



HAL
open science

Fins de carrière et départ à la retraite : l'apport des modèles de durée

Thierry Magnac, Benoît Rapoport, Muriel Roger

► **To cite this version:**

Thierry Magnac, Benoît Rapoport, Muriel Roger. Fins de carrière et départ à la retraite: l'apport des modèles de durée. Dossiers Solidarité et Santé, 2006, 3, pp.101-117. hal-02656535

HAL Id: hal-02656535

<https://hal.inrae.fr/hal-02656535>

Submitted on 29 May 2020

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

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

dossiers solidarité et santé

n° 3 • juillet - septembre 2006



PERSPECTIVES ET COMPORTEMENTS
EN MATIÈRE DE RETRAITE

FINIS DE CARRIÈRE ET DÉPARTS À LA RETRAITE : L'APPORT DES MODÈLES DE DURÉE

*Thierry MAGNAC**, *Benoît RAPOPORT*** et *Muriel ROGER****

* Université de Toulouse (GREMAQ et IDEI)

** Ministère de l'Emploi, de la Cohésion sociale et du Logement
Ministère de la Santé et des Solidarités - DREES

*** INRA - Paris Jourdan

Les fins de carrière des salariés français sont de plus en plus diversifiées. En particulier depuis une vingtaine d'années, le passage par la préretraite, le chômage ou l'inactivité après 55 ans est devenu de plus en plus fréquent. Ces aléas de carrière sont susceptibles d'avoir un effet sur le niveau de la pension de retraite perçue par les salariés à travers la durée d'assurance qu'ils parviennent à cotiser ou leur salaire de référence, et peuvent donc influencer sur leur choix de la date de liquidation des droits à pension. Les modèles de durée permettent d'étudier l'effet de ces aléas sur la date de départ à la retraite. En utilisant les données de l'Échantillon interrégimes de retraités de 1997 (EIR 1997), cette étude montre que les accidents de carrière (chômage et préretraite) intervenus entre 54 et 60 ans tendraient à accélérer le passage à la retraite des salariés du secteur privé de la génération 1930 qui étaient encore en emploi à 54 ans. L'effet est d'autant plus marqué que ces accidents arrivent tôt.

Au-delà de la baisse des taux d'activité aux âges élevés observée en France comme dans de nombreux pays de l'OCDE (Organisation de coopération et de développement économiques), un phénomène nouveau a émergé dans les années récentes : la diversité des fins de carrières. Les travaux récents de Cloarec (2000), Colin *et al.* (2000) ou Bommier *et al.* (2003) aboutissent, à partir de sources de données différentes, à une même conclusion : même si le passage direct de l'emploi à la retraite reste le parcours le plus fréquent en France, les fins de carrière sont de plus en plus heurtées. De plus en plus de salariés du secteur privé transitent par un voire plusieurs épisodes de chômage ou par un épisode de préretraite avant la liquidation de leurs droits à pension.

UNE QUESTION IMPORTANTE : L'IMPACT DES FINIS DE CARRIÈRES DE PLUS EN PLUS HEURTÉES SUR LES DÉPART À LA RETRAITE

Comme le soulignent Colin et Mette (2003) ou Raynaud (2004), ces différents aléas de carrières se répercutent sur le montant des retraites. En effet, ces auteurs montrent que, dès lors qu'une carrière est affectée par un *aléa*, le taux de remplacement des revenus d'activité par la pension diminue par rapport à la situation à l'issue d'une carrière complète. Les incitations déterminant les décisions individuelles de liquidation des droits à la retraite sont ainsi modifiées. Le passage par une période de chômage, de préretraite ou d'inactivité pourrait inciter les salariés âgés à retarder la date de liquidation de leurs droits à pension, afin d'atténuer l'impact de tels épisodes sur le taux de remplacement. Il faut toutefois prendre en compte la réduction des taux de décote prévue par la réforme des retraites d'août 2003, qui pourrait inciter tous les assurés à partir plus tôt. Mais ce mécanisme risque de jouer plus fortement pour les chômeurs, dans la mesure où ils n'améliorent le niveau de leur pension qu'au travers de la durée

d'assurance validée, tandis que la majorité des salariés accroissent leur salaire de référence servant de base au calcul de la pension. D'une façon générale, les personnes en emploi disposent d'un peu plus de souplesse dans le choix de la date de départ à la retraite, dans la mesure où les personnes remplissant les conditions d'obtention du taux plein peuvent, avec l'accord de leur employeur¹, différer leur départ, ce qui n'est pas le cas des préretraités ou des chômeurs.

Cette étude porte précisément sur l'impact des événements de carrière sur la date de liquidation des droits à la retraite des salariés. Dans le contexte actuel d'un allongement de la durée de cotisation nécessaire à l'obtention d'une retraite à taux plein, la réponse à cette question présente deux intérêts principaux. D'une part, elle permet d'estimer les modifications de l'offre de travail en fonction des incitations financières, au moins pour les populations soumises à de tels risques, et d'en mesurer les conséquences financières. D'autre part, la liquidation tardive des droits à la retraite par des personnes en situation de chômage indemnisé entraîne par exemple, comme le soulignent Colin *et al.* (2000), un report de charges des régimes de retraite vers l'assurance chômage. Une liquidation plus précoce implique en revanche le versement d'une pension certes plus faible, mais sur une période plus longue, avec un bilan intertemporel incertain pour les régimes de retraite.

LA NÉCESSITÉ DE PRENDRE EN COMPTE LA DATE À LAQUELLE SURVIENNENT LES ACCIDENTS DE CARRIÈRE

Des analyses descriptives permettent d'avoir un aperçu des effets des caractéristiques individuelles et du déroulement de la carrière sur le choix de la date de départ à la retraite. Il est toutefois bien connu que de telles analyses ne permettent pas de distinguer clairement les effets de chaque facteur explicatif. C'est pourquoi on recourt généralement à des analyses multivariées qui permettent de raisonner toutes choses égales par ailleurs. Nous nous intéressons ici à la décision de liquider ses droits à pension et, de

façon plus large, à la transition vers l'état de retraité. Dans ce cas, ce n'est pas seulement la date ou l'âge de départ à la retraite qui nous intéresse, mais aussi la durée de l'épisode d'activité avant le départ ou la probabilité qu'une personne choisisse de liquider ses droits à pension à la période suivante, sachant qu'elle est restée en activité jusqu'à un âge donné. Pour répondre à ces questions, il est important de prendre en compte la dimension temporelle des données, ce qui rend difficile l'utilisation des modèles de régression standards. En effet, les variables explicatives les plus importantes que nous considérerons varient au cours du temps. De plus, dans de nombreux cas, les observations sont effectuées en cours de réalisation du processus et donc, dans notre cas, avant que l'ensemble des personnes observées n'ait liquidé leur droit à pension. Il se pose alors un problème de censure qui entraîne un biais dans l'estimation des paramètres². En revanche, les modèles de durée sont particulièrement bien adaptés à l'examen de ce type de problème³. Cet article vise à illustrer leur apport dans l'étude de l'impact du passage par le chômage ou la préretraite sur la date de départ à la retraite.

L'article est organisé de la façon suivante. Les données issues de l'appariement des fichiers administratifs sur les retraites, les salaires et les allocations de chômage et de préretraite sont présentées dans une première section. Compte tenu des particularités du système de retraite français et des fortes incitations au départ à la retraite à 60 ans qu'il offre, il est difficile de mettre en évidence les effets des incitations financières sur le comportement des salariés lors de leur départ à la retraite. Nous nous attacherons donc dans la deuxième section à montrer l'existence de comportements de départ en retraite différenciés selon les trajectoires de fin de carrière. La troisième section sera consacrée à une présentation très générale des modèles de durée et à la description d'un modèle de durée appliqué à l'étude de l'impact des passages en chômage, préretraite et autre statut sur la date de liquidation des droits à la retraite. Les résultats de l'estimation de ce modèle et les conclusions de notre étude seront donnés dans la quatrième section.

1. Depuis la réforme des retraites d'août 2003, les entreprises ne peuvent théoriquement plus demander à leurs salariés de partir à la retraite avant 65 ans. Cependant, dans de nombreuses branches professionnelles, des accords dérogatoires rendent cette mesure inopérante.

2. La censure des informations pourrait être traitée par l'estimation de modèles qualitatifs de panel, comme le modèle logistique, donnant les probabilités de partir à la retraite à chaque âge. Mais l'estimation de ces modèles est plus difficile à mettre en œuvre que les modèles de durée.

3. Avant d'être utilisés par les économistes, ces modèles ont été développés et largement appliqués par les physiciens, par exemple pour étudier la durée de vie des composants électriques et électroniques, mais aussi dans le cadre de la recherche biomédicale, pour étudier par exemple la survie des patients après une opération, ou encore l'effet d'un traitement.

DES DONNÉES ADMINISTRATIVES PERMETTANT DE RETRACER LES DERNIÈRES ANNÉES AVANT LE PASSAGE À LA RETRAITE

Les données utilisées sont extraites de l'Échantillon interrégimes des retraités (EIR) de la DREES de l'année 1997, apparié aux données de salaires des déclarations annuelles de données sociales (DADS) et aux données sur les allocations chômage et les préretraites de l'Unedic (Union nationale pour l'emploi dans l'industrie et le commerce). Ces données fournissent des informations non seulement sur les trajectoires de fin de carrière des individus, mais aussi sur leurs droits à pension et leurs dates de liquidation. Il existe une multitude de régimes de retraite en France, dont les modes de gestion des pensions diffèrent assez fortement. Les passages par le chômage en fin de carrière concernant essentiellement les salariés du secteur privé, nous nous sommes restreints au champ des salariés du secteur privé ayant liquidé leur pension à la CNAV (Caisse nationale d'assurance vieillesse) en 1997.

