) ; d'autre part, la préférence pour le loisir dépend du statut d'activité du conjoint. L'hypothèse de mise en commun des ressources est en fait souvent rejetée dans la littérature économique (Browning *et al.*, 1994 ; Lundberg *et al.*, 1996, par exemple). Toutefois, la prise en compte précise de l'allocation des ressources au sein du ménage ne paraît pas centrale dans une étude des effets d'une complémentarité des préférences pour le loisir.

L'utilité de chaque conjoint (ici le mari) s'écrit alors :

$$U^m(Y^m, Y^f, A^m, A^f) = \frac{\left( \frac{(1+\lambda)(Y^m + Y^f)}{2} \right)^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \xi^m (A^f) A^m$$

où  $\lambda$  ( $\lambda > 0$ ) désigne les économies d'échelle dans la consommation,  $\gamma$  ( $\gamma > 1$ ) l'aversion relative pour le risque,  $A^m = 1$  si l'individu occupe un emploi et  $A^m = 0$  s'il est à la retraite.  $Y^m$  désigne le revenu du mari qui est égal à son salaire en cas d'emploi ( $Y_t^m = W_t^m$  si  $A_t^m = 1$ ) et à sa retraite en cas d'activité ( $Y_t^m = P_t^m$  si  $A_t^m = 0$ ) (2).

Pour introduire une complémentarité dans la préférence pour le loisir des deux membres du couple, on suppose que  $\xi^m$ , qui désigne la préférence pour le loisir du mari, dépend de la décision d'activité de la femme (et réciproquement). Plus précisément, on fait l'hypothèse que la désutilité du travail est supposée plus forte si le conjoint est inactif :  $\xi^m (A^f = 1) = \xi_1^m < \xi^m (A^f = 0) = \xi_2^m$ . L'utilité de la femme est obtenue de façon équivalente en intervertissant les indices  $m$  et  $f$ . Dans le cas où les deux membres du couple ont les mêmes préférences,  $\xi_1^f = \xi_1^m$  et  $\xi_2^f = \xi_2^m$ .

Dans le cas simple où le seul aléa porte sur la mortalité et où les anticipations ne sont pas révisées au cours du temps, les dates optimales de liquidation de chaque membre du ménage,  $d^{m*}$  et  $d^{f*}$ , sont déterminées une fois pour toutes lorsque le plus âgé atteint 60 ans (à la date  $T_{60}$ ) par la maximisation d'une utilité espérée sur la durée de vie restante :

$$\text{Max}_{\{d^m, d^f\}} \left\{ \sum_{t \geq T_{60}} \frac{1}{(1+\rho)^t} \left[ q_t^m q_t^f \left( U^m(Y_t^m, Y_t^f, A_t^m, A_t^f) + U^f(Y_t^m, Y_t^f, A_t^m, A_t^f) \right) + (1 - q_t^m) q_t^f U^f(Y_t^f, A_t^f) + q_t^m (1 - q_t^f) U^m(Y_t^m, A_t^m) \right] \right\}$$

où  $q_t^m$  est la probabilité de survie du mari à la date  $t$  conditionnellement à la survie à la date  $T_{60}$ ,  $\rho$  la préférence pour le présent et  $d^m$  (respectivement  $d^f$ ) la date de cessation du mari (respectivement de la femme). Les variables de choix  $d^m$  et  $d^f$  interviennent directement dans les revenus à chaque date ( $Y_t^m$  et  $Y_t^f$ ) ainsi que dans les situations d'activité ( $A_t^m$  et  $A_t^f$ ). De plus, le revenu d'un individu veuf à la retraite inclut, le cas échéant, la pension de réversion (3).

→

1. Ces auteurs développent un modèle collectif avec règle de partage des ressources et pouvoir de négociation conduisant à une pondération différente de l'utilité de chaque conjoint.
2. On suppose ici que les individus transitent directement de l'emploi vers la retraite. La prise en compte des sorties précoces d'activité dans ce type de modèle est assez complexe (cf. Blanchet et Mahieu (2000) pour une discussion).
3. Compte tenu des règles en vigueur, le montant de la réversion dépendra à la fois des droits à la retraite du conjoint défunt mais également des droits propres à la retraite, la réversion Cnav étant une prestation différentielle.

Les simulations sont effectuées en supposant que les individus commencent à travailler à 19 ans. Le mari a une carrière continue alors que la femme peut connaître une interruption de carrière à partir de 30 ans. On envisage trois types de carrière féminine : carrière continue ; interruption de cinq ans entre 30 et 35 ans ; interruption de dix ans entre 30 et 40 ans. Chaque conjoint a un profil de carrière moyen estimé en coupe à partir de l'enquête *Patrimoine* 1998 et fonction de l'âge de fin d'études (correspondant à l'entrée sur le marché du travail) et de l'expérience.

### Des choix fortement contraints par les barèmes en l'absence de réversion

On considère, à titre illustratif, des couples non mariés (ne pouvant donc bénéficier de pensions de réversion au décès du conjoint) et ayant huit ans d'écart d'âge. On ne prend en compte que leurs droits directs puisqu'ils ne peuvent bénéficier de pensions de réversion. Compte tenu des écarts d'âge entre les conjoints et de l'existence de bornes à la liquidation des droits (1), la cessation simultanée d'activité n'est pas possible pour les couples qui ont huit ans d'écart d'âge. Ceux-ci seront contraints de liquider à trois ans d'intervalle au moins (soit 60 ans pour la femme et 65 ans pour l'homme).

En l'absence de complémentarité pour le loisir, les conjoints liquident tous deux à 60 ans s'ils ont des carrières complètes, soit à huit ans d'intervalle. Lorsque la femme n'a pas validé 160 trimestres à 60 ans en raison d'une carrière

incomplète, elle attend l'âge d'obtention du taux plein pour liquider ses droits, soit 64 ans pour une interruption de cinq ans et 65 ans pour une interruption de dix ans.

Dans l'hypothèse où l'individu valorise moins l'activité si son conjoint est inactif, la femme, plus jeune, devrait être incitée à avancer sa liquidation (si elle n'est pas contrainte par la borne minimale à 60 ans) tandis que l'homme tendrait à la différer pour attendre sa femme. Avec les valeurs retenues de la complémentarité pour le loisir, on observe effectivement un report progressif de l'âge de liquidation de l'homme : remontée à 62 ou 65 ans selon le degré de complémentarité envisagé (cf. graphique I-A).

En revanche, dans aucune des simulations, la femme n'avance son départ. Les fortes pénalités associées à la liquidation avant le taux plein conduisent vraisemblablement à expliquer ce résultat. En effet, celles-ci réduisent fortement l'incitation de la femme à liquider avec un faible niveau de pension, d'autant que son écart d'âge lui fait anticiper une durée de « veuvage » assez longue (plus de 12 ans en moyenne compte tenu des écarts d'espérance de vie entre hommes et femmes). Si l'écart d'âge était plus faible, la sensibilité des choix à la complémentarité serait un peu plus élevée. Ainsi, avec un écart d'âge de deux ans (soit l'écart d'âge moyen entre con-

1. On suppose ici que la liquidation ne peut s'opérer qu'entre 60 et 65 ans, ce qui est cohérent avec les dates de liquidation généralement observées.

#### Encadré 1 (suite)

La résolution de ce programme s'effectue simplement en comparant les flux de revenus actualisés pour chaque couple de choix possibles de cessation d'activité (36 cas possibles dans le cas où la liquidation peut s'effectuer entre 60 et 65 ans).

Le modèle est calibré et les valeurs retenues pour les paramètres de la fonction d'utilité sont les suivantes :

- Tous les individus ont une préférence pour le présent  $\rho$  fixée à 3 %.
- L'aversion relative pour le risque  $\gamma$  est égale à 1,5.
- Le paramètre d'économie d'échelle  $\lambda$  est égal à 0,5, soit une valeur égale aux échelles d'équivalence habituellement retenue pour chaque adulte supplémentaire du ménage (Hourriez et Olier, 1997).
- La désutilité du travail quand le conjoint est en emploi  $\xi_1$  est égale à 0,07. On envisage divers degrés  $\tau$  de complémentarité de la préférence pour le loisir conduisant à accroître la valorisation du loisir quand le

conjoint est inactif ( $\xi_2 = (1 + \tau)\xi_1$ ) :  $\xi_2 = 0,105$  avec  $\tau = 0,5$  (complémentarité 0,5) ;  $\xi_2 = 0,14$  avec  $\tau = 1$  (complémentarité 1) ;  $\xi_2 = 0,21$  avec  $\tau = 2$  (complémentarité 2). Ces valeurs ne peuvent pas être comparées aux valeurs utilisées habituellement dans les modèles individuels analogues. En effet, ici le terme de préférence pour le loisir doit être mis en regard du niveau de consommation du ménage et non pas d'un individu. De plus, du fait de la présence du paramètre de complémentarité et des différents niveaux qu'il peut occuper, le paramètre de préférence pour le loisir peut prendre plusieurs valeurs, ce qui n'est pas le cas dans le modèle individuel. Le calibrage a été retenu de façon à répliquer globalement les distributions d'âge de départ à la retraite observées : forte fréquence des départs à 60 ans pour les carrières longues et à 65 ans pour les carrières courtes.

- Le seul aléa concerne la mortalité. On suppose que tous les individus fondent leurs anticipations de décès sur la table de mortalité moyenne par sexe et âge observée à la fin des années 1990.

joint généralement observé), les femmes à carrière discontinue avanceraient d'un an leur liquidation dans l'hypothèse où la valorisation du loisir est multipliée par trois lorsque le conjoint est inactif (*complémentarité 2*) (2).

En l'absence de réversion, les décisions des femmes à carrière courte sont donc assez peu sensibles à la prise en compte de la situation du conjoint (avec le cas type envisagé, il faudrait multiplier par cinq la préférence pour le loisir en cas de retraite du conjoint pour que la femme accepte de partir à 62 ans à taux réduit).

Le rôle de la complémentarité des préférences dans les choix de cessation serait évidemment nettement plus sensible si les barèmes étaient plus flexibles. Ainsi, dans l'hypothèse d'un système de retraite purement actuariel (3), les valeurs de la complémentarité conduisant à un

rapprochement maximal des dates de liquidations des conjoints (trois ans d'écart pour huit ans d'écart d'âge) seraient sensiblement plus faibles : dans le cas type considéré, une préférence pour le loisir deux fois plus élevée en cas d'inactivité du conjoint suffirait pour que la femme choisisse de partir à 60 ans et son conjoint à 65, quelle que soit sa durée de carrière passée (cf. graphique I-B).

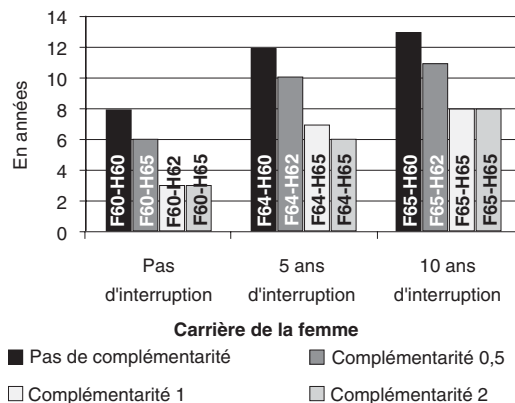
L'écart d'âge de huit ans n'est évidemment pas représentatif mais permet de mieux illustrer les mécanismes à l'œuvre. La simulation pour des couples non mariés ayant deux ans d'écart d'âge (soit l'écart d'âge moyen) conduit aux mêmes conclusions mais met moins explicitement en évidence les effets de la durée de vie anticipée après le décès du conjoint sur les décisions de la femme (cf. graphique II).

