

Le marché du travail à l'approche de la retraite : évolutions en France entre 1982 et 1999

Antoine Bommier* Thierry Magnac[†] Muriel Roger [‡]

Janvier 2003[§]

Résumé: On poursuit dans cet article l'analyse de Blanchet et Marioni (1996) des évolutions et caractéristiques du marché du travail pour les individus de 50 à 65 ans. Les données des enquêtes Emploi que nous utilisons pour construire les probabilités d'occupation des états d'activité à temps complet ou à temps partiel, du chômage ou de l'inactivité concernent la période 1982-1999. On étudie aussi les taux de transition entre ces états sur cette période. Les faits nouveaux sont la plus grande diversité des trajectoires des 55 à 59 ans à travers les états de chômage ou de temps partiel même si ces trajectoires ne sont pas majoritaires. On évalue aussi par doubles différences deux mesures de politique publique durant cette période: les dispenses de recherche d'emploi et la contribution Delalande. Alors que pour la première les effets attendus sont significatifs, les effets de la contribution Delalande ne sont pas significatifs en utilisant les données des enquêtes Emploi.

*GREMAQ-Université de Toulouse et INRA Paris Jourdan . Antoine.Bommier@ens.fr.

<http://www.inra.fr/Internet/Departements/ESR/UR/lea/bommier.htm>

[†]INRA-Paris Jourdan et CREST-INSEE. Aussi affilié avec le CEPR. ENS - 48, boulevard Jourdan - 75014 Paris, France. Thierry.Magnac@ens.fr.

<http://www.inra.fr/Internet/Departements/ESR/UR/lea/magnac.htm>

[‡]INRA Paris-Jourdan Muriel.Roger@ens.fr.

<http://www.inra.fr/Internet/Departements/ESR/UR/lea/roger.htm>

[§]Nous remercions la DARES et la DREES pour leur soutien financier et les commentaires qui nous ont été fait lors de la réalisation de ce travail.

1 Introduction

La baisse des taux d'activité au cours des dernières décennies reste le constat principal de la majorité des études réalisées sur les travailleurs âgés (voir, par exemple, Bommier, Magnac et Roger, 2001). Cette décroissance est généralement attribuée aux incitations au départ données par les systèmes de retraite, à l'existence de plans de préretraites ou à des éventuels effets de flexion (Fournier et Givord, 2001). Les analyses longitudinales, notamment celles portant sur la France, illustrent bien cet impact du cadre institutionnel. La période entre 1981 et 1983, par exemple, a vu la proportion de préretraités augmenter fortement alors qu'en 1983 l'abaissement de l'âge de départ à la retraite et la redéfinition des programmes de préretraites ont bouleversé le panorama.

Toutefois, en France, les taux d'activité, au sens du BIT, des travailleurs âgés semblent s'être stabilisés au cours des dernières années, tout au moins pour les hommes. Aux évolutions des taux d'emploi se sont substituées de fortes variations de la répartition des travailleurs âgés au sein de différentes catégories d'actifs et d'inactifs. En particulier, le nombre de travailleurs de plus de 50 ans à temps partiel ou au chômage a beaucoup augmenté. Ces variations semblent avoir répondu à la modification du statut du temps partiel et aux importantes modifications des dispositifs de cessation d'activité sur la période, comme la mise en place de la contribution Delalande ou des dispenses de recherche d'emploi pour les chômeurs de plus de 55 ans (Cloarec, 1999).

L'objectif poursuivi dans cet article est double : d'une part mettre en évidence les modifications de la répartition de la population entre les différentes catégories d'activité au cours de la période récente et d'autre part, établir le lien entre les évolutions observées et les changements de politiques économiques. La première partie est traitée à partir des données disponibles dans les enquêtes Emploi réalisées par l'INSEE entre 1982 et 1999 en s'inspirant de Blanchet et Marioni (1996). La construction de cohortes d'individus âgés de plus de 50 ans, que l'on suit au cours du temps, permet de décomposer les évolutions des taux d'emplois à temps complet ou temps partiel, des taux de chômage ou d'inactivité en effets de cohorte et en effets temporels. On peut aussi isoler des cohortes homogènes par sexe ou éducation. De plus, l'utilisation de telles données longitudinales permet d'aller plus loin dans l'analyse en autorisant l'étude des transitions entre les différentes situations possibles sur le marché

du travail. L'étude simultanée des taux d'activité et des transitions permet ainsi de faire le lien entre les évolutions des flux (taux de transitions) et de stock (taux de participation et de chômage) pour les différentes cohortes. Pour affiner l'analyse, les différents taux sont étudiés de façon désagrégée en fonction de caractéristiques individuelles ou de secteur d'activité. L'analyse des déterminants individuels (sexe et éducation) ainsi que des effets relatifs au secteur d'activité est développée au moyen de méthodes d'analyse de la variance.

Cette première étape mettant en évidence des modifications significatives de la répartition de la population entre les différentes catégories d'activité, il est intéressant d'étudier les relations entre les évolutions observées et certaines modifications de la législation du marché du travail. Pour cela, nous étudions les deux principaux dispositifs instaurés sur la période pour faire face au chômage des travailleurs âgés : les dispenses de recherche d'emploi pour les chômeurs de plus de 55 ans (DRE) et la contribution Delalande. L'évaluation de ces deux dispositifs est effectuée par estimation en double différence. Compte tenu de la forte augmentation du travail à temps partiel observée chez les travailleurs âgés, il aurait été intéressant de pouvoir évaluer l'impact de la politique d'incitation au recours au travail à temps partiel de 1992 (la hausse du travail à temps partiel étant principalement postérieure à cette date). Toutefois, l'uniformité du dispositif ne fournit pas la possibilité d'identifier l'effet de la mesure contrairement à ce que l'on a pour les dispenses de recherche d'emploi ou la contribution Delalande qui sont des mesures différenciées par âge principalement.

Le reste de l'exposé se présente comme suit. Dans une première partie nous analysons les variations des taux d'activités en distinguant dans l'activité les emplois à temps complet, à temps partiel et le chômage. L'analyse s'appuie d'abord sur des outils descriptifs simples et se prolonge ensuite par une analyse de la variance. La deuxième partie traite des transitions entre statuts d'activités. Là aussi nous commençons par une description simple avant de nous appuyer sur une méthode un peu plus sophistiquée d'analyse de la variance. La troisième partie est consacrée à la présentation et à l'évaluation du dispositif de recherche d'emploi pour les travailleurs âgés et de la contribution Delalande. Les principaux résultats sont résumés dans la conclusion.

2 Les taux d'activité entre 1982 et 1999

En France, plus encore que dans la majorité des pays industrialisés, les taux d'activité des travailleurs âgés ont baissé de manière importante au cours des dernières décennies. Les travaux de Blanchet et Marioni (1996) ou de Burricand et Roth (2000) illustrent ce phénomène et mettent en avant les liens entre évolutions des politiques publiques d'emploi et variations des taux d'activité. Pour ce faire, les deux premiers auteurs utilisent les taux d'activité agrégés calculés à partir des données des enquêtes Emploi de 1968 à 1995. L'utilisation que nous ferons des enquêtes Emploi jusqu'en 1999 permet de compléter certains de leurs résultats par les évolutions les plus récentes. Les travaux de Burricand et Roth sont effectués, quant à eux, pour l'essentiel, à partir de données rétrospectives, issues de l'enquête complémentaire à l'enquête Emploi de 1996. Cette enquête fournit des informations plus précises sur les passages par la préretraite ou les sorties vers l'invalidité que les enquêtes Emploi, mais n'a été menée que sur les personnes en activité à 50 ans ou après et à un moment du temps seulement.

2.1 Définition des taux d'activité selon les différentes situations sur le marché du travail

L'estimation, à partir des données de l'enquête Emploi de l'INSEE, des taux d'activité des plus de 50 ans pour les années 1982 à 1999 nécessite de préciser les définitions retenues pour les différents états étudiés. En particulier, le choix d'une définition pour la situation de retraité est complexe car l'âge effectif de liquidation des droits à la retraite peut être différent de l'âge de cessation d'activité. Dans le secteur public, les décisions de cessation d'activité et de liquidation des droits se font majoritairement à la même date, mais ces deux décisions coïncident de plus en plus rarement dans le secteur privé (voir Dangerfield 1999, Mahieu et Sédillot 2000 ou Blanchet et Mahieu 2002). Comme nous nous intéressons ici à la décision de participation au marché du travail, la retraite sera définie relativement à la décision de cessation d'activité et non à la date de liquidation. De plus, les situations de préretraite, de retraite et d'inactivité ne pouvant être distinguées dans l'Enquête Emploi, les 4 états retenus, codifiés à partir des déclarations des enquêtés (et non d'une observation de

leur situation¹), sont les suivants :

1. Travail à temps complet (TC)
2. Travail à temps partiel (TP)
3. Chômage (C)
4. Retraite, Préretraite et Inactivité (R)

La répartition des plus de 50 ans entre les différents états pour l'échantillon issu des enquêtes Emploi de 1982 à 1999 est donnée dans le tableau 1².

2.2 Evolution temporelle et profil par âge des taux d'activité

L'étude de l'évolution sur longue période des taux d'activité réalisée par Blanchet et Marioni (1996) permet de mettre en évidence une accélération de la baisse des taux d'activité aux âges élevés en France vers le milieu des années soixante-dix, notamment suite au développement des systèmes de retraite et de la montée du chômage. D'après ces auteurs, la proportion d'actifs dans la population des travailleurs âgés de plus de 55 ans a été divisée par plus de deux entre 1968 et 1995 et le poids des plus de 55 ans dans la population active est passé de 18.7 % à 8.6 % durant cette même période. Toutefois, la baisse des taux d'activité n'a pas été monotone et est différenciée selon les classes d'âges. Pour les plus de 60 ans, Blanchet et Marioni montrent que les taux d'activité baissent sur l'ensemble de la période, malgré un léger pic autour de l'année 1980. Pour les 54-59 ans, ces auteurs mettent en évidence une baisse importante des taux d'activité entre le début de l'année 1982 et le début de l'année 1984, le taux d'activité des hommes ayant diminué de 8 points et celui des femmes de 3.5 entre ces deux dates. Il faut noter ici que c'est la seule période de l'histoire récente où le taux d'activité des femmes de cette classe d'âge a baissé significativement. Ces années correspondent au développement des politiques de préretraite, jusqu'en 1983, puis à l'abaissement de l'âge de la retraite à partir de cette date. Les estimations de ces auteurs montrent que les taux d'activité se stabilisent ensuite pour les hommes de cette classe d'âge. Les choses sont beaucoup plus

¹Ceci peut poser un certain nombre de problèmes, en particulier en ce qui concerne la différenciation entre situation de chômage et d'inactivité. Ce point est discuté plus en détail dans la dernière partie du texte.

²Il faut noter ici que nous avons choisi de ne pas pondérer ces transitions par les pondérations apparaissant dans l'enquête Emploi et qui permettent normalement de redresser l'échantillon pour le rendre représentatif de la population générale. Des estimations complémentaires, réalisées avec ces pondérations, donnent des résultats analogues à ceux présentés dans le texte.

complexes chez les femmes car l'effet des dispositifs de préretraite mis en place sur la période est contrecarré par l'effet de la hausse tendancielle de l'activité féminine et par des effets de générations. Après 1984, le taux d'activité des femmes des 55-59 ans a longtemps oscillé entre 41 et 46% et a commencé à croître à partir de 1992.

L'extension que nous avons réalisée de la période d'étude aux années 1996-1999 montrent que les tendances observées par Blanchet et Marioni se sont confirmées au cours des dernières années (voir figure 1). Pour les hommes, le taux d'activité des 55-59 reste stable (autour de 65 %). Pour les femmes, le taux d'activité a continué à croître légèrement pour atteindre 51 % en 1999. De plus, les taux d'activité des plus de 60 ans ont continué à baisser entre 1996 et 1999. Cette diminution reste toutefois faible et moins forte pour les femmes que pour les hommes.

2.3 Les évolutions du travail à temps partiel et du chômage.

Cette relative stabilité des taux masque néanmoins des évolutions assez marquées des statuts d'activité. Comme le montrent Burricand et Roth (2000) pour les salariés du privé ayant eu une activité après 50 ans, les fins de carrière des individus ont été marquées depuis le milieu des années 1980 par l'évolution de la réglementation des retraites et des préretraites ainsi que par la situation du marché du travail. L'observation entre 1982 et 1999 des taux d'activité pour l'ensemble de la population confirme ce résultat. Pour les hommes comme pour les femmes, on observe entre ces deux dates une hausse importante des taux de chômage et de temps partiel en fin de carrière (voir figure 2). Bien que les niveaux de ces deux types d'activité restent faibles, en particulier le temps partiel chez les hommes, la modification induite par l'apparition de ces situations sur les trajectoires de fin de vie active est importante.

La hausse du travail à temps partiel s'observe pour les hommes comme pour les femmes. En effet on observe qu'entre 1984 et 1997, la proportion d'hommes travaillant à temps partiel a triplé chez les 55-59 ans (passant de 1,9% à 5,5 %) et augmenté de 65 % chez les 50-54 ans (allant de 1,7% à 2,8%). Il s'agit là d'une hausse considérable, même si le travail à temps partiel reste une pratique largement minoritaire. Bien qu'à un niveau déjà plus élevé, la proportion de femmes à temps partiel parmi les actives occupées a elle aussi fortement

augmenté durant la période étudiée, et ce, à tous les âges. Ainsi, en 1999, 28 % des femmes en emploi âgées de 50 à 54 ans travaillent à temps partiel contre 22,9 % en 1982. Pour les 55-59 ans et les 60-64 ans, ces taux sont passés de 25 à 35 % et de 29 à 40 %.

Les causes de l'augmentation du travail à temps partiel pour les hommes et les femmes semblent toutefois être différentes. Pour les hommes, la hausse du temps partiel est importante après 55 ans pour les générations nées entre 1937 et 1941, à savoir celles qui avaient entre 52 et 56 ans en 1993, date à laquelle le dispositif de préretraite progressive a été assoupli et simplifié. Le nombre de bénéficiaires de ce dispositif a en effet beaucoup augmenté à cette période. Le travail à temps partiel pour les hommes âgés semblent ainsi s'apparenter à une réduction progressive de l'activité en fin de carrière. Pour les femmes, il semble que l'on a un schéma relativement différent. Le taux de travail à temps partiel est également plus élevé pour les femmes des générations les plus jeunes, et, contrairement à ce que l'on observe pour les hommes, on n'observe pas d'effets d'âge autour de 55 ans. Le recours accru des femmes âgées au temps partiel semble donc plus traduire une évolution générale de l'activité féminine, qu'un phénomène propre aux fins de carrière. Ce que l'on observe sur les actives âgées ne serait ainsi que le reflet de l'augmentation plus générale du travail à temps partiel observée en France depuis 1992 pour toutes les femmes, jeunes ou âgées, à la suite de la mise en place de l'abattement forfaitaire de cotisations patronales en cas de travail à temps réduit (Cf. Bloch-London et al. 1996).

Ces dernières années se sont également caractérisées par une hausse des taux de chômage des travailleurs âgés et cela pour les hommes comme pour les femmes. Entre 1982 et 1999 on peut en effet observer une hausse du chômage pour toutes les cohortes (Figure 2). Alors qu'en 1982, 4.5 % des hommes âgés de 50 à 54 ans et 5% des hommes âgés de 55 à 59 ans étaient au chômage, ces proportions ont augmenté pour être de 8.7 % et de 11 % en 1999. Pour les femmes de 50 à 54 ans, le chômage est passé durant la même période d'une proportion de 3.3 % à 8.2 %. La même tendance s'observe pour les femmes de 55-59 ans avec un taux de chômage qui est passé de 4.0 % à 10.1 %. Au total, avec l'augmentation du chômage et du travail à temps partiel, la proportion de femmes travaillant à temps complet parmi les actives a nettement diminué (en 1999, 63.7% chez les 50-54 ans, 52% chez les 55-59 ans et 46.8% chez les 60-64 ans).

2.4 Les taux d'activité par niveau d'éducation

L'observation des taux d'activité agrégés par sexe et âge peut donner une vision déformée des évolutions réelles des fins de carrière car elle ne rend pas compte des effets de composition de la population. En effet, il est possible que les évolutions temporelles observées sur les taux d'activité agrégés soient dues, par exemple, à des évolutions sous-jacentes des niveaux d'éducation. De fait, lorsque l'on désagrège les taux d'activité en fonction du niveau d'éducation des individus, on observe des évolutions des taux d'activité différenciées.

Les figures 3 et 4 présentent les taux d'activité agrégés entre 1982 et 1999 pour trois niveaux d'éducation : niveau inférieur au Certificat d'étude primaire, niveau BEP ou CAP, niveau Baccalauréat ou plus. Pour les hommes comme pour les femmes âgés de 55 à 59 ans, les taux d'activité à temps complet sont nettement plus élevés pour les plus diplômés sur l'ensemble de la période (presque 2 points de plus pour les hommes sur toute la période et de 1 à 2 points pour les femmes). Mais, pour les femmes, la différence ne semble pas due uniquement à des situations différentes selon les niveaux d'éducation en fin de carrières professionnelles puisque l'on observe un résultat analogue chez les 50-54 ans.

Les différences selon le niveau d'éducation s'observent également quand on analyse le chômage des travailleurs âgés. Pour les hommes comme pour les femmes, le chômage a nettement moins touché les plus diplômés. Ce résultat n'est pas spécifique aux travailleurs âgés. On retrouve ici un fait marquant de l'évolution récente des marchés du travail, à savoir la hausse depuis le milieu des années 1970 du chômage des travailleurs les moins qualifiés. De la même façon, le travail à temps partiel pour les femmes entre 50 et 54 ans s'est essentiellement répandu chez celles ayant fait le moins d'études. On retrouve une répartition analogue du travail à temps partiel féminin pour les populations plus jeunes (Bisault et al., 1996). Cet effet ne s'observe toutefois plus chez les femmes âgées de 55-59 ans, ce qui est peut être dû au fait que les moins diplômées sortent plus vite du marché du travail.