À des fins de comparaison avec les études précédentes (voir Colin *et al.*, 2000 ou Blanchet et Mahieu, 2004), nous nous sommes limités à une seule génération : 1930⁴. La quasi totalité de cette cohorte a liquidé ses droits à la retraite en 1997, date d'observation. Nous disposons ainsi d'une reconstitution de la carrière, depuis janvier 1985, de cette génération. Notre objectif étant l'étude des transitions entre l'emploi et la retraite, l'échantillon a été restreint aux seuls salariés pour lesquels on observe une période d'emploi au premier trimestre 1985 – ils étaient donc âgés de 54 ans à cette date. La proportion d'hommes est donc plus importante dans notre échantillon que dans l'ensemble de la population, en raison d'un plus faible taux d'activité féminin (tableau 1).

Le sous-échantillon retenu est composé de 2 496 individus⁵ pour lesquels nous connaissons la date de liquidation des droits à pension, l'existence ou non d'une transition par une situation intermédiaire sur le marché du travail avant le départ à la retraite, la date d'occurrence de cet événement lorsqu'il existe et quelques caractéristiques socio-démographiques⁶. Nous définissons trois situations intermédiaires :

le chômage, la préretraite et une situation dite de « hors-champ ». Une personne est considérée au chômage pour une période donnée lorsqu'elle est recensée comme telle dans le fichier de l'Unedic. Il en est de même pour les situations de préretraites⁷. Il est plus difficile de donner une interprétation claire au passage par la troisième situation, dite de « hors-champ ». Cette catégorie est construite « en creux » puisqu'elle regroupe plusieurs états : secteur public,

TABLEAU 1 ●
 caractéristiques de l'échantillon

	Moyenne	Écart-type
Femme	0,38	0,48
Marié	0,69	0,46
Salaire¹	279	239
Catégorie Socioprofessionnelle		
Cadre	0,34	0,47
Employé	0,24	0,43
Ouvrier qualifié	0,27	0,44
Ouvrier non qualifié	0,15	0,36
Secteur d'activité		
Construction	0,07	0,25
Industrie	0,44	0,49
Commerce	0,17	0,37
Service	0,32	0,46
Durée principale²	2 453	629
Transition intermédiaire		
Passage par le chômage ³	0,16	0,36
Passage en préretraite ³	0,21	0,41
Passage en hors-champ ³	0,29	0,45
Durée intermédiaire²		
Chômage	1 069	548
Préretraite	754	488
Hors-champ	984	730

1. Les salaires sont des salaires journaliers en Francs 1997.
 2. Les durées sont données en jour à dater du 1^{er} janvier 1985. Lecture : en moyenne, les personnes de la génération 30 en emploi dans le secteur privé le 1^{er} janvier 1985 sont partis à la retraite 2 453 jours plus tard, soit 6,7 ans plus tard, soit vers septembre 1991, soit vers 61 ans.
 3. Premier épisode suivant la période d'emploi de janvier 1985.
 Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.
 Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

4. Dans l'EIR 1997, la génération 1930 est la seule parmi les générations presque entièrement parties à la retraite (les personnes de cette cohorte avaient en effet 66 ans au moment de l'enquête) pour laquelle on dispose d'une période d'observation dans les DADS et dans les fichiers de l'UNEDIC suffisamment longue avant l'âge légal de départ à la retraite dans des conditions normales dans le secteur privé (60 ans). En effet, on ne dispose, dans l'EIR 1997, que des DADS et de données de l'UNEDIC à partir de 1985, soit 5 ans avant les premiers départs des personnes de la génération 1930, contre seulement 3 ans pour la génération 1928.

5. Il représente 66,7 % des personnes nées au cours de 6 premiers jours d'octobre 1930, critère de tirage de l'échantillon total.

6. Les données étant issues de fichiers administratifs, nous ne disposons que de très peu d'informations sur les caractéristiques personnelles des individus de l'échantillon.

7. Toute autre situation de préretraite dite « maison » ne peut être appréhendée avec les données utilisées.

travail indépendant, inactivité, etc. En effet, un individu est considéré comme hors-champ lorsqu'il n'est plus recensé comme actif dans le secteur privé, comme chômeur ou comme préretraité. Le hors-champ tel que nous l'avons défini est donc une catégorie très hétérogène. Elle comprend des inactifs, mais aussi des actifs occupés qui n'appartiennent pas au champ des DADS⁸ et qui valident (et cotisent) à d'autres caisses de retraite. Les personnes en inactivité peuvent aussi valider ou non des droits selon leur situation (encadré 1). Par la suite, nous nous intéresserons principalement aux effets du passage par le chômage ou la préretraite sur la sortie d'activité. Les transitions vers une situation de hors-champ seront toutefois prises en compte de manière explicite lors de l'estimation complète du modèle empirique.

**SEULEMENT UN TIERS DES SALARIÉS
 ÂGÉS DE 54 ANS EN EMPLOI DÉBUT 1985
 LE RESTE JUSQU'AU MOMENT
 DE LEUR DÉPART EN RETRAITE**

Les principales caractéristiques de l'échantillon, composé de salariés âgés de 54 ans en emploi début 1985, sont données dans le tableau 1. L'un des résultats marquants est le taux important de transitions par un état intermédiaire entre la situation en janvier 1985 et la date de liquidation de la retraite. En effet, 16 % des individus de l'échantillon connaissent une première transition par le chômage suite à leur épisode d'emploi début 1985 et 21 %, une première transition par une situation de préretraite ; 34 % seulement transitent directement de l'emploi à la retraite. Ces taux sont d'autant plus importants que l'appartenance à l'échantillon d'étude est conditionnée à une situation d'emploi d'au moins trois mois au début de l'année 1985. Le sous-échantillon sélectionné est donc composé, a priori, d'une sous-population ayant une situation vis-à-vis de l'emploi meilleure que celle de l'ensemble de la population. De fait, si l'on compare les résultats à ceux obtenus par Colin *et al.* (2000)⁹, la fréquence d'un passage par une situation de préretraite est analogue dans les deux études, alors que le taux de transition par le chômage est plus élevé dans le sous-échantillon sélectionné par ces auteurs.

La part des salariés qui liquident après 60 ans est appréciable. En effet, la proportion de ceux qui liquident après 1990 est d'environ un tiers de l'échantillon (tableau 2) et la proportion de ceux qui liquident après janvier 1991 reste de 28,1 %¹⁰. L'année 1991 est un peu particulière puisque 50 % des personnes qui liquident leurs droits à pension cette année-là le font au mois de janvier (tableau 3), ce qui n'est pas vrai les autres années. On peut

TABLEAU 2 ●

année de liquidation en %

	Ensemble	Hommes	Femmes
1990	66,3	74,5	53,1
1991	11,2	11,4	10,9
1992	4,7	4,4	5,1
1993	3,5	2,9	4,5
1994	2,2	1,4	3,5
1995	10,0	3,6	20,2
1996	1,4	1,3	1,7
1997	0,7	0,5	1,0
Total	100,0	100,0	100,0

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations dont 1 535 hommes et 961 femmes.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

TABLEAU 3 ●

mois de liquidation, année 1991 en %

	Ensemble	Hommes	Femmes
Janvier	50,0	54,9	41,9
Février	5,0	6,3	2,9
Mars	3,9	2,9	5,7
Avril	7,9	5,7	11,4
Mai	1,4	1,7	0,9
Juin	1,8	1,1	2,9
Juillet	14,3	12,6	17,1
Août	3,6	4,0	2,9
Septembre	2,1	2,8	0,9
Octobre	7,1	7,4	6,7
Novembre	1,4	-	3,8
Décembre	1,4	0,6	2,9
Total	100,0	100,0	100,0

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations dont 1 535 hommes et 961 femmes.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

8. Le champ des DADS couvre la quasi-totalité des salariés du secteur privé et, depuis 1988, les collectivités territoriales.

9. Colin *et al.* (2000) établissent une typologie des trajectoires de fin de carrières à partir des données de la génération 1930 de l'échantillon interrégimes appariés aux DADS et aux données de l'UNEDIC. Toutefois, le principe de sélection du sous-échantillon d'étude est un peu différent car ces auteurs n'excluent pas les personnes au chômage début 1985.

10. Ce qui correspond à 702 personnes (295 hommes et 407 femmes).

supposer que les liquidations effectuées au mois de janvier 1991 correspondent à des comportements de liquidation des droits à pension à 60 ans, mais légèrement retardés pour des raisons de clôture de l'année civile¹¹. Le versement des primes annuelles en fin d'année civile dans certaines entreprises pourrait être une explication.

Les comportements de liquidation tardive des droits à pension sont plus marqués chez les femmes que chez les hommes (tableau 2). Ces résultats s'expliquent de façon traditionnelle par des carrières plus heurtées ou des entrées sur le marché du travail plus tardives pour ces dernières et, par conséquent, par la nécessité de rester en activité jusqu'à un âge plus élevé pour obtenir une pension à taux plein. Les cadres et les employés liquident aussi leurs droits plus tard que les ouvriers (tableau 4), bien que, pour les premiers, le faible taux de liquidation en 1990 est en partie compensé par un taux de liquidation plus élevé en 1991. Des différences apparaissent aussi selon les secteurs d'activité. Les liquidations des droits à pension sont

plus tardives dans les secteurs du commerce et des services que dans les secteurs de la construction et de l'industrie (tableau 5), ce qui recoupe les résultats précédents et en particulier les différences entre les hommes et les femmes.

