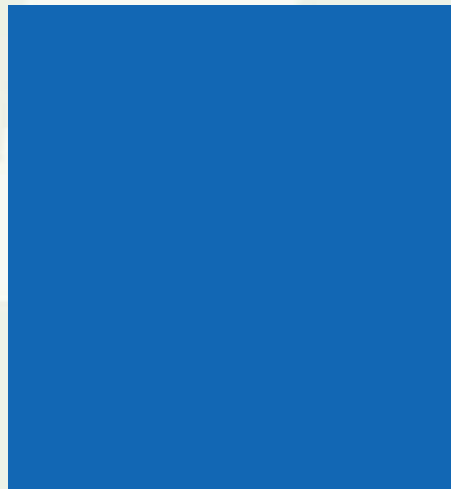


ASPECTS DE LA SECURITE SOCIALE

*Rapport dans le cadre du
« Programme de recherche interdépartemental
sur l'avenir à long terme de la prévoyance vieillesse
(IDA ForAlt)*

Analyse des déterminants individuels et institutionnels du départ anticipé à la retraite

Rapport de recherche n° 1/03



L'Office fédéral des assurances sociales publie dans sa série « Aspects de la sécurité sociale » des articles de fond et des rapports de recherches sur des sujets d'actualité dans le domaine de la sécurité sociale pour les rendre accessibles au grand public et encourager la discussion. Les analyses présentées par les auteurs ne reflètent pas forcément l'opinion de l'Office fédéral des assurances sociales.

Auteurs: Gabrielle Antille Gaillard, Prof., Marcel Bilger
Pascal Candolfi, Jean-Paul Chaze, Dr., Yves Flückiger, Prof.
Université de Genève
Laboratoire d'économie appliquée (LEA)
40, boulevard du Pont d'Arve
Tél. 022 705 89 10
Fax 022 705 89 58

Renseignements: Jean-François Rudaz, Recherche & développement
Office fédéral des assurances sociales
Effingerstrasse 20
3003 Berne
Tel. 031/322 87 63
E-mail: jean-francois.rudaz@bsv.admin.ch

ISBN: 3-905340-57-7

Copyright: Office fédéral des assurances sociales
CH-3003 Berne
Reproduction d'extraits autorisée – excepté à des fins commerciales – avec mention de la source ; copie à l'Office fédéral des assurances sociales.

Diffusion: OFCL, Diffusion publications, CH-3003 Bern
<http://www.bbl.admin.ch/bundespublikationen>

Numéro de commande: [318.010.1/03 f](#) 4.03 400

Analyse des déterminants individuels et institutionnels du départ anticipé à la retraite

Rapport dans le cadre du programme de recherche
interdépartemental sur l'avenir à long terme de la
prévoyance vieillesse (IDA ForAlt)

Université de Genève
Laboratoire d'économie appliquée (LEA)

Gabrielle Antille Gaillard
Marcel Bilger
Pascal Candolfi
Jean-Paul Chaze
Yves Flückiger

Janvier 2003

Avant-propos du groupe de travail interdépartemental « Programme de recherche sur l'avenir à long terme de la prévoyance vieillesse » (IDA ForAlt)

Après l'adoption du message concernant la 11^e révision de l'assurance-vieillesse et survivants (AVS), le Conseil fédéral, en vue de la prochaine révision, a chargé un groupe de travail interdépartemental de préparer et de mettre en œuvre un programme de recherche sur l'avenir à long terme de la prévoyance vieillesse. Les travaux de recherche, pour la plupart confiés à des mandataires externes, devaient être terminés pour la fin de l'année 2002.

Ils ont été accompagnés par différents groupes de projet constitués d'experts faisant partie de l'administration, qui ont discuté avec les mandataires les modèles proposés et les résultats. Nous remercions ici les équipes de recherche pour la compétence avec laquelle elles ont mené le projet et pour le bon esprit dont elles ont fait preuve.

Les différents sous-projets sont publiés dans des rapports séparés. Leurs résultats seront utilisés pour la rédaction d'un rapport de synthèse que le groupe de travail interdépartemental rédigera d'ici l'été 2003 à l'intention du Conseil fédéral.

L. Gärtner
Président du groupe de travail interdépartemental
IDA ForAlt

Vorwort der Interdepartementalen Arbeitsgruppe „Forschungsprogramm zur längerfristigen Zukunft der Alterssicherung“ (IDA ForAlt)

Nach der Verabschiedung der Botschaft zur 11. Revision der Alters- und Hinterlassenenversicherung (AHV) hat der Bundesrat im Hinblick auf die nächste Revision eine interdepartementale Arbeitsgruppe mit der Ausarbeitung und Durchführung eines Forschungsprogramms zur längerfristigen Zukunft der Alterssicherung beauftragt. Die meisten Forschungsarbeiten wurden an externe Auftraggeber vergeben und waren bis Ende 2002 abzuschliessen.

Die Arbeiten wurden durch verschiedene Projektgruppen von verwaltungsinternen Experten begleitet, welche die Modellannahmen und Ergebnisse mit den Auftragnehmern diskutiert haben. Den Forschungsteams sei für die kompetente Durchführung des Projekte und die gute Zusammenarbeit gedankt.

Die Ergebnisse der verschiedenen Teilprojekte werden als Einzelberichte publiziert. Sie werden zudem in den Synthesebericht, welchen die interdepartementale Arbeitsgruppe bis Sommer 2003 zuhänden des Bundesrates erarbeiten wird, einfließen und in diesem Rahmen inhaltlich gewürdigt werden.

L. Gärtner
Vorsitzender der Interdepartementalen Arbeitsgruppe
IDA ForAlt

Premessa del Gruppo di lavoro interdipartimentale „Programma di ricerca sul futuro a lungo termine della previdenza per la vecchiaia“ (IDA ForAlt)

Dopo l'approvazione del messaggio sull'11a revisione dell'assicurazione per la vecchiaia e per i superstiti (AVS) il Consiglio federale ha incaricato un gruppo di lavoro interdipartimentale di elaborare e attuare, in vista della prossima revisione, un programma di ricerca sulla previdenza per la vecchiaia a lungo termine. La maggior parte dei lavori di ricerca, il cui termine di consegna era fissato alla fine del 2002, è stata assegnata a mandatarî esterni.

I lavori sono stati accompagnati da diversi gruppi di lavoro costituiti da esperti interni all'amministrazione che hanno discusso con i mandatarî le ipotesi di modello e i risultati. Ringraziamo i gruppi di ricerca per la competenza con la quale hanno realizzato i progetti e per la buona collaborazione.

Per ciascuno dei progetti viene pubblicato un rapporto nel quale sono presentati i risultati ottenuti. I risultati verranno inoltre analizzati e integrati in un rapporto di sintesi che il gruppo di lavoro interdipartimentale elaborerà all'attenzione del Consiglio federale entro l'estate del 2003.

L. Gärtner
Presidente del gruppo di lavoro interdipartimentale
IDA ForAlt

Foreword by the “Research programme on the long-term future of old age pension provision” Interdepartmental Working Group (IDA ForAlt)

After passing the bill concerning the 11th Revision of the Old-Age and Survivors' Insurance (OASI) scheme, the Swiss Federal Council set up an interdepartmental working group to draw up and implement a research programme on the longer-term future of old-age insurance with a view to the 12th revision. Most of the research work was delegated to external bodies, who were to complete their tasks by the end of 2002.

The work was monitored by various project groups comprising experts from within the federal administration who discussed the model assumptions and results with those who were carrying out the research. I should like to take this opportunity to thank the research teams for the competent way in which they carried out their work and for their assistance.

The results of the various sub-projects will be published in one single report. In addition, they will be included and acknowledged in the synthesis which the Interdepartmental Working Group will draw up for the Swiss Federal Council in summer 2003.

L. Gärtner
Chairman of the Interdepartmental Working Group
IDA ForAlt

Table des matières

Table des matières	I
Liste des figures et des tableaux	III
Résumé.....	VI
Zusammenfassung	VIII
Riassunto.....	X
Summary	XII
INTRODUCTION	1
1. PROBLEMES RENCONTRES AVEC LES BASES DE DONNEES UTILISEES	3
2. DESCRIPTION DE LA POPULATION EN RETRAITE ANTICIPEE	11
2.1 DESCRIPTION DE LA POPULATION AYANT « CHOISI » DE PRENDRE UNE RETRAITE ANTICIPEE: ENSEMBLE DE L'ESPA 1991-2000.....	12
2.2 DESCRIPTION DE LA POPULATION AYANT « CHOISI » DE PRENDRE UNE RETRAITE ANTICIPEE: POPULATION REDUITE DE L'ESPA 1991-2000	18
3. ESTIMATION ECONOMETRIQUE DE LA PROBABILITE DE PRENDRE UNE RETRAITE ANTICIPEE.....	25
3.1 ANALYSE LOGISTIQUE DU CHOIX DE LA PROBABILITE DE PRENDRE UNE RETRAITE ANTICIPEE	25
3.1.1 Méthodologie et définition des variables	25
3.1.2. Estimation du modèle logistique pour les hommes.....	28
3.1.3. Procédure de regroupement des modalités et estimations réduites pour les hommes	31
3.1.4. Estimation du modèle logistique pour les femmes.....	33
3.1.5. Modélisation logistique avec la prise en compte de la variable des professions ISCO	35
3.2 MODELISATION DE LA RETRAITE ANTICIPEE AVEC LES DONNEES DE PANEL DE L'ESPA.....	42
3.2.1. Cadre conceptuel	43
3.2.2. Probabilités d'état et de transition	44
3.2.3. Echantillon de données et variables du modèle.....	45
3.2.4. Formulation du modèle et estimation	46
3.2.5 Echantillons d'hommes et de femmes.....	46
3.2.6. Résultats des estimations.....	50
3.3 CONCLUSIONS	54
4. ESTIMATION D'UN MODELE EXPLICATIF DE L'ETAT DE SANTE INDIVIDUEL.....	56
4.1 LES DONNEES	56
4.2 CHOIX DES VARIABLES D'ETAT DE SANTE.....	57