2.5 Répartition par secteur ou type d'emploi des actifs occupés

Compte tenu de la forte croissance du travail à temps partiel observée au cours des dernières années, il est intéressant d'étudier, pour les seuls actifs occupés, la répartition entre occupa-

tion à temps complet et travail à temps partiel.

Notre première constatation est que la différence entre les secteurs public et privé est particulièrement nette lorsque l'on regarde la répartition entre emplois à temps partiel et emplois à temps complet³. Pour les plus de 60 ans, la part des femmes à temps complet est systématiquement plus élevée dans le secteur public tout au long de la période d'étude. L'écart entre les taux à temps complet et à temps partiel dans le secteur public et dans le secteur privé est quasiment constant. Pour les hommes, les proportions d'emploi à temps complet parmi les actifs sont presque égales dans les deux secteurs jusqu'en 1987. Mais, à partir de cette date, on observe une baisse de l'activité à temps complet dans le secteur privé, que l'on n'observe pas dans le secteur public.

Pour les 50 à 59 ans, la proportion d'individus en temps partiel varie beaucoup entre 1982 et 1999 (figure 5). On observe, en particulier, une hausse de la proportion de temps partiel dans le secteur public en 1990 pour les femmes âgées de 55 à 59 ans et pour les hommes de 50 à 54 ans. Cette hausse peut être mise en relation avec la mise en place des Contrats Emplois Solidarité dans ce secteur à la même date.

La répartition entre emploi à temps partiel et emploi à temps complet est également différente selon les secteurs d'activité. En effet, la part des emplois à temps partiel varie très fortement selon les secteurs (tableau 2). Le travail à temps partiel est particulièrement développé pour les femmes dans les secteurs des services aux entreprises et des services aux particuliers. En fait, il ne s'agit pas là de quelque chose de spécifique aux travailleurs âgés, mais plutôt d'un phénomène que l'on trouve sur l'ensemble de la population. Toutefois, il existe quelques cas comme l'agriculture pour les hommes ou le transport pour les femmes, où la part du temps complet diminue fortement pour les plus de 60 ans se distinguant alors des pratiques aux âges plus jeunes.

2.6 Analyse de la variance

Au-delà de ces premières constatations, il est intéressant de connaître les déformations de la structure par âge, par niveau d'éducation ou par secteur des statuts d'activité au cours des vingt dernières années. Pour identifier ces effets, on applique des méthodes d'analyse

³Il faut rappeler ici que la définition du travail à temps partiel n'est pas la même dans les secteurs public et privé (Bisault. et al., 1996).

de la variance aux différents taux d'activité. Pour ne pas alourdir démesurément l'exposé, la méthode Berkson (1955) que nous avons utilisée est détaillée en annexe 1. Intuitivement notre démarche a consisté à décomposer ce qui est expliqué par les variables âge, éducation, et période (ainsi que par la variable de secteur pour certains de nos résultats), en effets directs et en effets croisés. L'interprétation des résultats est assez simple. Imaginons par exemple que les effets directs des variables "âge" et des variables "période" sont significatifs pour expliquer l'activité et que l'ajout des effets croisés ne permet pas d'améliorer significativement le pouvoir explicatif du modèle. Dans ce cas, même si les comportements d'activité dépendent de l'âge et de la période, il n'y aura pas eu de déformations sensibles des profils par âge des taux d'activité. Ainsi les variations observées dans le temps seraient des variations uniformes et non spécifiques à certains âges. A l'inverse si on trouve que les effets croisés ont un pouvoir explicatif important on peut en déduire que ce sont les profils types des trajectoires de fin d'activité qui ont changé.

Les principaux résultats du tableau 3 qui ressortent de l'analyse de la variance sont d'une part que, pour les hommes comme pour les femmes, l'arbitrage entre travail à temps complet et inactivité est essentiellement expliqué par les effets directs des variables âge, éducation et période. Il semble donc qu'il y ait eu peu de modifications autres que celles liées à des changements uniformes (comme par exemple l'augmentation de la participation des femmes). On ne trouve pas, par exemple que l'éducation ou l'âge aient vu leur rôle changer très significativement. Ou tout au moins ce ne sont que des modifications mineures.

Cette stabilité ne se retrouve pas lorsque l'on s'intéresse au chômage. En effet, lorsque l'on compare la probabilité d'être au chômage par rapport à celle de travailler à temps complet, les effets croisés expliquent une part non négligeable de la variance. Cela est encore plus net lorsqu'on compare chômage et travail à temps partiel, où l'on trouve que les effets croisés expliquent autant que les effets directs. Parmi les effets croisés qui semblent le plus important on retrouve surtout l'interaction entre les variables âge et période. La répartition, selon leur âge, des actifs entre situation de chômage et situation de travail à temps complet ou à temps partiel a donc été modifiée de façon significative entre 1982 et 1999.

L'analyse de la variance a été également étendue pour prendre en compte les différences entre privé et public et entre secteurs d'activité quant aux proportions d'activité à temps

complet et à temps partiel. On trouve que la part de la variance expliquée double pour les hommes et est multipliée par trois pour les femmes lorsque l'on intègre le secteur et le type d'emploi (public/privé) à l'analyse. Les taux d'emplois à temps partiel sont donc très différents selon les secteurs et type d'emploi. En revanche, l'augmentation de la part de la variance expliquée augmente très peu lorsque l'on intègre les effets croisés. Il n'y a pas d'effets très significatifs de l'interaction entre ces variables. Les différences selon le type et le secteur d'emploi sont donc restées assez stables dans le temps et sont faiblement reliées aux variables d'âge et d'éducation.

3 Les transitions sur le marché du travail entre 1982 et 1998

Dans cette section, on adopte le même canevas d'analyse que dans la section précédente mais en se concentrant maintenant sur les transitions sur le marché du travail. On utilise ainsi la richesse de l'enquête Emploi qui interroge les mêmes ménages plusieurs fois. On analyse d'abord les flux globaux entre les états du marché du travail, entre deux enquêtes Emploi successives, c'est à dire entre le mois de mars d'une année et le mois de mars de l'année suivante. On s'intéresse ensuite aux évolutions temporelles et aux profils par âge de ces flux. On procède enfin à une analyse de la variance de ces flux en fonction de diverses variables explicatives.

3.1 Analyse globale des flux sur le marché du travail

Notre analyse utilise la même classification des états du marché du travail que dans la section précédente. Pour décrire les transitions sur le marché du travail entre l'année t et l'année $t + 1$, on utilise donc la classification entre travail à temps complet, travail à temps partiel, chômage et inactivité. Toutefois pour l'état de destination, apparaît une catégorie supplémentaire, nommée "attrition" qui englobe les personnes qui n'ont pu être réinterviewées. Le tableau 1 reporte les taux de transitions moyens entre ces états entre 1982 et 1998.

Une première constatation est que l'attrition est forte pour les hommes et les femmes en provenance du chômage, et pour les hommes en provenance du temps partiel. L'attrition dans l'enquête Emploi est en partie liée à la mobilité, puisque les ménages qui changent de

domicile sortent systématiquement du panel. Nos résultats seraient ainsi compatibles avec l'hypothèse que le déménagement est plus probable quand l'état initial est le chômage, pour les hommes et les femmes, ou le temps partiel pour les hommes. Les différences entre les taux d'attrition pourraient aussi refléter la mortalité ou les problèmes de santé, différenciellement suivant les statuts d'activité, mais il devrait s'agir là d'effets faibles pour cette classe d'âge. De plus cette explication est rejetée puisqu'on peut montrer que l'attrition augmente en fonction de l'éducation alors que la mortalité diminue avec l'éducation. Par la suite, pour simplifier l'analyse, nous supposons que l'attrition est exogène.

Un deuxième fait est que le retour sur le marché du travail après l'inactivité est quasiment inexistant (Mahieu et Sédillot, 2001). Environ 2% seulement des individus de 50 à 65 ans rentrent à nouveau sur le marché du travail quand ils sont en inactivité. Les comportements des hommes et femmes sont sur ce point presque identiques (2,4% de sorties pour les femmes).

Un troisième constat est que le taux de sortie du marché du travail est particulièrement fort quand l'état initial est le chômage pour les deux sexes ou le temps partiel pour les hommes. Il est toutefois possible que les frontières entre chômage et inactivité soient encore plus floues qu'elles ne le sont pour une population plus jeune. En particulier, les personnes au chômage dispensées de recherche d'emploi pourraient se déclarer en inactivité. On ne pourra pourtant pas s'empêcher de noter le parallèle entre la structure des taux d'attrition évoquée plus haut et la structure des taux de sortie vers l'inactivité sans avoir les moyens d'interpréter ce fait stylisé. Nous ne connaissons pas d'analyse des migrations en fonction des états du marché du travail à des âges élevés.

On remarque aussi que les transitions vers ou hors du temps partiel semblent suivre des modes différents selon le sexe. Par exemple, la transition vers le temps partiel est systématiquement moins probable pour les hommes que pour les femmes et cela qu'elle se fasse en provenance du temps complet ou du chômage. Symétriquement, la transition hors du temps partiel vers le temps complet, pour les hommes, est systématiquement plus probable que pour les femmes. Enfin, la probabilité de rester à temps complet est plus élevée pour les hommes et la probabilité de rester à temps partiel est plus élevée pour les femmes. D'autres indices vont dans le même sens. C'est donc la distinction entre les états de temps partiel et de temps complet qui différencie le plus les comportements des hommes et des femmes

comme nous l'avons déjà noté lors de l'analyse des probabilités d'occupation des états. Les sorties du chômage sont elles assez similaires pour les hommes et pour les femmes, à la différence près que les femmes sortent plus souvent vers le temps partiel et moins souvent vers le temps complet que les hommes. Ces résultats pourraient s'accorder avec l'idée que les femmes ont une préférence pour le travail à temps partiel. Mais ils pourraient aussi refléter une différenciation par sexe des offres d'emploi sur le marché du travail. Les offres d'emploi pourraient être plus fréquemment à temps complet pour les hommes et à temps partiel pour les femmes et ceci pour des raisons de discrimination pure ou de discrimination par d'autres caractéristiques, "statistiquement" masculines ou féminines, comme les qualifications.

3.2 Le rôle de l'éducation et des secteurs d'activités.

Nous ne rapportons pas dans cet article tous les tableaux de résultats mais la prise en compte de l'éducation révèle l'homogénéité des transitions par niveau d'éducation. En particulier, l'absence de sorties de l'inactivité vers le marché du travail est identique dans les trois groupes. Quelques transitions sont néanmoins différenciées. Les sorties d'emploi à temps complet sont quant à elles beaucoup plus probables pour les individus d'éducation inférieure au BEP et ceci surtout pour les sorties vers l'inactivité mais aussi, à un moindre degré, pour les sorties vers le chômage ou le temps partiel. On voit aussi que les individus ayant un niveau d'éducation supérieur au BAC retournent plus facilement vers un emploi à temps complet quand ils sortent du temps partiel ou du chômage alors que les individus des deux autres catégories d'éducation sortiront plus facilement du marché du travail vers l'inactivité.

Enfin la prise en compte des secteurs d'activités permet de mieux comprendre les transitions sur le marché du travail. Les sorties du temps complet vers l'inactivité varient de 7 à 14% entre secteurs d'activité (à un niveau de désagrégation assez grossier en 16 secteurs). Le taux de maintien dans l'emploi se situe entre 82% en "Agriculture, sylviculture et pêche" et 87,6% en "Education, santé et action sociale". Ces différences sont significatives mais peuvent s'expliquer par des structures différentes d'âge, de sexe ou d'éducation. Néanmoins, les sorties vers le chômage sont comme on s'y attend plus importantes dans "Construction" dont l'activité est plus saisonnière mais aussi dans les industries agro-alimentaires ou de biens de consommation et d'équipement. Elles sont très faibles en "Agriculture, sylviculture

et pêche” et dans le secteur administratif (“Education, santé et action sociale” et “Administrations”) puisque la proportion d’indépendants ou de salariés du secteur public dans ces secteurs est très importante. Une fréquence élevée de sorties directes vers l’inactivité est plutôt le fait de l’industrie, automobile, de biens d’équipement et intermédiaires et des secteurs “Energie” et “Transports”. Dans les services, “Activités financières et immobilières” et “Services aux particuliers et aux entreprises”, les sorties vers le temps partiel sont par contre très fréquentes.

3.3 Effets d’âge et de période

Pour résumer les paragraphes précédents, on pourrait dire que le modèle général des transitions entre 1982 et 1999 estimé à partir des enquêtes Emploi correspond dans l’ensemble à un schéma assez bien connu. L’inactivité est un état absorbant. Les transitions vers l’inactivité, même si elles se font majoritairement en provenance d’un emploi à temps complet, ont aussi fréquemment pour origine le temps partiel, surtout pour les femmes, et le chômage. Le point important, lorsque l’on s’intéresse aux trajectoires de fin d’activité est d’analyser plus en détail le rôle de la variable âge et de savoir si ce rôle s’est déformé dans le temps.

Pour cela, les figures 6 à 10 représentent les évolutions et le profil par âge de certaines transitions au cours de la période de 1982 à 1999. On a toujours choisi de reporter dans ces figures les bandes de confiance à 95% des taux de transition au lieu de la moyenne pour permettre une lecture “statistique” plus aisée.

On s’intéresse d’abord aux taux de transition qui apparaissaient les plus importants dans le tableau 1 et qui sont les probabilités de rester dans chaque état. On distingue dans la figure 6, les évolutions de ces taux de maintien en les différenciant par sexe. On constate ainsi que les taux de maintien sont très stables avec le temps. Ceci est plus particulièrement notable quand les états initiaux sont le chômage ou l’inactivité. On ne retrouve pas ici le fait stylisé qu’Abbring, van den Berg et van Ours, (2000), par exemple, ont mis en évidence. Le taux de maintien en chômage baisse jusqu’au début de la croissance rapide de 1987-1990 puis augmente tout au long de la sortie de la dépression depuis 1994. Le taux de sortie du chômage semble donc contracyclique par le fait qu’il est au plus bas en 1992, il est vrai, de façon non significative. Ceci ne peut pas être dû à des effets de demande mais doit être attribué à

des effets de composition, le chômage de longue durée augmentant durant la période de dépression. En effet, les auteurs précédents tiennent compte de l'hétérogénéité inobservable et de la dépendance sur la durée alors que notre mesure agrège tous ces phénomènes.

On doit pourtant remarquer que les probabilités de rester dans les états emploi à temps complet ou emploi à temps partiel augmentent au cours de la période pour les hommes et pour les femmes, et plus fortement pour ces dernières. Le marché du travail semble se figer de plus en plus. D'un autre côté, l'étude des différences entre groupes d'éducation ne montre pas d'évolution notable au cours de la période.

Les profils par âge de ces mêmes probabilités de maintien dans les états en les distinguant toujours par sexe, apparaissent dans la figure 7. Ces probabilités baissent significativement aux âges de 59 et 64 ans - c'est à dire, en fait, entre 59 et 60 ans et entre 64 et 65 ans – pour tous les états du marché du travail: temps complet, temps partiel et chômage. L'ampleur de la chute des taux se situe entre 30 et 40% en valeur absolue et ceci correspond, comme on s'y attend, aux âges de sorties d'activité comme nous le verrons plus loin. Au même moment, le taux de maintien en inactivité se rapproche de 100%. On remarquera néanmoins que les taux de maintien en activité entre 60 et 63 ans reviennent presque au niveau qu'ils avaient avant 59 ans. Il semble donc y avoir peu de "progressivité" dans les sorties de temps complet ou de temps partiel. Le choix est en quelque sorte discret, 60 ou 65 ans, comme on en fait l'hypothèse dans un modèle simple de départ en retraite comme Destinie.

Les différences par sexe ne sont pas significatives sauf en ce qui concerne le maintien en emploi à temps complet, légèrement plus élevé pour les hommes avant 59 ans, et le maintien en emploi à temps partiel, plus élevé à tous les âges pour les femmes. La seule différence significative entre groupes d'éducation primaire et supérieure est dans la probabilité de maintien en temps complet (figure 8). Les individus ayant un niveau d'études primaire restent moins souvent en temps complet à tous les âges et la chute à 59 ans est plus accentuée pour eux. Il peut y avoir plusieurs causes à cette différence : les retraites avancées ou préretraites sont peut-être plus fréquentes pour les individus du premier groupe. Ceux-ci atteignent par ailleurs la durée de cotisation maximale plus rapidement que ceux du deuxième groupe qui peuvent avoir à retarder leur sortie du marché du travail pour toucher une retraite à taux plein.

L'analyse des sorties d'activité dans la figure 9 conforte ces analyses. Les taux annuels de sortie vers l'inactivité se distinguent par des pics à 59 et 64 ans. A 59 ans, ce taux atteint 50% pour les personnes à temps complet, 70% pour les personnes à temps partiel et plus de 80% pour les chômeurs. Ces taux décroissent ensuite, tout en restant à des niveaux plus élevés qu'avant 60 ans, pour augmenter à nouveau à 64 ans. Comme ce que l'on avait vu pour les taux de maintien dans les états, les sorties vers l'inactivité s'étalent, mais peu, entre 60 et 64 ans. Une explication tentante décomposerait la population des 61 à 65 ans en deux groupes. Un groupe qui reste dans des états "choisis" jusqu'à 65 ans et un groupe qui est contraint à quitter ces états et qui peu à peu se décide à liquider ses droits à la retraite, faute de mieux.