Les personnes qui passent par le chômage ou la préretraite après 54 ans sont plus nombreuses à liquider à 60 ans que celles qui restent continûment en emploi

Lorsque l'on s'intéresse aux trajectoires des individus, on constate, que les transitions par un épisode de chômage ou de préretraite jouent sur les choix de liquidation des droits à pension (tableau 6). En effet, les taux de liquidation en 1990 sont plus élevés pour les individus qui passent par une période de chômage ou de préretraite que pour ceux qui passent directement de l'emploi à la retraite. Toutefois, les différences sont moins nettes lorsque l'on considère en bloc les années 1990 et 1991 (75,2 % de taux de liquidation pour les

ENCADRÉ 1 ●

EMPLOI, CHÔMAGE, PRÉRETRAITE, INACTIVITÉ ET VALIDATION DES DROITS À LA RETRAITE PRÉSENTATION SIMPLIFIÉE

Les différents types d'activité ou d'inactivité des personnes ont des impacts très différents sur la validation des droits.

Une personne employée dans le secteur privé peut valider un trimestre pour chaque multiple de 200 SMIC horaires atteint par son salaire annuel, dans la limite de 4 trimestres par an.

Concernant le chômage indemnisé, le régime général valide, dans une année civile, autant de trimestres que l'assuré réunit de périodes de cinquante jours de chômage indemnisé, toujours dans la limite de 4 trimestres indemnisés. Être au chômage indemnisé n'a donc pas d'impact sur la durée validée, par comparaison avec une situation d'actif occupé¹. En revanche, les chômeurs indemnisés peuvent tout de même être pénalisés en termes de pension de retraite, et ce d'autant plus probablement que la période de chômage intervient tard dans la carrière (dans l'hypothèse d'une carrière ascendante), puisque le salaire de référence (salaire annuel moyen, SAM) servant au calcul de la pension de retraite prend alors en compte des salaires moins favorables. Cet effet est très différent selon la génération, en raison de la réforme de 1993. En effet, cette réforme prévoit le passage progressif des 10 meilleures aux 25 meilleures années dans le calcul du SAM. Les retraites complémentaires sont aussi plus basses en cas de chômage indemnisé (Colin et Mette, 2003).

L'effet pour la préretraite est identique à celui existant pour le chômage indemnisé, si ce n'est que les années concernées sont nécessairement les années de la fin de la carrière, ce qui conduit à systématiquement amputer la carrière salariale des salaires les plus élevés, du moins pour les carrières ascendantes.

En ce qui concerne le chômage non indemnisé, les règles sont plus complexes, les périodes non indemnisées ou ayant cessé d'être indemnisées pouvant généralement être validées dans la limite de 1 an. Toutefois, les personnes ayant plus de 55 ans au moment où le chômage cesse d'être indemnisé et ayant plus de 20 ans de cotisations tous régimes de base confondus peuvent valider jusqu'à 5 ans (20 trimestres) s'ils ne relèvent pas à nouveau d'un régime de retraite de base obligatoire. La situation diffère donc beaucoup selon la carrière accomplie par les personnes.

Les périodes d'inactivité peuvent être, dans certains cas, validées, et même cotisées. Ainsi, les personnes percevant l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) valident 4 trimestres par an et cotisent sur la base du SMIC. L'allocation de solidarité spécifique (ASS) permet aussi de valider des droits. En revanche, ni le revenu minimum d'insertion (RMI), ni, naturellement, l'inactivité pure ne relevant pas de ces différentes catégories ne le permettent.

1. La réforme d'août 2003 a néanmoins introduit explicitement une différence entre la durée validée et la durée cotisée (notamment pour le calcul du minimum contributif), mais notre échantillon n'est pas concerné par cette nouvelle réglementation.

11. On rappelle que les personnes interrogées sont nées au début du mois d'octobre 1930. Ce phénomène est aussi observé pour les autres générations de l'EIR 1997, en particulier les générations 1926, 1934 et 1938.

transitions directes, contre respectivement 81,7 % et 88,6 % lorsqu'il y a une transition via le chômage ou l'inactivité). De manière générale, la probabilité de liquidation des droits pour les personnes en emploi est plus élevée que pour les personnes en chômage ou en préretraite aux âges « intermédiaires » (entre 61 et 64 ans), alors qu'elle est plus faible aux âges extrêmes (60 et 65 ans). Ceci pourrait provenir de contraintes institutionnelles. Une personne au chômage ou en préretraite qui a complété ses cotisations pour ses droits à la retraite au taux plein (150 trimestres pour la génération née en 1930) est en général obligée de prendre sa retraite. La mise en retraite est aussi automatique à 65 ans, même si la retraite n'est pas complète parce que la

personne n'a pas la durée d'assurance requise, le taux plein étant obtenu au bénéfice de l'âge. Les salariés sont exposés au même type de contrainte, leur employeur pouvant leur demander de partir à la retraite dès lors qu'ils ont atteint le taux plein. Toutefois, ceci n'a pas de caractère systématique, l'employeur pouvant permettre au salarié de rester en emploi.

À cause des artefacts statistiques et de la sélection des populations, il est difficile, à partir de ces seules statistiques descriptives, de prétendre mesurer les effets d'un passage par une situation de chômage ou de préretraite sur la liquidation des droits à pension. Pour aller plus loin dans l'analyse, nous avons utilisé des modèles de durée.

TABLEAU 4 ●

année de liquidation
selon la catégorie socioprofessionnelle en %

	Cadres	Employés	OQ ¹	ONQ ²
1990	60,1	55,2	82,4	68,4
1991	14,4	12,7	7,7	8,2
1992	7,3	4,7	2,0	3,7
1993	5,6	3,7	1,5	2,1
1994	2,7	2,3	1,2	2,9
1995	6,8	18,9	4,6	12,6
1996	1,8	2,0	0,6	1,1
1997	1,3	0,5	-	1,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Nombre d'individus	840	598	678	380

1. Ouvriers qualifiés

2. Ouvriers non-qualifiés

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

TABLEAU 5 ●

année de liquidation
selon le secteur d'activité en %

	Construction	Industrie	Commerce	Services
1990	75,7	76,2	54,9	56,3
1991	11,3	8,4	14,4	13,4
1992	3,4	3,4	7,8	5,2
1993	1,7	2,8	5,4	3,8
1994	1,7	1,8	3,1	2,5
1995	5,0	6,4	12,5	14,7
1996	1,1	0,6	1,2	2,7
1997	-	0,4	0,7	1,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Nombre d'individus	177	1 106	424	789

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : Appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

TABLEAU 6 ●

année de liquidation selon le type de trajectoire de fin de carrière en %

	Emploi-Retraite	Passage par :		
		le chômage ¹	la préretraite ¹	le hors-champ ¹
1990	53,8	78,0	86,8	59,7
1991	21,5	3,6	1,9	10,2
1992	7,4	2,1	1,7	5,1
1993	4,9	1,6	1,1	4,6
1994	2,0	2,6	1,1	3,1
1995	7,1	12,1	7,4	13,9
1996	2,1	-	-	2,3
1997	1,2	-	-	1,1
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Nombre d'individus	839	387	528	742

1. Premier épisode suivant la période d'emploi de janvier 1985.

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

LES MODÈLES DE DURÉE, UN OUTIL ADAPTÉ À L'ÉTUDE DES TRANSITIONS D'UN ÉTAT À UN AUTRE

Les modèles de durée sont particulièrement bien adaptés à l'étude de variables continues et positives représentant la durée passée dans un état (ou la durée d'un épisode). Le cas le plus simple est la durée de la vie au sens propre¹². Dans ce cas, on peut souhaiter étudier l'effet de différents facteurs sur la date à laquelle intervient cette transition, par exemple l'effet du sexe ou de la catégorie socioprofessionnelle. Dans cet article, nous nous intéressons, pour les personnes en emploi à 54 ans, à l'effet de la durée passée en emploi, à partir de cet âge, sur la date de liquidation des droits à pension. La question principale qui se pose est la suivante : est-ce que la durée du maintien en emploi favorise ou défavorise la sortie de cet état ? Ou encore, la probabilité de liquider ses droits à pension est-elle liée à la durée passée en activité ou au passage par un autre état (chômage, préretraite ou hors-champ) avant le départ à la retraite ? Afin de mieux comprendre l'intérêt des modèles de durée et leur utilisation pour répondre à cette question, il est nécessaire d'introduire quelques notions permettant de saisir le fonctionnement de ce type de modèles (voir la présentation des définitions mathématiques dans l'encadré 2).

On appelle « **population à risque** » la population qui est potentiellement concernée par la transition étudiée. Dans notre cas, la population à risque est composée, à une date donnée, des personnes encore en emploi à cette date et donc susceptibles d'être au chômage, en préretraite ou à la retraite à la période suivante. Si l'on se place à la date initiale, il s'agit des personnes de l'échantillon qui étaient en emploi dans le secteur privé au début de l'année 1985, c'est-à-dire à l'âge de 54 ans. En effet, puisqu'on s'intéresse en particulier aux transitions après 54 ans par le chômage ou la préretraite, il convient de se restreindre aux personnes en emploi à cet âge, les chômeurs n'étant naturellement pas concernés par les transitions de l'emploi vers le chômage.