4.3 CHOIX DES VARIABLES EXPLICATIVES	58
4.4 RESULTATS : DESCRIPTION DE L'ETAT DE SANTE A PARTIR DES VARIABLES EXPLICATIVES RETENUES	59
4.4.1. Variable d'âge.....	60
4.4.2. Variable de genre	60
4.4.3. Variable d'état civil	62
4.4.4. Variables socioprofessionnelles	62
4.4.5. Variables d'activité professionnelle	64
4.4.6. Variable de nationalité	66
4.5 MODELISATION LOGISTIQUE	67
4.5.1. Variable d'état de santé subjectif binaire: population masculine	67
4.5.2. Variable d'état de santé subjectif binaire : population féminine	71
4.5.3. Variable de problèmes de santé de longue durée: population masculine.....	72
4.5.4. Variable de problèmes de santé de longue durée: population féminine.....	73
4.6 VARIABLE D'ETAT DE SANTE SUBJECTIF POLYTOMIQUE ORDONNEE A CINQ ETATS.....	74
4.6.1 Méthodologie des modèles polytomiques ordonnés	74
4.6.2 Modélisation de la population masculine.....	76
4.6.3 Modélisation de la population féminine.....	76
4.6.4 Comparabilité des modèles polytomiques et binaires.....	77
4.7 CONCLUSIONS ET EXTENSIONS DE L'ANALYSE À D'AUTRES VARIABLES EXPLICATIVES	78
5. INTEGRATION DU MODELE SUR LA SANTE DANS L'ANALYSE DES DECISIONS INDIVIDUELLES DE RETRAITE ANTICIPEE	80
5.1 METHODOLOGIE	80
5.2 RESULTATS POUR LA POPULATION MASCULINE.....	81
5.3 ESTIMATION DU MODELE LOGISTIQUE POUR LES FEMMES	85
5.4 CONCLUSIONS.....	88
5.5 AUTRES TENTATIVES DE LIAISON.....	89
CONCLUSIONS GENERALES	91
RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES	94
ANNEXE 1 : UTILISATION DE L'ENQUETE SUR LA STRUCTURE DES SALAIRES	96

Liste des figures et des tableaux

Figure 1 :	Taux de retraite anticipée pour les hommes âgés entre 62 et 64 ans et pour les femmes âgées entre 59 et 61 ans, 1991-2000	13
Figure 2 :	Nombre d'années d'anticipation de la retraite, ensemble de la population, 1991-2000	14
Figure 3 :	Taux de retraite anticipée par âge, population masculine, 1991-2000.....	15
Figure 4 :	Taux de retraite anticipée par âge, population féminine, 1991-2000.....	15
Figure 5 :	Taux de retraite anticipée par secteur, 1991-2000	16
Figure 6 :	Taux de retraite anticipée par statut, 1991-2000.....	17
Figure 7 :	Taux de retraite anticipée selon la situation au sein du ménage, 1991-2000.....	18
Figure 1b :	Taux de retraite anticipée pour les hommes âgés entre 62 et 64 ans et pour les femmes âgées entre 59 et 61 ans, tirage aléatoire, 1991-2000	19
Figure 2b :	Nombre d'années d'anticipation de la retraite, ensemble de la population, tirage aléatoire, 1991-2000	20
Figure 3b :	Taux de retraite anticipée par âge, tirage aléatoire, population masculine, 1991-2000	21
Figure 4b :	Taux de retraite anticipée par âge, tirage aléatoire, population féminine, 1991-2000	22
Figure 5b :	Taux de retraite anticipée par secteur, tirage aléatoire, 1991-2000	22
Figure 6b :	Taux de retraite anticipée par statut, tirage aléatoire, 1991-2000	23
Figure 7b :	Taux de retraite anticipée selon la situation au sein du ménage, tirage aléatoire, 1991-2000.....	24
Tableau 8 :	Probabilité de prendre une retraite anticipée, hommes, 1991-2000.....	30
Tableau 9 :	Probabilité de prendre une retraite anticipée, population masculine, estimation après regroupements de certaines modalités, 1991-2000	33
Tableau 10 :	Probabilité de prendre une retraite anticipée, femmes, 1991-2000.....	34
Tableau 11 :	Probabilité de prendre une retraite anticipée, femmes, estimation "diminuée", 1991-2000	35
Tableau 12 :	Probabilité de prendre une retraite anticipée, hommes, estimation avec les professions ISCO, 1991-2000.....	36
Figure 13 :	Taux de retraite anticipée par professions ISCO, tirage aléatoire, population masculine, 1991-2000	39
Tableau 14 :	Probabilité de prendre une retraite anticipée, hommes, estimation avec les professions ISCO, 1991-2000.....	40
Tableau 15 :	Probabilité de prendre une retraite anticipée, femmes, estimation avec les professions ISCO, 1991-2000.....	41
Tableau 16 :	Echantillon d'observations pour la retraite anticipée.....	47

Tableau 17 :	Nombre de transitions dans la position professionnelle	48
Tableau 18 :	Nombre de transitions dans le secteur d'activité	49
Tableau 19 :	Individus avec données manquantes dans la position professionnelle et le secteur d'activité	50
Tableau 20 :	Modèle de la retraite anticipée des hommes	50
Tableau 21 :	Modèle de la retraite anticipée des femmes	51
Figure 22 :	Probabilités d'être à la retraite anticipée des hommes	52
Figure 24 :	Probabilités d'être à la retraite anticipée des femmes	53
Figure 25 :	Probabilités de transition vers la retraite anticipée des femmes	54
Figure 27 :	Etat de santé objectif	61
Figure 29 :	Problèmes de santé objectifs en fonction du statut	64
Figure 30 :	Etat de santé subjectif en fonction de l'activité professionnelle	65
Figure 31 :	Etat de santé objectif en fonction de l'activité	66
Tableau 32 :	Estimation de la probabilité d'être en bonne santé subjective: population masculine	68
Tableau 33 :	Estimation réduite de la probabilité d'être en bonne santé subjective, population masculine	70
Tableau 34 :	Estimation réduite de la probabilité d'être en bonne santé subjective, population féminine	71
Tableau 35 :	Estimation réduite de la probabilité d'être en mauvaise santé objective: population masculine	72
Tableau 36 :	Estimation réduite de la probabilité d'être en mauvaise santé objective, population féminine	73
Tableau 37 :	Estimation réduite de la probabilité d'être en bonne santé subjective: variable polytomique ordonné à cinq états, population masculine	76
Tableau 38 :	Estimation réduite de la probabilité d'être en bonne santé subjective: variable polytomique ordonnée à cinq états, population féminine	77
Tableau 39 :	Modélisation de l'état de santé subjectif, population masculine, 1991-2000	82
Tableau 40 :	Probabilité de prendre une retraite anticipée, hommes, 1991-2000	83
Tableau 41 :	Modélisation des problèmes de santé à long terme, hommes, 1991-2000	84
Tableau 42 :	Probabilité de prendre une retraite anticipée, hommes, 1991-2000	85
Tableau 43 :	Probabilité de prendre une retraite anticipée, femmes, estimation "diminuée", 1991-2000	86
Figure 44 :	Probabilités d'être en retraite anticipée selon l'âge pour les femmes sans conjoint en 1995	87
Figure 45 :	Probabilités d'être en retraite anticipée selon l'âge pour les femmes avec conjoint actif en 1995	87

Figure 46:	Probabilités d'être en retraite anticipée selon l'âge pour les femmes avec conjoint non actif en 1995	88
Tableau A1:	Salaires net et brut selon le sexe et le secteur	96
Tableau A2:	Equations du ratio entre les salaires net et brut versés en octobre	98
Tableau A3:	Equations du ratio entre les salaires net et brut versés en octobre avec effets fixes d'entreprises	102

Résumé

Le projet a deux objectifs majeurs. Il vise tout d'abord à décrire la population des personnes qui choisissent de prendre une retraite anticipée avant même d'avoir atteint l'âge légal de la retraite. A partir des résultats obtenus dans la partie descriptive, le projet analyse ensuite, sur la base de différentes méthodes économétriques, les facteurs susceptibles d'expliquer les départs anticipés à la retraite.

Pour y parvenir, le projet utilise les bases de données existantes à l'heure actuelle et, en particulier, l'Enquête suisse sur la population active (ESPA) complétée par des informations extraites de l'Enquête suisse sur la santé (ESS). D'autres tentatives de mise en relation avec les données de l'Enquête sur les revenus et la consommation (ERC) et de l'Enquête suisse sur la structure des salaires (LSE) se sont avérées vaines. Cela s'explique, du côté de l'ERC, par le fait qu'il est impossible de travailler avec des données individualisées, comme il l'aurait fallu pour établir un lien avec l'ESPA. Du côté de la LSE, le problème provient principalement du fait que les données relatives aux cotisations du deuxième pilier ne couvrent que la partie "employés" et que ces cotisations observées à un instant donné ne sont pas nécessairement représentatives des capitaux de prévoyance professionnelle accumulés par un individu.

Etant donné qu'il n'existe pas, pour l'instant, d'enquêtes officielles portant sur la population ayant pris une retraite anticipée, les statistiques utilisées pour mener à bien l'analyse ont dû être reconstruites à partir des informations disponibles dans le cadre de l'ESPA. En l'occurrence, la population des personnes considérées comme étant en retraite anticipée (même si cette décision n'est pas nécessairement irréversible) a été circonscrite sur la base de trois questions contenues dans l'ESPA. Ainsi, une personne a été considérée comme étant en retraite anticipée lorsque :

1. elle est non active;
2. la première raison de son non-activité est la retraite;
3. et qu'elle a été active dans le passé.

L'exploitation de la base de données constituée pour les années de 1991 à 2000 a permis de montrer que le taux de retraite anticipée s'est assez nettement accru depuis le début des années 90 et ceci aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Cette évolution peut s'expliquer en premier lieu par l'évolution conjoncturelle du début des années 90 qui a pu inciter des personnes à se mettre en retraite anticipée, encouragées parfois par des plans de retraite assez attractifs. Elle peut aussi traduire un choix de vie qui encourage les personnes à raccourcir la durée de leur vie active. Même si ne nous ne sommes pas en mesure de savoir si ces personnes perçoivent une rente vieillesse ou de leur deuxième pilier pour subvenir à leurs besoins, ce résultat nous permet néanmoins d'évaluer le nombre de personnes qui pourraient potentiellement percevoir des rentes si le système de retraite introduisait une flexibilité dans l'âge légal de la retraite, pour peu qu'elle soit suffisamment attractive du point de vue financier.