En distinguant ces taux par sexe (figure 9) et par éducation (figure 10), on constate que les différences n'apparaissent qu'entre 60 et 64 ans. Le groupe d'éducation primaire et les hommes ont des taux de sortie significativement plus forts. Ceci se rapporte peut-être à l'incomplétude des durées de cotisations, phénomène qui touche plus particulièrement, les femmes si elles ont eu des histoires professionnelles interrompues et les personnes ayant suivi des études supérieures si elles sont rentrées plus tard sur le marché du travail.

3.4 Analyse de la variance

Comme pour l'analyse des taux nous avons procédé à une analyse de la variance pour faire la part entre ce qui est lié à des effets directs de l'âge, de l'éducation et de période et ce qui tient de modifications ou du croisement de ces effets. Là aussi nous renvoyons en annexe pour l'exposé de la méthode. Les résultats sont présentés dans les tableaux 5 à 10.

Un résultat qui semble conforter ce que l'on avait observé sur les taux d'activité est que la variance expliquée des transitions entre temps complet et inactivité varie peu (relativement) quand on inclut les effets croisés. Il ne semble donc pas que la déformation de la structure par âge ou éducation de ces transitions au cours de la période soit importante. Les profils par âge évoluent peu et les évolutions sont les mêmes par groupes d'âge et d'éducation.

En différenciant ces résultats par sexe, certaines différences apparaissent toutefois. En effet, les transitions vers et hors de l'inactivité sont généralement moins bien expliquées pour les femmes. Les proportions de variance expliquée sont presque toujours inférieurs

pour l'échantillon des femmes sauf en ce qui concerne les transitions entre temps partiel et inactivité. On a déjà vu que les trajectoires des hommes passant par le temps partiel sont rares et elles sont donc peut-être atypiques. C'est par exemple dans l'échantillon des hommes uniquement que les passages de temps partiel à inactivité sont affectés par un fort effet croisé entre âge et période et ces passages évoluent donc de façon très importante sur la période.

Les transitions vers l'attrition sont en général moins bien expliquées que les autres transitions par les effets directs de l'âge, de la période ou de l'éducation et cela reste vrai si on inclut les effets croisés. Il est aussi notable que la variabilité totale de ces probabilités de transition est très faible. Cela n'implique pas que les effets directs ne sont pas significatifs mais le degré de significativité de ces effets est plus faible que pour les autres états. Si on adopte la raison la plus probable de l'attrition qu'est l'attrition par déménagement, on en déduira que celle-ci est atypique puisque peu expliquée par les effets directs. Néanmoins, l'augmentation de la variance expliquée est très forte quand on inclut l'effet croisé entre âge et période. Les comportements d'attrition par âge ont donc changé au cours de la période.

Comme pour les transitions vers l'attrition, les transitions vers le chômage sont moins bien expliquées par les effets directs mais leur profil par âge évolue fortement au cours de la période. On avait déjà noté plus haut cette similarité entre ces transitions sans pouvoir faire plus qu'avancer une possible explication liée aux migrations pour cause de chômage. Ce résultat est valide pour hommes et femmes quand l'état initial est le temps complet mais surtout pour les hommes quand l'état initial est le temps partiel.

Les profils par âge des sorties vers l'attrition et vers le chômage ne sont pas les seuls profils qui aient évolué au cours de la période. En effet, les termes croisés entre âge et période sont systématiquement très forts quand il s'agit d'expliquer la variance des transitions hors et vers le temps partiel. Cela est vrai pour hommes et femmes en ce qui concerne les transitions entre temps partiel et temps complet dans les deux sens mais reste vrai pour les hommes en ce qui concerne les autres transitions.

Comme dans la première partie de ce travail, on a étendu l'analyse de la variance pour inclure les variables public/privé et les secteurs d'activité. Toutefois, on ne peut alors considérer que les états initiaux de temps complet et temps partiel puisque les secteurs d'activité et la division privé/public ne sont bien évidemment définis que pour les personnes qui tra-

vailent. Retenir les variables explicatives de secteur et la distinction entre public et privé n'est pas neutre puisque nous supposons implicitement que ces variables sont exogènes ou prédéterminées. Elles sont supposées avoir été choisies bien avant la période d'observation et rester suffisamment stables au cours du temps pour les individus. C'est cet argument qui nous a conduit à ne retenir que ces variables-là et non la distinction entre indépendant/salarié, caractéristique qui nous a semblé plus facilement modifiable à ces âges-là. Qui plus est, la faiblesse des effectifs d'indépendants dans l'enquête ne nous permet pas de distinguer un état spécifique du marché du travail, ce qui aurait résolu le problème d'endogénéité.

Les résultats montrent des effets importants des secteurs pour certaines transitions. Les effets sectoriels sont notamment très importants pour les transitions entre temps partiel et temps complet (dans les deux sens) et entre temps complet ou temps partiel vers le chômage. Les secteurs se distinguent donc par des modes de gestion du temps différents et des modes de licenciement, préretraites ou départs volontaires différents. Même si la différenciation entre public et privé est significative, elle semble moins marquée que la différenciation sectorielle. Néanmoins, être dans le public ou dans le privé semble avoir un impact fort sur les transitions entre temps complet et temps partiel pour les hommes et entre temps partiel et inactivité pour les femmes. La différenciation entre privé et public et la différenciation sectorielle ne semblent pas interagir entre elles à de rares exceptions près comme le passage de temps partiel vers l'inactivité pour les hommes. Il ne reste rien de la différenciation entre privé et public dans cette dernière probabilité de transition quand on introduit les indicatrices sectorielles.

Enfin on a cherché à voir si les profils par âge et les évolutions des sorties du temps complet vers l'inactivité et des sorties du temps partiel sont différents entre secteurs. Pour cela, on a introduit les effets croisés entre secteur d'un côté et âge, période et éducation de l'autre, et les effets croisés entre privé/public d'un côté et âge, éducation et période de l'autre. Ces derniers effets croisés sont très rarement remarquables à quelques exceptions près comme les effets de l'éducation dans les sorties du temps complet vers le temps partiel et le chômage ou les effets de l'âge dans les sorties vers l'inactivité. Par contre, les effets croisés entre âge, période et secteurs sont notables surtout quand on regarde les transitions du temps complet vers l'inactivité ou le passage du temps partiel au temps complet. Les

politiques sectorielles de sortie de l'activité semblent donc être différentes en termes d'âge et semblent avoir évolué au cours de la période.

4 Evaluation des effets des “dispenses de recherche d’emplois ” et de la “contribution Delalande ”

On retrouve, aussi bien dans l'analyse des taux d'activité que dans l'analyse des transitions, deux phénomènes marquants. D'une part, les profils par âge et les taux de transitions vers et hors du temps partiel évoluent au cours de la période étudiée. D'autre part, les taux d'activité ou les transitions vers le chômage sont peu expliqués par les effets directs et ils évoluent fortement entre 1982 et 1999.

L'objectif de cette dernière section est de mettre en relation ces évolutions avec les principales politiques publiques mises en place en faveur des travailleurs âgés au cours de la période. L'étude a été centrée sur les dispositifs ayant pour objectif d'agir sur le chômage des travailleurs âgés : les dispenses de recherche d'emploi pour les chômeurs de plus de 55 ans (DRE) mises en place dans les années 1984-1985 et la contribution Delalande introduite en 1987 et modifiée principalement en 1992, au moins sur la période qui nous concerne. Les effets de ces deux dispositifs sont évalués au moyen de méthodes d'estimation en doubles différences. Comme pour les méthodes d'analyse de la variance, nous renvoyons en annexe pour la présentation du modèle empirique. Intuitivement, on cherche ici à mesurer l'impact des dispositifs des politiques publiques sur les taux de transitions entre emploi, chômage et inactivité. Notre démarche consiste à segmenter notre échantillon en plusieurs groupes et à comparer, pour les différents groupes, les variations de leurs taux de transitions entre les différents états avant et après la mise en place des dispositifs. De manière habituelle, on construit des groupes composés des travailleurs âgés ayant été bénéficiaires des mesures de politiques d'emploi (groupes de traitement) et des groupes composés de ceux n'en ayant pas bénéficié (groupes de contrôle). La comparaison des taux de transitions, observés au cours du temps, des individus appartenant à chacun de ces groupes permet d'identifier ce qui est dû aux mesures de ce qui est un effet de groupe ou de ce qui est un effet de variation de la conjoncture si celle-ci affecte tous les groupes de la même manière (Heckman, LaLonde et Smith, 1999). Par exemple, on s'intéresse à la différence entre les taux de transitions

de l'emploi vers le chômage des plus et des moins de 55 ans. Si cette différence augmente après 1985, i.e., si les travailleurs âgés de plus de 55 ans transitent comparativement plus vers le chômage après cette date, on peut en conclure que la mise en place des dispenses de recherche d'emploi a augmenté le risque de chômage des travailleurs âgés. De manière plus générale, l'impact des dispositifs est donné par la différence, entre groupes de traitement et groupes de contrôle, des différences avant et après la mise en place des dispositifs, entre les taux de transitions sur le marché du travail.

Compte tenu de la forte augmentation du travail à temps partiel chez les travailleurs âgés au cours de la période, il aurait été intéressant de pouvoir évaluer l'impact de la politique d'incitation au recours au travail à temps partiel de 1992 sur les taux de transitions puisque cette hausse du travail à temps partiel a principalement été postérieure à cette date. Toutefois, les allègements de charge prévus par la loi étant les mêmes pour tous les actifs, l'uniformité du dispositif ne permet pas de distinguer l'effet de la mesure de chocs macroéconomiques contemporains contrairement à ce qui se passe pour les dispenses de recherche d'emploi ou la contribution Delalande.

La définition des groupes de traitement et de contrôle est détaillée ci-dessous, ainsi que les effets attendus et observés des mesures. Ces éléments sont donnés successivement pour chacune des réformes.

4.1 Dispenses de recherche d'emploi

4.1.1 Dispositif

Pour être considéré comme chômeur selon la définition du Bureau International du Travail, une personne doit avoir une activité effective de recherche d'emploi. En général cette condition de recherche d'emploi est aussi nécessaire, en France, pour être éligible aux allocations chômage. La dispense de recherche d'emploi (DRE) constitue une exception à cette règle. En effet, suite à la montée du taux de chômage des 55-59 ans, un accord fût signé le 24 février 1984 autorisant les chômeurs âgés de plus de 57 ans et demi et indemnisés par le régime de solidarité (les chômeurs de longue durée) à bénéficier d'une dispense de recherche d'emploi. Cette mesure fût ensuite étendue par l'UNEDIC à compter de juillet 1985. Tous les chômeurs âgés de 57 ans et demi, indemnisés par le régime d'assurance chômage, furent dispensés de

recherche d'emploi. De plus, à partir de cette date, la dégressivité des allocations chômage ne fût plus appliquée aux plus de 55 ans et trois mois.

4.1.2 Effets attendus

La mise en place d'un tel dispositif influence les changements de situations des travailleurs âgés. Les modèles théoriques de prospections d'emploi prédisent une moindre sortie du chômage vers l'emploi de la part de tous les groupes concernés par la mesure. En effet, la baisse de l'intensité de recherche des chômeurs, en lien avec la fin de l'obligation de recherche effective, diminue leur probabilité d'avoir une offre d'emploi et donc de sortir du chômage (Fougère, Pradel et Roger, 1998, Van den Berg, 2001). De plus, la fin de la dégressivité des allocations chômage a un effet désincitatif faible mais significatif sur la reprise d'emploi (Fougère et Prieto, 2001).

La mise en place du dispositif peut aussi avoir un effet indirect sur les sorties de l'emploi. En effet, les DRE peuvent induire un effet de substitution de la part des employeurs entre les dispositifs qu'ils utilisent pour les sorties de l'emploi. On peut s'attendre en particulier à une augmentation des licenciements des travailleurs âgés et une baisse des sorties vers l'inactivité, en particulier vers les préretraites.

Dans le cas des transitions chômage/inactivité, les prédictions théoriques sont plus complexes à établir. Un des effets attendus de la mise en place de la dispense de recherche serait le maintien en activité de catégories de travailleurs comme par exemple les chômeurs découragés. Mais, dans le même temps, la mise en place du dispositif entraîne une plus grande confusion dans l'appréciation des travailleurs âgés de leur propre situation sur le marché du travail en rendant la frontière entre chômage et inactivité (retraite et préretraite) plus floue⁴.

4.1.3 Evaluation du dispositif

Comme le montre la brève description du dispositif donnée ci-dessus, les actifs âgés ne sont pas affectés de la même manière par le dispositif selon leur âge, leur ancienneté au chômage et selon la période. La forme même du dispositif fournit donc des éléments d'identifiabilité de l'effet des DRE. Comme annoncé précédemment, nous définirons l'effet de la mesure comme

⁴Ce problème a déjà été soulevé par Blanchet et Marioni (1996). Ces auteurs ont montré que le déficit de chômeurs indemnisés dans les statistiques de l'enquête Emploi par rapport à celle de l'UNEDIC équivaut à 80% des DRE

l'impact de la mise en place du dispositif sur les transitions des travailleurs âgés entre les différentes situations possibles sur le marché du travail.

Pour les estimations, les taux de transitions ont été agrégés par cellules selon le sexe, l'âge, la période et l'ancienneté au chômage. Le groupe de traitement est composé, à partir de 1984, des chômeurs âgés de 57 ans et demi ou plus dont la durée de chômage est supérieure ou égale à un an⁵ ainsi que des individus âgés de plus de 55 ans à partir de 1985. La période retenue pour l'étude est la période allant de mars 1983 à mars 1987, soit entre l'abaissement de l'âge de la retraite et la mise en place de la contribution Delalande, étudiée par la suite. Le modèle en double différence est estimé par une méthode de moindres carrés linéaires pondérés par les effectifs par cellule afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité des résidus⁶. Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 11.

La mise en place des dispenses de recherche d'emploi ne semble pas avoir eu d'effets directs significatifs sur les transitions chômage/emploi. En effet, pour ces transitions, le coefficient de la variable indicatrice de traitement est non significatif. Par contre, en ce qui concerne les transitions hors de l'emploi, les résultats obtenus sont conformes aux effets attendus et significatifs. Les estimations montrent que la mise en place de la mesure a donné lieu à une hausse significative des transitions de l'emploi vers le chômage pour les actifs concernés par le dispositif et à une baisse significative de leurs sorties de l'emploi vers l'inactivité. Les DRE peuvent donc être vues comme un dispositif de substitution aux préretraites. Toutefois, compte tenu des difficultés à distinguer les situations de chômage et d'inactivité dans l'enquête Emploi et bien que les estimations montrent que la mise en place des DRE n'a pas modifié de façon significative les transitions entre chômage et inactivité pour les actifs concernés par la mesure sur la période étudiée, ce résultat doit être considéré avec précaution.

⁵Le comportement des chômeurs pour lesquels la durée n'est pas renseignée dans l'enquête Emploi étant analogue à celui des chômeurs de longue durée, nous avons agrégé ces deux catégories.

⁶Altonji et Segal (1996) ayant montré, qu'à distance finie, le biais de l'estimateur des moindres carrés linéaires pondérés pouvait être important, les estimations ont aussi été réalisées sans pondération des cellules. Dans ce cas, les valeurs des écarts-type obtenus pour les coefficients sont légèrement différentes de celles présentées dans le texte, mais les résultats sont conservés.

4.2 Contribution Delalande

4.2.1 Dispositif

En 1987, la reprise de la croissance a induit un changement dans l'orientation des politiques publiques en faveur des travailleurs âgés avec l'institution de la contribution Delalande. En mars 87, une taxe sur le licenciement des travailleurs de plus de 55 ans (trois mois de salaire brut) est instaurée. Elle doit être versé à l'UNEDIC sauf dans des cas très particuliers comme par exemple le reclassement des salariés. En août 89, cette contribution est étendue à tous les cas de rupture du contrat de travail. A partir de 92, son montant est augmenté et elle est étendue à l'ensemble des travailleurs de plus de 50 ans. Dans le même temps, son barème est modulé en fonction de l'âge des personnes congédiées. En effet, le décret de juillet 1992 institue une cotisation dont le montant est le suivant :

Age du salarié	Montant en mois de salaire brut
De 50 à 51 ans	1
De 52 à 53 ans	2
54 ans	4
55 ans	5
56 ans et plus	6

Mais cette contribution ne s'applique pas aux licenciements des travailleurs âgés embauchés après 50 ans et ayant plus de trois mois de chômage à l'embauche⁷. De plus, pour ne pas accroître les difficultés des petites entreprises, la contribution n'est plus due pour la première rupture de contrat de travail dans les entreprises de moins de 20 salariés au cours d'une même période de 12 mois.

4.2.2 Effets attendus

De manière théorique, il est possible de distinguer des effets directs et indirects de la mise en place de la mesure. Le premier effet attendu est un effet direct sur les taux de transitions hors de l'emploi des travailleurs âgés. En effet, la mesure a été conçue à l'origine pour protéger les salariés âgés du licenciement par une hausse du coût de séparation pour les entreprises. On devrait donc observer une diminution des taux de sortie vers le chômage et une hausse des

⁷Cette condition d'exonération est cohérente avec la mise en place en 1990 des Contrats de Retour à l'Emploi (CRE) dans le secteur privé et des Contrats Emploi Solidarité (CES) dans le secteur public, dispositifs possédant tous deux un volet spécifique aux travailleurs âgés.

taux de sortie vers les préretraites et l'inactivité. On a ici un effet inverse de celui observé pour les dispenses de recherche d'emploi.

Le second effet possible (effet indirect) est l'effet désincitatif du dispositif sur l'embauche, source du débat classique sur l'impact des taux de licenciement sur l'emploi (voir par exemple Bentolila et Bertola, 1990 ou Garibaldi, 1998). Les entreprises pourraient s'être abstenues de recruter des chômeurs âgés de moins de 50 ans, ou de 50 ans et plus pour ce qui est de la période d'avant 1992, puisque le coût de leur emploi a cru du fait d'une hausse du coût de licenciement. On devrait donc observer une diminution des taux d'embauche de ces catégories de travailleurs.