### La prise en compte de la réversion renforce l'impact de l'interdépendance des préférences sur les choix de départ

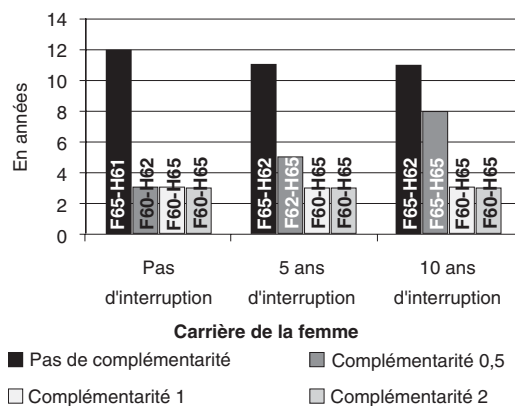
L'incitation à attendre le taux plein, pour une femme ayant eu une carrière courte, est forte lorsque le risque de se retrouver seule avec un

Graphique I  
Écart de dates de liquidation entre femme et homme pour un écart d'âge de huit ans

#### A - Barèmes actuels sans réversion\*



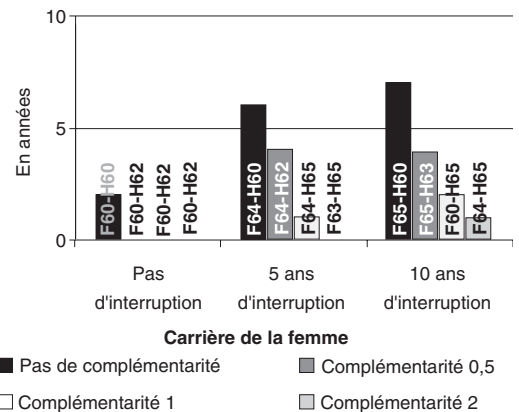
#### B - Système actuariel sans réversion\*



\* L'homme et la femme sont entrés sur le marché du travail à 19 ans.

Source : simulations des auteurs sur cas types.

Graphique II  
Écart de dates de liquidation entre femme et homme pour un écart d'âge de deux ans (barèmes actuels sans réversion)



Source : simulations des auteurs sur cas types.

faible revenu est élevé (cf. *supra*). Ce risque est important pour une femme célibataire ou pour une femme en couple non mariée anticipant, du fait des écarts d'âge, une durée de vie après le décès du conjoint relativement longue. Pour cette dernière, en effet, le décès du conjoint ne s'accompagne pas du versement d'une pension de réversion car il est nécessaire, pour en bénéficier, d'être marié (depuis au moins deux ans) au moment du décès.

Pour les couples mariés en revanche, les conséquences d'une liquidation précoce sont moins pénalisantes car la réversion offre un complément de revenu en cas de veuvage (4). Actuellement, la quasi-totalité des femmes arrivant à l'âge de la retraite sont susceptibles de bénéficier d'une pension de réversion : moins de 10 % des femmes de la génération 1945 n'ont jamais été mariées.

La prise en compte de la réversion peut, de ce fait, avoir un effet sensible sur les choix de liquidation, notamment pour les femmes ayant connu de longues interruptions de carrière. Dans le cas type considéré (huit ans d'écart d'âge et carrière courte de la femme), la réversion accroît l'impact de l'interdépendance des préférences sur les choix de départ. Les comportements visant à rapprocher les dates de départ des conjoints s'observent pour des valeurs nettement plus faibles de la complémentarité : avec les barèmes actuels et lorsque la femme a connu dix années d'interruption de carrière, dès que l'individu valorise 2,2 fois plus le loisir s'il peut le partager avec son conjoint (*complémentarité 1,2*), les deux membres du couple font en sorte de rapprocher au maximum leur départ (le mari attend 65 ans alors que la femme liquide

dès 60 ans à taux réduit). Pour qu'un tel comportement soit observé en l'absence de réversion, il faudrait que la préférence pour le loisir soit multipliée par plus de cinq (cf. graphique III).

## Statistiques descriptives à partir des trois sources disponibles

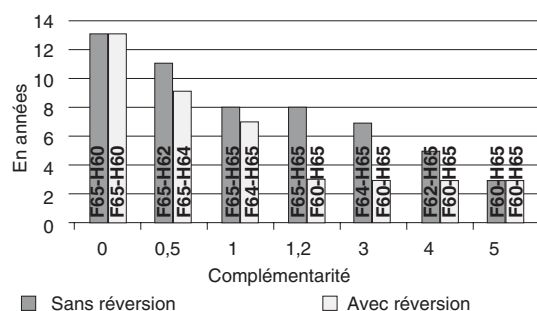
Des facteurs liés à la prise en compte de la situation du conjoint vis-à-vis de l'activité sont donc susceptibles d'intervenir dans les choix de retrait du marché du travail aux âges élevés. À taux de remplacement donné, la valeur attribuée au temps disponible peut varier fortement d'un individu à l'autre mais dépendre également du statut d'activité du conjoint, c'est-à-dire de sa disponibilité à partager avec l'autre le temps libéré par le retrait d'activité. Si les membres du couple valorisent fortement la possibilité de partager ensemble leurs loisirs, on s'attend à ce que les conjoints fassent en sorte de rapprocher leurs dates de cessation d'activité.

L'analyse des décisions de cessation d'activité n'est toutefois pas sans poser problème. En effet, si cessation d'activité et liquidation des droits coïncident généralement dans le secteur public, ces deux décisions sont plus souvent disjointes dans le secteur privé : l'écart entre l'âge moyen de cessation d'emploi et l'âge de liquidation s'est creusé au fil des générations pour atteindre près de deux ans pour les générations nées après 1922 (Cloarec, 2000). Ces sorties précoces d'activité, via la préretraite, le chômage indemnisé ou l'inactivité, compliquent l'analyse des choix de retrait d'activité car il est délicat de supposer qu'elles résultent d'un libre choix des individus même si la préretraite est *a posteriori* plutôt bien vécue par les bénéficiaires (Burrigand et Roth, 2000 ; Colin *et al.*, 2000).

À tout le moins, plusieurs corrélations statistiques pourraient être l'indice d'une certaine complémentarité des préférences pour le loisir des conjoints : écart entre les dates de cessation inférieur à l'écart d'âge ; effet significatif de la situation d'activité du conjoint sur les probabilités de transition vers l'inactivité.

Pour analyser les choix de retrait d'activité des couples et estimer économétriquement les com-

Graphique III  
**Écart de date de liquidation entre femme et homme pour un écart d'âge de huit ans et dix ans d'interruption de carrière de la femme (barèmes actuels, avec et sans réversion)\***



\* L'homme et la femme sont entrés sur le marché du travail à 19 ans.

Source : simulations des auteurs sur cas types.

4. En l'absence de limitation au cumul, le conjoint survivant perçoit 54 % de la pension Cnav de la personne décédée et 60 % des pensions versées par les régimes complémentaires.

portements susceptibles de les motiver, il serait nécessaire de disposer d'informations sur les dates de liquidation des droits et de cessation d'activité de chacun des conjoints, ainsi que sur les conditions dans lesquelles s'opèrent ces choix (profils de carrière, nombre d'enfants, état de santé, motifs de cessation). L'observation des profils de carrière est notamment cruciale pour estimer les droits à la retraite aux divers âges de départ et évaluer les incitations financières à reporter la liquidation. Mais, les données disponibles pour analyser les choix de départ à la retraite au sein des couples sont très parcellaires en France.

Actuellement, l'analyse des choix au niveau individuel peut être assez bien effectuée à partir des données de l'Échantillon inter-régimes de retraités (EIR) de la Drees (Ministère de l'Emploi et de la Solidarité) apparié avec les informations du Fichier national des allocataires de l'Unedic et des Déclarations annuelles de données sociales de l'Insee (cf. Blanchet et Mahieu, 2000, pour une exploitation de ces données dans le cadre d'une modélisation individuelle des comportements de départ à la retraite). Mais le mode de constitution de cet échantillon ne permet pas de disposer d'informations sur le conjoint. À défaut, trois autres fichiers peuvent être mobilisés pour disposer d'informations descriptives sur la cessation d'activité des couples : l'enquête complémentaire à l'enquête *Emploi* de mars 1996 sur le passage à la retraite et les conditions de vie des personnes de plus de 50 ans, l'enquête *Patrimoine* 1998 et les enquêtes *Emploi* successives.

La première de ces trois sources ne permet pas d'observer les choix des deux membres du couple puisque seul un membre du ménage est interrogé ; en revanche, elle contient quelques questions subjectives sur la place du conjoint dans la décision de liquidation ou de cessation d'activité. Si les réponses fournies sont sujettes aux aléas inhérents aux questions d'opinions, elles fournissent néanmoins des éléments d'information intéressants pour apprécier le rôle du conjoint dans la décision de retrait d'activité.

L'enquête *Patrimoine* fournit, pour sa part, un calendrier d'activité rétrospectif pour l'ensemble des adultes du ménage qui permet *a priori* de reconstituer les dates de cessation d'activité des couples ainsi que les durées validées à la liquidation (5). En revanche, les carrières salariales passées des retraités ne sont pas connues.

Enfin, les enquêtes *Emploi* mises en panel permettent d'observer trois transitions successives

sur le marché du travail, et en particulier les transitions entre activité et inactivité pour l'ensemble des membres du ménage. Il est donc *a priori* possible de faire intervenir le statut d'occupation du conjoint comme variable explicative des transitions. Ces enquêtes ne fournissent, toutefois, aucune mesure des durées validées au moment de la liquidation des droits.

### **Les femmes liquidant à taux réduit invoquent plus fréquemment les motifs familiaux**

L'enquête de 1996 sur le passage à la retraite des personnes de plus de 50 ans présente l'intérêt de poser des questions subjectives sur la place du conjoint dans le choix de départ à la retraite. Sont ainsi formulées plusieurs questions sur les raisons du départ à la retraite selon que l'âge de départ (réalisé ou prévu) se situe après, avant ou juste au taux plein. Parmi les réponses envisagées, une modalité « cessation d'activité pour raison familiale (départ à la retraite du conjoint, etc.) » est proposée.

L'analyse descriptive porte à la fois sur les individus ayant déjà liquidé et sur ceux qui sont encore en emploi après leur cinquantième anniversaire. Pour les premiers, on s'intéresse au motif de cessation d'activité et, pour les seconds, au motif de liquidation.

Compte tenu des incitations actuelles des régimes de retraite, on peut formuler quelques prédictions *a priori* sur le lien entre la place du conjoint et la position par rapport au taux plein lors de la liquidation. Du fait des fortes pénalités associées à la liquidation anticipée dans le secteur privé et des faibles gains liés au maintien sur le marché du travail au-delà du taux plein, on s'attend à ce que les individus qui valorisent davantage le loisir partagé avec le conjoint choisissent (ou envisagent) plus souvent de liquider avant ou après le taux plein. Plus précisément, dans l'hypothèse où les individus souhaitent partir à des dates proches de celles de leur conjoint, les hommes, généralement plus âgés et aux carrières longues, tendraient plus souvent à liquider au-delà du taux plein pour attendre leur femme, tandis que les femmes, plus jeunes et aux carrières plus courtes, liquideraient plus fréquemment à taux réduit pour rejoindre leur mari.