Nous avons pu également observer que le pourcentage de retraite anticipée augmente, sans surprise, au fur et à mesure que les personnes se rapprochent respectivement de 65 ans pour les hommes et de 62 ans pour les femmes, pour atteindre près d'un tiers des individus à une année de cet âge légal. Il apparaît, en l'occurrence, qu'une année avant la limite légale, le taux de retraite anticipée des hommes atteint presque 40% alors que celui des femmes n'atteint pas les 30%.

Lorsque l'on examine les comportements de retraite anticipée en fonction du secteur d'occupation, on constate que c'est dans l'administration publique, les transports et communications et les activités financières que ces choix ont été les plus fréquents au cours des années 90. Ces résultats s'expliquent sans aucun doute par le fait, d'une part, que ces secteurs prévoient généralement des plans de retraite anticipée relativement favorables. D'autre part, ils ont connu des réductions importantes d'effectifs liées en particulier aux coupures budgétaires subies par les collectivités publiques en Suisse.

A l'inverse, il est assez surprenant d'observer que le secteur de la construction se caractérise par des taux de retraite anticipée inférieurs à la moyenne, ceci d'autant plus que le bâtiment a connu, au cours des années 90, des licenciements assez massifs et que les entreprises de la construction ont adopté durant cette période des programmes de retraite anticipée pour amortir le choc de cette récession. Hormis ces facteurs plus conjoncturels, on aurait pu penser a priori que les personnes qui travaillent dans ce secteur soient encouragées à prendre une retraite anticipée en raison de la pénibilité des travaux associés à cette branche et des atteintes fréquentes à la santé qui caractérisent la population qui y est active. De ce point de vue, il faut souligner que les variables relatives à l'état de santé individuel qui ont été intégrées dans l'analyse ne semblent pas exercer d'influence significative sur la décision de prendre une retraite anticipée, contrairement à ce que l'on aurait pu penser a priori.

Les analyses effectuées ont également démontré que les indépendants sont caractérisés par des taux de retraite anticipée largement inférieurs à ceux de la population salariée. Cela s'explique sans doute par le fait qu'ils disposent de couvertures vieillesse moins favorables que celles de bon nombre de salariés. Nous avons également constaté que le comportement de retrait prématuré du marché du travail est nettement plus fréquent parmi les cadres et les postes de direction que parmi les personnes situées au bas de la hiérarchie, alors même que les analyses de l'ESS démontrent que l'état de santé tant objectif que subjectif de cette population est nettement meilleure que celle du reste de la population.

Finalement, les résultats de l'analyse mettent en évidence que les personnes vivant avec un conjoint inactif ont une plus forte probabilité de se retirer prématurément du marché du travail que les personnes sans conjoint. De surcroît, le taux de retraite anticipée des femmes ayant un conjoint inactif dépasse très nettement celui observé auprès des hommes ce qui semble suggérer que les femmes prennent plus fréquemment des décisions liées au statut d'activité de leur conjoint que les hommes. Quoi qu'il en soit, le comportement de retraite anticipée de la population féminine est plus difficile à expliquer que celui des hommes sans doute parce que les femmes prennent en considération des facteurs relatifs à la famille (présence de petits-enfants éventuellement) qui sont ignorés par leurs conjoints.

Zusammenfassung

Das Projekt verfolgt zwei Hauptziele: Als Erstes will es die Bevölkerungsgruppe beschreiben, die sich für eine frühzeitige Pensionierung entscheidet. Gestützt auf die im beschreibenden Teil gewonnenen Ergebnisse analysiert das Projekt anschliessend mit Hilfe verschiedener ökonomischer Methoden die Faktoren, die eine Frühpensionierung erklären können.

Dazu verwendet das Projekt die derzeit bereits bestehenden Datenbanken, darunter vor allem die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (SAKE), welche mit Informationen aus der Schweizerischen Gesundheitsbefragung (SGB) ergänzt wird. Versuche, diese Datenquellen mit Daten aus der Einkommens- und Verbrauchserhebung (EVE) und der Lohnstrukturserhebung (LSE) zu verbinden, blieben erfolglos. Dies erklärt sich bei der EVE dadurch, dass es nicht möglich ist, mit individualisierten Daten zu arbeiten, wie es zur Herstellung eines Bezugs mit der SAKE nötig gewesen wäre. Bei der LSE besteht das Problem hauptsächlich darin, dass die Daten bezüglich den Beiträgen zur zweiten Säule nur den "Arbeitnehmerteil" abdecken und dass diese in einem gewissen Zeitpunkt erfassten Beiträge für das von einer bestimmten Person angehäuften Berufsvorsorgekapital nicht unbedingt repräsentativ ist.

Da momentan keine offizielle Erhebung zur Bevölkerung der Frühpensionierten existiert, mussten die zur Analyse verwendeten Statistiken auf der Basis der SAKE-Informationen aufgebaut werden. Im vorliegenden Fall wurde die Bevölkerungsgruppe, die als frühpensioniert angesehen wird (wenn auch dieser Entscheid nicht unbedingt unwiderrufbar ist), auf der Grundlage von drei in der SAKE enthaltenen Fragen umschrieben. So gilt eine Person als frühpensioniert, wenn:

1. sie nicht erwerbstätig ist;
2. der Hauptgrund für ihre Nichterwerbstätigkeit die Pensionierung ist;
3. und sie in der Vergangenheit erwerbstätig war.

Die Auswertung der für die Jahre 1991 bis 2000 erstellten Datenbank hat gezeigt, dass die Frühpensionierungsquote seit Anfang 1990 recht markant gestiegen ist und zwar sowohl bei den Männern wie bei den Frauen. Diese Entwicklung kann in erster Linie durch die konjunkturelle Entwicklung zu Beginn der neunziger Jahre erklärt werden, die Anreize für eine Frühpensionierung bot, wobei die betreffenden Personen manchmal mit attraktiven Rentenplänen zu diesem Schritt ermuntert wurden. In der Frühpensionierung kann aber auch eine Lebensentscheidung zum Ausdruck kommen, welche die Menschen veranlasst, die Dauer ihres Erwerbslebens zu verkürzen. Wir können zwar nicht in Erfahrung bringen, ob diese Personen eine Altersrente erhalten oder ob sie ihren Lebensunterhalt mit ihrer zweiten Säule finanzieren. Doch können wir mit diesen Ergebnissen in etwa abschätzen, wie viele Menschen potenziell eine Rente beziehen könnten, wenn das Rentensystem ein flexibles Rentenalter einführen würde, sofern dieses in finanzieller Hinsicht genügend attraktiv wäre.

Wir konnten ebenfalls beobachten, dass die Frühpensionierungsquote wie erwartet steigt, je mehr sich die Männer dem 65. Lebensjahr und die Frauen dem 62. Lebensjahr nähern. Ein Jahr vor dem gesetzlichen Rentenalter entspricht diese Quote fast einem Drittel des betreffenden Bevölkerungsteils. Dabei lässt sich ebenfalls feststellen, dass ein Jahr vor der gesetzlichen Altersgrenze die Frühpensionierungsquote bei den Männern fast 40 % erreicht und bei den Frauen knapp unter 30 % liegt.

Untersucht man die Frühpensionierung nach Beschäftigungssektor, fällt auf, dass diese Wahl in der öffentlichen Verwaltung, im Transport- und im Kommunikationssektor und im Finanzbereich in den 1990er Jahren am häufigsten getroffen wurde. Dies lässt sich einerseits wohl dadurch erklären, dass diese Sektoren häufig Frühpensionspläne vorsahen; andererseits auch damit, dass in diesen Sektoren aufgrund von Budgetkürzungen der öffentlichen Hand die Personalbestände beträchtlich reduziert werden mussten.

Überraschend ist hingegen, dass die Frühpensionsquote im Bausektor unter dem Durchschnitt liegt. Dies umso mehr, als der Bausektor in den 1990er Jahren massive Entlassungen verzeichnete und die Bauunternehmen in dieser Zeit Frühpensionsprogramme vorgesehen haben, um den Schock dieser Rezession zu mildern. Neben diesen eher konjunkturellen Faktoren hätte man a priori annehmen können, dass die im Bau tätigen Angestellten aufgrund der meist mühsamen Arbeit, die häufig mit gesundheitlichen Problemen verbunden ist, geneigt sein könnten, sich vorzeitig pensionieren zu lassen. Diesbezüglich ist darauf hinzuweisen, dass die sich auf die Gesundheit beziehenden Variablen, die in die Analyse mit einbezogen wurden, wider Erwarten offenbar keinen grossen Einfluss auf die Entscheidung für eine Frühpensionierung haben.

Bei den durchgeführten Analysen hat sich ebenfalls herausgestellt, dass die Selbstständigerwerbenden gegenüber den Angestellten eine deutlich unterdurchschnittliche Frühpensionsquote verzeichnen. Dies lässt sich zweifellos dadurch erklären, dass deren Altersvorsorge weniger gut ist als bei den meisten der Angestellten. Wir haben ebenfalls beobachten können, dass der vorzeitige Rücktritt aus dem Erwerbsleben bei Kaderangestellten und Direktionsmitgliedern wesentlich häufiger gewählt wird als bei Angestellten, die hierarchisch tiefer gestellt sind, obwohl die Analysen der SGB zeigen, dass der Gesundheitszustand sowohl in objektiver wie auch in subjektiver Hinsicht bei diesem Teil der Bevölkerung wesentlich besser ist als bei der übrigen Bevölkerung.

Schliesslich geht aus den Ergebnissen der Analyse hervor, dass bei Personen, die mit einem nichterwerbstätigen Partner zusammenleben, die Wahrscheinlichkeit eines vorzeitigen Rücktritts aus dem Erwerbsleben grösser ist als bei Personen ohne Partner. Ausserdem übersteigt die Frühpensionsquote der Frauen, die mit einem nichterwerbstätigen Partner leben, deutlich jene der Männer, was darauf schliessen lässt, dass die Frauen ihre Entscheidung häufiger auf den Erwerbsstatus ihres Lebenspartners abstimmen, als dies bei den Männern der Fall ist. Wie dem auch sei, das Frühpensionsverhalten ist bei der weiblichen Bevölkerung schwieriger zu erklären als bei der männlichen, wahrscheinlich weil die Frauen Faktoren, die mit der Familie zusammenhängen (eventuell weil Kleinkinder da sind), in Erwägung ziehen, die von ihren Partnern nicht in Betracht gezogen werden.