4.2.3 Evaluation du dispositif

Comme pour les dispenses de recherche d'emploi, les actifs âgés ne sont pas affectés de la même manière par le dispositif selon leur âge et selon la période. La modulation des niveaux de contribution permet une étude plus fine de l'impact de ce dispositif. En effet, le montant que doivent payer les entreprises est croissant avec l'âge des salariés, ce qui permet, dans l'analyse, de distinguer des intensités de traitement différentes pour les travailleurs âgés bénéficiaires de la mesure⁸. Pour les estimations, les cellules sont formées selon le sexe, l'âge (46-47, 48-49, 50-51, 52-53, 54, 55, 56-57 et 58 et plus), la période (en tranches annuelles, de mars 1987 à mars 1994) et, pour les transitions hors de l'emploi, l'âge à la date d'embauche (plus ou moins de 50 ans). La période retenue pour l'étude est la période allant de mars 86 (date de la suppression de l'autorisation administrative de licenciement) à mars 1994 (date précédant la mise en place de l'Allocation de Remplacement en Faveur de l'Emploi⁹). Comme précédemment, l'effet du dispositif sur les transitions est estimé par moindres carrés linéaires pondérés par les effectifs dans les cellules. Les différents groupes de traitement et les résultats des estimations sont donnés dans le tableau 12. Il faut souligner ici que la contribution Delalande ne concernant que les rupture de contrats de travail, la seule situation d'emploi retenue pour les estimations concerne les contrats de durée indéterminée dans le

⁸On se trouve ici dans un cas de multitraitement. Pour une présentation de ce type de modèles se reporter, par exemple, à Lechner (1999) ou Brodaty, Crépon et Fougère (1999).

⁹L'Allocation de Remplacement en Faveur de l'Emploi donne la possibilité à certains salariés qui ont effectué avant 60 ans des carrières leur ouvrant des droits à une retraite à taux plein de quitter l'entreprise en échange d'une embauche compensatrice.

secteur privé.

L'estimation directe de l'impact de la contribution Delalande sur les transitions emploi/chômage des travailleurs âgés de plus de 55 ans en 1987 et de plus de 50 ans en 1992, sans contrôle de l'âge d'entrée dans l'entreprise, aboutit au résultat attendu : on observe une baisse des taux de licenciement des travailleurs âgés. En effet, après 1992, les transitions de l'emploi vers le chômage sont significativement moins importantes pour les 50-51 et les plus de 55 ans, comparativement aux travailleurs plus jeunes. Toutefois, ce résultat n'est plus confirmé statistiquement dès que l'on contrôle par l'âge d'entrée dans l'entreprise. En tenant compte du fait que la loi Delalande ne s'applique pas à tous les travailleurs, les coefficients sont non significativement différents de zéro pour tous les groupes de traitement. En fait, si l'on observe bien des évolutions des transitions emplois-chômage pendant la période étudiée, ces évolutions n'infirmement pas les effets attendus de l'instauration de la contribution Delalande mais ne les confirment pas. L'absence de tout effet significatif pour le groupe des individus concernés par la loi en 1987 tend à confirmer ce résultat¹⁰.

5 Conclusion

On savait d'après Blanchet et Marioni (1996) que c'est avant 1983 que les mouvements récents de taux d'activité avaient été les plus importants. Nos résultats semblent confirmer que l'absence de mesures publiques d'ampleur comparable à l'abaissement de l'âge de la retraite en 1983 peut expliquer cela. Ils permettent également de retrouver les faits stylisés les plus classiques. On retrouve par exemple certains points bien connus, à savoir que les sorties d'inactivité et ré-entrées sur le marché du travail sont quasiment inexistantes après 55 ans et que l'essentiel des sorties vers l'inactivité se fait à deux âges précis, 60 et 65 ans.

Au-delà de ces éléments déjà bien documentés, nos travaux permettent de souligner également quelques points marquants des évolutions de ces dernières décennies. On trouve ainsi que c'est le temps partiel qui est l'état du marché du travail dont la transformation a

¹⁰Les estimations effectuées montrent de plus une baisse des taux de transitions vers l'inactivité des chômeurs âgés de 50 à 51 ans après 1992 ainsi qu'une baisse des sorties de CDI vers l'inactivité des 50-53 ans et une hausse pour les 55 ans et plus à partir de cette même date. Toutefois, les modifications de l'environnement économique au cours de la période (comme par exemple la mise en place des CES en 1990) rendent difficile la mise en correspondance de ces changements avec les effets indirects attendus de la mise en place de la contribution Delalande.

été la plus profonde au cours de la période pour les femmes mais aussi pour les hommes. Pour ces derniers, certains indices montrent que les caractéristiques de cet état sont proches de celles du chômage. Les sorties vers l'inactivité se font de plus en plus en passant par ces deux états - chômage et temps partiel - mais cela reste des passages minoritaires. Alors que les transitions sont en général peu liées au niveau d'éducation, les transitions vers le chômage varient sensiblement selon l'éducation.

On observe également que les différences sectorielles et la distinction entre public et privé sont très importantes. Ces différenciations jouent surtout sur les passages entre temps complet et temps partiel et pour les sorties vers l'inactivité. Enfin, un point qui pourrait s'avérer intéressant à explorer est que l'attrition de l'enquête Emploi et le chômage se ressemblent beaucoup. Cela pourrait révéler une mobilité résidentielle et géographique des chômeurs âgés qui serait plus élevée qu'on ne le pense.

Pour finir, l'évaluation des deux principales mesures de politique publique mises en place au cours de la période pour répondre au problème du chômage des travailleurs âgés aboutit à des résultats mitigés. L'évaluation des DRE met en évidence des substitutions entre les différentes trajectoires de sortie d'activité des travailleurs âgés. Le passage par le chômage semble ainsi un substitut assez proche de la sortie précoce de l'activité. Le recours à l'un ou l'autre type de trajectoires de fin d'activité apparaît comme pouvant être sensiblement modifié par des mesures touchant à la réglementation du chômage ou à celle des retraites. L'évaluation de la contribution Delalande, quant à elle, conclut à un impact non significatif du dispositif en terme de protection des travailleurs âgés vis à vis du licenciement. La robustesse de ces résultats pourrait être évaluée de façon plus approfondie par exemple par l'estimation d'un modèle structurel d'offre de travail.

Bibliographie

Abbring, J., van den Berg, G., et J., van Ours, (2001), “Business cycles and compositional variation in US unemployment”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(4):436-48

Altonji, J.G. et L.M., Segal, (1996), “Small-sample biais in GMM estimation of covariance structures”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 14:353-66

Anglaret, D., (2001), “Les quinquagénaires entre l’activité et la retraite”, *Premières Synthèses, DARES, 2001-N41.2.*

Anglaret, D., (2002), “Le papy-boom renforce l’activité des seniors”, *Premières Synthèses, DARES, 2002-N15.2.*

Bentolila, S. et G., Bertola, (1990), “Firing Costs and Labour Demand: How Bad Is Eurosclerosis?”, *Review of Economic Studies*; 57(3):381-402.

Berkson, J., (1955), “Maximum likelihood and minimum chi-square estimates of the logistic function”, *Journal of the American Statistical Association*, 50:130-62.

van den Berg, G., (2001), “Duration Models: Specification, Identification and Multiple Durations”, in J. Heckman and E. Leamer eds, *Handbook of Econometrics*, vol.5, North Holland.

Bisault L., Bloch-London C., Lagarde S. et V. Le Corre, (1996), “Le développement du travail à temps partiel”, *Données Sociales.*

Blanchet, D. et R. Mahieu, (2002), “ Estimating Models of Retirement Behavior on French Data”, à paraître in J. Gruber et D. Wise eds, *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.

Blanchet, D. et P. Marioni, (1996), “L’activité après 55 ans: évolutions récentes et éléments de prospective”, *Economie et Statistique*, 300:105-119.

Bommier, A., T. Magnac et M. Roger, (2001), “Quels sont les effets des modifications des systèmes de retraite sur les taux d’activité des travailleurs âgés ?”, *Revue Française d’Economie*, 16(1):79-124.

Brodaty T., Crépon B., and Fougère D., (1999), “Using Matching Estimators to Evaluate Alternative Youth Employment Programmes: Evidence from France 1986-1988,” in M. Lechner eds *The Evaluation of Active Labour Market Policies in Europe*, Springer Verlag.

Burricand, C. et N. Roth, (2000), “Les parcours de fin de carrière des générations 1912-1941 : l’impact du cadre institutionnel”, *Economie et Statistique*, 335:63-79.

Cadiou, L. J. Genet et J.L. Guérin, (2000), “Evolution Démographique et Emploi”, Document d’étude DARES.

Cloarec, N., (2000), “Les passages de l’emploi à la retraite”, *Premières Synthèses*, DARES, 2000.02-N05.1.

Fougère, D., J., Pradel et M., Roger, (1998), “The Influence of the State Employment Service on the Search Effort and on the Probability of Leaving Unemployment”, Document de Travail du CREST n° 9836.

Dormond, B., D., Fougère, et A., Prieto, (2001), “L’effet de l’allocation unique dégressive sur le taux de sortie du chômage”, *Economie et Statistique*, 343:3-28.

Fournier, J.Y. et P. Givord, (2001), “La réduction des taux d’activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?”, Document de travail de l’INSEE, G 2001/16.

Dangerfield, O., (1999), “L’âge de liquidation des droits à la retraite”, *Etudes et Résultats: DREES*, 22.

Garibaldi, (1998), “Job Flow Dynamics and Firing Restrictions”, *European Economic Review*, 42:245-275.

Gourieroux, C., (1989), *Econométrie des variables qualitatives*, Economica:Paris.

Heckman, J.J., R., LaLonde et J., Smith, (1999), “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs”, in O. Ashenfelter et D. Card eds, *Handbook of Labor Economics*, vol.3, North Holland.

Jolivet, A., (2001), “Vieillesse, salaire relatif et demande de travailleurs âgés”, *Travail et Emploi*, 88.

Lechner, M., (1999), “Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments Under the Conditional Independence Assumption”, in *The Evaluation of Active Labour Market Policies in Europe*, M. Lechner eds Springer Verlag.

Mahieu, R. et B. Sedillot, (2001), “Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude”, Document de travail INSEE G2001/06.

Taddei, D., (2000), *Retraites progressives et choisies*, Rapport du Conseil d’Analyse Economique: La Documentation Française.

Annexe 1 : analyse de la variance pour les taux d'activité

Les taux d'activité $\hat{p}_j^{(c)}$ par cellule (par exemple selon le sexe, l'âge ou le niveau d'éducation) dans chacun des états sont estimés par :

$$\hat{p}_j^{(c)} = \frac{\sum_k \#\{E_t = j\}}{\sum_k \#\{E_t = k\}}$$

où E_t dénote l'état occupé en t et où $\#\{S\}$ est le nombre d'éléments de l'ensemble S de la cellule.

Leur variance est égale à:

$$\frac{\sum_k \hat{p}_j^{(c)}(1 - \hat{p}_j^{(c)})}{\sum_k \#\{E_t = k\}}$$

Au lieu d'analyser directement ces probabilités, on se sert d'une représentation équivalente de ces taux de transition en termes de logarithmes des probabilités relatives ("odds-ratio"). Supposons que les taux d'activité soient donnés par un logit multinomial, on a:

$$\frac{p_j^{(c)}}{p_0^{(c)}} = \exp(\alpha_j^{(c)})$$

sous l'hypothèse de normalisation habituelle:

$$\alpha_0^{(c)} = 0$$

avec 0 correspondant à la situation prise comme référence et j à l'état étudié. Une méthode d'estimation simple et convergente proposée par Berkson (1957) est d'effectuer la régression suivante (méthode de chi-deux minimum ou de moindres carrés asymptotiques, voir Gouriéroux et Monfort, 1989):

$$\ln \frac{\hat{p}_j^{(c)}}{\hat{p}_0^{(c)}} = \alpha_j^{(c)} + \varepsilon_j^{(c)}$$

où $\alpha_j^{(c)}$ peut prendre diverses formes et où la variance de $\varepsilon_j^{(c)}$ peut se calculer à partir de la matrice de variance-covariance des $\hat{p}_i^{(c)}$ par la méthode delta:

$$\frac{1}{\sum_k \hat{p}_j^{(c)}} + \frac{1}{\sum_k \hat{p}_0^{(c)}} \frac{1}{\#\{E_t = k\}}$$

Il suffit donc de pondérer la régression par moindres carrés asymptotiques, par la racine de l'inverse de cette quantité, pour obtenir des estimateurs convergents et optimaux dans cette classe d'estimateurs.

Il semble que l'on néglige la covariance entre les équations correspondant aux états j et k mais ceci se fait sans perte de généralité si les mêmes régresseurs apparaissent dans tous les coefficients $\alpha_j^{(c)}$ et c'est ce que nous supposons ici. D'autre part, il se peut que dans certaines cohortes les estimateurs de $\hat{p}_0^{(c)}$ soit égaux à zéro si aucun individu n'est dans cette situation pour un groupe c donné. La suggestion de Berkson (1957) est de remplacer alors le rapport précédent par la quantité:

$$\ln \frac{\hat{p}_j^{(c)} + \frac{\mathbb{P}}{\#\{E_t = k\}}}{\hat{p}_0^{(c)} + \frac{\mathbb{P}}{\#\{E_t = k\}}} = \alpha_j^{(c)} + \tilde{\varepsilon}_j^{(c)}$$

et on montre qu'asymptotiquement les variables $\frac{\mathbb{P}}{\#\{E_t = k\}} \cdot \tilde{\varepsilon}_j^{(c)}$ et $\frac{\mathbb{P}}{\#\{E_t = k\}} \cdot \tilde{\varepsilon}_j^{(c)}$ ont des lois identiques ce qui nous suffit ici pour appliquer la méthode du chi-deux minimum.

Les tableaux reportent les analyses de la variance des taux d'activité en fonction des variables : âge, période et éducation (et éventuellement secteurs d'activité) en distinguant les échantillons des hommes et des femmes. On calcule d'abord les taux d'activité pour toutes les cellules possibles en âge, période et éducation. On commence par une analyse de la variance de ces quantités en fonction des seuls effets principaux de l'âge, de la période et de l'éducation. Par exemple, dans le tableau 3, pour les hommes, 96% de la variance des taux d'inactivité (lorsqu'on les compare aux temps complets) est expliquée par ces effets principaux. La variance expliquée par les effets principaux est beaucoup plus faible lorsque l'on considère les taux de chômage versus le temps partiel (49.2% de la variance expliquée pour les hommes). Par contre, dans ce cas, la prise en compte des effets croisés améliore fortement le pouvoir explicatif du modèle. L'introduction des variables croisées âge par période, par exemple, fait passer la part de la variance expliquée de 49.2% à 68.4%. Le profil par âge des taux de chômage comparé au temps partiel a donc changé au cours de la période.

Annexe 2 : Analyse de la variance pour les transitions

Pour analyser les flux, l'état initial ou l'état de destination peut être un travail à temps complet, un travail à temps partiel, le chômage ou l'inactivité. L'état de destination peut aussi décrire la non présence dans l'échantillon (personne qui n'a pas été reinterviewée) état que l'on qualifiera par le terme "attrition". Les taux de transitions, $\hat{p}_{kj}^{(c)}$, sont les éléments, par cellule, de la matrice des

probabilités de transition entre les états k (temps complet, temps partiel, chômage et inactivité) et j (les mêmes plus les deux états d'attrition) aux périodes t et $t + 1$. Ils sont estimés par:

$$\hat{p}_{kj}^{(c)} = \frac{\#\{E_t = k, E_{t+1} = j\}}{\#\{E_t = k\}}$$

où E_t dénote l'état occupé en t et où $\#\{S\}$ est le nombre d'éléments de l'ensemble S et leur variance est égale à:

$$\frac{\hat{p}_{kj}^{(c)}(1 - \hat{p}_{kj}^{(c)})}{\#\{E_t = k\}}$$

et la même méthode que dans l'annexe précédente s'applique.

Annexe 3 : Evaluation des DRE et de la loi Delalande

Les variables d'intérêts sont les taux de transition $\hat{p}_{kj}^{(c)}$, éléments, par cellule, de la matrice des probabilités de transition entre les états k (temps complet, temps partiel, chômage et inactivité) et j (les mêmes plus les deux états d'attrition) aux périodes t et $t + 1$. Ils sont estimés par:

$$\hat{p}_{kj}^{(c)} = \frac{\#\{E_t = k, E_{t+1} = j\}}{\#\{E_t = k\}}$$

où E_t dénote l'état occupé en t et où $\#\{S\}$ est le nombre d'éléments de l'ensemble S et leur variance est égale à:

$$\frac{\hat{p}_{kj}^{(c)}(1 - \hat{p}_{kj}^{(c)})}{\#\{E_t = k\}}$$

Les taux de transitions sont définis par sexe pour tout groupe de traitement et de contrôle et groupe de période. L'effet (ou non) de la mesure est estimé, sur les données groupées, par régression des taux de transitions par cellule sur un ensemble de variables explicatives $\alpha_{kj}^{(c)}$ composé des différentes variables explicatives définissant les cellules et des indicatrices de mesure. Soit

$$\ln \frac{\hat{p}_{kj}^{(c)}}{1 - \hat{p}_{kj}^{(c)}} = \alpha_{kj}^{(c)} + \varepsilon_{kj}^{(c)}$$

avec $\varepsilon_{kj}^{(c)}$ tel que

$$E \varepsilon_{kj}^{(c)} = 0, \quad Var \varepsilon_{kj}^{(c)} = \frac{\hat{p}_{kj}^{(c)}(1 - \hat{p}_{kj}^{(c)})}{n_{kj}}$$

Compte tenu de l'hétéroscedasticité des résidus, la méthode d'estimation utilisée est une méthode des moindres carrés non linéaires pondérés.