La « **survie** » à la date t , notée $S(t)$, est la probabilité que l'individu soit encore dans l'état initial à la date t . Il s'agit donc de la part de la population à risque qui n'a pas encore effectué de transition à la date t , soit dans le cas étudié, la probabilité pour un individu d'être encore en emploi t mois après son 54^e anniversaire.

La « **fonction de hasard** » à la date t donne la probabilité instantanée de transition à chaque date. À la

différence des probabilités marginales de présence dans des états sur le marché du travail, le taux de hasard est instantané et conditionnel. Il représente le taux auquel les épisodes se terminent après le mois t , sachant qu'ils ont duré au moins t mois. Cette fonction répond donc à la question posée en introduction puisqu'elle permet de déterminer si la durée passée en emploi favorise ou défavorise la sortie vers la retraite.

Fonction de hasard et survie sont liées par une relation fonctionnelle. La connaissance de la fonction de hasard permet donc de retrouver la fonction de survie. On peut, dans une approche paramétrique, se contenter de donner cette fonction. La spécification la plus simple consiste à supposer que la fonction de hasard est indépendante du temps : $\theta(t) = \theta$. Dans ce cas, le taux de transition, c'est-à-dire de sortie de l'état à un instant donné, est indépendant du temps. La fonction de survie est alors une fonction exponentielle du temps.

On peut aussi utiliser des formes fonctionnelles plus souples, en supposant par exemple que la fonction de hasard est une fonction linéaire du temps, ou encore, ce que nous avons considéré dans cet article, supposer que le hasard est une fonction constante par morceaux. Cela revient à faire l'hypothèse que la fonction de hasard prend une valeur θ_1 du début de la période d'observation jusqu'à une certaine date, puis une deuxième valeur θ_2 jusqu'à une deuxième date, etc.

L'hypothèse sous-jacente aux différentes spécifications présentées ci-dessus est que le taux de hasard est uniquement fonction du temps et non des différences, observées ou inobservées, entre les individus. Une seconde étape consiste donc à intégrer dans la fonction de hasard de l'hétérogénéité (observée ou inobservée). En effet, certaines caractéristiques individuelles peuvent accélérer ou ralentir la réalisation de l'événement (la transition). On sait par exemple que les femmes partent en moyenne plus tard à la retraite que les hommes. On peut donc postuler que le fait d'être une femme ralentira la réalisation de l'événement (le départ à la retraite). Une manière classique de prendre en compte l'hétérogénéité observée lors de l'estimation est d'introduire, dans la fonction de hasard, un paramètre multiplicatif dépendant des caractéristiques des individus.

Il est aussi possible de prendre en considération le fait que les personnes peuvent avoir certaines caractéristiques que l'on observe pas, et qui les conduisent à quitter l'état étudié plus ou moins rapidement. Par exemple, nous ne disposons pas, dans nos données,

12. Les domaines d'application de ces modèles sont au demeurant très nombreux, de la durée de vie des composants électroniques, à la durée d'un épisode de chômage avant de retrouver un emploi, en passant par la durée d'une union ou celle d'une grève.

d'informations relatives à l'état de santé des personnes. Or, les personnes sont susceptibles de partir plus rapidement ou non selon qu'elles sont en mauvaise ou en bonne santé. Comme pour l'hétérogénéité observée, la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée, lors de l'estimation du modèle, se fait par l'intermédiaire d'une modification de la fonction de hasard. Une manière classique de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée lors de l'estimation est d'introduire, comme précédemment, un paramètre multiplicatif dépendant des caractéristiques des individus dans la fonction de hasard. L'identification du modèle est toutefois différente puisque, dans ce cas, il faut choisir la forme que prend cette hétérogénéité et estimer la distribution spécifiée.

Une dernière notion importante que nous introduisons ici est la « **censure** ». Dans de nombreux cas, l'événement n'est pas encore survenu pour une partie des personnes au moment où on les observe. On ne connaît donc pas la date à laquelle il surviendra et on sait seulement qu'à la date d'observation, il n'est pas encore survenu. Ces données sont dites censurées. Ainsi, même si on observe la date de départ en retraite de la plupart des personnes de notre échantillon, au début de l'année 1997, une (faible) partie d'entre elles n'avaient pas encore liquidé leurs droits. Les modèles de durées présentent l'avantage de permettre de traiter facilement de ces problèmes de censure.

Nous n'avons présenté ici que des cas relativement simples. Mais il est possible d'étudier des cas beaucoup plus complexes. Il se peut ainsi que l'on souhaite étudier des transitions multiples. Par exemple, il se

peut que la transition se fasse non pas vers un unique état mais vers plusieurs états possibles. C'est le cas des transitions secondaires que nous étudions, puisque les personnes peuvent transiter soit par le chômage, soit par la préretraite, soit par le hors-champ.

UNE ANALYSE DE LA DURÉE ÉCOULÉE JUSQU'AU PASSAGE À LA RETRAITE

Analyse graphique

L'analyse des fins de carrière par les modèles de durées permet de prendre en compte non seulement l'existence d'événements de fin de carrière, comme la survenue d'une période de chômage ou de préretraite, mais aussi la date d'occurrence de cet aléa. Les trois états (le chômage, la préretraite ou la situation de hors-champ) sont désignés par la suite sous le terme générique d'états intermédiaires.

Dans la mesure où les premiers départs à la retraite observés dans notre échantillon ont lieu en octobre 1990 (les personnes ont alors 60 ans), la durée que nous étudions ici est le temps écoulé entre cette date et le départ à la retraite (l'« événement »), date de la transition. On désigne cette durée par T_R , et on l'appellera durée principale dans la suite. Cette durée représente la survie sur le marché du travail, que ce soit en emploi, chômage, préretraite ou hors-champ, par opposition à la retraite.

Par ailleurs, on désigne T_I par la durée écoulée entre le début de l'observation des trajectoires des personnes dans l'EIR 1997, c'est-à-dire le 1^{er} janvier 1985 et l'entrée dans une situation intermédiaire (chômage préretraite ou hors-champ). La durée (durée intermédiaire dans la suite) représente donc la survie avant un épisode de chômage, préretraite ou hors-champ. Afin de prendre en compte le fait que plusieurs situations intermédiaires sont possibles dans l'estimation du modèle complet, on définit T_J un ensemble de trois variables aléatoires positives avec $J = C, P, H$. Ces variables correspondent aux durées passées avant la transition vers le chômage, la préretraite ou une situation de hors-champ. Potentiellement, toutes les personnes risquent de transiter par l'un de ces états avant de partir à la retraite. Puisque l'on s'intéresse ici uniquement à la première transition par un état intermédiaire, T_I est alors définie comme la plus petite de ces trois durées, c'est-à-dire la date à laquelle cette première transition survient.

Nous commençons par une analyse descriptive simple des durées en omettant l'hétérogénéité observable et l'hétérogénéité inobservable. Nous examinons ainsi les fonctions de hasard et les survies, selon différents types de trajectoire. Les taux de hasard et

ENCADRÉ 2 ●

LES MODÈLES DE DURÉES : QUELQUES NOTIONS DE BASE

La **survie** à la date t notée $S(t)$ est la probabilité que l'individu soit encore dans l'état à la date t . Si T est la variable aléatoire mesurant la durée passée dans l'état (la durée de l'épisode), la survie à la date t est $S(t) = P(T > t)$. C'est donc le complémentaire de la fonction de répartition de la variable aléatoire T : $S(t) = 1 - F(t)$.