Riassunto

Il progetto persegue due obiettivi principali. Descrive innanzitutto le caratteristiche di coloro che scelgono il pensionamento anticipato. In base ai risultati ottenuti nella parte descrittiva il progetto analizza in seguito, applicando diversi metodi econometrici, i fattori in grado di spiegare i pensionamenti anticipati.

A questo scopo il progetto ricorre ai dati attualmente disponibili, in particolare a quelli forniti dalla Rilevazione sulle forze di lavoro in Svizzera (RIFOS) completati da informazioni provenienti dall'Indagine sulla salute in Svizzera (ISS). Si è tentato inoltre di mettere in relazione questi dati con quelli dell'Indagine sul reddito e sul consumo (IRC) e quelli della Rilevazione sulla struttura dei salari (RSS) ma senza successo. Per quanto riguarda l'IRC questo è dovuto al fatto che i dati a disposizione non sono dati individuali, cosa necessaria per creare un legame con la RIFOS. Per quanto concerne la RSS il problema è imputabile principalmente al fatto che i dati relativi ai contributi del secondo pilastro riguardano soltanto la parte versata dai salariati e che questi importi, se osservati a un istante ben preciso, non sono necessariamente rappresentativi dei capitali di previdenza professionale accumulati da una singola persona.

Dato che attualmente non esistono indagini ufficiali sulle persone che hanno scelto il pensionamento anticipato, le statistiche utilizzate per l'analisi sono state ricostruite sulla base delle informazioni disponibili nel quadro della RIFOS. Nel caso presente si è provveduto a circoscrivere l'insieme delle persone che hanno optato per un pensionamento anticipato (anche se la decisione non è necessariamente irreversibile) sulla base di tre domande contenute nella RIFOS. Una persona rientra così in questa categoria se

1. non esercita più nessuna attività lucrativa,
2. la mancanza di un'attività lucrativa è dovuta innanzitutto al pensionamento e
3. in passato ha esercitato un'attività lucrativa.

I dati relativi agli anni 1991-2002 mostrano come la percentuale delle persone che hanno scelto il pensionamento anticipato sia cresciuta in modo abbastanza netto, sia fra le donne che fra gli uomini. Questo fenomeno può essere ricondotto in primo luogo all'evoluzione congiunturale verificatasi all'inizio degli anni Novanta, che probabilmente spinse un certo numero di persone, incoraggiate a volte da piani di pensionamento abbastanza allettanti, ad andare anticipatamente in pensione. Esso può inoltre rispecchiare una scelta personale tesa a ridurre la durata della vita professionale. Anche se non siamo in grado di sapere se le persone in questione ricevano una rendita AVS o del secondo pilastro per coprire i loro bisogni, questo risultato ci permette di valutare quante siano le persone che potrebbero percepire una rendita se venisse introdotta un'età ordinaria di pensionamento flessibile abbastanza interessante dal punto di vista finanziario.

Si è inoltre constatato, senza sorprese, che la percentuale di persone che scelgono il pensionamento anticipato aumenta man mano che esse si avvicinano all'età ordinaria di pensionamento, ovvero 65 anni per gli uomini e 62 anni per le donne. Ad un anno dal limite legale questa percentuale riguarda quasi un terzo degli interessati e più precisamente quasi il 40% degli uomini e meno del 30% delle donne.

Un'analisi in funzione del settore di attività ha permesso di stabilire che negli anni Novanta l'amministrazione pubblica, i trasporti, le comunicazioni e le attività finanziarie sono stati i settori maggiormente interessati dal pensionamento anticipato. Ciò è dovuto senz'altro ai motivi seguenti: da un lato questi settori offrono di regola dei piani di pensionamento anticipato relativamente favorevoli e dall'altro hanno dovuto far fronte ad importanti

riduzioni degli effettivi da imputare in particolare ai tagli delle spese nelle collettività pubbliche in Svizzera.

È invece abbastanza sorprendente che il settore della costruzione presenti una percentuale di pensionamenti anticipati inferiore alla media, soprattutto se si considera che durante gli anni Novanta ha conosciuto un'ondata di licenziamenti abbastanza importante e che in quel periodo le imprese di costruzione hanno adottato dei programmi di pensionamento anticipato per attuire il duro colpo inflitto dalla recessione. A prescindere dai fattori di tipo congiunturale, a priori ci si sarebbe potuti immaginare che le persone attive in questo settore siano incoraggiate a scegliere un pensionamento anticipato, visti gli sforzi fisici ai quali sono esposte ed i frequenti problemi di salute che caratterizzano questa parte della popolazione. Per quanto concerne questo aspetto va sottolineato che, contrariamente a quanto si sarebbe potuto pensare, le variabili concernenti lo stato di salute individuale integrate nell'analisi non sembrano influire in modo significativo sulla decisione relativa al pensionamento anticipato.

Le analisi condotte hanno anche dimostrato che tra i lavoratori indipendenti la percentuale di pensionamenti anticipati è nettamente inferiore a quella riscontrata tra i salariati. Ciò è probabilmente dovuto al fatto che la loro copertura per la vecchiaia è meno buona di quella della maggior parte dei salariati. Abbiamo inoltre constatato che i quadri e le persone con funzioni dirigenziali scelgono molto più frequentemente il pensionamento anticipato rispetto a coloro che si trovano in basso alla gerarchia. Ciò avviene nonostante le analisi svolte sulla base dei dati forniti dall'ISS dimostrino che il loro stato di salute obiettivo e soggettivo è nettamente migliore di quello riscontrato nel resto della popolazione.

Infine i risultati dell'analisi mettono in evidenza che le persone il cui coniuge non esercita un'attività lucrativa hanno maggiori probabilità di abbandonare prematuramente il mercato del lavoro rispetto alle persone che vivono sole. Per di più la percentuale di pensionamenti anticipati presso le donne il cui coniuge è inattivo supera notevolmente quella osservata presso gli uomini. Ciò lascia pensare che le decisioni delle donne dipendano più spesso di quelle degli uomini dalla situazione lavorativa del coniuge. Comunque sia, il fatto che le donne prendano in considerazione fattori relativi alla famiglia ignorati invece dal coniuge (ad esempio la presenza di nipotini) fa sì che il loro comportamento nei confronti del pensionamento anticipato sia più difficile da spiegare rispetto a quello degli uomini.

Summary

The project has two main objectives. First, it aims to describe the population group who choose to take early retirement. Based on results obtained in the descriptive section, the project then analyses possible explanatory factors, using various econometrical methods.

To this end, the project used up-to-date data bases, in particular the Swiss survey of the active population (ESPA) supplemented by information taken from the Swiss Health Survey (ESS). Attempts at integrating information from the survey on income and consumption (ERC) proved unsuccessful since its data were not sufficiently individualised. This was also true for data from the Swiss survey on salary structures (LSE), although the problem here is chiefly due to the fact that the data on the second pillar only cover employees' contributions, and that the contributions observed at a given moment are not necessarily representative of the occupational pension capital accumulated by an individual.

Given that there are no official surveys to date of the early retirement population, the statistics used for the analysis had to be reconstructed from ESPA-related information. In this case, the population group regarded as being in early retirement (even if this decision is not necessarily irreversible) are defined by three questions in the ESPA:

1. Are they employed ?
2. Is the main reason for their non-employment retirement?
3. Have they been employed in the past?

The use of a data base compiled for the 1991-2000 period enabled us to show that the rate of early retirement has noticeably increased since the beginning of the 1990s, both for men and women. This development can be explained mainly by the economic trends at the beginning of the 1990s, which may have prompted individuals to take early retirement, often encouraged by quite attractive retirement plans. It can also be due to a lifestyle choice which encourages people to reduce the length of their working life. Even though we do not know whether these persons receive an old age pension or draw on their second pillar to cover their needs, this result nevertheless enables us to estimate the number of people who could potentially receive pensions due to a more flexible retirement system, should it prove sufficiently attractive financially.

We also observed that unsurprisingly the early retirement percentage gradually increases as people approach the legal retirement age of 62 and 65, for women and men respectively; that is to say, more than one third of individuals retire one year ahead of their legal retirement age. For men, the rate is almost 40%, while for women it is less than 30%.

When we examine early retirement behaviour in relation to occupation, we observe that during the 1990s, it was more common in the public administration, transport and communication, and financial sectors. These results are undoubtedly explained by the fact that on the one hand these sectors generally have relatively favourable early retirement packages. On the other, they have seen a large reduction in their workforce, linked in particular to the budget cuts suffered by the public authorities in Switzerland.

Conversely, it is rather surprising to observe that the construction sector has one of the lowest average early retirement rates, all the more so as this sector suffered massive job cuts during the 1990s, and that building firms introduced early retirement schemes at this time to absorb the shock of the recession. Beyond these more economic factors, it would have been fair to assume that persons who work in this sector would be encouraged to take early retirement due to the physically demanding nature of their work and the frequent health

problems associated with it. In this context, we observed that the individual health status variables which have been integrated into the analysis, do not appear to influence the decision to take early retirement significantly, contrary to what could have been expected.

The analyses have also shown that the self-employed have much lower early retirement rates than the salaried population. This can be doubtless explained by the fact that they have less favourable pension cover than many salaried employees. We have also observed that early retirement is much more frequent among middle and executive management than among those at the bottom of the hierarchy. This is in spite of the ESS analyses which show that the objective and subjective health status of the former is significantly better than that of the rest of the population.

Finally, the results of the analysis reveal that persons living with a non-working partner have a greater probability of retiring early than those living alone. Moreover, the rate of early retirement among women living with a non-working partner largely exceeds the male rate, which seems to suggest that the working status of their partner is a more frequent decisive factor than for men. Nevertheless, early retirement behaviour among women is more difficult to explain than for men, undoubtedly because women take family-related matters into consideration (possibly grandchildren), which are ignored by their partners.

Introduction

Ce projet vise à décrire la population des personnes qui choisissent de prendre une retraite anticipée et à analyser, à travers des modèles économétriques de type logit, les facteurs individuels et institutionnels susceptibles d'expliquer les départs anticipés à la retraite, en s'inspirant notamment des résultats obtenus dans la partie purement descriptive.