Hommes	Temps complet	Temps partiel	Chômage	Inactivité	Attrition	Total
Temps complet	61564 (79;3%)	1041 (1;3%)	1475 (1;9%)	6987 (9;0%)	6565 (8;5%)	49; 3%
Temps partiel	597 (19;7%)	1418 (46;7%)	116 (3;8%)	611 (20;1%)	296 (9;7%)	1; 9%
Chômage	624 (7;7%)	155 (1;9%)	4675 (57;3%)	1650 (20;2%)	1052 (12;9%)	5; 2%
Inactivité	284 (0;4%)	186 (0;3%)	436 (0;6%)	62417 (90;8%)	5385 (7;8%)	43; 6%
Total	43; 7%	1; 9%	4; 7%	49; 7%		157534 obs.
Femmes	Temps complet	Temps partiel	Chômage	Inactivité	Attrition	Total
Temps complet	31899 (74;9%)	2411 (5;7%)	757 (1;8%)	3917 (9;2%)	3605 (8;5%)	24; 6%
Temps partiel	1880 (11;6%)	10477 (64;7%)	428 (2;6%)	2430 (15;0%)	990 (6;1%)	9; 3%
Chômage	244 (3;2%)	317 (4;2%)	4438 (58;1%)	1860 (24;3%)	786 (10;3%)	4; 4%
Inactivité	629 (0;6%)	1051 (1;0%)	846 (0;8%)	97166 (90;9%)	7230 (6;8%)	61; 7%
Total	21; 6%	8; 9%	4; 0%	65; 5%		173361 obs

Notes: Enquêtes Emploi 1982-98, individus de de 50 à 65 ans. 330895 observations. Effectifs des personnes transitant de la ligne i (état initial) à la colonne j (état de destination). Entre parenthèses en dessous, pourcentage en ligne (matrices des probabilités de transition). Pour la ligne et colonne Total, probabilités d'occupation des états (hors attrition).

Tableau 1: Effectifs et matrice de transition

	Hommes			Femmes		
	50-54	55-59	60-65	50-54	55-59	60-65
Agriculture, Sylviculture et pêche	96,45% (0,008)	94,37% (0,018)	61,18% (0,189)	68,25% (0,021)	69,05% (0,030)	60,74% (0,044)
Industries agro-alimentaires	98,12% (0,016)	95,52% (0,027)	85,99% (0,122)	81,19% (0,057)	75,62% (0,071)	73,94% (0,099)
Industrie de biens de consommation	98,04% (0,013)	94,41% (0,037)	88,15% (0,079)	84,59% (0,034)	82,85% (0,051)	76,77% (0,121)
Industrie automobile	98,92% (0,008)	92,93% (0,059)	92,94% (0,168)	95,06% (0,048)	90,28% (0,138)	97,61% (0,089)
Industrie de biens d'équipement	98,86% (0,007)	94,75% (0,043)	91,58% (0,080)	88,98% (0,033)	81,36% (0,095)	76,66% (0,246)
Industrie de biens intermédiaires	98,81% (0,008)	94,54% (0,047)	90,40% (0,065)	89,88% (0,024)	78,98% (0,078)	72,84% (0,165)
Energie	99,36% (0,007)	94,88% (0,057)	89,21% (0,149)	88,35% (0,084)	79,18% (0,208)	39,39% (0,436)
Construction	98,80% (0,005)	97,37% (0,010)	93,04% (0,036)	50,56% (0,063)	55,19% (0,113)	50,81% (0,141)
Commerce et réparations	97,15% (0,009)	94,81% (0,013)	88,32% (0,045)	75,13% (0,024)	73,17% (0,028)	74,04% (0,054)
Transports	97,46% (0,010)	91,35% (0,043)	81,15% (0,114)	79,27% (0,072)	73,98% (0,097)	55,89% (0,231)
Activités financières	98,43% (0,010)	95,34% (0,048)	83,85% (0,082)	81,64% (0,033)	75,15% (0,067)	63,29% (0,149)
Activités immobilières	94,14% (0,029)	91,02% (0,044)	82,31% (0,142)	69,98% (0,064)	62,80% (0,086)	55,24% (0,153)
Service aux entreprises	96,25% (0,014)	92,82% (0,030)	84,50% (0,051)	71,26% (0,040)	62,35% (0,066)	61,66% (0,079)
Service aux particuliers	92,86% (0,022)	87,49% (0,043)	82,03% (0,076)	55,10% (0,031)	52,69% (0,056)	51,51% (0,083)
Education, santé, action sociale	95,94% (0,019)	88,07% (0,050)	89,69% (0,031)	79,55% (0,327)	71,80% (0,074)	70,98% (0,073)
Administrations	96,76% (0,020)	89,76% (0,034)	86,91% (0,044)	73,38% (0,037)	68,26% (0,052)	67,45% (0,048)
Non déclarés	2,31% (0,018)	0,57% (0,005)	0,5% (0,001)	0,4% (0,003)	0,2% (0,001)	0,05% (0,001)

Notes : Enquêtes Emploi 1982-1999, individus de 50 à 65 ans.
Ecart-type entre parenthèses

Tableau 2: Taux d'activité à temps complet parmi les actifs

Hommes ^(a) Femmes	DL	Chômage ^(b)	Chômage ^(c)	Inactivité ^(b)
Effets principaux				
(age, éducation et période)	34	0.797 0.784	0.492 0.422	0.960 0.946
Effets croisés				
Age x Période	+ 255	0.871 0.857*	0.684 0.628	0.984 0.978
Educ x Période	+ 34	0.811 0.805	0.512* 0.472	0.961* 0.948*
Age x Educ	+ 30	0.816 0.803	0.513* 0.443*	0.965 0.956
Tous	353	0.902 0.893	0.733 0.699	0.992 0.984
Somme des carrés^(d)	863	296.32 384.40	340.28 139.87	1873.31 839.72

Source: Enquêtes Emploi 1982-99, individus de 50 à 65 ans.

Notes: a. Dans le tableau apparaissent les R-carrés des analyses de la variance des logarithmes des probabilités d'être dans chacun des états rapportée à la probabilité de l'état de référence (voir annexe 1). Les variables explicatives sont l'âge, l'éducation et la période. Le chiffre du haut concerne l'échantillon des hommes, celui du bas, des femmes.

b. L'état de référence est le temps complet.

c. L'état de référence est le temps partiel.

d. La somme des carrés est la variabilité totale dans l'échantillon des observations en âge, période et éducation.

(*) : test de Fischer non significatif au seuil de 5%, DL = degrés de liberté.

Tableau 3: Variabilité expliquée des probabilités des états.

Hommes^(a)	DL	Temps partiel
Femmes		
Effets		
principaux	34	0,164
(Age, éducation et période)		0,101
+ Secteur	+16	0,354
		0,256
+ Privé/public	+1	0,201
		0,124
+ Sect. et Priv/pub	+17	0,335
		0,290
Effets croisés		
+Age x Secteur	+239	0,364
		0,315
+Période x Secteur	+269	0,353
		0,310
+Educ x Secteur	+32	0,402
		0,328
+Age x Privé/Public	+15	0,339
		0,294
+Période x Pr/Pub	+16	0,336
		0,293
+Educ x Priv/Pub	+2	0,351
		0,294
+Sect x Privé/Public	+16	0,404
		0,308
Somme	16195	10141,1
des carrés^(b)	14151	8208,9

Source: Enquêtes Emploi 1982-99, individus de 50 à 65 ans.

Notes: a. Dans le tableau apparaissent les R-carrés des analyses de la variance du logarithme de la probabilité d'être à temps partiel rapportée à la probabilité d'être en temps complet. Le chiffre du haut concerne l'échantillon des hommes, celui du bas, des femmes. Les variables explicatives sont l'âge, l'éducation, la période, le secteur et le type de l'emploi occupé (si l'emploi occupé est dans le secteur public ou privé). DL = degrés de liberté.

b. La somme des carrés est la variabilité totale dans l'échantillon des observations en âge, période, éducation, secteur et type d'emploi.

Tableau 4: Variabilité expliquée de la probabilité du temps partiel

Hommes^(a)					
Femmes	DL	Temps partiel	Chômage	Inactivité	Attrition
Effets					
principaux	33	0,570	0,278	0,860	0,450
(Age, période et éducation)		0,348	0,290	0,801	0,379
Effets croisés					
Age x Période	+240	0,757	0,517	0,933	0,624
		0,571	0,541	0,880	0,575
Educ x Période	+32	0,599	0,328	0,866	0,495
		0,375	0,339	0,806	0,425
Age *Educ	+30	0,597	0,378	0,870	0,493
		0,394	0,391	0,815	0,397
Tous	335	0,795	0,651	0,947	0,701
		0,647	0,673	0,901	0,641
<hr/>					
Somme	816	667,45	261,68	1189,62	166,60
des carrés^(b)	814	263,34	378,90	904,14	206,88

Source: Enquêtes Emploi 1982-99, individus de 50 à 65 ans.

Notes: a. Dans le tableau apparaissent les R-carrés des analyses de la variance du logarithme des probabilités de transition vers les états en colonne en provenance du temps complet rapportées à la probabilité de maintien en temps complet (voir annexe 2). Le chiffre du haut concerne l'échantillon des hommes, celui du bas, des femmes. Les variables explicatives sont l'âge, l'éducation, la période, le secteur et le type de l'emploi occupé (si l'emploi occupé est dans le secteur public ou privé). DL = degrés de liberté.

b. La somme des carrés est la variabilité totale dans l'échantillon des observations en âge, période, éducation, secteur et type d'emploi.

Tableau 5: Variabilité expliquée des transitions hors de l'activité à temps complet.

Hommes^(a)		Temps	Chômage	Inactivité	Attrition
Femmes	DL	complet			
Effets					
principaux	33	0,232	0,207	0,420	0,182
(Age, période et éducation)		0,276	0,388	0,673	0,358
Effets croisés					
Age x Période	+240	0,542	0,551	0,706	0,494
		0,507	0,576	0,810	0,561
Educ x Période	+32	0,288	0,250	0,444	0,242
		0,294	0,449	0,685	0,393
Age *Educ	+30	0,255	0,249	0,446	0,231
		0,310	0,439	0,691	0,381
Tous	335	0,627	0,651	0,769	0,608
		0,567	0,691	0,842	0,619
<hr/>					
Somme	680	565,83	454,76	754,06	507,78
des carrés^(b)	772	287,18	488,93	713,98	411,41

Source: Enquêtes Emploi 1982-99, individus de 50 à 65 ans.

Notes: a. Dans le tableau apparaissent les R-carrés des analyses de la variance du logarithme des probabilités de transition vers les états en colonne en provenance du temps partiel rapportées à la probabilité de maintien en temps partiel (voir annexe 2). Le chiffre du haut concerne l'échantillon des hommes, celui du bas, des femmes. Les variables explicatives sont l'âge, l'éducation, la période, le secteur et le type de l'emploi occupé (si l'emploi occupé est dans le secteur public ou privé). DL = degrés de liberté.

b. La somme des carrés est la variabilité totale dans l'échantillon des observations en âge, période, éducation, secteur et type d'emploi.

Tableau 6: Variabilité expliquée des transitions hors de l'activité à temps partiel.

Hommes^(a)					
Femmes	DL	Temps complet	Temps partiel	Inactivité	Attrition
Effets principaux					
(Age, période et éducation)	33	0,487 0,451	0,516 0,381	0,675 0,597	0,294 0,255
Effets croisés					
Age x Période	+240	0,683 0,656	0,706 0,613	0,794 0,747	0,525 0,538
Educ x Période	+32	0,517 0,487	0,557 0,416	0,690 0,569	0,335 0,278
Age *Educ	+30	0,510 0,487	0,545 0,422	0,705 0,616	0,336 0,299
Tous	335	0,734 0,717	0,771 0,683	0,837 0,783	0,616 0,608
Somme	664	526,04	613,90	824,41	363,47
des carrés^(b)	688	599,52	527,93	624,99	390,65

Source: Enquêtes Emploi 1982-99, individus de 50 à 65 ans.

Notes: a. Dans le tableau apparaissent les R-carrés des analyses de la variance du logarithme des probabilités de transition vers les états en colonne en provenance du chômage rapportées à la probabilité de maintien en chômage (voir annexe 2). Le chiffre du haut concerne l'échantillon des hommes, celui du bas, des femmes. Les variables explicatives sont l'âge, l'éducation, la période, le secteur et le type de l'emploi occupé (si l'emploi occupé est dans le secteur public ou privé). DL = degrés de liberté.

b. La somme des carrés est la variabilité totale dans l'échantillon des observations en âge, période, éducation, secteur et type d'emploi.

Tableau 7: Variabilité expliquée des transitions hors du chômage.

Hommes ^(a) Femmes	DL	Temps complet	Temps partiel	Chômage	Attrition
Effets					
principaux (Age, période et éducation)	33	0,741 0,602	0,742 0,611	0,750 0,579	0,468 0,357
Effets croisés					
Age x Période	+240	0,853 0,762	0,867 0,763	0,853 0,755	0,659 0,602
Educ x Période	+32	0,760 0,624	0,754 0,626	0,771 0,618	0,481 0,378
Age *Educ	+30	0,759 0,642	0,752 0,654	0,781 0,619	0,497 0,380
Tous	335	0,878 0,813	0,887 0,815	0,897 0,824	0,699 0,649
<hr/>					
Somme	814	1272,61	1148,70	1211,30	188,37
des carrés^(b)	816	677,40	621,79	578,52	128,92

Source: Enquêtes Emploi 1982-99, individus de 50 à 65 ans.

Notes: a. Dans le tableau apparaissent les R-carrés des analyses de la variance du logarithme des probabilités de transition vers les états en colonne en provenance de l'inactivité rapportées à la probabilité de maintien en inactivité (voir annexe 2). Le chiffre du haut concerne l'échantillon des hommes, celui du bas, des femmes. Les variables explicatives sont l'âge, l'éducation, la période, le secteur et le type de l'emploi occupé (si l'emploi occupé est dans le secteur public ou privé). DL = degrés de liberté.

b. La somme des carrés est la variabilité totale dans l'échantillon des observations en âge, période, éducation, secteur et type d'emploi.

Tableau 8: Variabilité expliquée des transitions hors de l'inactivité

Hommes^(a)	DL	Temps partiel	Chômage	Inactivité	Attrition
Femmes					
Effets principaux (Age, période et éducation)	33	0,183 0,094	0,142 0,099	0,364 0,298	0,115 0,083
+ Secteur	+16	0,347 0,223	0,305 0,323	0,441 0,376	0,235 0,199
+ Privé/public	+1	0,210 0,106	0,153 0,117	0,383 0,299	0,130 0,087
+ Sect. et Priv/pub	+17	0,363 0,227	0,311 0,330	0,457 0,376	0,240 0,200
Effets croisés					
+Age x Secteur	+238	0,376 0,260	0,330 0,360	0,491 0,418	0,255 0,224
+Période x Secteur	+253	0,361 0,245	0,321 0,344	0,464 0,394	0,257 0,225
+Educ x Secteur	+32	0,417 0,254	0,385 0,379	0,464 0,386	0,272 0,233
+Age x Privé/Public	+15	0,213 0,111	0,154 0,125	0,390 0,306	0,132 0,093
+Période x Pr/Pub	+16	0,212 0,104	0,155 0,119	0,384 0,301	0,133 0,087
+Educ x Priv/Public	+2	0,230 0,114	0,168 0,130	0,390 0,302	0,140 0,095
+Sect x Privé/Public	+16	0,449 0,270	0,399 0,410	0,477 0,398	0,268 0,222
Somme	13434	13202,8	11794,2	18046,6	10625,9
des carrés^(b)	9839	6890,0	7701,9	9939,7	7739,0

Source: Enquêtes Emploi 1982-99, individus de 50 à 65 ans.

Notes: a. Dans le tableau apparaissent les R-carrés des analyses de la variance du logarithme des probabilités de transition vers les états en colonne en provenance du temps complet rapportées à la probabilité de maintien en temps complet (voir annexe 2). Dans les effets principaux (+ Secteur) signifie qu'on ajoute le secteur seulement à la liste des effets principaux Age, éducation et période. Dans les effets croisés, (+Age x Secteur) signifie qu'on ajoute l'effet croisé aux effets principaux Age, éducation et période en incluant l'effet principal du secteur. Le chiffre du haut concerne l'échantillon des hommes, celui du bas, des femmes. Les variables explicatives sont l'âge, l'éducation, la période, le secteur et le type de l'emploi occupé (si l'emploi occupé est dans le secteur public ou privé). DL = degrés de liberté.

b. La somme des carrés est la variabilité totale dans l'échantillon des observations en âge, période, éducation, secteur et type d'emploi.

Tableau 9: Variabilité expliquée des transitions hors du temps complet par sexe: secteurs et distinction privé/public.

Hommes Femmes	DL	Temps complet	Chômage	Inactivité	Attrition
Effets					
principaux (Age, période et éducation)	33	0,073 0,057	0,053 0,101	0,186 0,228	0,060 0,091
+ Secteur	+16	0,108 0,151	0,074 0,208	0,229 0,286	0,083 0,166
+ Privé/public	+1	0,096 0,063	0,066 0,105	0,194 0,236	0,071 0,097
+ Sect. et Priv/pub	+17	0,110 0,151	0,081 0,250	0,229 0,286	0,084 0,166
Effets croisés					
+Age x Secteur	+238	0,197 0,180	0,162 0,244	0,308 0,321	0,169 0,195
+Période x Secteur	+253	0,210 0,185	0,168 0,256	0,311 0,319	0,180 0,206
+Educ x Secteur	+32	0,121 0,170	0,086 0,255	0,237 0,292	0,093 0,185
+Age x Privé/Public	+15	0,101 0,066	0,074 0,255	0,206 0,244	0,075 0,100
+Période x Pr/Pub	+16	0,101 0,066	0,075 0,110	0,190 0,240	0,078 0,104
+Educ x Priv/Pub	+2	0,097 0,063	0,067 0,110	0,196 0,236	0,072 0,099
+Sect x Privé/Public	+16	0,112 0,158	0,081 0,242	0,232 0,291	0,088 0,181
Somme	2348	2004,2	1144,3	2134,3	1535,7
des carrés	5922	4420,4	3776,6	5601,7	4035,2

Notes: Voir tableau 9.