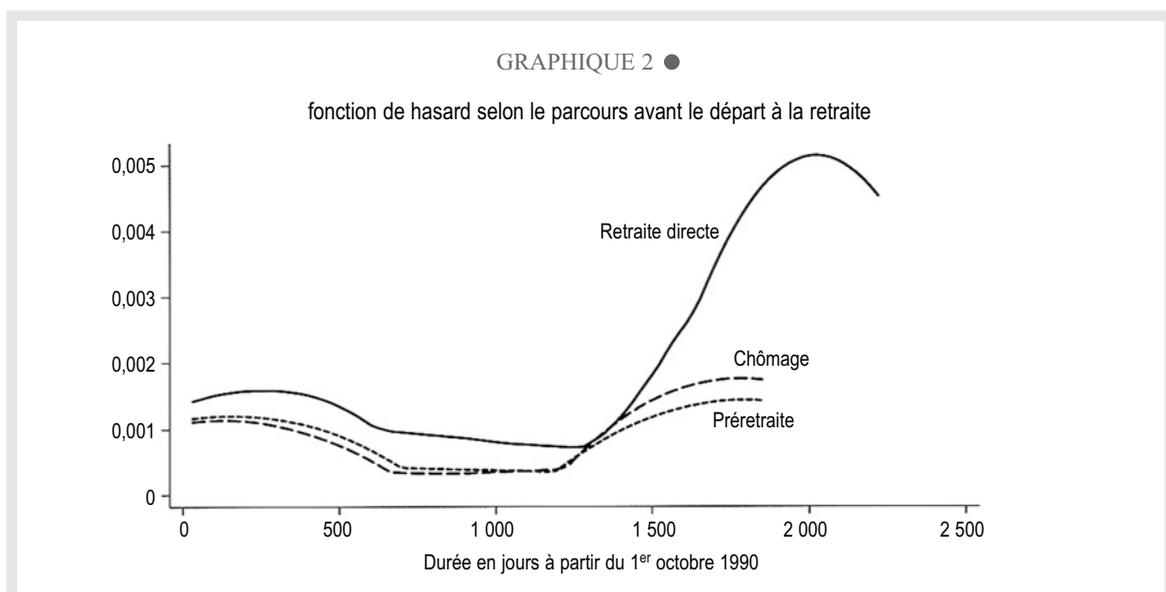
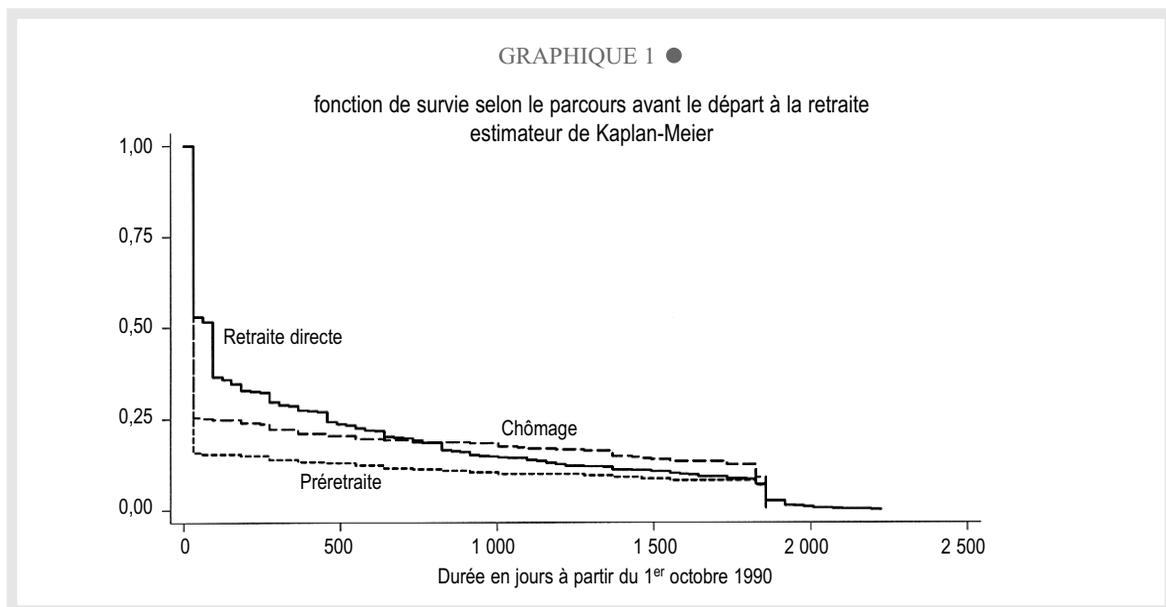
La **fonction de hasard** à la date t représente le taux auquel les épisodes se terminent après la date t , sachant qu'ils ont duré au moins t . Si f est la densité de la variable aléatoire T (soit donc la dérivée de la fonction de répartition F), la fonction de hasard est en fait :

$$\theta(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

La spécification de la fonction de hasard permet de retrouver en particulier la fonction de survie.

les fonctions de survie sont estimés non paramétriquement. Nous utilisons ici les estimateurs de Kaplan-Meier (encadré 3) qui permettent de représenter de façon simple la proportion de personnes n'étant pas encore parties à la retraite à une date donnée (la fonction de survie) et le taux auquel les départs à la retraite surviennent à chaque instant, en prenant en compte le fait que les personnes qui partent à cet instant ne sont pas encore parties. Il faut souligner ici que ces analyses ne nous permettent pas de dériver des effets causaux, par exemple de dire si c'est le passage par le chômage qui cause une modification de la date de liquidation. En effet, la présence d'hétérogénéité inobservable peut créer des dépendances entre les durées qui sont des artefacts statistiques.

L'étude des graphiques 1 à 6 met en évidence des différences entre les taux de hasard et les fonctions de survie selon la trajectoire de fin de carrière des individus. Les graphiques sont donnés pour les situations intermédiaires de passage par le chômage et la préretraite. Comme nous l'avons souligné précédemment, nous n'étudions pas ici la situation de hors-champ, dans la mesure où il est difficile d'interpréter le passage par cette situation intermédiaire, très hétérogène. L'étude des fonctions de survie et de hasard après le 1er octobre 1990 (graphiques 1 et 2) confirme l'analyse descriptive du tableau 6. La probabilité de survie dans la situation précédant la liquidation de la retraite est moins élevée en début de période pour ceux qui sont passés par un épisode de chômage ou par une



situation de préretraite que pour les personnes en emploi. Toutefois, le taux de hasard dans cette population est ensuite plus élevé, ce qui entraîne une inversion du rang entre probabilité de survie en milieu de période. De plus, la probabilité de liquidation plus tardive des droits à la retraite est plus élevée pour les individus qui sont passés par le chômage que pour ceux qui ont eu une préretraite. En effet, on observe que la courbe correspondant à la fonction de survie pour les personnes qui sont passées par le chômage (graphique 1) se situe toujours

au-dessus de celle des personnes qui sont passées par la préretraite. Les différences observées entre les trois fonctions de survie sont statistiquement significatives (tableau 7). L'impact du passage par une situation de chômage sur la date de liquidation des droits à pension est significativement plus élevé si cet événement a eu lieu avant octobre 1989, soit avant l'âge de 59 ans. En particulier, on observe que la courbe de la fonction de survie pour les personnes entrées au chômage après 59 ans se situe toujours au-dessus de celles des personnes entrées au chômage avant 59 ans (graphique 3). Pour la préretraite, la date pivot semble être 1987 (ou 57 ans).

Ces premiers résultats permettent de conclure, d'une part, à des différences entre les choix de liquidation des droits à pension des travailleurs âgés selon leurs trajectoires de fin de carrière et, d'autre part, au fait que la date d'occurrence de l'aléa semble avoir une importance sur la date de liquidation

ENCADRÉ 3 ●

L'ESTIMATEUR DE KAPLAN-MEIER

L'estimateur de Kaplan-Meier est un estimateur non-paramétrique de la fonction de survie. En pratique, il est défini de la façon suivante. On trie les personnes selon l'ordre croissant des durées des épisodes (donc, dans notre cas, selon l'ordre croissant des dates de départ à la retraite). Les durées des épisodes T_k (les dates de départ à la retraite) sont indicées par k . Si on appelle n_k le nombre d'épisodes dont la durée est au moins T_k et h_k le nombre d'épisodes qui se terminent à la date T_k , l'estimateur de Kaplan-Meier de la fonction de survie est :

$$\hat{S}(T_k) = \prod_{i=1}^k \frac{n_i - h_i}{n_i} = \frac{n_k - h_k}{n_1}$$

L'estimateur de la fonction de hasard correspondant est :

$$\hat{\theta}(T_k) = \frac{h_k}{n_k}$$

Il s'agit donc du produit des probabilités empiriques de non-occurrence de l'événement (le départ à la retraite) à chaque instant $t < T_k$. Il est alors aisé de tracer la courbe de cette fonction.

En pratique dans les graphiques 2, 4 et 6, on a utilisé un estimateur légèrement différent de la fonction de hasard, l'estimateur de Nelson-Aalen.

TABLEAU 7 ●

test d'égalité des fonctions de survie

	χ_2	P value
Chômage versus retraite	3,28	0,07
Préretraite versus retraite	31,07	0,00
Chômage versus préretraite versus retraite	26,23	0,00
Chômage seul ¹	6,65	0,01
Préretraite seule ²	6,05	0,05

1 Chômage avant versus après 59 ans (octobre 1989)

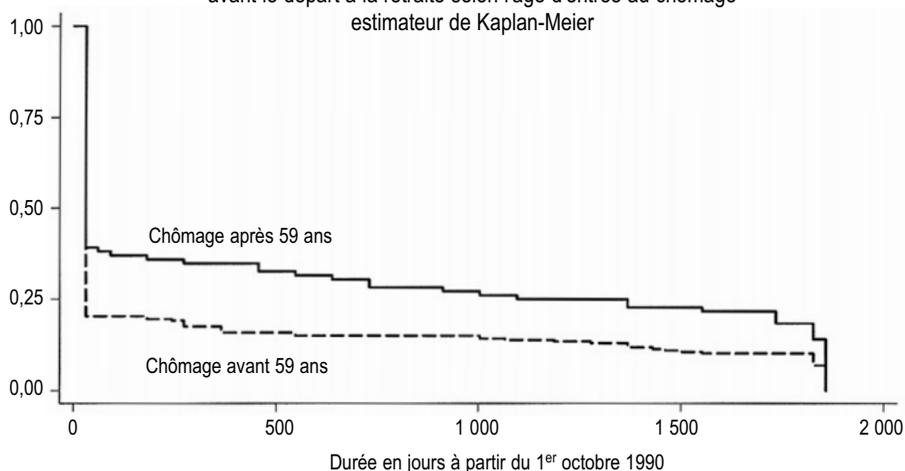
2 Préretraite avant versus après 57 ans (1987)

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

GRAPHIQUE 3 ●

fonction de survie pour les personnes passant par le chômage avant le départ à la retraite selon l'âge d'entrée au chômage estimateur de Kaplan-Meier