Le projet utilise comme principale source de données l'enquête suisse sur la population active (ESPA). La définition du statut de retraite anticipée utilisée dans les analyses est tirée des informations fournies par cette enquête, relatives à l'âge, à la participation au marché du travail et aux motifs éventuels de l'inactivité. Etant donné l'absence dans l'ESPA de données relatives à des déterminants a priori importants du comportement des individus face à la retraite anticipée, comme l'état de santé, la situation de fortune ou la couverture 2^{ème} pilier, d'autres bases de données telles que l'enquête suisse sur la santé (ESS) ou encore l'enquête sur les revenus et la consommation (ERC) sont prises en considération.

Sur la base de l'ESPA, deux ensembles de données sont constitués pour les années de 1991 à 2000. Le premier utilise toutes les observations qui se trouvent dans les bases de données de l'ESPA pour les années considérées, alors que le deuxième ne retient, pour les ménages qui apparaissent plusieurs fois dans l'ESPA, étant donné son caractère de panel rotatif, qu'une observation tirée au hasard. L'analyse descriptive de ces bases de données est réalisée dans le premier volet de ce projet, de manière à vérifier que celle-ci aboutit aux mêmes types de résultats.

Le deuxième volet de l'analyse est consacré à une étude économétrique des facteurs individuels susceptibles d'influencer la probabilité de prendre une retraite anticipée. Pour comprendre ce choix, nous utilisons toutes les variables explicatives possibles contenues dans l'enquête ESPA, en particulier le sexe, l'âge, le secteur économique, la situation dans le ménage, la situation dans la profession, le type de profession. Nous mettons également à profit le caractère de panel rotatif de l'ESPA pour estimer, en complément aux probabilités d'état, des probabilités de transition.

Pour enrichir encore la batterie de variables explicatives du comportement de retraite anticipée, le modèle est complété par des variables latentes relatives à des facteurs explicatifs non disponibles dans l'ESPA, mais qui d'une part peuvent être modélisés à partir de facteurs disponibles dans l'ESPA, et d'autre part sont disponibles dans d'autres enquêtes. On considère notamment les variables relatives à l'état de santé des individus (santé objective ou santé subjective) figurant dans l'ESS. D'autres variables latentes envisagées se rapportent à la situation de fortune et à la préférence pour le présent.

Ce rapport est divisé en six chapitres. Le premier présente une synthèse des difficultés rencontrées dans l'utilisation de la base de données ESPA. En gardant en tête les limites propres à cette enquête, nous présentons dans le chapitre 2 les principales caractéristiques des personnes qui ont pris une retraite anticipée lors des années de 1991 à 2000 en Suisse. Le chapitre 3 est consacré à une estimation économétrique des facteurs déterminant le choix de prendre une retraite anticipée, en utilisant pour ce faire les variables disponibles dans l'enquête ESPA. Compte tenu des informations limitées contenues dans cette enquête pour étudier ce phénomène, on cherche à exploiter des bases de données connexes, en particulier l'enquête suisse sur la santé. Le chapitre 4 est principalement consacré à la présentation des résultats relatifs à l'état de santé obtenus à partir de l'ESS alors que le chapitre 5 analyse la

tentative d'intégrer les résultats des analyses relatives à la santé de la population suisse dans le modèle logistique développé au chapitre 3. Finalement, le chapitre 6 présente, en conclusion, les principaux résultats obtenus.

1. Problèmes rencontrés avec les bases de données utilisées

L'objectif de ce premier chapitre n'est pas de décrire précisément toutes les difficultés apparues lors du traitement des données de l'ESPA. Il s'agit plutôt de synthétiser les principaux problèmes rencontrés notamment du point de vue des incohérences majeures qui sont apparues tout en exposant les choix que nous avons été amenés à faire pour contourner ces difficultés et créer les variables d'analyse que nous utiliserons dans la suite de la recherche.

Modalités			Codage	
	1991-1995	1996-2000	91-95	96-00
1	Indépendant sans collaborateur	Indépendant sans salarié	1	1
2	Indépendant avec collaborateur	Indépendant avec salariés	1	1
3	Indépendant sans indication	Indépendant sans indication	1	1
4	Employé propre entreprise sans collaborateur	Salarié propre entreprise sans collaborateur	1	1
5	Employé propre entreprise avec collaborateur	Salarié propre entreprise avec collaborateur	1	1
6	Employé propre entreprise sans indication	Salarié propre entreprise sans indication	1	1
7	Membre de famille collaborateur	Collaborateur familial	1	1
8	Employé sans fonction dirigeante	Salarié membre de la direction	4	2
9	Employé avec fonction dirigeante	Salarié fonction de chef	3	3
10	Employé direction entreprise	Salarié sans fonction de chef	2	4
11	Employé sans indication	Salarié sans indication	4	4
12	Apprenti	Apprenti	5	5
13	Militaire carrière		4	
14	Etudiant / Ecolier		4	
15	Autres		4	
-1		Question non posée		5
-7	Ne sait pas	Ne sait pas	5	5
-8	Pas de réponse	Pas de réponse	5	5
-9	Ne s'applique pas	Ne s'applique pas	5	5

Comme nous aurons l'occasion de le préciser dans les chapitres ultérieurs, nous avons mis à profit, pour mener à bien notre recherche, le caractère de panel de l'enquête ESPA pour la période de 1991 à 2000. Or, le contenu de cette enquête menée auprès des ménages sur un panel rotatif de 5 ans au maximum est loin d'être semblable tout au long des années. En effet, plusieurs variables ainsi que certaines modalités ou choix de réponses ont changé au cours du temps. En l'occurrence, le changement le plus important s'est produit en 1996 si bien que l'on peut découper notre période en deux phases : la première comprend les années de 1991 à 1995 alors que la seconde couvre les années depuis 1996 jusqu'à 2000. Nous n'utiliserons pas l'année 2001 dans notre étude. Le premier exemple de difficultés liées à la base de données concerne la variable qui représente la situation professionnelle de la personne cible. Elle prend comme nom BGU1G lors des années de 1991 à 1995, puis elle change de dénomination en 1996 pour devenir BGU1 et BGU1N, où BGU1N concerne les

individus actifs occupés qui ont une activité secondaire. Nous ne prendrons pas en compte cette information supplémentaire dans notre étude. Les modalités concernant ces variables sont importantes, c'est pourquoi il a fallu procéder à des regroupements. Le tableau sur la page précédente présente les libellés des différentes modalités pour cette variable particulière :

On voit bien à l'aide de ce tableau que les modalités changent. Il a fallu donc être très prudent quant à la création de la variable « profession ». En l'occurrence, nous avons décidé de regrouper les modalités ci-dessus en 5 groupes plus ou moins différents. Le premier concerne les indépendants, le deuxième les salariés membres de direction, le troisième les salariés avec fonction de chef, le quatrième les salariés sans fonction de chef, alors que le dernier, le cinquième, regroupe les non-réponses et les apprentis (individus qui ne nous concernent pas dans l'optique de notre travail).

Nous avons été confrontés aux mêmes difficultés avec les variables « type de contrat » et « taux d'occupation » ; cependant, nous n'allons pas nous attarder sur ces dernières puisque nous n'allons pas les prendre en compte pour l'instant dans notre analyse.

La prochaine variable importante concerne le secteur économique de la personne cible. On procède de la même manière que pour la variable relative à la situation professionnelle. Le tableau ci-dessous présente les différentes modalités telles qu'elles apparaissent lors de la première (1991-1995) et de la seconde période (depuis 1996) :

		Modalités		Codage
<i>1991-1995</i>		<i>1996-2000</i>		91-00
0	Agriculture / Sylviculture	1	Agriculture, sylviculture	1
10	Energie-Eau	3	Industries extractives	2
23	Art et métier / Industrie	4	Industries manufacturières	2
40	Bâtiment génie-civil	5	Production / Distribution, élect., eau, gaz	2
50	Commerce / Restaurant	6	Construction	3
60	Transport / Communication	7	Commerce, réparation	4
70	Banque / Assurance	8	Hôtellerie et restauration	5
80	Autres Services	9	Transport et communication	6
89	Ménages privés	10	Activités financières, assurances	7
90	Administration publique	11	Immobilier, locations, info, R & D	8
		12	Administration publique	9
		13	Enseignement	10
		14	Santé et activités sociales	11
		15	Autres services collectifs et personnels	12
		16	Services domestiques	12
		17	Organisations et organismes extraterritoriaux	9
-7	Ne sait pas	-7	Ne sait pas	13
-8	Pas de réponse	-8	Pas de réponse	13
-9	Ne s'applique pas	-9	Ne s'applique pas	13

Ce tableau nous permet de constater que le codage de cette variable a été largement modifié lors de la seconde période ce qui nous a incité à demander à l'OFS de nous envoyer cette variable pour la période de 1991 à 1995 sur la base des modalités utilisées depuis 1996. Cela

nous a permis ainsi d'utiliser les mêmes regroupements pour l'ensemble de la période. Nous avons repris la majorité des secteurs mais en procédant aux regroupements suivants :

- 3, 4, et 5 que nous regroupons sous « Industries manufacturières »
- 12 et 17 sous « Administration publique »
- 15 et 16 sous « Autres services, ménages privés »
- -7, -8, et -9 sous « Sans indication / Ne sait pas / Pas de réponse / Ne s'applique pas »

En ce qui concerne la situation dans le ménage, il nous a fallu construire notre variable de travail à l'aide de deux autres variables figurant dans l'ESPA. La première est le lien de parenté unissant les personnes interrogées aux autres membres de leur ménages (on aura alors jusqu'à 8 variables représentant 8 liens au maximum). La deuxième concerne la situation professionnelle de la personne qui vit en ménage avec l'individu interrogé. Le premier critère consiste à choisir les liens entre mari et femme ou entre partenaires en union libre, ce qui correspond aux deux premières modalités de notre variable de statut marital. Le deuxième critère se concentre quant à lui sur la situation professionnelle des autres membres du ménage. A partir de ces deux informations, nous avons reconstruit les modalités suivantes :