Tableau 10: Variabilité expliquée des transitions hors du temps partiel: secteurs et distinction privé/public.

Transitions	Chômage/ emploi	Chômage/ inactivité	Emploi/ chômage	Emploi/ inactivité
Constante	-0.89* (0.26)	-2.84* (0.26)	-4.01* (0.16)	-3.71* (0.10)
Sexe	-0.43* (0.14)	0.57* (0.11)	-0.15** (0.08)	0.27* (0.04)
52.5-55 ans	-0.29** (0.15)	-0.06 (0.17)	-0.08 (0.10)	0.85* (0.06)
55 - 57.5 ans	-1.13* (0.23)	0.28 (0.19)	-0.10 (0.13)	1.53* (0.07)
57.5-60 ans & chômage<1 an	-1.50* (0.75)	0.64* (0.28)	—	—
57.5-60 ans & chômage>1 an	-2.16* (0.57)	0.23 (0.23)	—	—
57.5-60 ans & durée inconnue	-0.86 (0.60)	0.35 (0.28)	-0.69* (0.17)	1.15* (0.08)
1983	-0.00 (0.21)	-0.16 (0.19)	0.27* (0.13)	-0.16* (0.06)
1984	-0.17* (0.21)	-0.22 (0.20)	0.31* (0.13)	-0.37* (0.07)
1985	-0.45** (0.23)	-0.09 (0.22)	0.33* (0.15)	-0.16* (0.08)
1986	-0.32 (0.22)	-0.02 (0.21)	0.37* (0.15)	-0.16* (0.08)
Dispense de rech. d'emploi	0.30 (0.33)	-0.07 (0.21)	0.47* (0.16)	-0.41* (0.08)
Nombre d'observations	260	369	659	2449

Source: Enquêtes Emploi 1982-99, individus de 50 à 65 ans.

Notes: a. La variable “Dispense de recherche d’emploi”. prend la valeur 1 pour les chômeurs âgés de 57 ans et demi ou plus à partir de 1984 et dont la durée de chômage est supérieure ou égale à un an ou inconnue ainsi que pour les individus âgés de plus de 55 ans à partir de 1985.

b. C’est l’année 1982 qui est la référence pour les périodes et les groupes des 50-52,5 ans pour les groupes d’âge.

(*) significatif à 5%, (**) significatif à 10%

Tableau 11: Impact des dispenses de recherche d’emploi sur les taux de transitions

Transitions	Chômage/ CDI privé	CDI privé/ Chômage	CDI privé/ Chômage
Constante	-1.67* (0.23)	-3.72* (0.14)	-3.64* (0.14)
Sexe	-0.34* (0.08)	0.20* (0.05)	0.18* (0.05)
48-49 ans	0.20 (0.15)	-0.14 (0.09)	-0.15** (0.09)
50 - 51 ans	-0.27* (0.19)	-0.03 (0.12)	-0.13 (0.11)
52 - 53 ans	-0.24 (0.18)	0.05 (0.12)	-0.13 (0.11)
54 ans	-0.42** (0.23)	0.18 (0.14)	-0.01 (0.13)
55 ans	-0.62 (0.41)	0.55* (0.19)	0.28 (0.20)
56 - 57 ans	-1.25* (0.39)	0.63* (0.18)	0.30** (0.18)
58- 60 ans	-2.08* (0.54)	0.00 (0.20)	-0.30 (0.21)
1987	0.19 (0.19)	0.07 (0.11)	0.10 (0.12)
1988	0.32 (0.19)	-0.09 (0.12)	-0.05 (0.12)
1989	0.31 (0.19)	-0.25* (0.12)	-0.19 (0.13)
1990	0.41* (0.19)	-0.00 (0.12)	0.02 (0.12)
1991	-0.02 (0.21)	0.12 (0.12)	0.13 (0.12)
1992	-0.18 (0.22)	0.32* (0.13)	0.19 (0.12)
1993	-0.42** (0.23)	0.32* (0.13)	0.21** (0.12)
1994	-0.18 (0.21)	0.28* (0.13)	0.18 (0.12)

(→ continuation)

Transitions	Chômage/ CDI privé	CDI privé/ Chômage	CDI privé/ Chômage
55 - 60 ans & Année postérieure à 1987	-0.47 (0.40)	-0.17 (0.18)	-0.26 (0.17)
50 - 51 ans & Année postérieure à 1992	0.61* (0.24)	-0.28** (0.16)	—
52 - 53 ans & Année postérieure à 1992	-0.05 (0.28)	-0.19 (0.16)	—
54 ans & Année postérieure à 1992	0.37 (0.33)	-0.30 (0.20)	—
55 - 60 ans & Année postérieure à 1992	0.61* (0.28)	-0.39* (0.13)	—
Embauche après 50 ans	—	—	1.01* (0.08)
50 - 51 ans & Année postérieure à 1992 & Embauche avant 50 ans	—	—	-0.18 (0.16)
52 - 53 ans & Année postérieure à 1992 & Embauche avant 50 ans	—	—	-0.16 (0.16)
54 ans & Année postérieure à 1992 & Embauche avant 50 ans	—	—	-0.29 (0.23)
55 - 60 ans & Année postérieure à 1992 & Embauche avant 50 ans	—	—	-0.08 (0.14)
Nombre d'observations	655	1708	1708

Notes: Enquêtes Emploi 1982-99, individus de 50 à 60 ans. (*) significatif à 5%, (**) significatif à 10%.

Le groupe des 46-47 ans est la référence pour les groupes d'âge et l'année 1986 pour les années.

Tableau 12 : Impact de la contribution Delalande sur les taux de transitions

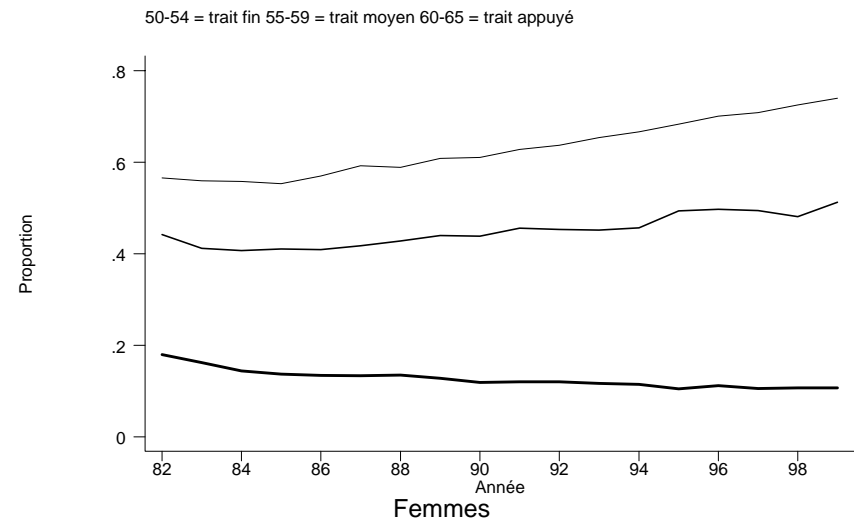
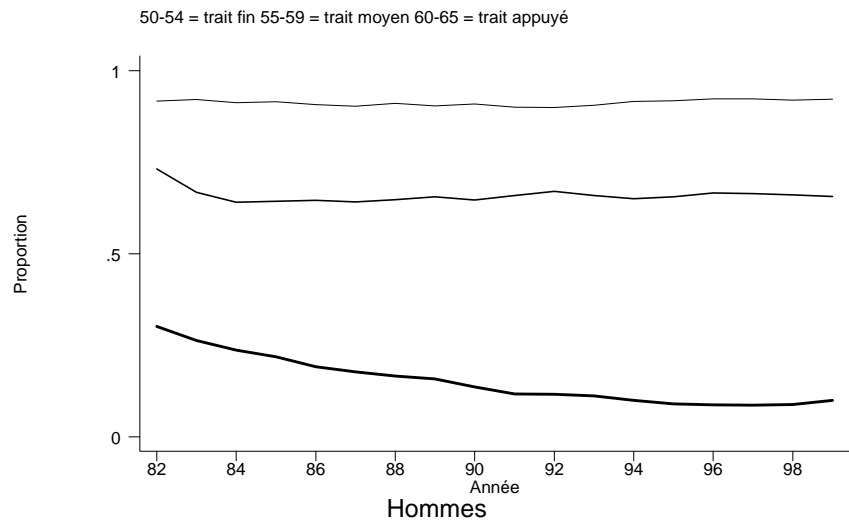
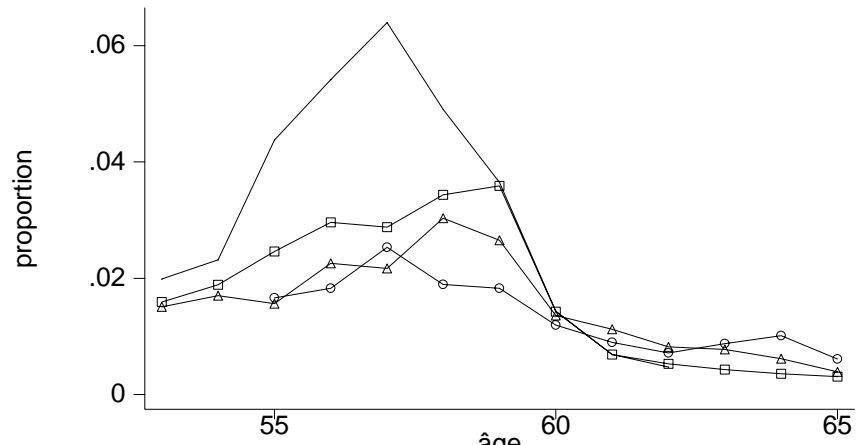