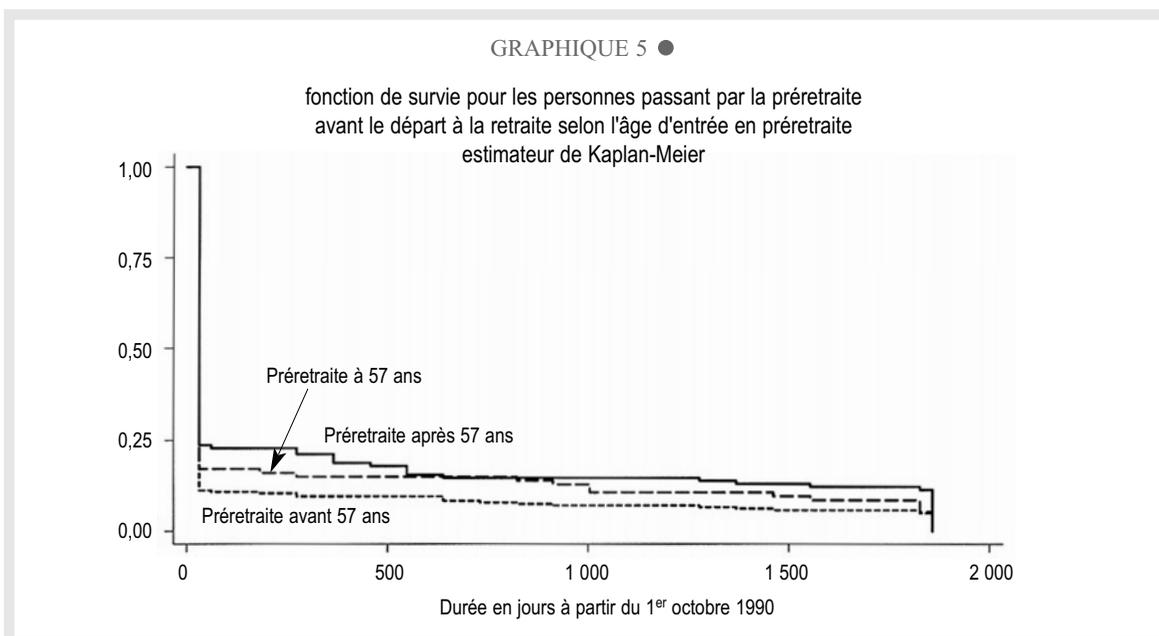
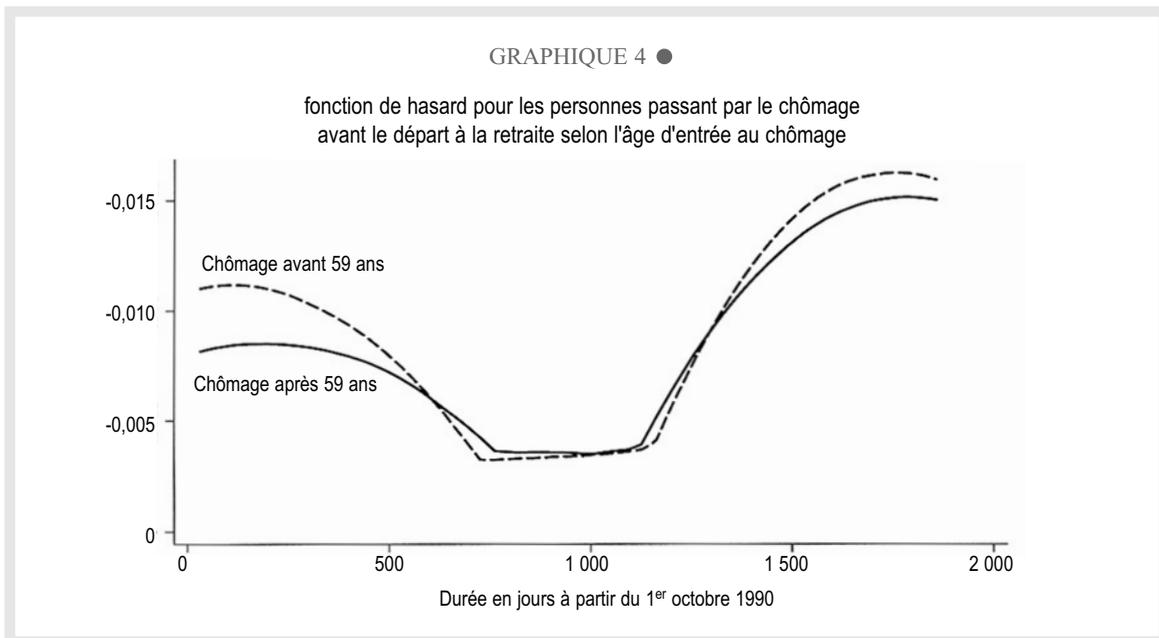
des droits à pension. Cependant, il est nécessaire de poursuivre l'analyse en tenant compte de l'hétérogénéité observée et inobservée des agents, ce que nous faisons dans la section suivante.

La prise en compte des facteurs d'hétérogénéité observables et inobservables : spécification du modèle empirique

Afin de tenir compte de l'hétérogénéité observable entre les individus, nous introduisons dans l'analyse des variables observables comme le sexe ou la qua-

lification (voir présentation du modèle en annexe). De plus, nous introduisons des variables signalant le fait qu'un individu a pu transiter par un autre état que l'emploi avant de partir à la retraite (état intermédiaire). Plus spécifiquement, nous avons retenu deux hypothèses alternatives pour prendre en compte l'effet du passage par un épisode intermédiaire (chômage, préretraite ou hors-champ).

- Dans le premier cas, seul compte le passage par un épisode intermédiaire. On introduit alors trois indicatrices signalant le passage par un état intermédiaire. On rappelle ici, que, pour une personne, une



seule de ces indicatrices peut prendre la valeur 1 puisque l'on considère uniquement la première transition vers l'un des états intermédiaires. Ainsi, pour une personne passant d'abord par le chômage puis par l'inactivité (« hors-champ »), on ne tient compte que du passage par le chômage.

- Dans le second cas, la date d'occurrence de l'épisode intermédiaire est aussi prise en compte.

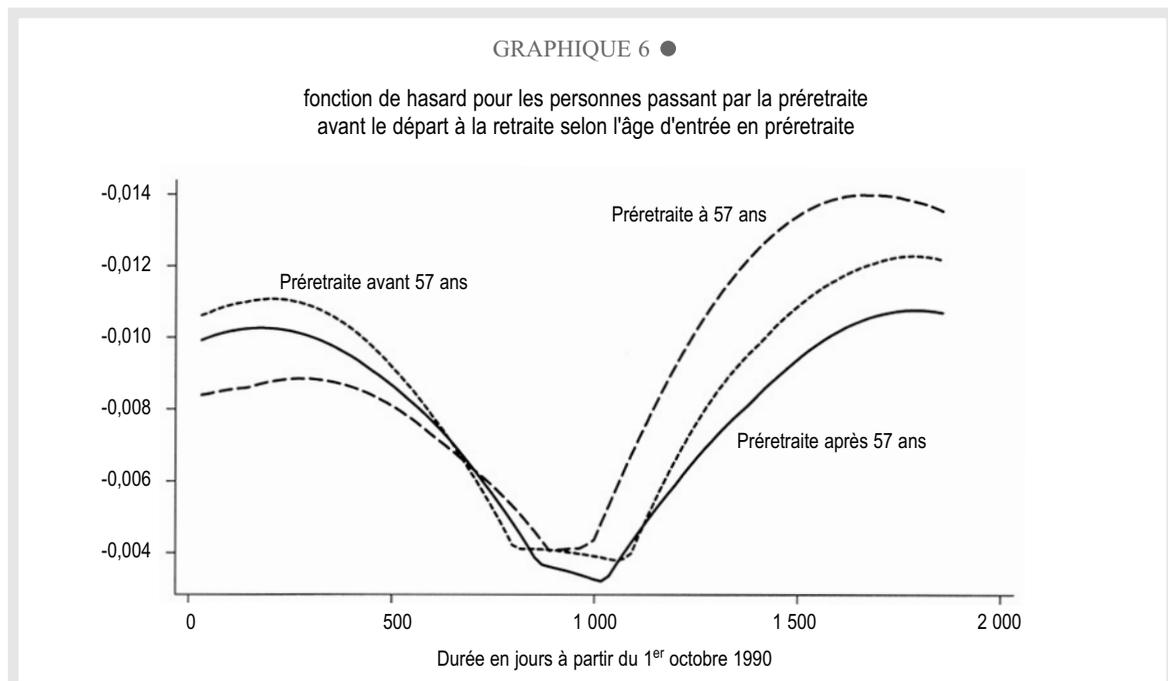
Dans tous les cas, le modèle est estimé sous l'hypothèse d'une absence d'impact des transitions par le hors-champ sur la liquidation des droits à la retraite. Par ailleurs, l'effet du passage par un épisode intermédiaire n'est pris en compte qu'à partir du moment où ce passage s'est effectué.

Enfin, afin de contrôler l'hétérogénéité inobservée, on enrichit le modèle en définissant V , une variable aléatoire représentant les facteurs d'hétérogénéité inobservée affectant la durée principale T_R . Nous ne modélisons pas ici la loi jointe des durées principales et intermédiaires¹³, c'est-à-dire que nous ne tenons pas compte du fait que certains facteurs inobservés sont susceptibles de jouer à la fois sur la probabilité de passer par un état intermédiaire et sur la probabilité de partir à la retraite à une date donnée. En particulier, on pourrait soupçonner que l'évolution de la carrière avant l'âge de 54 ans (en particulier le passage avant cette date par un épisode de chômage) pourrait jouer tant sur la probabilité de connaître à nouveau le chômage après 54 ans que sur la date de départ à la retraite.