Lien de parenté	Situation professionnelle des autres membres du ménage		Codage
1 ou 2	1	Activité professionnelle	2
1 ou 2	2	Apprentissage	2
1 ou 2	3	Ecole recrue, officier	2
1 ou 2	4	Chômage	2
1 ou 2	5	Formation permanente	1
1 ou 2	6	Ménage, garde des enfants	1
1 ou 2	7	Retraite, rentier	1
1 ou 2	9	Invalidité permanente	1
1 ou 2	10	Autres activités	1
1 ou 2	-7	Ne sait pas	1
1 ou 2	-8	Pas de réponse	1
1 ou 2	-9	Ne s'applique pas	1
Différent de 1 ou 2	x	Pas d'importance...	3

Ce tableau nous a permis ainsi d'obtenir notre codage à trois classifications :

1. Avec conjoint ou partenaire non-actif,
2. Avec conjoint ou partenaire actif,
3. Sans conjoint ou partenaire.

La prochaine variable qui nous a causé quelques soucis concerne le niveau de formation achevé le plus élevé de la personne-cible. Là-aussi, les modalités ont changé depuis 1996. Cependant, le regroupement peut se faire plus facilement, étant donné que nous considérons

4 niveaux d'éducation, plus un dernier comprenant les non-réponses. On trouve ci-dessous les différentes modalités du niveau d'éducation achevé le plus élevé :

Modalités			Codage
	1991-1995	1996-2000	91-00
0	Aucune formation		1
1	Ecole obligatoire	Scolarité obligatoire	1
2	Formation élémentaire	Ecole ménagère	1
3	Apprentissage	Ecole de culture générale	2
4	Ecole prof. plein temps	Apprentissage	2
5	Ecole de formation générale	Ecole prof. plein temps	2
6	Maturité, baccalauréat	Maturité	3
7	Maîtrise	Formation sup. avec Maîtrise	3
8	Ecole technique	Ecole technique ou prof.	3
9	Haute école prof. ou technique	Ecole prof. Supérieure	4
10	Université, Haute Ecole	Université, Haute Ecole	4
11	Autre formation	Encore à l'école obligatoire	1
-7	Ne sait pas	Ne sait pas	5
-8	Pas de réponse	Pas de réponse	5
-9	Ne s'applique pas	Ne s'applique pas	5

Comme on peut le constater aisément dans ce tableau, le classement relatif au niveau de formation a été effectué de manière ordinale, en commençant en l'occurrence par le niveau le plus bas.

Finalement, la dernière variable présentée concerne le statut de l'occupant du logement. On a choisi cette variable comme proxy pour le niveau de fortune de l'individu qui n'apparaît pas comme tel dans l'enquête ESPA. Or, là aussi, cette variable a changé de modalité à partir de l'année 1996 :

Modalités			Codage
	1991-1995	1996-2000	91-00
1	Oui	Propriétaire, copropriétaire	1
2	Non	Locataire d'une coopérative d'habitation	2
3		Locataire d'un appartement, d'une maison, d'un studio	2
4		Détenteur d'un bail à ferme	2
5		Occupant d'un logement de service, ou de l'employeur	2
6		Occupant d'un logement gratuit, d'un parent ou ami	2
-7	Ne sait pas	Ne sait pas	2
-8	Pas de réponse	Pas de réponse	2
-9	Ne s'applique pas	Ne s'applique pas	2

Nous avons choisi de coder cette variable de manière binaire en attribuant en l'occurrence la valeur « 1 » si l'individu est propriétaire de son logement et 0 autrement.

Après avoir abordé ce problème relatif aux codages des variables qui seront utilisées dans notre modèle logistique, nous aimerions maintenant nous concentrer sur les incohérences

que nous avons été en mesure de déceler, au fur et à mesure de l'avancement de nos travaux, dans les bases de données. Les problèmes rencontrés se situent en fait au niveau du panel des individus. En effet, en analysant les données de manière très minutieuse, nous avons découvert un assez grand nombre d'erreurs et d'incohérences d'une année à l'autre dans les informations collectées pour un même individu au cours du temps. L'enquête ESPA étant faite par téléphone à un moment plus ou moins précis de l'année, on a le sentiment très net qu'il n'y a pas eu de contrôle des réponses d'une année par rapport à l'autre, ce qui explique pourquoi plusieurs individus enregistrent des changements au cours du temps pour des caractéristiques pourtant immuables telles que le sexe ou la formation achevée la plus élevée par exemple.

Pour commencer, nous prendrons le cas le plus flagrant, le sexe de l'individu. On est en présence d'erreurs de transmissions de données où aucun contrôle n'a manifestement été effectué. En effet, sur l'ensemble de l'échantillon ESPA 1991 à 2000, on trouve 15 ménages hommes qui ont au moins une observation dans le panel en tant que femme. Il nous a donc fallu rectifier ces erreurs en choisissant le sexe de la personne qui apparaissait le plus grand nombre de fois dans l'échantillon. On ne trouve que deux cas où nous avons été en présence de deux observations par ménage seulement, l'une en tant qu'homme et l'autre en tant que femme ; placés devant l'impossibilité de faire un choix, nous avons préféré supprimer ces ménages de notre base de données.

Si ce problème est en fait très marginal par rapport à la taille de l'échantillon global, celui de l'âge est un peu plus important. En effet, on trouve des incohérences dans l'âge par rapport aux années des enquêtes. Un exemple frappant que l'on peut évoquer est celui d'un individu qui saute de 10 ans d'âge en une année, ou qui, pour une année particulière de l'enquête, a l'âge de son année de naissance.

Il nous a également fallu corriger ces erreurs manuellement dans notre base de données (environ 31 ménages chez les hommes et 39 chez les femmes). Après avoir effectué ces corrections manuellement, il ne nous restait plus que les cas où il y a un saut de deux ans d'une année à l'autre, ou alors un âge égal, toujours d'une année à l'autre, ce qui peut être dû à la proximité entre la date de l'enquête et la date d'anniversaire de l'individu. Une personne née un 31 mars 1950 aura par exemple 50 ans lors de l'enquête du 5 avril 2000, et elle aura toujours 50 ans si l'enquête a lieu pour lui le 15 mars 2001 (juste avant son anniversaire). Le cas contraire étant toujours le même individu qui aura 49 ans le jour de l'enquête du 15 mars 2000, mais qui aura 51 ans lors de l'enquête du 5 avril 2001. On voit bien que la présence de ces discontinuités dans l'âge d'une année à l'autre est tout à fait plausible. Pour combler ce problème, on a choisi de corriger ces cas plausibles, afin d'obtenir une variable qui augmente de manière cohérente avec le temps. Cela représente pour les hommes une correction de 346 observations, alors que pour la population féminine, nous avons dû procéder à 390 corrections.

Le dernier point est le plus important puisqu'il comprend des incohérences dans les variables définissant le statut de la retraite anticipée. Nous avons suivi dans un premier temps la définition adoptée par A. Vuille (2000) dans l'étude qu'il a publiée pour l'OFS. Elle comprenait les variables suivantes :

1. les personnes non actives (B0000=5)
2. dont la première raison de la non-activité est la retraite (BD131 = 7)
3. et qui ont été actives dans le passé (NX01=1)

Avec cette définition, nous avons pu observer un nombre important de ménages qui transitent vers un état de retraite anticipée pour revenir ensuite à un état de non retraite anticipée, étant donné que ces trois variables sont loin d'être constantes dans le temps. Le problème majeur concerne la plausibilité des variables 2 et 3. On trouve énormément de cas où la raison de la non-activité, ainsi que l'activité dans le passé, ne sont pas stables, ce qui a une influence directe sur notre définition du statut de retraite anticipée. En ce qui concerne le statut sur le marché du travail, on n'est pas du tout surpris que certains ménages reviennent à la vie active, d'autant plus que la proportion est plus importante chez les hommes que chez les femmes. Par contre, on trouve plus de transitions de la retraite anticipée vers une situation de non retraite anticipée chez les femmes, étant donné une plus grande instabilité constatée au niveau des deux autres variables prises en compte dans la définition de Vuille.

En analysant ces transitions par sexe, on trouve 148 ménages hommes (pour un total de 602 observations) qui ont transité au moins une fois au cours du panel qui comprend au moins deux années consécutives. On peut les ranger en trois catégories :

1. Les ménages changent de statut sur le marché du travail (B0000 n'est pas toujours égal à 5). En l'occurrence, nous ne sommes pas surpris de ce retour sur le marché du travail qui constitue un cas de figure tout à fait possible. On observe 105 ménages qui se trouvent dans cette situation pour un total de 449 observations.
2. Les ménages ne changent pas de statut sur le marché du travail, c'est-à-dire qu'ils se déclarent « inactifs » tout au long des enquêtes. On trouve donc le solde, soit 43 ménages pour 153 observations. On peut cependant définir ces ménages en 2 sous-catégories :
 - A. Ceux pour qui NX01 n'est pas toujours égal à 1, soit ceux qui, pour une année seulement, ne se déclarent pas actifs dans le passé. On ne trouve que 8 ménages parmi la population masculine. Nous avons corrigé ces observations manuellement.
 - B. Ceux pour qui NX01 est toujours égal à 1, soit ceux qui se déclarent toujours actifs dans le passé. On trouvera alors des divergences au niveau de la variable BD131 qui indique la raison de la non-activité. Il nous reste donc 35 ménages pour 119 observations. En l'occurrence, la distribution de cette variable est la suivante :

BD131	<i>Modalités</i>	<i>Fréquences</i>
6	Ménage et enfants	1
7	Retraite	62
8	Maladie, incapacité provisoire	14
9	Incapacité permanente	37
12	Autre motif	5
Total		119

Nous avons corrigé ces « incohérences » en prenant la définition suivante : lorsqu'un ménage transite d'un état d'actif à un état de retraite anticipée, celui-ci reste en retraite anticipée pour autant qu'il se déclare inactif (B0000=5). S'il se déclare actif (B0000=1) ou chômeur (B0000=4), il revient alors sur le marché du travail. Par contre, s'il reste inactif,

mais que la raison de son inactivité change ou qu'il se déclare inactif dans le passé, nous le laissons en statut de retraite anticipée. Nous avons donc créé une autre variable qui prend en compte ces corrections. Elle définit le statut de retraite anticipée « corrigée » (RAc).