Les femmes liquidant (ou prévoyant de liquider) à taux réduit invoquent dans l'enquête plus fré-

5. L'analyse précise des fins de carrières est toutefois délicate dans la mesure où préretraite et retraite ne sont pas distinguées.



quemment les motifs familiaux. Ce résultat doit toutefois être nuancé par le fait qu'elle ne permet pas d'isoler les individus ayant liquidé leurs droits après le taux plein. Par ailleurs, on observe certains problèmes de cohérence dans les réponses liés à une mauvaise compréhension des termes techniques (taux plein/taux réduit, par exemple). Enfin, les femmes évoquant un départ pour motif familial sont assez fréquemment aides familiales dans l'entreprise de leur mari. Elles se trouvent donc contraintes de cesser leur activité au moment où il liquide ses droits et dissout l'entreprise.

### Une assez forte convergence dans les dates de cessation d'activité des conjoints

Le calendrier rétrospectif d'activité de l'enquête *Patrimoine* 1998 de l'Insee permet d'observer les cessations d'activité des deux membres du couple. Le terme de cessation désigne toute sortie définitive du marché du travail, ce qui inclut, le cas échéant, les passages par la préretraite ou le chômage avec dispense de recherche d'emploi. Pour que les choix de cessation d'activité se posent aux deux conjoints en fin de carrière, il est nécessaire qu'ils soient encore tous deux présents sur le marché du travail. De ce fait, on exclut de l'échantillon les couples dont l'un des membres a cessé définitivement son activité avant 50 ans. L'analyse porte donc sur les couples de retraités de plus de 65 ans, anciens sala-

riés du public ou du privé, qui étaient encore en emploi après 50 ans, soit 249 couples.

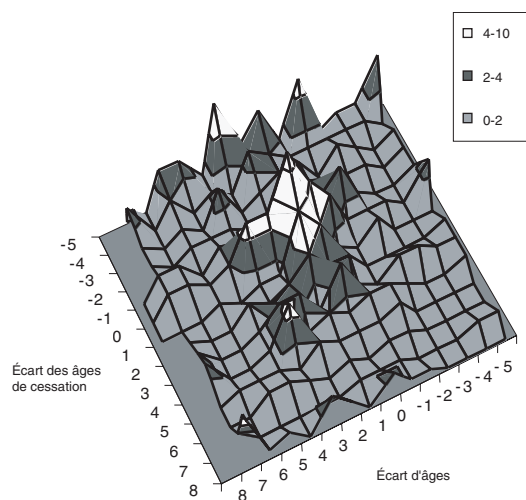
Compte tenu des écarts d'âge entre les conjoints et de l'existence de bornes à la liquidation des droits ou à l'entrée dans certains dispositifs de retrait précoce (préretraites FNE notamment), il est nécessaire d'analyser les écarts de dates de cessation d'activité en regard des écarts d'âge des conjoints.

Le graphique IV croise les écarts d'âge et les écarts d'âge de cessation tels qu'observés dans l'enquête *Patrimoine*. Les couples qui cessent leur activité au même âge sont placés sur l'« horizontale » passant par zéro et ceux qui cessent à la même date sont placés sur la première diagonale.

La nette accumulation sur l'horizontale correspond aux couples qui cessent leur activité au même âge et une autre accumulation sur la diagonale correspond aux couples cessant leur activité à la même date. L'accumulation observée sur la diagonale constitue un signe assez net d'une possible interdépendance entre les décisions de cessation d'activité des conjoints. La propension des couples à cesser leur activité au même âge est plus délicate à interpréter. Celle-ci pourrait certes être le signe d'une corrélation entre les préférences des deux conjoints (tous les deux souhaitent partir le plus tôt possible ou au contraire valorisent l'activité) mais pourrait également être le résultat des contraintes générées par les barèmes de retraite.

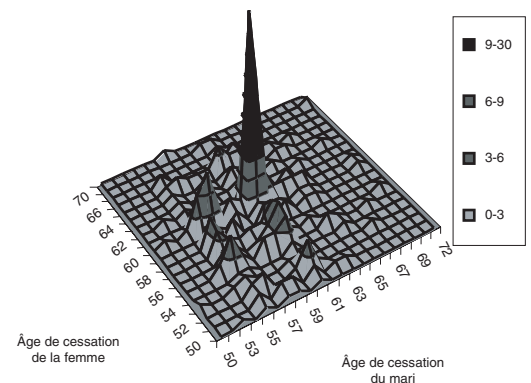
Pour apprécier dans quelle mesure les barèmes influent sur les dates de cessation d'activité, on croise les âges de cessation des deux conjoints (cf. graphique V). On observe effectivement

Graphique IV  
Écarts d'âge et écarts d'âge de cessation entre homme et femme



Lecture : dans neuf couples de l'échantillon, le mari est de deux ans plus âgé que la femme et les deux conjoints cessent leur activité au même âge, donc avec deux années d'écart.  
Champ : couples de retraités de plus de 65 ans, anciens salariés du privé ou du public, en emploi à 50 ans.  
Source : enquête Patrimoine 1998, Insee.

Graphique V  
Âges de cessation des deux conjoints



Champ : couples de retraités de plus de 65 ans, anciens salariés du privé ou du public, en emploi à 50 ans  
Source : enquête Patrimoine 1998, Insee.

une très nette accumulation des cessations d'activité à l'âge de 60 ans pour les hommes et les femmes, soit à l'âge minimal de liquidation des droits dans le secteur privé et dans le secteur public pour les catégories dites « sédentaires ». Pour des individus ayant eu des carrières longues (ce qui est le cas de la plupart des personnes de l'échantillon), l'âge de 60 ans correspond en effet à l'âge d'obtention du taux plein dans le secteur privé. Dans le secteur public, la faiblesse des décotes en cas de liquidation précoce incite les individus à liquider à l'âge minimal quelle que soit leur carrière. Il n'est pas exclu par ailleurs que 60 ans constitue une référence normative, une sorte d'âge « normal » de départ pour certains individus.

Pour quantifier le niveau d'interdépendance des âges de départ des deux conjoints, on effectue un test d'indépendance du  $\chi^2$ . L'hypothèse nulle d'indépendance est rejetée ( $\chi^2 = 485$  pour 380 degrés de liberté) et le  $v$  de Cramer vaut 0,32.

Même si les barèmes ont un effet net sur les choix de départ, la forte proportion de couples qui cessent leur activité à des dates proches ne peut être totalement expliquée par les incitations financières : dans près d'un couple sur trois (31 % des couples), les conjoints cessent leur activité à moins d'une année d'écart alors que pour 70 % d'entre eux, l'écart d'âge est supérieur ou égal à deux ans.

Au terme de cette analyse, il semble que l'on observe une assez forte convergence dans les dates de cessation d'activité des couples. Si cette convergence peut constituer un indice d'une complémentarité des préférences pour le loisir, il est toujours délicat à ce stade de séparer l'effet des préférences de celui des barèmes.

### **Les transitions entre activité et inactivité influencées par la situation du conjoint**

L'utilisation des enquêtes *Emploi* en panel permet d'observer, pour chaque couple, les occupations successives des deux membres du ménage durant quatre années (situation au mois de mars des trois années où le ménage est enquêté et situation au mois de mars précédant l'année de la première interrogation). On cherche à analyser les cessations d'activité de chacun des conjoints et donc à résumer les occupations des membres du ménage en deux situations : actif/inactif. On considèrera qu'un individu est actif s'il est effectivement en emploi ou bien s'il est

chômeur à la recherche d'un emploi. Dans tous les autres cas, on le considèrera comme inactif. À une date donnée, un couple sera donc dans un des quatre états : mari actif/femme active ; mari actif/femme inactive ; mari inactif/femme active et mari inactif/femme inactive. Lorsqu'une personne est active et travaille, on distinguera entre temps complet et temps partiel.

Afin de ne conserver que les couples où au moins l'un des conjoints est susceptible de cesser définitivement son activité, on sélectionne les couples où le conjoint le plus âgé a au moins 54 ans lors de la première observation et où au moins un des deux membres est actif à la première date observée (6).

Dans les enquêtes *Emploi* mises en panel, les ménages changeant de domicile d'une année sur l'autre ne sont pas ré-interrogés. Ces attritions pourraient ne pas être aléatoires, en particulier si les cessations jointes étaient corrélées aux déménagements des couples âgés. Dans l'échantillon étudié, 25 % des couples sont concernés par l'attrition. Ces couples sont en moyenne deux ans plus jeunes que ceux qui ne connaissent pas d'attrition (57 ans au lieu de 59 ans pour les hommes et 53,5 ans au lieu de 55,5 ans pour les femmes) ; ils sont aussi plus fréquemment en emploi et connaissent moins de transitions vers l'inactivité : 47 % des couples qui ne sont pas touchés par l'attrition connaissent au moins une transition vers l'inactivité contre 10 % des couples où l'observation est censurée par attrition. On choisit de se concentrer sur un échantillon cylindré de couples (c'est-à-dire des couples observés pendant les quatre années), soit 8 002 couples. Ce choix entraîne un léger biais de sélection mais ne devrait pas peser sur les résultats compte tenu des faibles fréquences de transition vers l'inactivité des couples connaissant l'attrition.

Dans la mesure où l'on s'intéresse aux cessations définitives d'activité, on exclut les couples pour lesquels l'inactivité n'est que temporaire et est suivie par un retour sur le marché du travail. Ces transitions ne s'observent que pour un nombre très réduit de couples à des âges proches de la retraite (moins de 3 % (7)) compte tenu de la

6. Ce critère revient à exclure les couples où les deux conjoints sont inactifs lors de la première observation. En effet, les laisser dans l'échantillon n'apporte pas d'information pour une étude des transitions entre activité et inactivité. De plus, ce critère joue le rôle d'une borne supérieure d'âge.

7. Les retours à l'emploi concernent essentiellement des femmes sensiblement plus jeunes que leur conjoint.

forte irréversibilité des cessations d'activité aux âges élevés.

La fenêtre réduite d'observation se traduit par une forte censure des données : un peu moins de la moitié des couples de l'échantillon (47 %) connaissent une transition vers l'inactivité au cours des quatre années. Les cessations jointes sont peu fréquentes parmi les couples de l'échantillon : au moins trois quarts des couples ne cessent pas leur activité simultanément. Les 24 % restant se décomposent en 3 % pour lesquels on observe un départ joint et 21 % pour lesquels l'observation est censurée (les deux conjoints restent actifs au cours des quatre années d'observation).

Les femmes des couples sélectionnés ont en moyenne trois ans et demi de moins que leur conjoint. Cet écart d'âge est supérieur à celui observé sur l'ensemble des couples (deux ans en moyenne). Ce résultat est lié à la procédure de sélection de l'échantillon : du fait de la baisse des taux d'activité avec l'âge, la probabilité d'observer des couples dont l'un au moins des conjoints est actif est supérieure quand l'écart d'âge entre les conjoints est élevé.

Par ailleurs, les distributions des âges des femmes étudiées sont sensibles à la situation d'activité dans laquelle se trouvent initialement les deux membres du couple : les femmes actives sont globalement plus âgées si leur conjoint est inactif (cf. graphique VI-A). Ce phénomène n'est pas visible pour les hommes (cf. graphique VI-B), probablement parce que les femmes inactives ne sont pas uniquement

des retraitées – elles sont souvent femmes au foyer.

Les transitions individuelles vers l'inactivité semblent influencées par la situation du conjoint. Ainsi, la probabilité qu'un homme cesse son activité est 1,8 fois plus élevée si sa femme est inactive que si sa femme est active (21 % contre 12 %) ; la probabilité qu'une femme cesse son activité est 2,9 fois plus élevée si son mari est inactif que s'il est actif (5 % contre 17 %) (cf. tableau 1).