Il reste alors à spécifier la forme du hasard de base et de l'hétérogénéité inobservée V . Les différentes spécifications retenues sont présentées dans l'annexe. À des fins de comparaison, nous avons choisi successivement une spécification discrète (plus précisément, par points de masse) et une loi de distribution continue, la loi gamma. En choisissant une distribution discrète, on suppose que les personnes appartiennent à un nombre G de catégories qui sera déterminé par les estimations, l'hétérogénéité prenant la même valeur pour toutes les personnes de la catégorie. Le choix d'une spécification gamma pour la distribution d'hétérogénéité inobservée présente quant à lui l'avantage de conduire à des formules simples pour le calcul de la log-vraisemblance. La vraisemblance totale de l'échantillon dépend de la spécification choisie pour l'hétérogénéité inobservée.

La date de départ en retraite est d'autant plus lointaine que le salaire est élevé

Les résultats des estimations sont donnés dans les tableaux 8 à 10. Dans un premier temps, nous avons estimé des modèles de durée simples, sans prise en compte du passage par un épisode intermédiaire entre l'emploi et la retraite, afin de tester les deux spécifications de l'hétérogénéité inobservée ci-dessus sur nos données. Les résultats obtenus sont analogues pour les deux modèles. On observe que les femmes liquident



13. Donc, seuls sont estimés les paramètres de la loi conditionnelle : $T_R | T_I, T_J = T_I, V$.

leurs droits à pension significativement plus tard que les hommes, que les ouvriers qualifiés partent significativement plus tôt que les autres et que plus le niveau de revenu est élevé, plus le départ est tardif (tableau 8). Le point principal, par rapport aux statistiques descriptives données précédemment, est la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle. Pour autant, les résultats montrent que la distribution d'hétérogénéité est relativement mal identifiée par nos données. En effet, d'une part, le paramètre σ^2 est non significativement différent de zéro pour la spécification gamma. D'autre part, pour le modèle à hétérogénéité discrète, avec deux points de masse, un seul groupe se distingue avec une probabilité de plus de 96 % pour les individus d'y appartenir. Les résultats ne sont pas meilleurs si l'on augmente le nombre de points de masse.

Ce résultat est assez courant dans les modèles de durée quand le hasard de base est modélisé de façon très flexible, comme il l'est ici (Baker et Melino, 2000). Ainsi, on pourrait avancer que la prise en compte de l'endogénéité des durées intermédiaires ne devrait pas affecter de manière importante nos résultats. En effet, cette endogénéité serait modélisée par l'effet du même terme d'hétérogénéité sur les durées intermédiaires. Si celui-ci a une variance faible, le biais d'endogénéité devrait être faible.

Le passage par le chômage ou la préretraite s'accompagne d'entrée plus précoce en retraite

Les tableaux 9 et 10 donnent les résultats des estimations pour deux spécifications de la fonction décrivant l'effet du passage par un état intermédiaire : la première correspondant à un cas où seul compte le passage par un épisode intermédiaire ; la deuxième, à un cas où la date d'occurrence de cet épisode est prise en compte. Que ce soit pour le chômage ou la préretraite, le passage par l'un de ces deux épisodes intermédiaires tend à accélérer la sortie vers la retraite, mais l'effet est d'autant plus faible que cet événement se produit tard. Ces résultats confirment donc ceux des sections précédentes, à savoir l'influence de la survenue d'un aléa de fin de carrière sur la liquidation des droits à pension. Nous n'avons toutefois pas pu réellement déterminer, à partir des seules données de la génération 1930, la part de ce qui est dû, dans ce phénomène, à l'hétérogénéité des agents, et la part de ce qui découlerait d'une dépendance d'état, c'est-à-dire de l'impact direct du passage par un autre état que l'emploi, ce qui est certainement crucial dans le cadre de l'élaboration de politiques publiques. En effet, la faible taille de l'échantillon lorsque l'on se restreint à la génération 1930, mais aussi et surtout le

TABLEAU 8 ●

estimation du modèle de durée sans épisodes intermédiaires
selon la forme de l'hétérogénéité inobservable

	Hétérogénéité Gamma		Hétérogénéité discrète	
	Paramètres	T de student	Paramètres	T de student
Variables explicatives				
Constante	3,88	0,94	-	-
Femme	-0,79*	-5,72	-0,85*	-12,77
Ouvrier non qualifié	0,11	1,22	0,09	1,06
Ouvrier qualifié	0,29*	2,60	0,35*	3,64
Cadre	0,01	0,01	-0,03	-0,29
Revenu en 1985 ¹	-0,46*	-2,86	-0,56*	-4,39
Hasard de base²				
α_1	-3,00	-0,77	-1,23*	-4,37
α_2	-4,60	-1,24	-2,81*	-10,00
α_3	-4,60	-1,25	-2,79*	-10,06
α_4	-4,78	-1,32	-2,96*	-10,7
Hétérogénéité inobservée				
σ^2	0,05	0,25	-	-
V_1	-	-	2,15*	7,68
V_2	-	-	-0,34	-0,95
p	-	-	0,96*	91,54
Log-vraisemblance	-0,70		-0,80	

1. En milliers de francs.

2. Les dates de ruptures pour le hasard de base sont 5 ans 3/4 à partir de janvier 1985 pour l'origine puis 7 ans, 8 ans, 9 ans, 10 ans et 11 ans. Le dernier coefficient est normalisé à 0 afin de rendre le modèle identifiable.

* significatif au seuil de 5 %.

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

manque d'information sur le nombre de trimestres dont disposent les individus à 60 ans au moment où ils font leur choix de départ ou non à la retraite, ne nous ont pas permis d'identifier les effets du passage par un état intermédiaire lorsque nous avons modélisé explicitement la loi jointe des durées principales et intermédiaires. C'est là une voie d'approfondissement rendue possible par l'échantillon interrégimes de cotisants de la DREES.

Nous avons montré que les accidents de carrière (chômage et préretraite) entre 54 et 60 ans auraient tendance à accélérer les sorties vers la retraite, et ce d'autant plus que les accidents arrivent tôt. Si l'analyse descriptive permet déjà de suggérer l'existence de ces effets, elle ne permet toutefois pas de tenir compte de l'impact des caractéristiques individuelles, observables ou non, sur la date de départ à la retraite. Nous avons donc utilisé des modèles de durée particulièrement bien adaptés à l'analyse de transitions, telles que le départ à la retraite, pour intégrer ces caractéristiques. L'effet des accidents de carrière entre 54 et 60 ans sur la date du départ à la retraite persiste

lorsque l'on modélise de façon paramétrique ou semi-paramétrique la présence d'hétérogénéité inobservable, mais celle-ci semble mal identifiée.

Il est difficile d'affiner les interprétations économiques de ces effets. En effet, chômage et préretraite affectent d'abord le montant de la retraite à travers les durées de cotisation, mais ces états révèlent aussi les préférences et les possibilités de retour à l'emploi des individus qui y passent ou y restent. Sans information sur la durée de cotisation, on ne peut guère distinguer ces deux interprétations. Dans le cadre de l'élaboration de politiques publiques, il est pourtant extrêmement important de déterminer si c'est le passage par le chômage en fin de carrière (ou la préretraite) qui entraîne une liquidation précoce ou si l'on identifie ici l'effet d'autres facteurs inobservés, comme les profils de carrière antérieurs des personnes. La connaissance de cette information est aussi importante dans une optique de prévision des charges respectives des régimes de retraite et de l'assurance chômage ou de réalisation d'un modèle de micro-simulation visant à projeter l'âge moyen de liquidation et les montants des pensions. ■

TABLEAU 9 ●

modèle avec durées intermédiaires et hétérogénéité discrète
 selon la forme de l'effet du passage par un état intermédiaire

	Indicatrice de passage		Effet linéaire	
	Paramètres	T de student	Paramètres	T de student
Variables explicatives				
Femme	-0,84*	-12,64	-0,85*	-12,54
Ouvrier non qualifié	0,02	0,23	-0,01	-0,09
Ouvrier qualifié	0,31*	3,44	0,31*	3,36
Cadre	-0,04	-0,48	-0,04	-0,42
Revenu en 1985 ¹	-0,52*	-4,47	-0,52*	-4,45
Hasard de base²				
α_1	-0,94*	-5,60	-1,00*	-5,12
α_2	-2,52*	-14,08	-2,57*	-12,98
α_3	-2,53*	-14,05	-2,57*	-13,13
α_4	-2,73*	-14,41	-2,76*	-13,68
Episode intermédiaire				
Constante, chômage	0,23*	3,08	0,53*	2,87
Constante, préretraite	0,48*	6,47	0,78*	5,65
Tendance, chômage	-	-	-0,09*	-1,90
Tendance, préretraite	-	-	-0,13*	-2,56
Hétérogénéité inobservée				
V_1	1,75*	9,16	1,82*	8,29
V_2	-0,39	-1,10	-0,28	-0,74
p	0,97*	82,11	0,96*	64,61
Log-vraisemblance	-0,79	-	-0,79	-

1. En milliers de francs.

2. Les dates de ruptures pour le hasard de base sont 5 ans 3/4 à partir de janvier 1985 pour l'origine puis 7 ans, 8 ans, 9 ans, 10 ans et 11 ans. Le dernier coefficient est normalisé à 0 afin de rendre le modèle identifiable.

* significatif au seuil de 5 %.