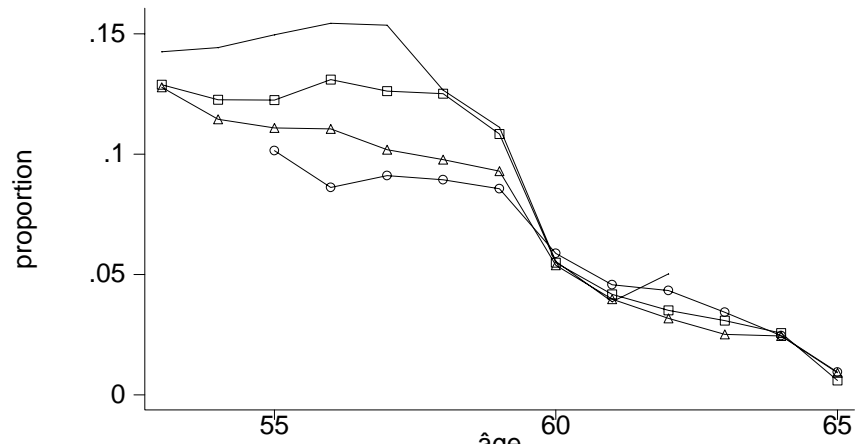
Figure 1 : Taux d'activité par sexe

22-26 = rond 27-31 = triangle 32-36 = carré 37-41 = ligne simple



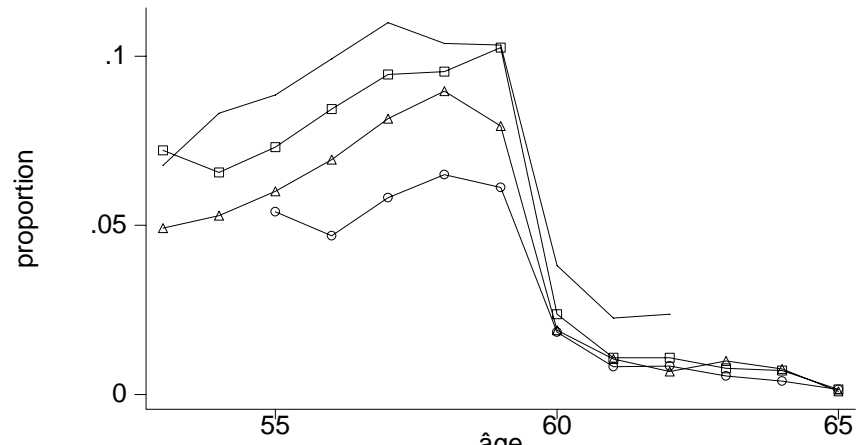
Hommes, Travail à temps partiel

22-26 = rond 27-31 = triangle 32-36 = carré 37-41 = ligne simple



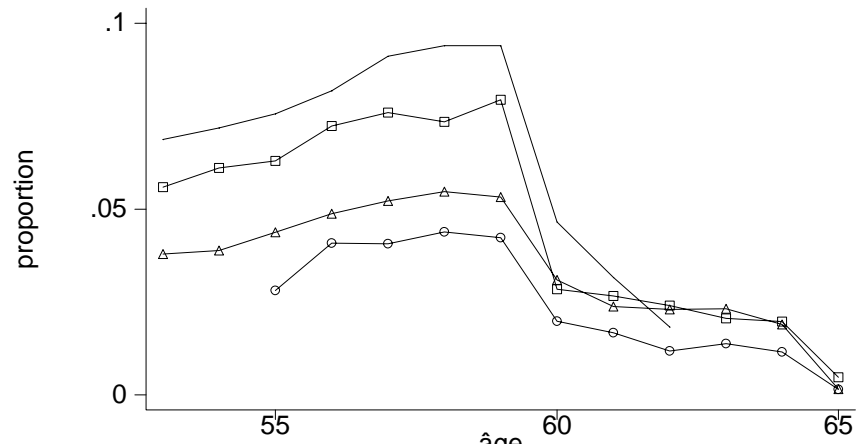
Hommes, Chômage

22-26 = rond 27-31 = triangle 32-36 = carré 37-41 = ligne simple



Femmes, Travail à temps partiel

22-26 = rond 27-31 = triangle 32-36 = carré 37-41 = ligne simple



Femmes, chômage

Figure 2 : Répartition par statut d'activité

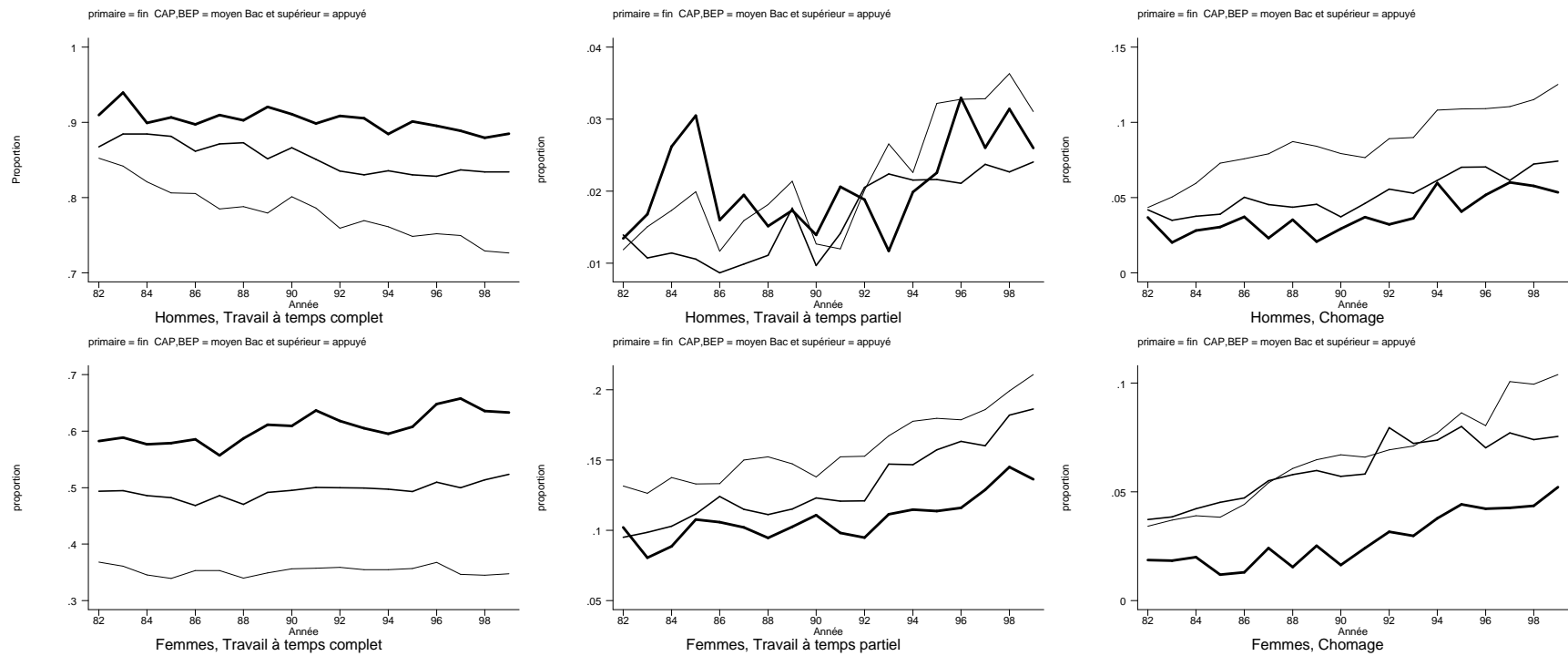


Figure 3 : Statut des 50-54 ans selon l'éducation

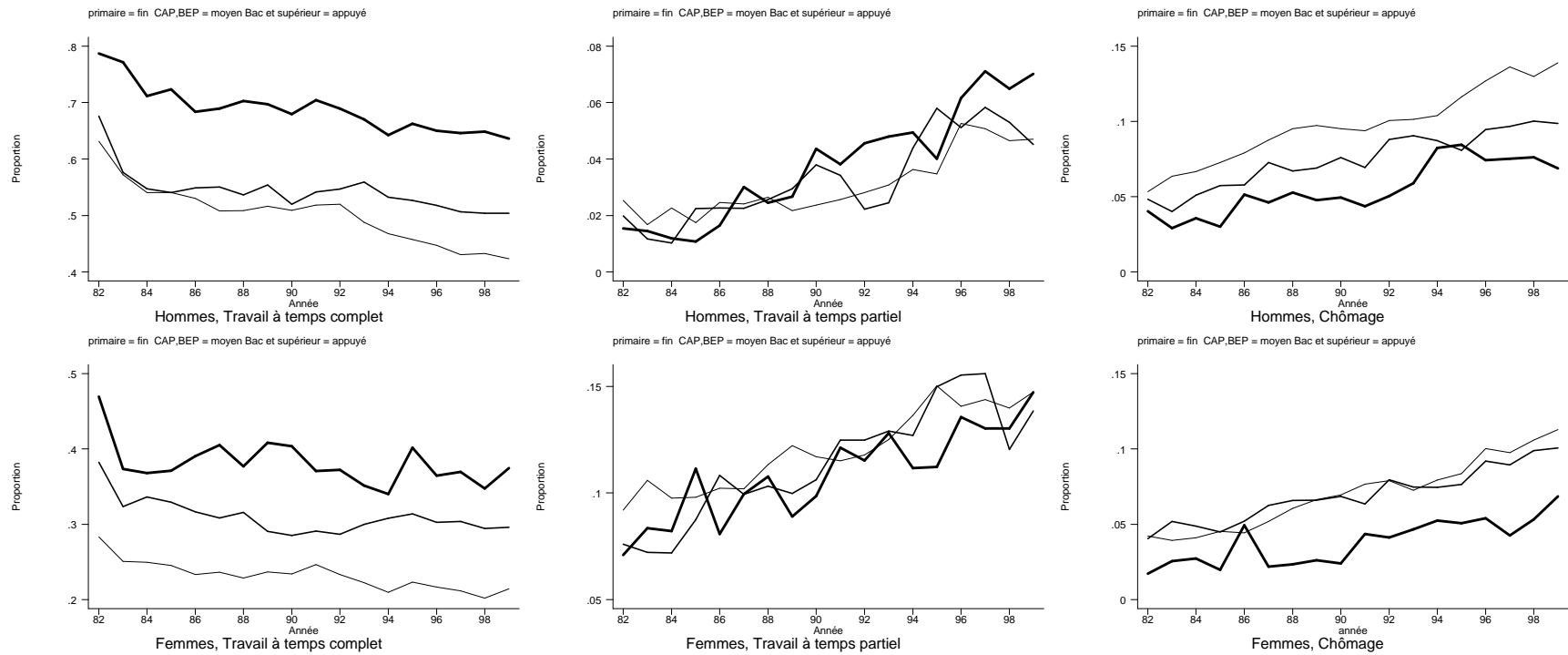


Figure 4 : Statut des 55-59 ans selon l'éducation

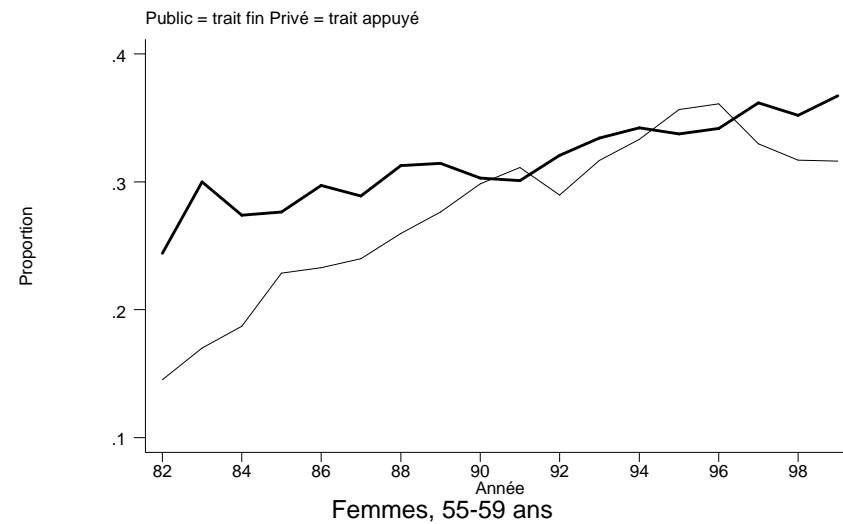
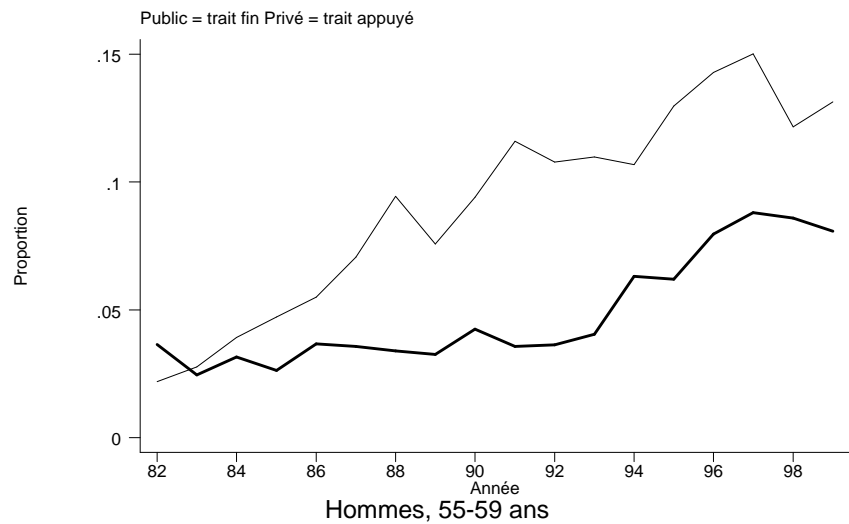
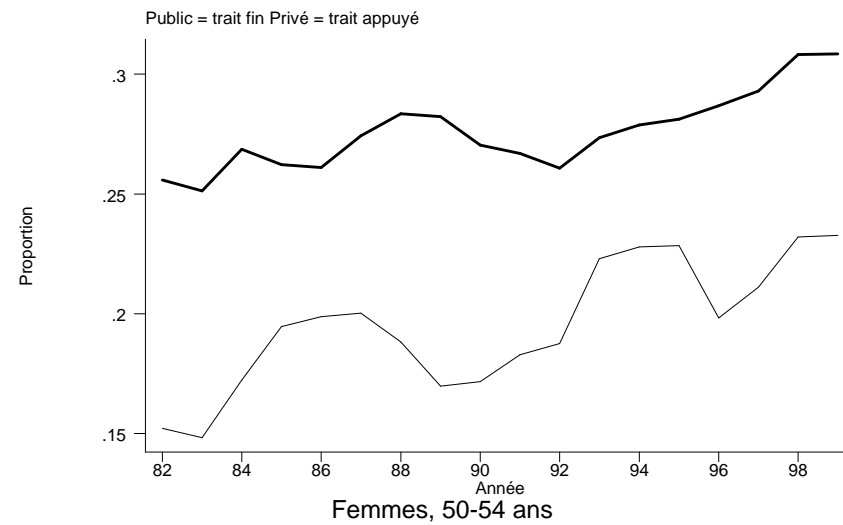
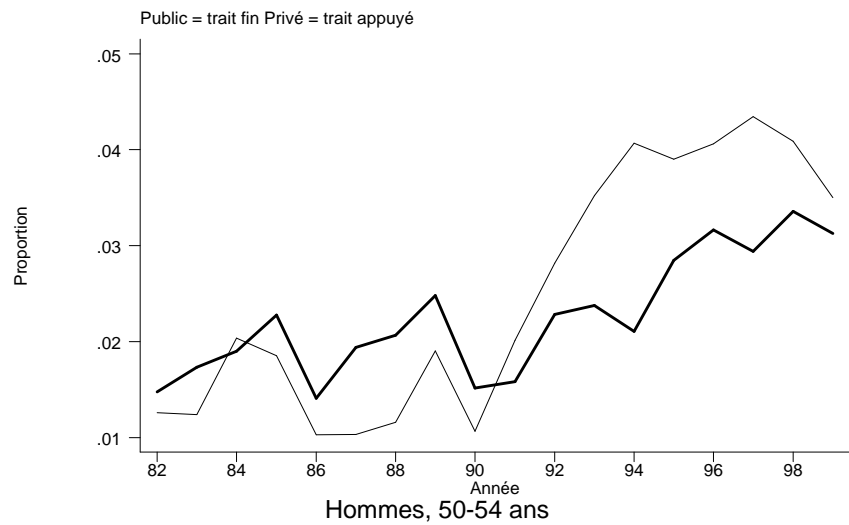


Figure 5 : Temps partiel

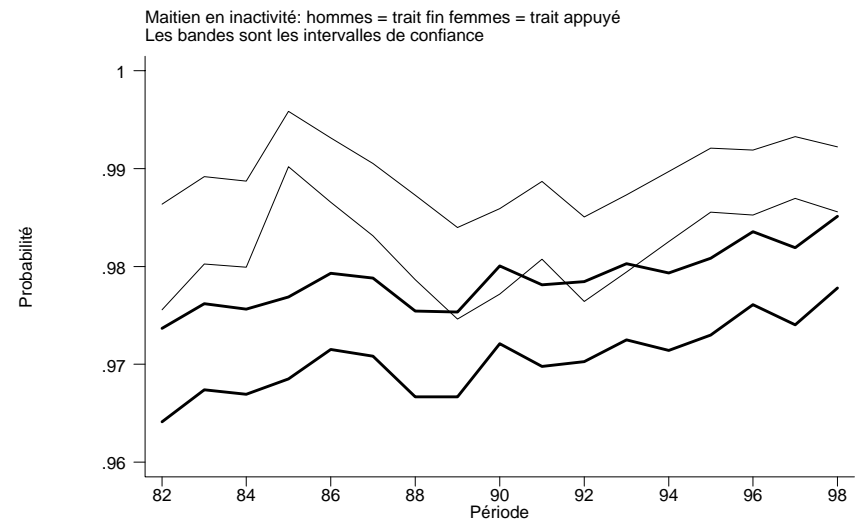
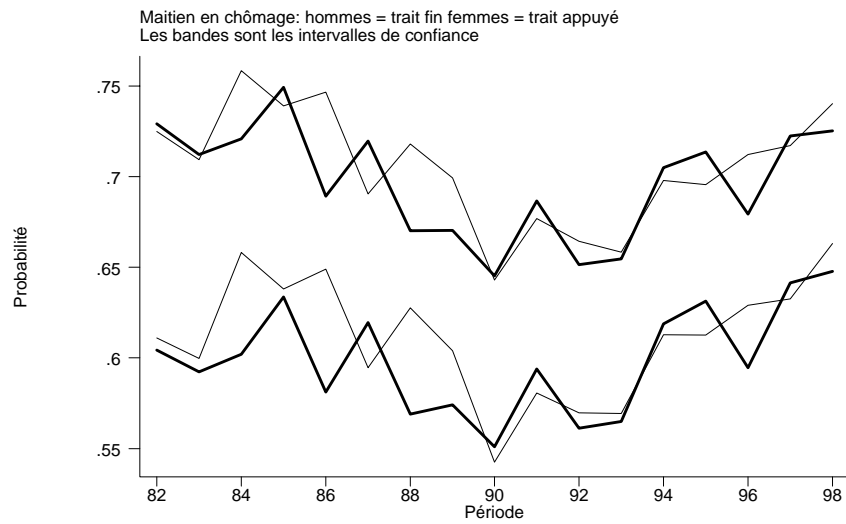
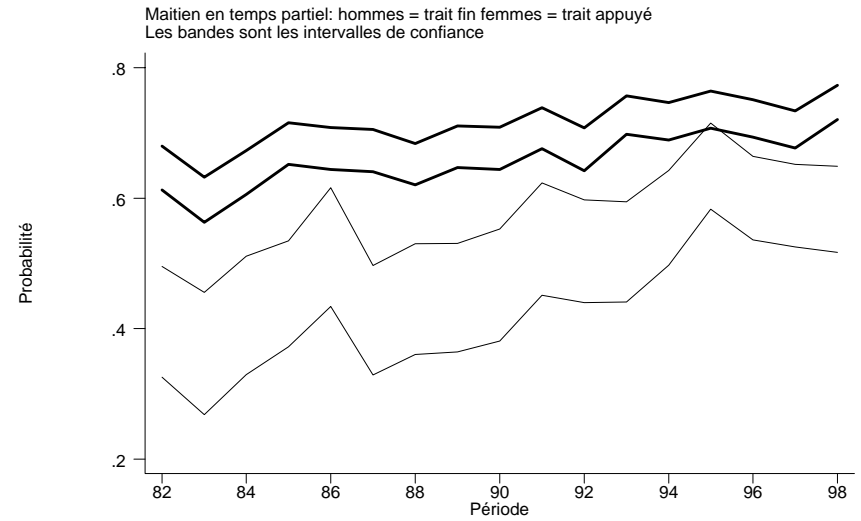
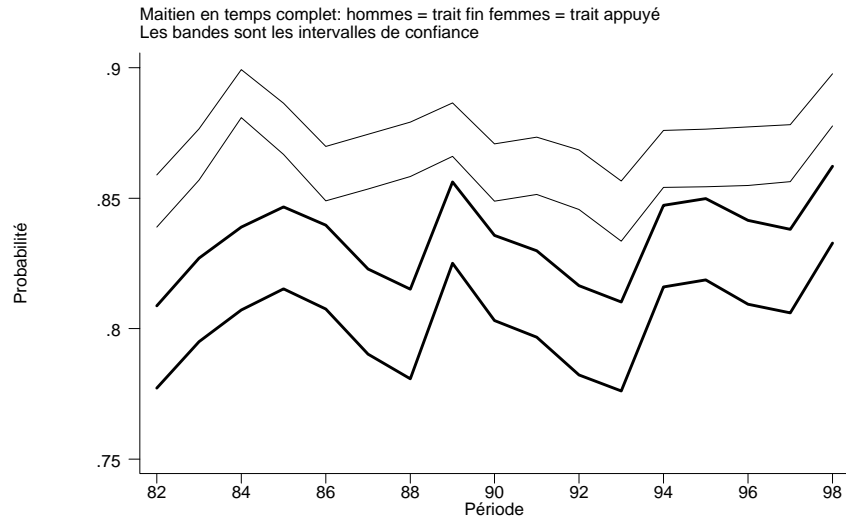