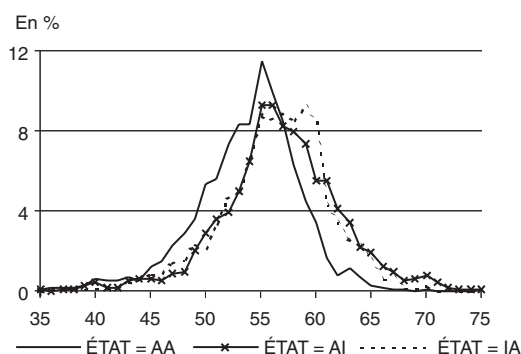
Pour les couples dont les deux conjoints travaillent au début de la période d'observation, on observe peu de départs joints (3 %) et plus de départs vers l'inactivité du mari que de la femme (12 % contre 5 %). Les écarts d'âge entre hommes et femmes dans l'échantillon expliquent partiellement cette observation : plus âgés, les hommes peuvent plus rapidement liquider leurs droits à la retraite que les femmes.

L'analyse des transitions sur le marché du travail en fonction de la situation d'activité du conjoint pourrait être étendue aux transitions entre temps complet et temps partiel. Le passage du temps complet au temps partiel pourrait en effet être favorisé par l'inactivité du conjoint.

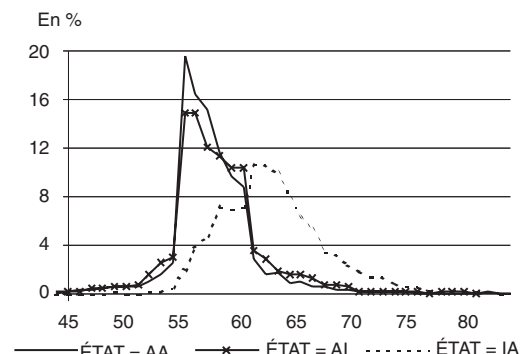
Les probabilités individuelles de transition du temps complet au temps partiel semblent toutefois peu dépendantes de la situation d'activité du conjoint. De plus, l'effet de la situation d'activité du conjoint sur les transitions vers l'inactivité apparaît de même ampleur que l'individu ait été initialement à temps complet ou à temps partiel (cf. tableau 2).

Graphique VI  
Distribution des âges en fonction de la situation d'activité initiale du couple

**A - Femmes**



**B - Hommes**



Lecture : la première lettre du code ÉTAT renvoie à la situation d'activité du mari (actif/inactif), la deuxième lettre à celle de la femme. Champ : couples où le conjoint le plus âgé a au moins 54 ans lors de la première observation et où au moins un des deux membres est actif à la première date observée. Source : enquêtes Emploi 1991 à 1997 mises en panel, Insee.

## Les cessations d'activité des femmes plus sensibles à la situation de leur mari

La comparaison des probabilités de sortie d'activité selon que le conjoint est inactif ou non met en évidence une probabilité de sortie vers l'inactivité supérieure dans les couples monoactifs. Cet effet peut avoir deux origines : il peut résulter d'une différence de structure entre les deux sous-populations considérées ou de différences de comportements induites par la situation d'activité du conjoint. Notamment, les femmes dont le conjoint est inactif sont globalement plus âgées que celles dont le conjoint est actif : leur sortie plus fréquente vers l'inactivité pourrait donc traduire un simple effet d'âge. Afin de séparer les effets de comportements des effets de structure, on recourt à une modélisa-

tion économétrique des transitions jointes entre activité et inactivité dont les fondements sont détaillés dans l'encadré 2.

L'idée générale est la suivante : étant donné sa situation d'activité initiale, le couple choisit à la période suivante l'état qui maximise son utilité, elle-même fonction de la valeur attribuée à chacune des transitions autorisées par son état initial. Pour chaque couple et à chaque date, on estime les probabilités d'effectuer chacune des transitions possibles par un modèle *logit* multinomial, permettant de contrôler l'hétérogénéité observable entre les individus.

Compte tenu de l'hypothèse d'irréversibilité de la cessation d'activité, seules neuf transitions entre deux dates successives sont possibles : (AA → AA) ; (AA → AI) ; (AA → IA) ; (AA → II) ; (AI → AI) ; (AI → II) ; (IA → IA) ; (IA → II) ; (II → II).

Tableau 1  
Fréquence des transitions entre les différentes situations d'activité

Origine \ Destination	II	IA	AI	AA	Censuré	Total
Censuré	0	2 246	2 422	3 334	0	8 002
II	2 683 (100 %)	0	0	0	2 716	2 683
IA	1 141 (17 %)	5 586 (83 %)	0	0	2 131	6 727
AI	1 299 (21 %)	0	4 993 (79 %)	0	1 533	6 292
AA	276 (3 %)	1 026 (12 %)	410 (5 %)	6 592 (80 %)	1 622	8 304
<b>Total</b>					<b>8 002</b>	<b>32 008</b>

Lecture : I signifie que la personne est inactive et A qu'elle est active ; la situation du mari est en première position, celle de la femme en seconde. Les chiffres entre parenthèses sont les proportions de transitions observées à partir de l'état initial sans prendre en compte les sorties censurées. Dans d'échantillon, la proportion d'hommes cessant leur activité alors que leur femme est inactive est égale à 21 % (1 299/6 292).

Champ : couples où le conjoint le plus âgé a au moins 54 ans lors de la première observation et où au moins un des deux membres est actif à la première date observée.

Source : enquêtes Emploi 1991 à 1997 mises en panel.

Tableau 2  
Probabilités individuelles de transition entre temps complet, temps partiel et inactivité conditionnellement à la situation d'activité du conjoint

Probabilités de transition			Hommes	Femmes
Temps complet à temps partiel	sachant	conjoint actif	2,1 %	5,1 %
		conjoint inactif	1,8 %	5,8 %
		facteur multiplicatif	(0,8)	(1,1)
Temps complet à inactivité	sachant	conjoint actif	11,1 %	3,8 %
		conjoint inactif	19,0 %	15,5 %
		facteur multiplicatif	(1,7)	(4,1)
Temps partiel à inactivité	sachant	conjoint actif	18,7 %	5,5 %
		conjoint inactif	29,6 %	16,8 %
		facteur multiplicatif	(1,6)	(3,0)

Lecture : les cas où le conjoint transite simultanément de l'activité vers l'inactivité ne figurent pas dans le tableau car ils recouvrent trop peu d'individus pour être fiables. La probabilité qu'un homme passe du temps complet au temps partiel est de 2,1 % si sa femme est active et de 1,8 % si sa femme est inactive (soit un rapport de 1,8/2,1 = 0,8).

Champ : couples où le conjoint le plus âgé a au moins 54 ans lors de la première observation et où au moins un des deux membres est actif à la première date observée.

Source : enquêtes Emploi 1991 à 1997 mises en panel.

## MODÉLISATION DES TRANSITIONS ENTRE ACTIVITÉ ET INACTIVITÉ

### Cadre théorique

À partir des modèles individuels de choix de départ à la retraite qui tiennent compte des aspects dynamiques de cette décision et autorisent l'existence d'incertitudes (par exemple celui proposé par Rust et Phelan, 1997), on peut extrapoler un modèle de choix de départ à la retraite au niveau du ménage. Les membres du couple choisissent leur statut d'activité par un arbitrage entre revenu et loisir en tenant compte des conséquences futures de leur décision. Autrement dit, ils résolvent un programme d'optimisation dynamique où l'utilité instantanée prend en compte le revenu et le temps disponible pour le loisir. La valeur attribuée au fait d'occuper l'état  $k$  à la date  $t$  sachant que l'état  $j$  était occupé en  $t - 1$  s'écrit :

$$V_{jk}(t) = U_{jkt} + \varepsilon_{kt} + \delta E_t \max_n [V_{kn}(t+1) / d_k(t) = 1] \quad [1]$$

où  $d_k = 1$  si l'état  $k$  est choisi,  $U$  est la fonction d'utilité du ménage,  $\varepsilon_{kt}$  est un aléa centré,  $\delta$  est un facteur d'escompte et  $E_t$  est l'opérateur d'espérance fondé sur l'information disponible en  $t$ .

### Simplifications pour l'estimation du modèle

Estimer le modèle de programmation dynamique de manière explicite n'est pas réaliste compte tenu de la taille de l'espace des états. Afin de prendre en compte les aspects dynamiques dans l'estimation (en particulier, le fait que le niveau de pension anticipé en tout point de l'espace des états affecte *a priori* les décisions courantes d'activité), on peut chercher à introduire comme régresseurs, dans une forme linéarisée du modèle, le montant des pensions dans les états futurs. Mais prendre en compte tous les états possibles est lourd et conduit à introduire des variables très fortement corrélées (par exemple dans le régime général, le montant de pension n'évolue plus au-delà du taux plein). Une approximation peut consister à inclure dans les régresseurs les pensions de chacun des époux uniquement dans les états les plus significatifs, par exemple en cas de liquidation immédiate des droits et conditionnellement au maintien dans l'emploi jusqu'à l'âge de 65 ans (ce qui assure en France l'obtention du taux plein). Cela revient à faire l'hypothèse que l'ensemble des choix se réduit à s'arrêter tout de suite ou à 65 ans.

Le modèle proposé par Blau (1998) pour étudier la dynamique des transitions sur le marché du travail des couples âgés retient ainsi une approximation linéaire de l'équation [1] sous la forme suivante :

$$V_{jk}(t) = \beta_{jk} Z_{kt} + \gamma_{jk} \mu + \varepsilon_{kt} \quad [2]$$

où  $Z$  est un vecteur composé de variables exogènes, de variables endogènes retardées affectant les préférences et les anticipations et de variables de revenus (salaires, pensions) spécifiques à la date  $t$  et à l'état considéré,  $\mu$  est un effet couple aléatoire,  $\varepsilon_{kt}$  est un aléa,  $\gamma$  et  $\beta$  sont les paramètres à estimer. Outre les variables explicatives  $Z$ , le lien dynamique entre deux dates est assuré par la composante couple aléatoire  $\mu$ .

Étant donné un état initial  $j$ , on note  $\Omega_j$  l'ensemble des états finaux  $m$  admissibles ; la probabilité de transition de l'état  $j$  vers l'état  $k$  à la date  $t$  s'écrit :

$$P_{jk}(t) = \Pr(V_{jk}(t) > V_{jm}(t), \forall m \in \Omega_j, m \neq k / d_j(t-1) = 1) \quad [3]$$

Si l'inactivité n'est pas un état absorbant, les ensembles  $\Omega_j$  sont tous identiques et recouvrent toutes les transitions. Blau (1998) estime alors ce modèle par un *probit* multinomial dynamique. De plus, il endogénéise la situation observée initialement : il estime simultanément les déterminants de cette situation initialement observée en faisant notamment intervenir la composante couple  $\mu$ .

Dans le cas considéré ici, étant donné l'absence d'information disponible sur les gains de pension à différer la liquidation, les aspects dynamiques ne pourront pas être bien représentés dans les variables explicatives. La structure de corrélation dynamique ( $\mu$ ) n'est de ce fait pas maintenue et l'estimation simultanée de la situation initialement observée est aussi abandonnée. L'équation [2] peut donc s'écrire de manière plus simple :

$$V_{jk}(t) = \beta_{jk} Z_{kt} + \varepsilon_{kt} \quad [4]$$

En supposant que les aléas sont indépendants et suivent des lois de Gompertz, on estime plusieurs modèles *logit* multinomiaux, un par état initial. Cette estimation souffrira d'un biais de sélection puisque la situation initialement observée reste exogène.