Chez les femmes, la proportion de cas problématiques est plus importante. On trouve 257 ménages pour un total de 1'112 observations. On peut également les classer dans les mêmes catégories définies auparavant :

1. On trouve 88 ménages pour 397 observations. La proportion est bien plus faible que chez les hommes, ce qui est logique pour les femmes.
2. La majorité de ménages se trouve dans cette seconde catégorie, soit 169 ménages pour 715 observations.
3. 44 ménages
4. 125 ménages pour 514 observations qui se distribuent dans le tableau ci-dessous :

BD131	<i>Modalités</i>	<i>Fréquences</i>
5	Formation continue	1
6	Ménage et enfants	210
7	Retraite	239
8	Maladie, incapacité provisoire	15
9	Invalidité permanente	27
11	N'a plus aucune chance sur le marché du travail	8
12	Autre motif	13
-8	Pas de réponse	1
Total		514

On remarque bien la différence par rapport aux hommes en ce qui concerne la répartition des autres modalités que celle de la retraite. Ici, une grande majorité de femmes explique leur inactivité par la modalité « ménage et enfants », alors que chez les hommes la modalité majeure était « invalidité permanente ». Nous avons procédé aux mêmes corrections afin de limiter les transitions du statut de retraite anticipée au statut de non retraite anticipée.

Il nous a fallu également corriger manuellement la variable NX01 qui était très ambiguë et à laquelle on ne pouvait se fier. Là aussi, nous avons procédé d'une manière similaire à la correction du statut de la retraite anticipée, à savoir que si un ménage déclare avoir été actif dans le passé, alors il reste dans ce statut d'actif dans le passé, ce qui semble a priori assez logique. On trouvera pour cette variables 24 ménages hommes et 266 ménages femmes pour un total de 86 et 1074 observations respectivement. Nous prendrons en compte cette variable corrigée (NX01c) afin de pouvoir sélectionner notre échantillon pour le modèle logistique. En effet, un ménage qui se déclare inactif dans le passé tout au long du panel n'a pas l'opportunité de transiter vers un statut de retraite anticipée.

Finalement, après avoir corrigé manuellement les transitions dues aux incohérences dans les variables définissant le statut de retraite anticipée, et d'après les erreurs détectées sur la variable NX01, nous avons, pour le reste de l'échantillon, adopté une nouvelle définition du statut de retraite anticipée, à savoir la prise en compte des deux premières variables avec la variable corrigée NX01c. En effectuant ce choix, nous avons obtenu des ménages supplémentaires. Pour les hommes, nous en avons obtenu 8 dont 4 qui n'ont qu'une seule

observation, et dont le statut repose sur les deux premières variables seulement. Pour les femmes, nous avons détecté 100 observations supplémentaires, dont 43 qui ont « échappé » à notre correction manuelle. On trouve 8 ménages (pour 20 observations) qui se déclarent inactifs dans le passé pour toutes les années du panel, alors que le solde, soit 23 ménages, représente des ménages avec une seule observation seulement.

2. Description de la population en retraite anticipée

Dans ce chapitre, nous allons présenter les principales caractéristiques des personnes qui se trouvent en situation de retraite anticipée en Suisse sur la base des données de l'Enquête suisse sur la population active pour les années 1991 à 2000. Il a pour objectif principal de décrire la population des personnes qui ont pris une retraite anticipée avant même d'avoir atteint l'âge légal de 65 ans pour les hommes et de 62 ans pour les femmes, limites fixées en fonction de la situation qui régnait en Suisse tout au long de la période examinée.

Pour mener à bien notre analyse empirique, nous avons suivi la procédure présentée au chapitre 1 pour délimiter l'échantillon pertinent pour notre étude. A ce propos, il faut rappeler que nous nous sommes basés, dans un premier temps, sur la définition adoptée par A. Vuille (2000). A partir de là, nous avons dû procéder à un certain nombre de corrections visant à éliminer les incohérences observées et les erreurs détectées notamment sur la variable NX01 relative au statut d'activité de l'individu dans le passé. Ce faisant, nous nous sommes progressivement éloignés de la population sélectionnée par Vuille (2000) pour réaliser son étude, ce qui expliquera les différences observées entre ses résultats et les nôtres.

Nous ne reviendrons pas sur ces problèmes de données présentés en détail dans le chapitre 1. Relevons simplement que cette manière de procéder nous a permis notamment d'écarter de notre échantillon les personnes qui se déclarent en retraite anticipée alors que simultanément, elles admettent avoir été inactives dans le passé.

Comme nous avons également pu le constater dans le chapitre 1, la définition retenue ne tient pas compte du fait que la personne en retraite anticipée touche ou non une rente de l'AVS ou de son deuxième pilier. Par exemple, les individus qui, avant l'âge légal de la retraite, touchent une rente mais qui exercent une activité professionnelle, ne serait-ce qu'une heure par semaine, sont considérés comme faisant partie de la population active occupée au sens des recommandations édictées par le BIT et selon les normes d'EUROSTAT.

Si cette base de données est très utile pour approcher la question de la retraite anticipée, elle présente néanmoins des lacunes non négligeables dans l'optique de notre recherche. En particulier, étant donné que les individus interrogés dans le cadre de l'ESPA ne restent au maximum que 5 années consécutives dans l'échantillon, nous sommes en présence d'un problème de troncature des observations aussi bien à droite (personnes qui sont déjà en retraite anticipée au moment d'entrer dans l'échantillon ESPA) qu'à gauche (personnes qui sortent d'ESPA avant même d'avoir pris leur retraite anticipée et qui la prendront éventuellement lors d'une année ultérieure mais avant l'âge légal de la retraite).

De surcroît, l'enquête ne contient malheureusement pas toutes les informations que nous pourrions souhaiter obtenir pour appréhender correctement le comportement de retraite anticipée. En particulier, nous ne disposons que d'informations très succinctes et très partielles sur l'état de fortune de chaque personne couverte par l'enquête et nous avons dû de ce fait nous résoudre à utiliser des informations relatives à la propriété du logement pour capter cet éventuel effet de fortune. De même, en ce qui concerne le conjoint de la personne considérée, nous n'avons que peu d'informations sur son activité et en particulier sur le revenu qu'elle en obtient. Mais la lacune la plus importante réside sans aucun doute dans le fait que nous ne connaissons pas la situation individuelle en termes de deuxième pilier. Nous n'avons pas non plus d'informations relatives au nombre d'années d'activité passées et au salaire obtenu au cours de ces périodes actives, éléments déterminant les rentes

auxquelles l'individu a droit. Last but not least, nous n'avons pas de détails relatifs aux éventuels plans de retraite anticipée que l'individu a pu obtenir dans le cadre de son entreprise.

2.1 Description de la population ayant « choisi » de prendre une retraite anticipée: Ensemble de l'ESPA 1991-2000

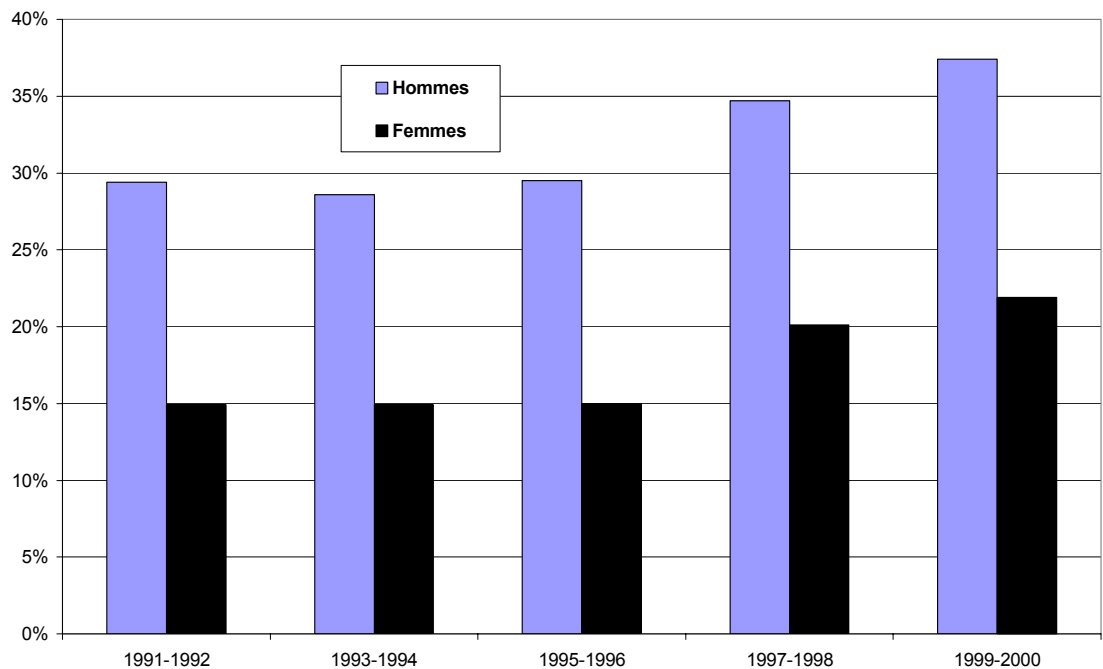
Cette population comprend l'ensemble des observations qui se trouvent dans nos bases de données de l'ESPA 1991 à 2000. Pour commencer, nous prenons cette population comme un ensemble représentatif pour cette période temporelle. Bien sûr, nous savons qu'une grande partie des ménages s'y trouvent plusieurs fois, puisque cette étude statistique a pour but de suivre ces ménages sur une période maximale de 5 années consécutives. On est donc en présence d'un biais potentiel lié au fait que les coefficients de pondération utilisés ne sont pas définis sur la dimension en panel de l'enquête ESPA. Néanmoins, l'échantillon examiné est représentatif de la population suisse pour chacune des années considérées. Cependant, il ne l'est pas nécessairement si l'on considère l'ensemble des années de 1991 à 2000. C'est la raison pour laquelle nous décrivons, à la section 2.2, un échantillon réduit constitué d'une seule observation par ménage qui a été de surcroît tirée au sort. Ces deux sections du chapitre 2 seront d'autant plus utiles qu'elles correspondent précisément aux deux échantillons de la population employés dans le chapitre 3 pour examiner l'influence des différentes variables susceptibles d'expliquer les comportements de retraite anticipée.