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985. 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

TABLEAU 10 ●

modèle avec durées intermédiaires et hétérogénéité continue (de type gamma)
 selon la forme de l'effet du passage par un état intermédiaire

	Indicatrice de passage		Effet linéaire	
	Paramètres	T de student	Paramètres	T de student
Variables explicatives				
Constante	3,82*	2,11	3,77*	3,06
Femme	-0,80*	-7,7	-0,81*	-7,36
Ouvrier non qualifié	0,07	0,79	0,04	0,43
Ouvrier qualifié	0,25*	2,91	0,27*	2,93
Cadre	0,01	0,07	0,01	0,12
Revenu en 1985 ¹	-0,44*	-3,25	-0,46*	-3,34
Hasard de base²				
α_1	-3,01	-1,85	-2,95*	-2,82
α_2	-4,60*	-3,07	-4,51*	-4,96
α_3	-4,60*	-3,14	-4,50*	-5,17
α_4	-4,79*	-3,35	-4,69*	-5,59
Épisode intermédiaire				
Constante, chômage	0,15*	2,05	0,43*	2,20
Constante, préretraite	0,36*	4,15	0,70*	4,18
Tendance, chômage	-	-	-0,09	-1,69
Tendance, préretraite	-	-	-0,15*	-2,69
Hétérogénéité inobservée				
σ_2	0,05	0,03	0,06	0,39
Log-vraisemblance	-0,69	-	-0,69	-

1. En milliers de francs.

2. Les dates de ruptures pour le hasard de base sont 5 ans 3/4 à partir de janvier 1985 pour l'origine puis 7 ans, 8 ans, 9 ans, 10 ans et 11 ans. Le dernier coefficient est normalisé à 0 afin de rendre le modèle identifiable.

* significatif au seuil de 5 %.

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

BIBLIOGRAPHIE

- Baker M. et A. Melino, 2000, "Duration Dependence and Nonparametric Heterogeneity : a Monte Carlo Study", *Journal of Econometrics*, 96 : 357-393.
- Blanchet D. et Mahieu R., 2004, "Estimating Models of Retirement Behavior on French Data", in Gruber J. and Wise D. (eds), *Social Security Programs and Retirement around the World : Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.
- Bommier A., Magnac T. et Roger M., 2003, « Le marché du travail à l'approche de la retraite : évolutions en France entre 1982 et 1999 », *Revue française d'économie*, XVIII (1) : 23-82.
- Cloarec N., 2000, « Les passages de l'emploi à la retraite », *Premières Synthèses, DARES*, 2000.02-N05.1.
- Colin C., Iélhé V. et Mahieu R., 2000, « Les trajectoires de fin de carrière des salariés du secteur privé », *Dossiers solidarité et santé*, n°3, DREES.
- Colin C. et Mette C. 2003, « Impact des différents aléas de carrière sur les retraites : inactivité, chômage, travail à temps partiel et pré-retraite », *Retraite et Société*, 14:22-50.
- McLachlan G. J. et Krishnan T., 1996, *The EM Algorithm and Extensions*, New York : John Wiley and Sons.
- Raynaud E., 2004, « Les retraites de la génération 1948, une illustration par quelques cas types », *Études et Résultats*, n°331, DREES.

LES SPÉCIFICATIONS RETENUES

Notations

L'échelle du temps est continue et indicée par $t \in \mathfrak{R}$, la date $t = 0$ correspondant à l'âge de 54 ans et 3 mois (le 1^{er} janvier 1985 pour des personnes nées en octobre 1930). Soit respectivement T_R et T_I les durées passées entre octobre 1990 et la liquidation des droits à pension dans le premier cas et janvier 1985 (date de première observation des trajectoires) et l'entrée dans une situation intermédiaire dans le second. La durée T_R (durée principale dans la suite) capture ainsi la survie sur le marché du travail que ce soit en emploi, chômage, préretraite ou hors-champ par opposition à la retraite. La durée T_I (durée intermédiaire dans la suite) représente la survie avant un épisode de chômage, préretraite ou hors-champ. Afin de prendre en compte le fait que plusieurs situations intermédiaires sont possibles dans l'estimation du modèle complet, on définit T_J un ensemble de trois variables aléatoires positives avec $J = C, P, H$. Ces variables correspondent aux durées passées avant la transition vers le chômage, la préretraite ou une situation de hors-champ. T_I est alors définie par :

$$T_I = \min(T_C, T_P, T_H)$$

Les facteurs observables sont notés sous la forme d'un vecteur X . Dans la suite, toutes les durées sont implicitement conditionnées par X , et le facteur d'hétérogénéité inobservée, noté V . Conditionnellement à $T_I, T_J = T_I$ et V , on définit le hasard de base de la façon suivante :

$$\theta_R(t|T_I, T_J = T_I, V) = \exp(\alpha(t) + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)] + V)$$

avec $\delta_J(\cdot)$ une fonction de la durée intermédiaire T_I .

Le hasard de base

Le hasard de base est choisi constant par morceaux, soit :

$$\theta_R(t|T_I, T_J = T_I, V) = \exp(\alpha_m + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)] + V)$$

pour : $c_{m-1} \leq t < c_m$, $m = 0, 1, \dots, M$, $c_0 = 0, \dots, c_M = +\infty$.

L'effet de la durée intermédiaire

Nous avons retenu deux hypothèses alternatives pour prendre en compte l'effet du passage par l'épisode intermédiaire (chômage ou préretraite) sur la durée principale.

Dans le premier cas, seul compte le passage par un épisode intermédiaire :

$$\delta_J(T_I) = \delta_J \times [I(t > T_I, T_J = T_I)]$$

tandis que dans le second la date d'occurrence de l'épisode intermédiaire est prise en compte :

$$\delta_J(T_I) = (\delta_J^0 + \delta_J^1 T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)]$$

Dans tous les cas, le modèle est estimé sous la contrainte $\delta_J(T_I) = 0$ pour $J = H$ ce qui correspond à une absence d'impact des transitions par le hors-champ sur la liquidation des droits à la retraite.

La présence, dans la fonction de hasard du terme $I(t > T_I, T_J = T_I)$, qui est une indicatrice prenant la valeur 1 si $t > T_I$ et 0 sinon, indique simplement que le passage par l'épisode intermédiaire n'est pris en compte qu'à partir du moment où le passage s'est effectué.

L'hétérogénéité inobservée

Nous avons choisi successivement une spécification discrète par points de masse et une loi de distribution Gamma, continue.

Distribution discrète

Le nombre de catégories G de points de masse sera déterminé par les estimations. Soit π_g la proportion d'individus de type $g \in G$ dans la population et V_g le vecteur d'hétérogénéité inobservée associé à ce groupe. La contribution individuelle à la vraisemblance est donnée par :

$$l(t | T_I, T_J = T_I) = \sum_{g=1}^G \pi_g l(t | T_I, T_J = T_I, V = V_g)$$

En pratique, afin d'assurer que les paramètres de fréquence appartiennent bien à l'intervalle $[0,1]$ on utilise une transformation logistique :

$$\pi_g = \frac{\exp(\lambda_g)}{1 + \sum_{i=1}^{G-1} \exp(\lambda_i)}$$

La log-vraisemblance vaut alors :

$$\text{Log } L(\Psi) = \sum_{i=1}^n \log \left[\sum_{g=1}^G \pi_g l(t | T_I, T_J = T_I, V = V_g) \right]$$

avec Ψ vecteur des paramètres. Le modèle empirique est estimé à l'aide de l'algorithme EM¹.

Loi Gamma

Soit $\Lambda = \exp(V)$. Le hasard peut être réécrit sous la forme :

$$\theta_R(t | T_I, T_J = T_I, \Lambda) = \Lambda \exp(\alpha(t) + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)])$$

$$\text{d'où : } \theta_R(t | T_I, T_J = T_I, \Lambda) = \Lambda \bar{\theta}_R(t | T_I, T_J = T_I)$$

avec Λ qui suit une loi gamma : $G(1, \eta)$, $\eta = \sigma^{-2}$

Vraisemblance et estimation

Dans les données, la liquidation des droits à la retraite se fait majoritairement aux dates anniversaires des individus. Du fait du mode d'échantillonnage, c'est-à-dire de la sélection des personnes nées les 6 premiers jours d'octobre pour une cohorte donnée, nous avons très peu de variation à l'intérieur d'une même année. Compte tenu de ce peu de variabilité, les durées principales sont traitées comme des données groupées, c'est-à-dire qu'on modélise simplement le fait que l'événement est survenu dans les différents intervalles de temps $[c_{m-1}, c_m]$ et qu'on ne s'intéresse pas à la date précise à laquelle l'événement (le départ à la retraite) est survenu dans l'intervalle. La contribution individuelle à la vraisemblance est donc égale à la différence des survies soit :

$$l(t | T_I, T_J = T_I, V) = \exp \left(- \sum_{l=1}^{m-1} \exp(\alpha_l + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)] + V) \right) - \exp \left(- \sum_{l=1}^m \exp(\alpha_l + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)] + V) \right)$$

avec $c_{m-1} \leq t < c_m$

si les données ne sont pas censurées,

ou à la survie :

$$l(t | T_I, T_J = T_I, V) = \exp \left(- \sum_{l=1}^{m-1} \exp(\alpha_l + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)] + V) \right)$$

dans les cas avec censure. On note l'indicatrice δ de censure à droite ; $\delta = 1$ si la date de sortie vers la retraite n'est pas observée.

1. Pour une présentation de l'algorithme EM, se reporter, par exemple à McLachlan et Krishnan (1996).