Comme on suppose que les transitions vers l'inactivité sont irréversibles, l'écriture des probabilités de transition perd sa symétrie mais s'allège. Les  $\Omega_j$  s'écrivent :

$$\begin{aligned} \Omega_{AA} &= \{AA, AI, IA, II\} & \Omega_{AI} &= \{AI, II\} \\ \Omega_{IA} &= \{IA, II\} & \Omega_{II} &= \{II\} \end{aligned}$$

L'ensemble  $\Omega_{II}$  étant réduit à un singleton, pour tout  $t$ ,  $P_{IIk}(t)$  vaut 1 si  $k$  est l'état  $II$  et 0 sinon.

Pour les autres états initiaux, les probabilités de transitions sont obtenues en injectant la forme de  $V_{jk}(t)$  de l'équation [4] dans [3] :

$$P_{jk}(t) = \Pr(\varepsilon_{kt} - \varepsilon_{mt} > Z_{mt} \beta_{jm} - Z_{kt} \beta_{jk}, \forall m \in \Omega_j, m \neq k / d_j(t-1) = 1)$$

Lorsque l'état initial est  $AI$  ou  $IA$ , seulement deux transitions sont possibles, il suffit alors de calculer une seule probabilité de transition. Si on note  $k$  et  $l$  les états finaux admissibles, les probabilités de transition s'écrivent :

$$P_{jk}(t) = 1 - P_{jl}(t) = \Pr(\varepsilon_{kt} - \varepsilon_{lt} > Z_{lt} \beta_{jl} - Z_{kt} \beta_{jk} / d_j(t-1) = 1)$$

Le modèle est alors estimé par le maximum de vraisemblance.

Soit  $p_{jk}^i$  la probabilité d'effectuer la transition de l'état  $j$  vers l'état  $k$  pour le couple  $i$ , on note  $p_{jk}^i = G_{j \rightarrow k}(X^i, b)$  où les composantes du vecteur  $X^i$  sont les caractéristiques de ce couple (âge de chaque conjoint, secteur d'activité, catégorie socioprofessionnelle, etc.) et  $b$  le vecteur des coefficients. On définit enfin  $Ech_j$  comme l'ensemble des couples initialement dans l'état  $j$ .

L'enquête *Emploi* ne fournit pas d'information suffisante pour reconstituer les incitations financières auxquelles sont confrontés les individus lorsqu'ils effectuent leurs choix d'activité. Les effets des barèmes de retraite ne peuvent donc être explicitement intégrés au modèle et ne sont qu'indirectement appréhendés par des indicatrices d'âge (55 ans et 60 ans), des variables relatives au secteur d'activité (public, privé, indépendant) et à la catégorie socioprofessionnelle.

On retient d'autre part des caractéristiques générales des couples susceptibles d'influer sur leurs préférences : l'âge des deux conjoints, la présence

d'enfants de moins de 18 ans au foyer (qui peut être le signe de besoins financiers plus importants). Les variables de secteur d'activité et de catégorie socioprofessionnelle peuvent aussi partiellement capter une hétérogénéité des préférences (les cadres peuvent valoriser davantage l'activité car leur travail leur semble plus intéressant, etc.).

### Des transitions vers l'inactivité influencées par les barèmes, le secteur d'activité et la catégorie socioprofessionnelle

À partir des coefficients issus de l'estimation du modèle *logit* multinomial, on peut aisément calculer l'impact de chacune des variables sur les probabilités de transitions entre états. Le tableau 3 présente ainsi les probabilités de transitions pour un couple d'ouvriers du secteur public âgés de 61 ans (cette situation est prise pour référence) et les gains de probabilités liés à chacune des variables explicatives relativement à cette référence. Plus précisément, pour les variables d'âges, on isole les effets de seuils liés aux indicatrices à 55 et 60 ans en calculant le gain de probabilité lorsqu'un des conjoints a un

Tableau 3  
Gains de probabilité liés à chaque variable par rapport à la référence : les différentes transitions possibles

État initial	AA				AI		IA	
	AA	AI	IA	II	AI	II	IA	II
<b>Situation de référence : couple de deux ouvriers du public âgés de 61 ans</b>								
	54 %	13 %	22 %	11 %	74 %	26 %	73 %	27 %
<b>Gains de probabilité liés à une augmentation de l'âge, toutes les autres variables restant à la référence</b>								
Plus un an pour l'homme (hors 60 ans)	0,94	0,93	1,16	1,07	0,95	1,15	1,00	1,00
Passage de 59 à 60 ans pour l'homme	0,30	0,23	3,30	2,86	0,38	3,63	1,05	0,86
Plus un an pour la femme (hors 55 et 60 ans)	0,95	1,15	0,95	1,17	1,00	1,00	0,95	1,14
Passage de 54 à 55 ans pour la femme	1,00	1,38	0,87	1,69	0,98	1,05	0,96	1,43
Passage de 59 à 60 ans pour la femme	0,73	3,02	0,47	2,17	0,92	1,22	0,47	3,05
<b>Gains de probabilité liés à chaque variable hors âges, toutes les autres variables restant à la référence</b>								
Homme agriculteur	1,20	0,61	0,78	0,93	1,05	0,85	0,97	1,09
Homme autre indépendant	1,32	0,98	0,42	0,62	1,21	0,40	1,06	0,85
Femme agricultrice	0,90	0,81	1,44	0,86	0,94	1,17	1,02	0,96
Femme autre indépendante	1,08	0,96	0,82	1,01	0,96	1,13	1,14	0,64
Homme salarié du privé	1,35	0,54	0,45	0,92	1,01	0,96	1,23	0,39
Femme salariée du privé	1,04	1,08	0,80	1,09	0,97	1,07	0,99	1,04
Homme cadre	1,19	1,05	0,64	0,73	1,11	0,69	0,97	1,09
Homme profession intermédiaire	0,96	1,05	0,93	1,28	1,03	0,93	0,95	1,12
Homme employé	1,02	0,76	0,99	1,19	1,08	0,78	1,02	0,96
Femme cadre	1,32	0,70	0,67	0,42	1,04	0,90	1,06	0,83
Femme profession intermédiaire	1,02	1,30	0,82	0,90	1,02	0,95	0,99	1,03
Femme employée	1,07	0,89	1,00	0,79	0,95	1,15	1,05	0,86
Enfant de moins de 18 ans	1,15	1,46	0,77	0,14	1,14	0,58	1,00	1,01

Lecture : 1 signifie que la personne est inactive et A qu'elle est active ; la situation du mari est en première position, celle de la femme en seconde. Dans un couple bi-actif d'ouvriers du secteur public où la femme est âgée de 61 ans, un homme a 3,3 fois plus de chances de cesser seul son activité à 60 ans qu'à 59 ans.

Champ : couples où le conjoint le plus âgé a au moins 54 ans lors de la première observation et où au moins un des deux membres est actif à la première date observée.

Source : estimations des auteurs à partir des enquêtes *Emploi* 1991 à 1997 mises en panel.

an de plus pour différentes valeurs de l'âge, toutes les autres variables restant fixées à la situation de référence. Pour les indicatrices de secteur d'activité et de catégorie socioprofessionnelle, le tableau présente traditionnellement les gains des probabilités de transition liés à l'appartenance aux différents secteurs (ou catégories) par rapport à la situation de référence, « toutes choses égales par ailleurs ».

La probabilité de cesser son activité dépend fortement de l'âge atteint. Les effets incitatifs des barèmes, conduisant à un pic de départ à 60 ans, apparaissent nettement : le fait d'atteindre l'âge de 60 ans multiplie la probabilité de sortie d'activité par trois ou quatre pour l'individu concerné. Au-delà de cet effet, la probabilité de départ croît avec l'âge, ce qui pourrait traduire une valorisation plus forte du loisir avec l'âge (consécutive par exemple à la dégradation de l'état de santé) : la probabilité de cesser son activité augmente d'environ 15 % par année supplémentaire. En revanche, l'âge du conjoint a très peu d'effet sur la probabilité de sortie d'un individu.

Les comportements d'activité en fin de carrière des deux membres du ménage sont également différenciés en fonction du secteur d'activité et de la catégorie socioprofessionnelle. Les couples dans lesquels l'un des deux conjoints est cadre ont moins tendance à cesser leur activité précocement. De même, les hommes indépendants cessent leur activité plus tard. Ces différences de comportement sont assez délicates à interpréter. Elles peuvent traduire une valorisation de l'activité différente (plus grande satisfaction professionnelle des cadres par exemple) mais aussi résulter de la différence des profils de rémunération et de la diversité des règles de calcul des retraites selon le secteur d'activité.

La présence d'un enfant de moins de 18 ans au foyer accroît les besoins financiers du ménage et pourrait donc favoriser le maintien en activité des conjoints. De fait, les cessations d'activité des hommes ainsi que les cessations jointes sont moins fréquentes dans les ménages ayant un enfant de moins de 18 ans au foyer. En revanche, la probabilité de sortie de la femme est plutôt accrue dans le cas où le mari est encore en activité.

### Séparer les effets de structure des effets de comportements

La comparaison des probabilités moyennes de sortie d'activité d'un membre du ménage conditionnellement au statut d'activité de son conjoint ne permet pas directement d'évaluer l'influence

du conjoint sur la décision de l'autre membre du ménage. En effet, ces écarts de probabilité peuvent masquer d'importantes différences dans la structure des échantillons. Par exemple, les femmes dont le conjoint est inactif sont en moyenne plus âgées que les autres et ont donc une probabilité plus forte de cesser leur activité.

Pour neutraliser les effets de structure, on simule sur une population identique, à partir des coefficients du modèle estimé précédemment, les probabilités de sortie d'activité selon que le conjoint est actif ou inactif. On compare ensuite les deux probabilités moyennes de sortie afin de déterminer si le statut d'activité du conjoint a une influence sur les comportements. Si cette démarche permet de contrôler les différences de structure observable entre les différentes populations, les estimations sont néanmoins imparfaites. Elles sont en effet affectées par le problème de sélection mentionné ci-dessus (la situation observée initialement n'est pas endogénéisée).

Plus précisément, pour les sorties d'activité des femmes, on utilise successivement deux échantillons : les femmes issues de couples biactifs et les femmes issues de couples où le mari est inactif. On calcule deux probabilités moyennes de sortie d'activité sur chaque échantillon selon qu'elles se comportent comme si leur mari est initialement actif ou inactif (cf. encadré 3).

On note  $p_{H=situation}^{état}$  la probabilité moyenne de cessation d'activité des femmes de l'échantillon des couples initialement dans l'état « état » (AA ou IA) et qui se comportent comme si leur mari était dans la situation d'activité « situation » (A ou I) en début de période. On cherche à vérifier qu'à structure d'échantillon donnée, les sorties d'activités sont plus fréquentes lorsque le couple se comporte comme si le conjoint était déjà inactif, c'est-à-dire que  $p_{H=I}^{AA} > p_{H=A}^{AA}$  et  $p_{H=I}^{IA} > p_{H=A}^{IA}$ .

L'estimation des trois modèles *logit* multinomiaux fournit des estimateurs de ces quantités, notés  $\hat{p}_{conj=situation}^{état}$ . Ces estimateurs sont asymptotiquement gaussiens et il est possible de calculer un ordre de grandeur de leurs écarts-types (voir l'annexe pour plus de détails).

Le tableau 4 montre bien que les ordres de grandeurs des écarts-types sont négligeables devant les écarts  $\hat{p}_{conj=I}^{état} - \hat{p}_{conj=A}^{état}$ . Pour tester les hypothèses  $p_{conj=I}^{état} > p_{conj=A}^{état}$ , il suffit donc de vérifier les signes des différences  $\hat{p}_{conj=I}^{état} - \hat{p}_{conj=A}^{état}$ .