Figure 6: Evolution des probabilités de maintien dans l'état

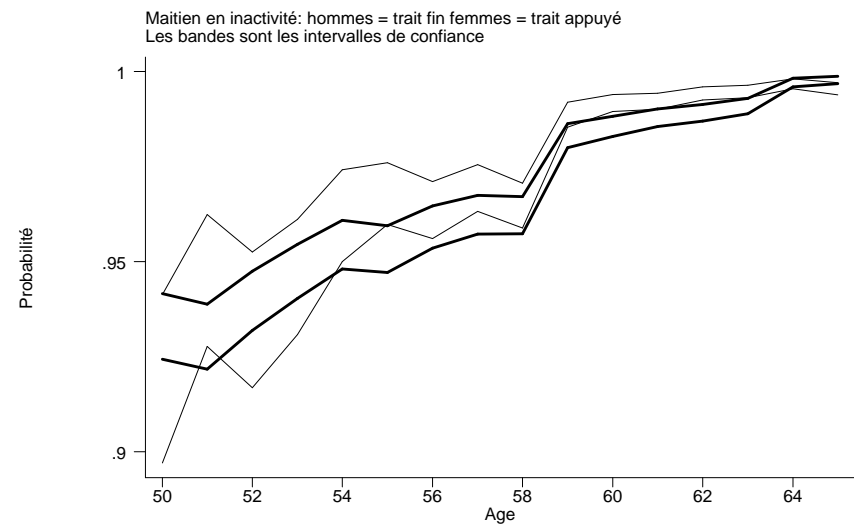
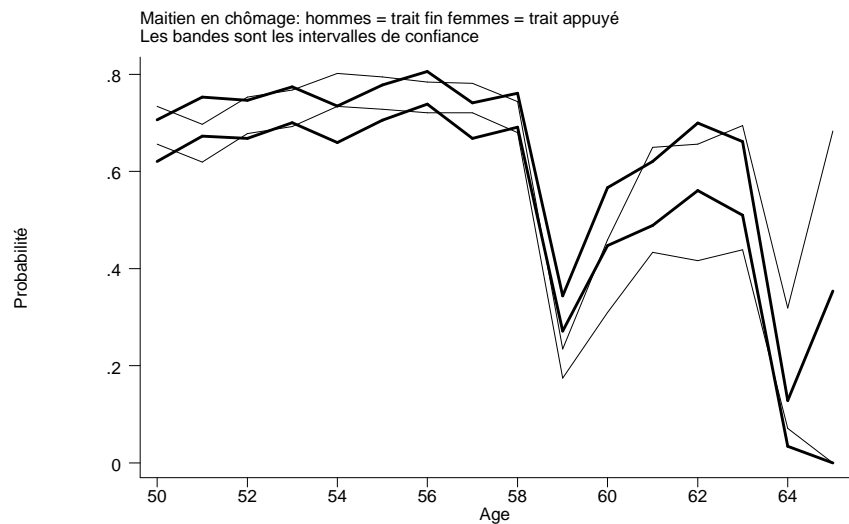
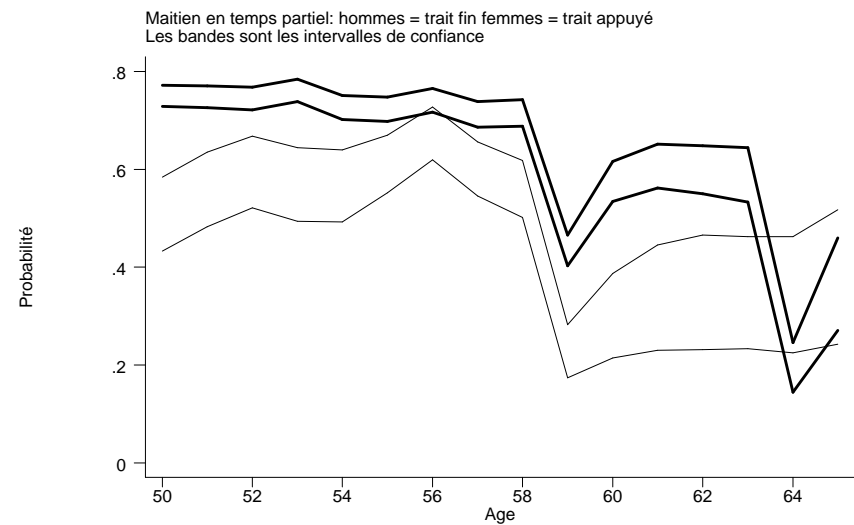
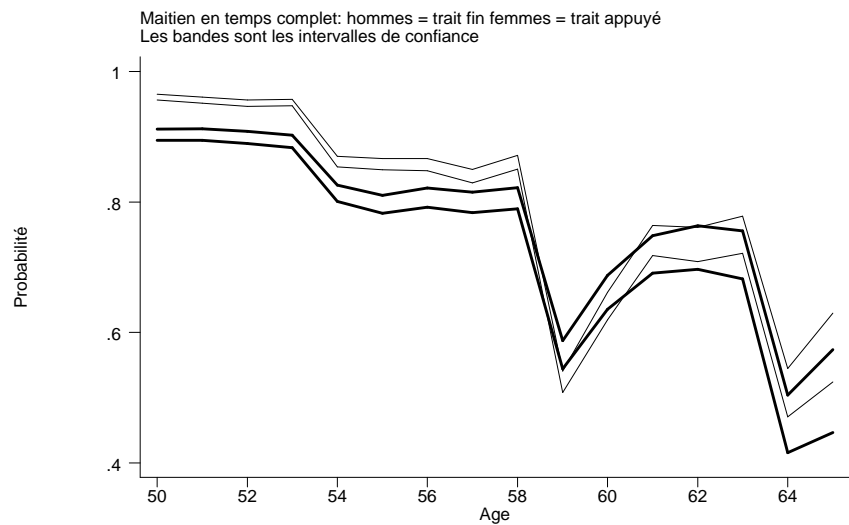


Figure 7: Profil par âge des probabilités de maintien

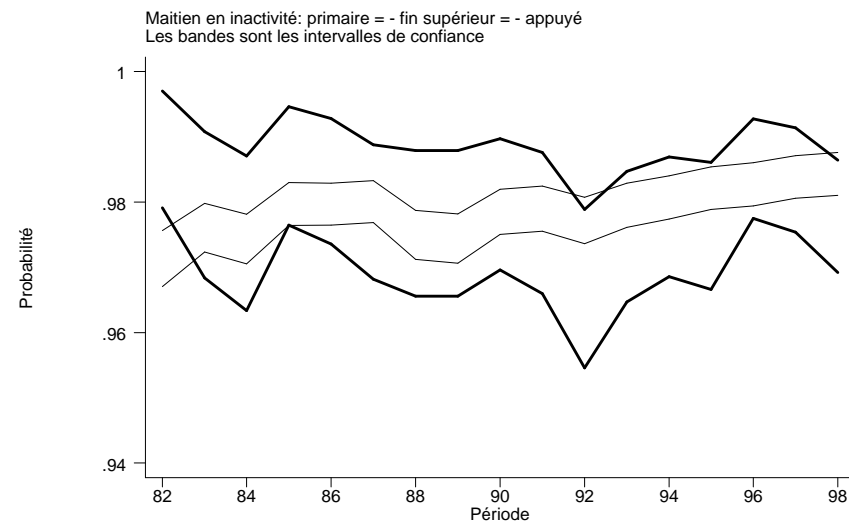
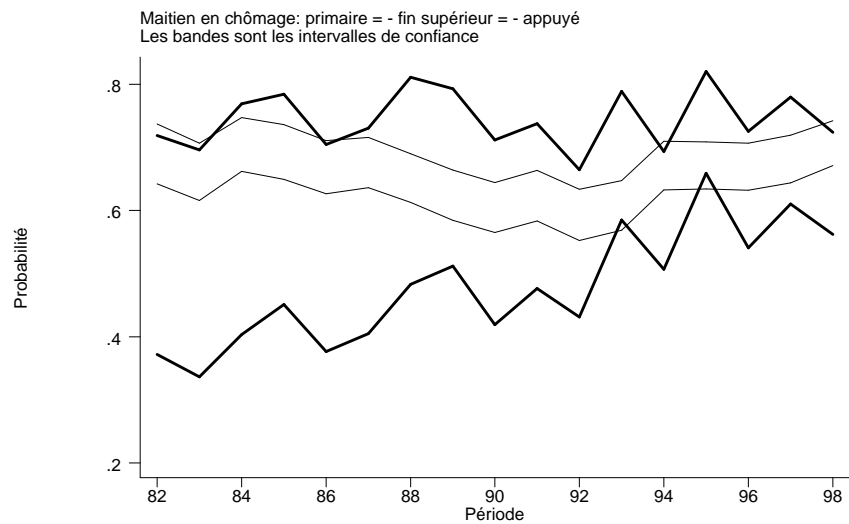
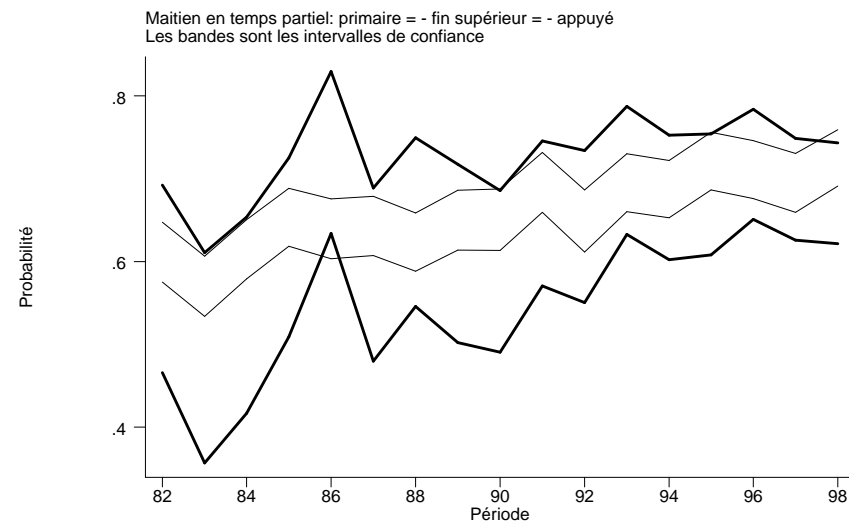
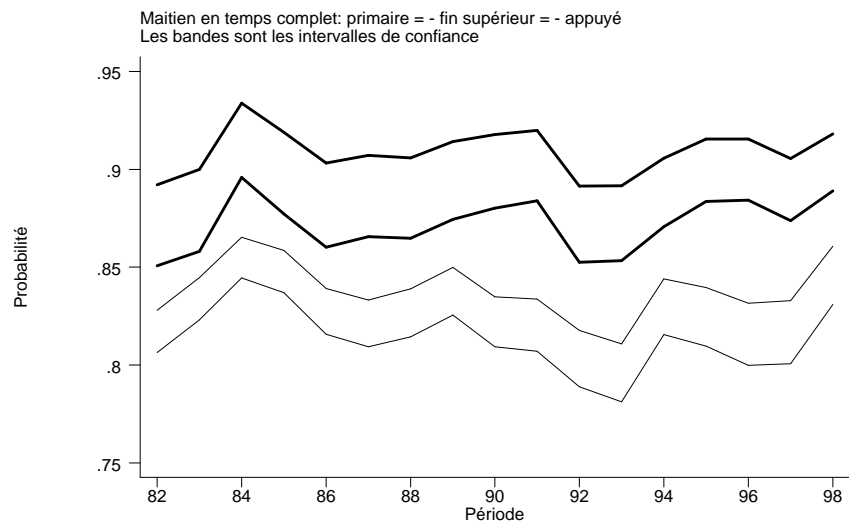


Figure 8: Evolution par groupe d'éducation du maintien dans l'état

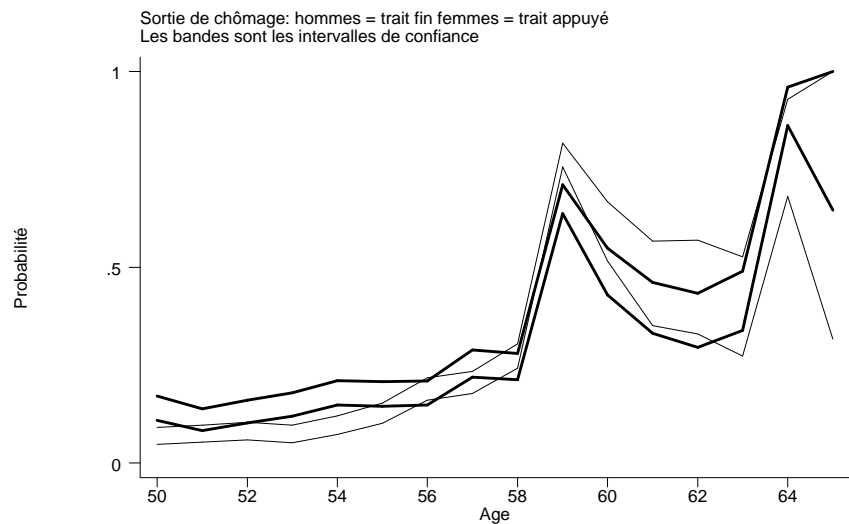
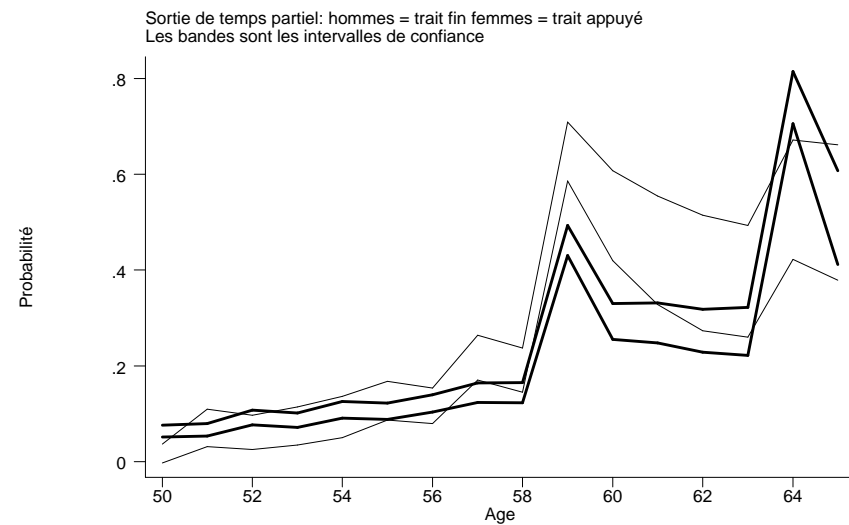
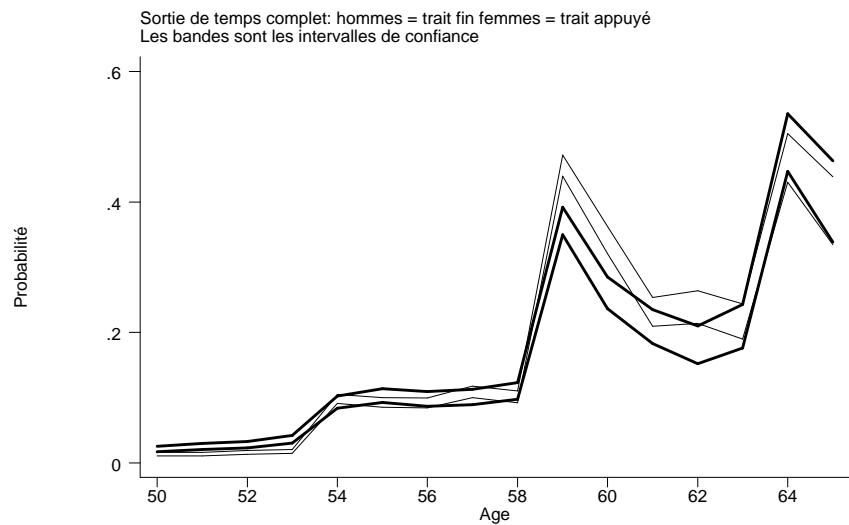


Figure 9: Profil par âge et sexe des sorties vers l'inactivité

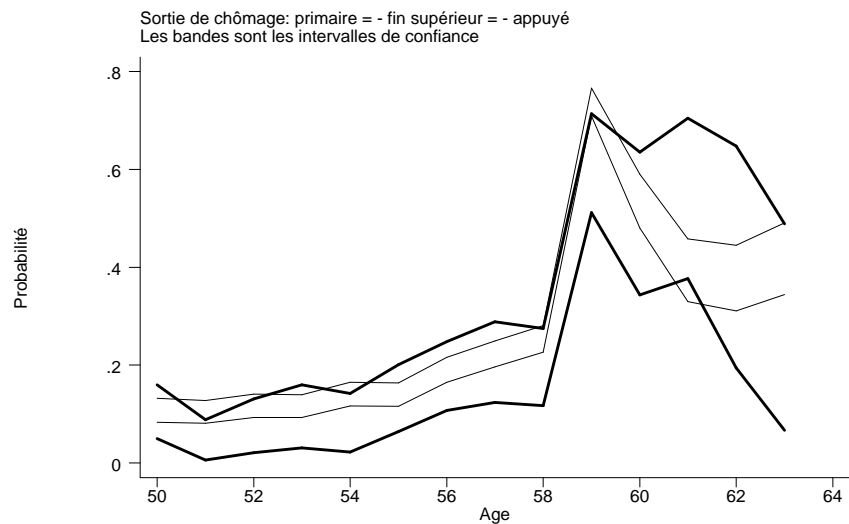
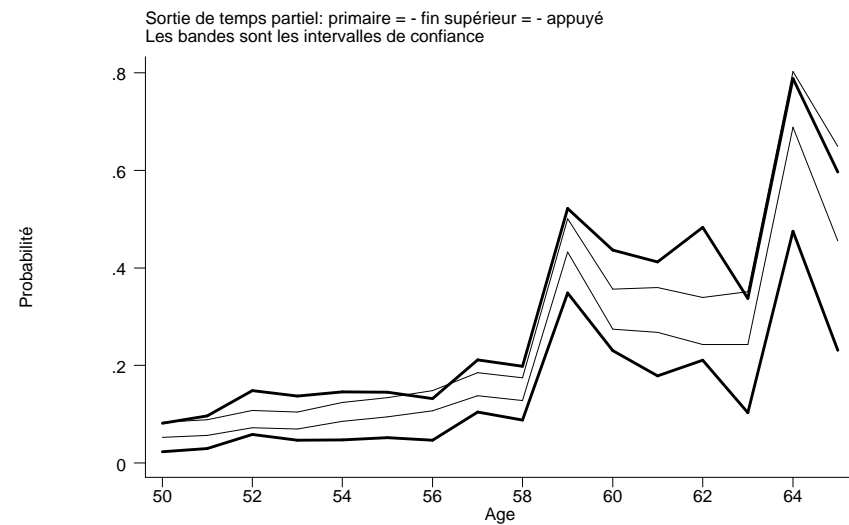
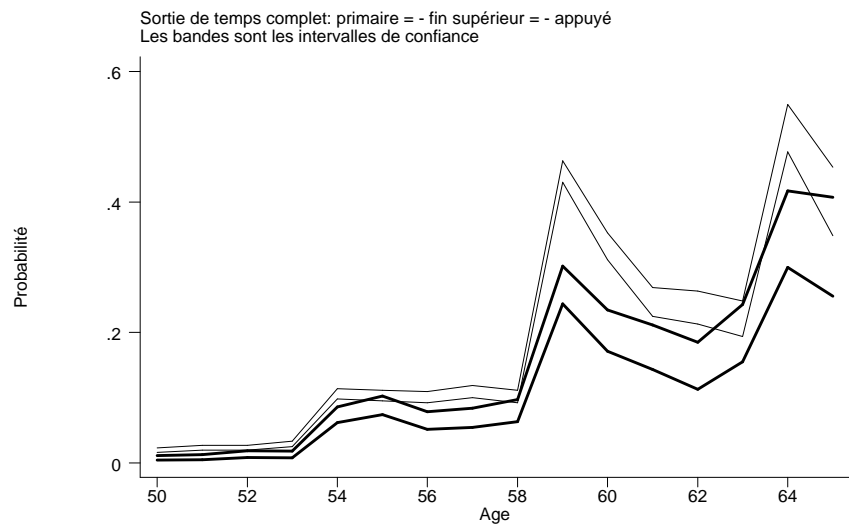


Figure 10: Profil par éducation des sorties vers l'inactivité