Encadré 3

**LES PROBABILITÉS MOYENNES DE SORTIE D'ACTIVITÉ  
À STRUCTURE ET COMPORTEMENT DONNÉS ET LEUR ESTIMATION**

Lorsque les comportements sont ceux de couples biactifs, la probabilité moyenne de sortie d'activité des femmes issues de couples biactifs s'écrit :

$$p_{H=A}^{AA} = \int_{Ech_{AA}} (G_{AA \rightarrow AI}(X, b) + G_{AA \rightarrow II}(X, b)) dP_X$$

où  $dP_X$  désigne la mesure de probabilité associée à la variable aléatoire  $X$  sur le domaine d'intégration considéré, soit ici dans le cas où les deux conjoints sont initialement actifs.

La probabilité moyenne de sortie d'activité des femmes issues de couples initialement biactifs qui se comportent comme si leur mari était inactif en début de période s'écrit :

$$p_{H=A}^{IA} = \int_{Ech_{IA}} G_{IA \rightarrow II}(X, b) dP_X$$

De même, pour les femmes issues de couples où le mari est inactif, la probabilité moyenne de sortie d'activité lorsque les comportements sont calqués sur ceux des couples où le mari est initialement actif s'écrit :

$$p_{H=A}^{IA} = \int_{Ech_{IA}} (G_{AA \rightarrow AI}(X, b) + G_{AA \rightarrow II}(X, b)) dP_X$$

et lorsque les comportements sont ceux des couples où le mari a cessé son activité en début de période, elle s'écrit :

$$p_{H=A}^{IA} = \int_{Ech_{IA}} G_{IA \rightarrow II}(X, b) dP_X$$

L'estimation des trois modèles *logit* multinomiaux fournit des estimateurs de ces quantités. Pour les sorties d'activité des femmes :

$$\hat{p}_{H=A}^{AA} = \frac{1}{n_{AA}} \sum_{i \in Ech_{AA}} \{G_{AA \rightarrow AI}(X_i, \hat{b}) + G_{AA \rightarrow II}(X_i, \hat{b})\}$$

$$\hat{p}_{H=A}^{AA} = \frac{1}{n_{AA}} \sum_{i \in Ech_{AA}} G_{IA \rightarrow II}(X_i, \hat{b})$$

$$\hat{p}_{H=A}^{IA} = \frac{1}{n_{IA}} \sum_{i \in Ech_{IA}} \{G_{AA \rightarrow AI}(X_i, \hat{b}) + G_{AA \rightarrow II}(X_i, \hat{b})\}$$

$$\hat{p}_{H=A}^{IA} = \frac{1}{n_{IA}} \sum_{i \in Ech_{IA}} G_{IA \rightarrow II}(X_i, \hat{b})$$

où  $\hat{b}$  sont les estimateurs des coefficients,  $n_{AA}$  désigne le nombre de couples initialement dans l'état (AA) et  $n_{IA}$  désigne le nombre de couples initialement dans l'état (IA).

Pour les sorties d'activité des hommes, les expressions sont similaires et les probabilités sont obtenues en remplaçant la situation « AI » par la situation « IA » et « H » par « F ».

Tableau 4  
**Estimateurs des probabilités de sorties d'activité : moyennes et variances**

	$\hat{p}_{conj=A I}^{état}$	$\hat{p}_{conj=I}^{état} - \hat{p}_{conj=A}^{état}$	Variance d'estimation	Variance d'échantillonnage	$\sqrt{\frac{V_{max}^{état}}{n_{état}}}$
<b>Femmes</b>					
$p_{H=A}^{AA}$	0,089	0,0175	0,000008	0,0088	0,0021
$p_{H=I}^{AA}$	0,107		0,000021	0,0118	
$p_{H=A}^{IA}$	0,138	0,0329	0,000061	0,0153	0,0030
$p_{H=I}^{IA}$	0,171		0,000013	0,0232	
<b>Hommes</b>					
$p_{F=A}^{AA}$	0,183	0,0169	0,000012	0,0334	0,0038
$p_{F=I}^{AA}$	0,200		0,000042	0,0323	
$p_{F=A}^{AI}$	0,241	-0,0157	0,000057	0,0441	0,0048
$p_{F=I}^{AI}$	0,225		0,000018	0,0377	

Champ : couples où le conjoint le plus âgé a au moins 54 ans lors de la première observation et où au moins un des deux membres est actif à la première date observée.  
Source : estimations des auteurs à partir des enquêtes Emploi 1991 à 1997 mises en panel.



Tableau 5

**Décomposition des écarts de probabilité moyenne de cessation en effet comportement et effet structure**

Accroissement moyen de la probabilité de cessation quand le conjoint est inactif		Effet comportement		Effet de structure		
<b>Femmes</b>	$\hat{p}_{H=I}^{IA} - \hat{p}_{H=A}^{AA}$	0,0815	$\hat{p}_{H=I}^{AA} - \hat{p}_{H=A}^{AA}$	0,0175	$\hat{p}_{H=I}^{IA} - \hat{p}_{H=I}^{AA}$	0,0640
			$\hat{p}_{H=I}^{IA} - \hat{p}_{H=A}^{IA}$	0,0329	$\hat{p}_{H=A}^{IA} - \hat{p}_{H=A}^{AA}$	0,0486
<b>Hommes</b>	$\hat{p}_{F=I}^{AI} - \hat{p}_{F=A}^{AA}$	0,0422	$\hat{p}_{F=I}^{AA} - \hat{p}_{F=A}^{AA}$	0,0169	$\hat{p}_{F=I}^{AI} - \hat{p}_{F=I}^{AA}$	0,0253
			$\hat{p}_{F=I}^{AI} - \hat{p}_{F=A}^{AI}$	- 0,0157	$\hat{p}_{F=A}^{AI} - \hat{p}_{F=A}^{AA}$	0,0579

Champ : couples où le conjoint le plus âgé a au moins 54 ans lors de la première observation et où au moins un des deux membres est actif à la première date observée.

Source : estimations des auteurs à partir des enquêtes Emploi 1991 à 1997 mises en panel.

De manière analogue, on peut estimer les effets de structure en appliquant des comportements identiques (ceux des couples biactifs ou ceux des couples monoactifs) à des échantillons de structures différentes (pour les femmes par exemple, à l'échantillon des femmes issues de couples biactifs et à l'échantillon des femmes issues de couples où le mari est inactif). Par exemple, dans le cas où l'on applique aux femmes les comportements des couples biactifs, on calcule les deux probabilités moyennes  $\hat{p}_{H=I}^{AA}$  et  $\hat{p}_{H=A}^{IA}$ .

On peut ainsi décomposer l'accroissement de la probabilité moyenne de cessation d'activité lorsque l'un des conjoints est inactif ( $\hat{p}_{H=I}^{IA} - \hat{p}_{H=A}^{AA}$  pour les femmes,  $\hat{p}_{F=I}^{AI} - \hat{p}_{F=A}^{AA}$  pour les hommes) entre un effet comportement et un effet de structure (cf. tableau 5).

L'analyse des signes des écarts  $\hat{p}_{conj=I}^{état} - \hat{p}_{conj=A}^{état}$  confirme l'impact positif du statut d'inactivité du mari sur les probabilités de sortie des femmes : à structure d'échantillon donnée, les femmes qui se comportent comme si leur mari était inactif ont une probabilité moyenne plus forte de cesser leur activité que celles qui se comportent comme si leur mari était actif. En revanche, le résultat n'est pas net pour les hommes. Les écarts n'ont pas le même signe sur les deux sous-populations considérées. Il semble donc que les hommes soient moins sensibles à la situation d'activité de leur femme lorsqu'ils prennent la décision de cesser leur activité. Ce résultat est cohérent avec les

réponses formulées dans l'enquête complémentaire à l'enquête *Emploi* de 1996 qui montraient que les cessations d'activité étaient plus souvent motivées par des motifs familiaux pour les femmes (cf. *supra*).

Le tableau 5 met aussi clairement en évidence les différences de structure entre les sous-échantillons étudiés. Quels que soient les comportements retenus (ceux des couples biactifs ou ceux des couples monoactifs), les probabilités moyennes de sorties d'activité sont toujours plus élevées dans les couples dont l'un des conjoints est inactif. Pour les femmes, ce résultat s'explique notamment par la différence des distributions d'âge évoquée précédemment, puisque, comme le montrent les estimations, l'âge influence fortement les comportements de sortie.

L'estimation économétrique souffre toutefois de plusieurs limites. La principale provient de la complexité à bien évaluer les incitations générées par les barèmes de retraite. En effet, les simulations menées sur des cas types laissent penser que celles-ci devraient jouer un rôle important dans les comportements de retrait d'activité observés. Un calcul adéquat de ces incitations suppose de disposer de bonnes informations sur les profils de carrières passés, ce qui n'est pas possible avec les données disponibles. L'effet des profils de carrière et celui des règles de calcul de retraite ne sont appréhendés que très indirectement ici par l'introduction d'indicatrices d'âge et de variables relatives au secteur d'activité et à la catégorie socioprofessionnelle. □

*Les auteurs remercient Muriel Roger, deux relecteurs de cet article, et les participants à la session « Économie de la famille » des 18<sup>e</sup> Journées de microéconomie appliquée pour leurs remarques et suggestions.*

---

## BIBLIOGRAPHIE

- An M.Y., Christensen B.J. et Datta Gupta N. (1999)**, « A Bivariate Duration Model of the Joint Retirement Decisions of Married Couples », Document de travail du *Centre for Labour Market and Social Research (CLS)*, Aarhus.
- Blanchet D. et Mahieu R. (2000)**, « Une analyse microéconométrique des comportements de retrait d'activité », *Revue d'Économie Politique*, numéro hors-série, Épargne et Retraite, pp. 9-31.
- Blau D. (1998)**, « Labor Force Dynamics of Older Married Couples », *Journal of Labor Economics*, vol. 16 n° 3, pp. 595-629.
- Blau D. et Riphahn R. (1999)**, « Labor Force Transitions of Older Married Couples in Germany », *Journal of Labor Economics*, vol. 6, pp. 229-251.
- Blundell R., Chiappori P.A., Magnac T. et Meghir C. (2001)**, « Collective Labour Supply: Heterogeneity and Non Participation », *mimeo*.
- Browning M., Bourguignon F., Chiappori P.A. et Lechene V. (1994)**, « Income and Outcomes: a Structural Model of Intra-Household Allocation », *Journal of Political Economy*, vol. 102, pp. 1067-1096.
- Burricand C. et Roth N. (2000)**, « Les parcours de fin de carrière des générations 1912-1941 : l'impact du cadre institutionnel », *Économie et Statistique*, n° 335, pp. 63-79.
- Cloarec N. (2000)**, « Les passages de l'emploi à la retraite », *Premières informations et premières synthèses*, n° 05-1, Dares.
- Colin C., Iehlé V. et Mahieu R. (2000)**, « Les trajectoires de fin d'activité des salariés du secteur privé », *Solidarité-Santé*, Drees.
- Gustman A. et Steinmeier T. (2000)**, « Retirement in Dual-Career Families: A Structural Model » *Journal of Labor Economics*, vol. 18, n° 3, pp. 503-545.
- Hourriez J.-M. et Olier L. (1997)**, « Niveau de vie et taille du ménage : estimation d'une échelle d'équivalence », *Économie et Statistique*, n° 308-309-310, pp. 65-94.
- Hurd M. (1990)**, « The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives » in *Issues in the Economics of Aging*, édité par D. Wise, University of Chicago Press, pp. 231-254.
- Lundberg S., Pollak R. et Wales T. (1996)**, « Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit », *Journal of Human Resources*, XXXII.
- Rust J. et Phelan C. (1997)**, « How Social Security and Medicare Affect Retirement Behavior in a World of Incomplete Markets », *Econometrica*, vol. 65, n° 4, pp. 781-831.
- Stock J. et Wise D. (1990)**, « Pensions, the Option Value of Work, and Retirement », *Econometrica*, vol. 58, n° 5, pp. 1151-1180.
-

## LOI ASYMPTOTIQUE DES ESTIMATEURS DES PROBABILITÉS MOYENNES DE SORTIE D'ACTIVITÉ ET TESTS

Cette annexe vise à caractériser la loi asymptotique des  $\hat{\rho}_{conj=A|I}^{état}$ , afin de procéder au test de  $\rho_{conj=I}^{état} > \rho_{conj=A}^{état}$ .

### Notations

$k$  désigne le type de comportement suivi :  $k$  vaut  $I$  ou  $A$  selon que l'individu étudié se comporte comme si son conjoint était inactif ou actif. Par extension des notations présentées dans l'article, on notera  $G_k(X, b^{(k)})$  la probabilité que l'individu devienne inactif à partir de l'état initial où l'individu étudié est actif et son conjoint est dans la situation  $k$ . Par exemple, dans le cas d'une femme,

$G_A(X, b^{(AA)}) = G_{AA \rightarrow AI}(X, b^{(AA)}) + G_{AA \rightarrow II}(X, b^{(AA)})$  et  $G_I(X, b^{(IA)}) = G_{IA \rightarrow II}(X, b^{(IA)})$ . On sépare ici les composantes du vecteur de paramètres  $b$  selon le sous-échantillon sur lequel s'appuie l'estimation.

On note *état* l'état initial de la population à laquelle on applique le calcul de probabilité moyenne. Autrement dit, on considère des individus  $i$  appartenant à différents échantillons notés  $Ech_{état}$ .

### Loi asymptotique

Les écarts entre les estimateurs  $\hat{\rho}_{conj=A|I}^{état}$  et les vraies valeurs se décomposent en deux termes d'erreur :

$$\hat{\rho}_{conj=k}^{état} - \rho_{conj=k}^{état} = \left\{ \frac{1}{n_{état}} \sum_{i \in Ech_{état}} \left( G_k(X_i, \hat{b}^{(k)}) - G_k(X_i, b^{(k)}) \right) \right\} + \left\{ \frac{1}{n_{état}} \sum_{i \in Ech_{état}} G_k(X_i, b^{(k)}) - \int_{X \in Ech_{état}} G_k(X, b^{(k)}) dP_X \right\}$$

Le premier terme correspond à une erreur d'estimation et le deuxième à une erreur d'échantillonnage.

Après un développement limité, le premier terme s'écrit :

$$\frac{1}{n_{état}} \sum_{i \in Ech_{état}} \left( G_k(X_i, \hat{b}^{(k)}) - G_k(X_i, b^{(k)}) \right) \underset{n_{état} \rightarrow +\infty}{=} \left\{ \frac{1}{n_{état}} \sum_{i \in Ech_{état}} \left( \nabla_b G_k(X_i, b^{(k)}) \right) \right\} \cdot (\hat{b}^{(k)} - b^{(k)}) + o_P \left( \frac{1}{\sqrt{n_{état}}} \right)$$

On note  $M_k^{état} = \frac{1}{n_{état}} \sum_{i \in Ech_{état}} \left( \nabla_b G_k(X_i, b^{(k)}) \right)$ . D'après les propriétés de convergence du maximum de vraisemblance,

$$\sqrt{n_{(k)}} (\hat{b}^{(k)} - b^{(k)}) \underset{n_{(k)} \rightarrow +\infty}{\xrightarrow{Loi}} N(0, \Sigma_{(k)})$$

où  $\Sigma_{(k)}$  est l'inverse de la matrice d'information de Fisher et  $n_{(k)}$  le nombre d'individus dans l'échantillon sur lequel s'appuie l'estimation.

Donc :

$$\sqrt{n_{(k)}} \left\{ \frac{1}{n_{état}} \sum_{i \in Ech_{état}} \left( G_k(X_i, \hat{b}^{(k)}) - G_k(X_i, b^{(k)}) \right) \right\} \underset{n_{(k)}, n_{état} \rightarrow +\infty}{\xrightarrow{Loi}} N \left( 0, M_k^{état} \Sigma_{(k)} \left( M_k^{état} \right)^t \right)$$

On peut approcher la variance asymptotique  $M_k^{état} \Sigma_{(k)} \left( M_k^{état} \right)^t$  en utilisant des estimateurs  $\hat{M}_k^{état}$  et  $\hat{\Sigma}_{(k)}$  obtenus en injectant  $\hat{b}$  à la place de  $b$ .

La loi asymptotique de l'erreur d'échantillonnage s'obtient directement en appliquant le théorème central limite aux  $G_k(X_i, b^{(k)})$ ,  $i \in Ech_{état}$  :

$$\sqrt{n_{état}} \left\{ \frac{1}{n_{état}} \sum_{i \in Ech_{état}} G_k(X_i, b^{(k)}) - \int_{X \in Ech_{état}} G_k(X, b^{(k)}) dP_X \right\} \underset{n_{état} \rightarrow +\infty}{\xrightarrow{Loi}} N \left( 0, V_{X^{état}} \left( G_k(X^{état}, b^{(k)}) \right) \right)$$

D'après la loi forte des grands nombres et les propriétés du maximum de vraisemblance, on peut approcher  $V_{X^{état}}(G_k(X^{état}, b^{(k)}))$  par la variance empirique estimée :

$$\hat{V}_{X^{état}}^{emp}(G_k(X^{état}, b^{(k)})) = \left\{ \frac{1}{n_{état}} \sum_{i \in Ech_{état}} (G_k(X_i, \hat{b}^{(k)}))^2 - \left( \frac{1}{n_{état}} \sum_{i \in Ech_{état}} G_k(X_i, \hat{b}^{(k)}) \right)^2 \right\} \xrightarrow[n_{état} \rightarrow +\infty]{p.s.} V_{X^{état}}(G_k(X^{état}, b^{(k)}))$$

En supposant que  $n_{(k)} = \alpha n_{état}^t$ , on en déduit (1) que :

$$\sqrt{n_{état}} (\hat{\rho}_{conj=k}^{état} - \rho_{conj=k}^{état}) \xrightarrow[n_{état} \rightarrow +\infty]{Loi} N(0, V_k^{état})$$

avec :

$$V_k^{état} \leq V_{k,max}^{état} = \frac{M_k^{état \Sigma(k)} (M_k^{état})^t}{\alpha} + \hat{V}_{X^{état}}^{emp}(G_k(X^{état}, b^{(k)})) + 2 \sqrt{\frac{M_k^{état \Sigma(k)} (M_k^{état})^t}{\alpha}} \sqrt{\hat{V}_{X^{état}}^{emp}(G_k(X^{état}, b^{(k)}))}$$

### Test asymptotique

Étant donné un état initial, on souhaite tester si  $\rho_{conj=I}^{état} > \rho_{conj=A}^{état}$ . Par les mêmes arguments que précédemment :

$$\sqrt{n_{état}} ((\hat{\rho}_{conj=I}^{état} - \hat{\rho}_{conj=A}^{état}) - (\rho_{conj=I}^{état} - \rho_{conj=A}^{état})) \xrightarrow[n_{état} \rightarrow +\infty]{Loi} N(0, V^{état})$$

$$\text{avec } V^{état} \leq V_{max}^{état} = V_{I,max}^{état} + V_{A,max}^{état} + 2 \sqrt{V_{I,max}^{état} V_{A,max}^{état}}$$

La région critique  $W = \left\{ (\hat{\rho}_{conj=I}^{état} - \hat{\rho}_{conj=A}^{état}) \geq -1,64 \sqrt{\frac{V_{max}^{état}}{n_{état}}} \right\}$  définit un test asymptotique conservatif au niveau 5 %. En

pratique, si les ordres de grandeur de  $(\hat{\rho}_{conj=I}^{état} - \hat{\rho}_{conj=A}^{état})$  et de  $\sqrt{\frac{V_{max}^{état}}{n_{état}}}$  sont très différents, on peut conclure directement.

1. Pour plus de rigueur, il aurait fallu démontrer que le vecteur des erreurs est asymptotiquement gaussien. La démonstration serait proche de ce qui a été fait plus haut en s'appuyant sur le théorème central limite vectoriel.

## LES CHOIX DE DÉPART EN RETRAITE : UNE AFFAIRE DE FAMILLE

Antoine Bommier, Université de Toulouse (GREMAQ)

En France, environ 75 % des femmes de 55 à 65 ans et 85 % des hommes de 55 à 65 ans vivent maritalement (Mazui et Toulemon, 2001). Les décisions de cessation d'activité se font donc essentiellement à des âges où la grande majorité des individus sont en couple et on peut légitimement penser qu'une modélisation précise des choix de départ en retraite doit se faire avec une approche collective et non en termes de choix individuels. Mais quel bénéfice peut-on réellement attendre d'une telle modélisation collective ? Ou, plus exactement, quelles sont les limites *a priori* des travaux qui analysent les comportements d'activité comme résultant de choix individuels ?

Béatrice Sédillot et Emmanuelle Walraet ont recours à deux types d'outils pour répondre à cette question. Dans un premier temps, elles développent un modèle simple qui leur permet de simuler les comportements des couples selon que l'on introduit au niveau des préférences une complémentarité entre le loisir des conjoints. Dans un second temps, elles s'appuient sur des données empiriques pour voir dans quelle mesure les comportements observés en France permettent de déceler une interdépendance des choix d'activités au sein des couples.

Documenter les interactions entre les choix d'activités des conjoints est de prime importance pour comprendre les déterminants du départ en retraite. Cela peut avoir des implications importantes pour estimer l'impact de telle ou telle réforme des systèmes. Par exemple, une modification des barèmes offrant une plus grande flexibilité dans le choix de départ en retraite pourrait se traduire, en cas de forte complémentarité des loisirs des conjoints, par un départ en retraite avancé pour le conjoint le plus jeune et retardé pour le plus âgé. Compte tenu de l'écart d'âge moyen entre conjoints, on observerait en moyenne des cessations plus tardives pour les hommes et plus précoces pour les femmes. Ce genre d'effets, qui passeraient inaperçus avec une modélisation individuelle des choix de cessation d'activité, est bien sûr à même d'intéresser le législateur. On n'a donc aucune difficulté à saisir l'intérêt pratique d'études sur le sujet abordé par Béatrice Sédillot et Emmanuelle Walraet.

Étudier l'interdépendance des choix de cessation d'activité des conjoints n'est pas seulement pertinent pour ce qui touche à la question des retraites. Plus généralement, on peut attendre de ce genre d'études qu'elles donnent des informations précieuses sur les préférences et les processus de décision au sein des couples. Par exemple, on peut imaginer qu'à terme on y trouvera des éléments permettant d'apprécier comment est valorisé le loisir – ou l'inactivité – selon qu'il s'agit de temps à passer seul ou à deux. On pourrait chercher à voir si cette valorisation est différente pour la femme, pour l'homme, pour le plus âgé, pour celui qui est en meilleure santé, etc. On pourrait également essayer de voir si les choix d'activité sont faits avec une vision stratégique où chacun des conjoints tient compte du pouvoir au sein du ménage que lui inférerait, en fonction de l'activité de ce conjoint, le fait de travailler ou non.

### Une pénurie de données

Le sujet abordé par Béatrice Sédillot et Emmanuelle Walraet est donc intéressant à bien des égards. Mais de façon surprenante il n'a été encore que peu étudié. Leur article est à ma connaissance la première étude sur le sujet portant sur la France. S'il y a si peu d'analyses étudiant l'interdépendance des choix de cessation d'activité des conjoints, c'est sans doute parce que c'est un sujet particulièrement exigeant en termes de données. Idéalement, il faudrait pouvoir disposer de données longitudinales permettant de reconstituer pour les deux conjoints, les trajectoires de cessation d'activité ainsi que les droits à pension qu'ils auraient eus en cas de cessation d'activité à telle ou telle date. Ce deuxième point – la connaissance des droits à la retraite – fait souvent défaut (ou n'est disponible qu'à un niveau individuel), si bien que les données permettant de traiter de ce genre de sujet sont relativement rares.

Aux États-Unis, Hurd (1990) a utilisé un échantillon de couples mariés de l'enquête NBS (*New Beneficiary Survey*). L'enquête RHS (*Retirement History Survey*) a été le support de plusieurs études sur le sujet (notamment celles de

Blau, 1998 et de An, Christenen et Datta Gupta, 1999). Gustmann et Steinmeier (2000) s'appuient sur les données NLS (*National Longitudinal Survey of Mature Women*). Désormais les enquêtes HRS (*Health and Retirement Survey*) devraient pouvoir être le support d'une deuxième vague d'études sur le sujet (voir par exemple les travaux de Coile, 2000, ou de Johnson et Favreault, 2001). Toutes ces bases de données ont comme particularité de fournir des informations sur les droits à la retraite des individus, que ce soit parce que ces enquêtes sont reliées à des données administratives de la Sécurité Sociale, comme dans le cas du NBS, ou parce que les personnes interrogées ont eu à répondre à des questions relatives aux pensions de retraite, comme dans le cas des enquêtes RHS, NSL et HRS.

En France, et plus généralement en Europe (1), force est de constater que les données disponibles sont loin d'être aussi bonnes. En particulier, on ne trouve en France aucune enquête ménages donnant une information précise sur les droits à la retraite de chacun des conjoints. Face à l'absence des données adéquates, Béatrice Sédillot et Emmanuelle Walraet ont choisi de multiplier les sources d'informations et de s'appuyer sur plusieurs enquêtes dont l'enquête complémentaire à l'enquête *Emploi* 1996, l'enquête *Patrimoine*, et surtout le panel des enquêtes *Emploi*. Si l'effort est intéressant, on ne peut, bien sûr, pas s'attendre à ce qu'il donne des résultats aussi robustes que ceux qui résulteraient de l'exploitation d'une base de données plus complète. La partie empirique de l'article souffre en conséquence de nombreuses limites. Il y a, en particulier, des biais de sélection que les auteurs mentionnent clairement dans le texte. Le plus gênant vient sans doute du fait que leurs principales estimations ne portent que sur les ménages qui ont pu être interrogés à plusieurs reprises lors des enquêtes *Emploi*. Les ménages qui changent de domicile ne sont pas, en effet, réinterrogés lors des enquêtes *Emploi* : de fait, ces données se caractérisent par un taux d'attrition non négligeable. Les estimations proposées par les auteurs ne portent ainsi que sur 75 % de leur échantillon de départ ce qui laisse craindre une sélection importante. Qui plus est, la mobilité géographique et le départ en retraite ont beaucoup de chances d'être liées et ce de façon différente selon que les conjoints prennent leur retraite à des dates proches ou éloignées. Cette sélection, par sortie du panel des

enquêtes *Emploi*, peut donc être particulièrement problématique pour le sujet étudié.

Le deuxième problème de sélection vient du fait que les transitions sur le marché du travail sont étudiées conditionnellement à la situation d'origine, sans que soit abordée la question des déterminants de celle-ci. Enfin, les estimations souffrent cruellement du manque de certaines variables explicatives. En particulier, comme cela est clairement souligné dans l'article, les auteurs sont dans l'impossibilité de fournir des résultats où l'on contrôle l'effet des incitations financières liées au système de retraite.

Les résultats sont donc à prendre avec précaution. Ils indiquent en fait que, même si l'on inclut les différentes variables de contrôles dont on dispose avec l'enquête *Emploi*, un modèle expliquant conjointement les comportements de cessation d'activité des conjoints semble significativement meilleur qu'un modèle où les décisions de chacun sont modélisées de façon indépendante. Mais cela est-il dû à un certain type d'endogamie se traduisant par une corrélation des droits à la retraite (il ne s'agirait alors pas d'une interdépendance des comportements) ? À un goût des conjoints pour le loisir partagé ? Il me semble difficile d'opter pour une explication plus que pour une autre à partir des résultats présentés. Les auteurs se gardent bien d'ailleurs de le faire. En fait, l'interprétation des résultats exposés est souvent difficile. Par exemple, les résultats de l'article indiquent que les femmes semblent adapter plus sensiblement leurs comportements en fonction du statut de leur conjoint que les hommes ne le font. Mais ce type d'asymétries, que l'on retrouve dans des contextes et des sens différents avec les études de Gustman et Steinmeier (2000) sur les États-Unis et de Zweimüller, Winter-Ebmer et Falkinger (1996) sur l'Autriche, pourraient s'expliquer tant par une asymétrie des contraintes auxquelles font face les individus que par une asymétrie des préférences. Là encore, faire la part entre l'une et l'autre des interprétations s'avère impossible tant que l'on ne mesure pas les incitations financières liées aux barèmes de retraites et aux carrières de chacun des conjoints. Les limites des données utilisées s'avèrent ainsi être un obstacle

1. On trouve également des études sur l'Allemagne (Blau et Riphahn, 1999) et sur l'Autriche (Zweimüller, Winter-Ebmer et Falkinger, 1996), mais celles-ci s'appuient sur des données ne contenant aucune information directe sur les droits à pension.

---

important pour élucider les raisons de l'interdépendance des comportements des conjoints.

### **L'interdépendance des comportements : plusieurs explications plausibles**

L'article de Béatrice Sédillot et Emmanuelle Walraet plaide en faveur d'une modélisation collective des choix de départ en retraite. Leur étude laisse cependant complètement irrésolue la question concernant le choix de modèle approprié. Il n'est pas clair que les auteurs auraient dû développer longuement ce point puisque les données dont elles disposaient ne leur auraient pas permis de valider tel ou tel modèle ; mais il aurait été intéressant, à mon avis, de proposer une discussion un peu plus longue et structurée que celle que l'on trouve dans leur brève revue de littérature économique.

La question à laquelle on aimerait pouvoir répondre est : pourquoi et comment les incitations que l'on peut mettre en place pour le départ en retraite (ou le maintien en activité) d'un conjoint sont-elles à même d'influer sur les comportements d'activité de l'autre conjoint ? La première raison qui vient à l'esprit, est qu'à partir du moment où on influe sur le comportement d'un conjoint, on peut s'attendre à ce que, du fait des contraintes de budgets, tous les comportements du ménage soient modifiés. Pour considérer un exemple extrême, si l'on venait à interdire l'activité à tous les hommes, il est clair que cela aurait pour effet de modifier l'offre de travail de leurs conjointes. Il n'y a nullement besoin pour cela d'introduire une quelconque complémentarité des loisirs. Le fait que les individus d'un ménage font face à des contraintes collectives et non individuelles suffit à générer ce genre d'interdépendance. L'argument reste valable lorsque les incitations restent plus raisonnables. En fait, à partir du moment où on reconnaît que le ménage est autre chose qu'un simple agrégat d'individus indépendants, on doit trouver une interdépendance des choix. Toutefois, si l'interdépendance des choix ne devait venir que des contraintes de budget on devrait s'attendre à des effets relativement faibles.

La deuxième raison, plus souvent avancée, est que les conjoints retirent une utilité différente de l'inactivité selon que leur conjoint est en emploi ou non. Cela peut aller dans les deux

sens. On avance souvent, comme dans l'exercice de simulation proposé dans l'article, que chaque conjoint doit apprécier d'autant plus ses moments de loisir, qu'il peut les passer en compagnie de l'autre conjoint. C'est une explication compatible avec le rapprochement observé des dates de départ en retraites des conjoints. Mais on aurait aussi pu imaginer l'inverse, surtout si l'on tient compte que le temps hors emploi n'est pas seulement utilisé à des fins de loisir, mais aussi pour la production domestique. Ce qui compte, c'est la complémentarité (ou substitua-bilité) des temps passés hors emploi par les conjoints.

Un troisième argument auquel on peut penser est que les conjoints sont engagés dans un jeu complexe, dont l'issue dépend des opportunités d'emploi de chacun. Ce type de modélisation est désormais classique dans les modèles collectifs de comportements des ménages. Il se pourrait alors qu'une réforme des systèmes de retraite concernant un des conjoints, permette à celui-ci d'accroître son pouvoir de négociation et que cela se traduise *in fine* par une modification de l'offre de travail de l'autre conjoint. On trouve, par exemple, ce type de modèles dans l'article de Zweimüller, Winter-Ebmer et Falkinger. Ce n'est plus là une complémentarité au niveau des préférences individuelles qui génère une interdépendance du comportement des conjoints, mais simplement le fait que le processus de décision au sein des ménages peut être affecté par les opportunités de chacun. Pour bien saisir comment se décident les départs en retraite des couples, il serait intéressant de faire la part entre ces différentes explications, mais, on peut l'imaginer, c'est là un objectif ambitieux, sans doute inaccessible avec les données dont on dispose actuellement en France.

Le travail novateur de Béatrice Sédillot et Emmanuelle Walraet montre clairement la nécessité d'opter pour une modélisation collective des choix de départ en retraite. Mais il fait également ressortir tout le chemin qui reste à parcourir pour débroussailler ce thème de recherche. On reste loin de savoir d'où viennent précisément les interdépendances entre comportements des conjoints et dans quelle mesure elles pourraient modifier l'impact de réformes des systèmes de retraite. Si l'analyse a ses limites, la plupart sont attribuables au manque de données adéquates. Sans aucun doute, la première des priorités pour aller plus en avant sur

---

ce sujet serait de récolter des données longitudinales plus complètes sur les ménages, rassemblant des informations sur les droits à la retraite et les parcours professionnels de chacun, à

l'image de ce qui est fait avec les enquêtes HRS aux États-Unis ou de ce qui est prévu dans le projet d'enquête européen Share (*Survey on Health, Aging, and Retirement in Europe*). □

---

#### BIBLIOGRAPHIE

**An M., Christensen B. et Datta Gupta N. (1999)**, *A Bivariate Duration Model of the Joint Retirement Decisions of Married Couples*, Document de travail du Centre for Labour Market and Social Research, Aarhus.

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

**Blau D. et Riphahn R.T. (1999)**, « Labor Force Transitions of Older Married Couples in Germany », *Labour Economics*, n° 6, pp. 229-251.

**Coile C. (2000)**, « How do Couples Decide to Retire », *mimeo*.

**Gustman A. et Steinmeier T. (2000)**, « Retirement in Dual-Career Families: A Structural Model », *Journal of Labor Economics*, vol. 18, n° 3, pp. 503-545.

**Hurd M. (1990)**, « The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives », in *Issues in the Economics of Aging*, D. Wise (editor), The University of Chicago Press, pp. 231-254.

**Johnson R et Favreault M. (2001)**, « Retiring Together or Working Alone: The Impact of Spousal Employment and Disability on Retirement Decisions », *mimeo of the Urban Institute*.

**Mazuy M et Toulemon L. (2001)**, *Étude de l'histoire familiale : premiers résultats de l'enquête en ménages*, Dossiers et Recherches, Ined, n° 93. (<http://www.ined.fr/publications/collections/dossiersrecherches/93.pdf>)

**Zweimüller J., Winter-Ebmer R. et Falkinger J. (1996)**, « Joint Retirement of Spouses and Social Security Reform », *European Economic Review*, n° 40, pp. 449-472.