Pour décrire cette première population dans ses différentes caractéristiques, nous avons calculé un taux de retraite anticipée défini comme le rapport entre les personnes en retraite anticipée, dans une catégorie donnée de la population, par rapport à l'ensemble des personnes actives occupées ($B0000 = 1$) dans la catégorie en question. Ces taux ont été évidemment mesurés en redressant les effectifs obtenus par les coefficients de pondération propres à chaque personne, pondération définie par la variable « IXPXH ».

La première figure retrace l'évolution du taux de retraite anticipée pour la population féminine et masculine depuis 1991 jusqu'en 2000 en prenant comme point de référence les hommes et les femmes actifs occupés trois ans avant l'âge légal de la retraite. Cela signifie en d'autres termes, que nous avons considéré les hommes âgés de 62 à 64 ans et les femmes âgées de 59 à 61 ans.

Cette première figure nous permet immédiatement de constater que le taux de retraite anticipée semble s'être assez nettement accru depuis le début des années 90 et ceci aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Cette évolution peut provenir de plusieurs facteurs qu'il est impossible de distinguer à ce stade. Elle peut s'expliquer en premier lieu par l'évolution conjoncturelle du début des années 90 qui a pu inciter des personnes à se mettre en retraite anticipée encouragées parfois par des plans de retraite assez attractifs. Elle peut aussi traduire un choix de vie qui encourage les personnes à raccourcir la durée de leur vie active. Dans le premier cas, on serait plutôt en présence d'un phénomène cyclique lié à la durée de la récession économique. Dans le second, on serait plutôt en présence d'une évolution à long terme qui devrait se poursuivre tendanciellement et qui aurait alors des conséquences non négligeables pour nos systèmes de retraite.

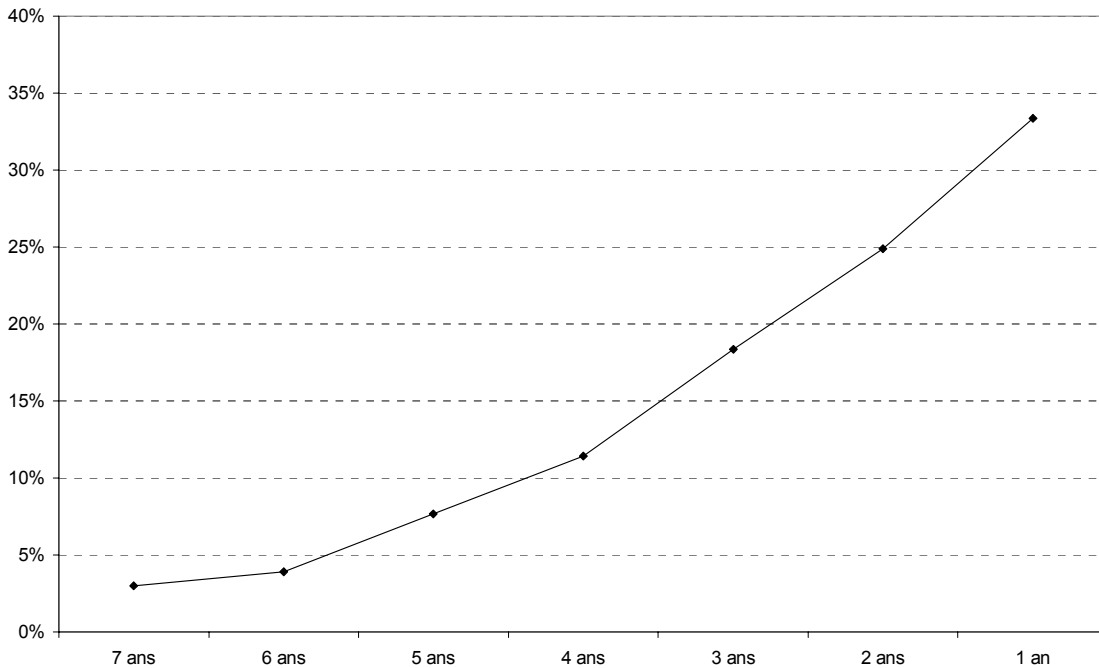
Figure 1 : Taux de retraite anticipée pour les hommes âgés entre 62 et 64 ans et pour les femmes âgées entre 59 et 61 ans, 1991-2000



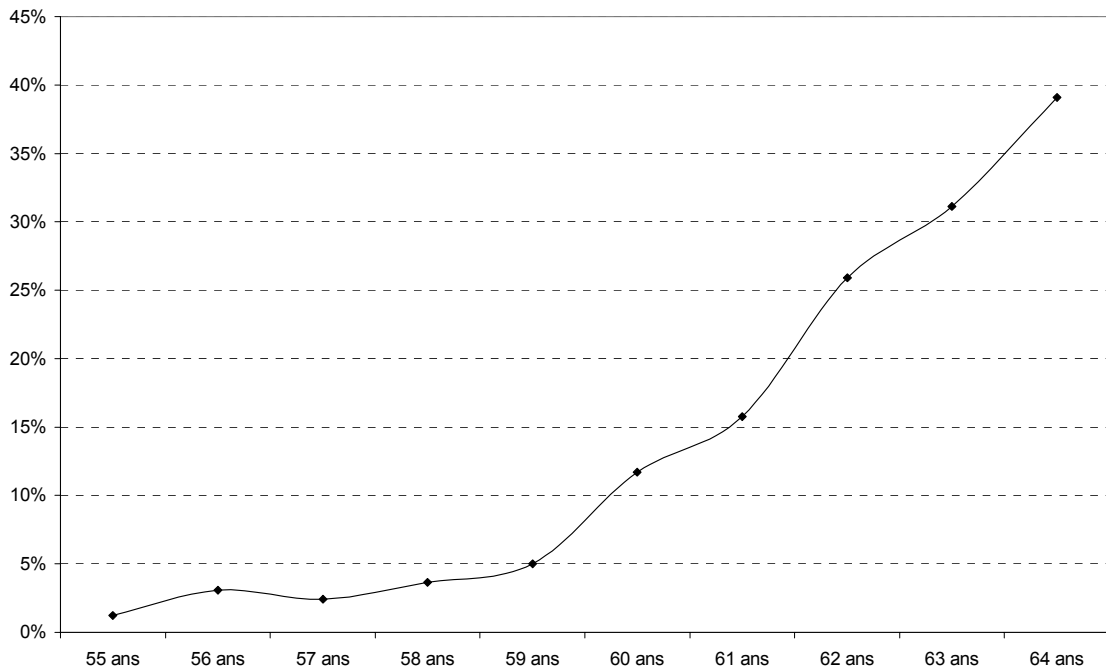
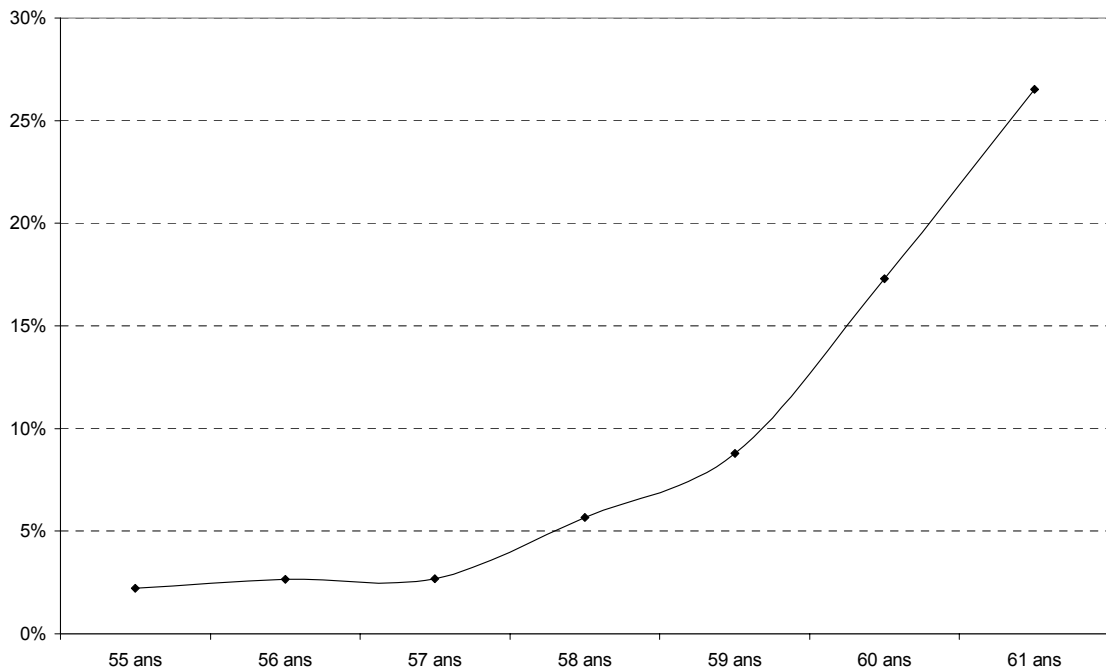
Cette première figure a été construite en considérant le taux de retraite anticipée par période depuis 1991 pour l'ensemble de la population (afin d'obtenir un nombre suffisant d'observations, nous avons dû agréger deux années consécutives de l'ESPA). Nous allons maintenant considérer l'ensemble de la période examinée (de 1991 à 2000) pour examiner la question du nombre d'années d'anticipation. En étudiant les données de plus près, nous avons constaté que certaines personnes anticipaient leur retraite non pas seulement de trois ans mais parfois de six ou même sept ans.

Ce phénomène est illustré par la figure 2, qui nous permet de déterminer le nombre d'années d'anticipation de la retraite pour les hommes et les femmes au cours de la période de 1991 à 2000. Sans surprise, on constate sur cette figure que le pourcentage de la population prenant une retraite anticipée augmente au fur et à mesure que les personnes se rapprochent de la limite légale, pour atteindre près de un tiers des individus à une année de cet âge. Si l'on compare de ce point de vue les hommes et les femmes, on observe que la population féminine présente des taux de retraite anticipée moins élevés que ceux de la population masculine, conclusion qui ressort clairement des figures 3 et 4. Elles démontrent qu'une année avant la limite légale, le taux de retraite anticipée des hommes atteint presque 40% alors que celui des femmes n'atteint pas les 30%.

Figure 2 : Nombre d'années d'anticipation de la retraite, ensemble de la population, 1991-2000

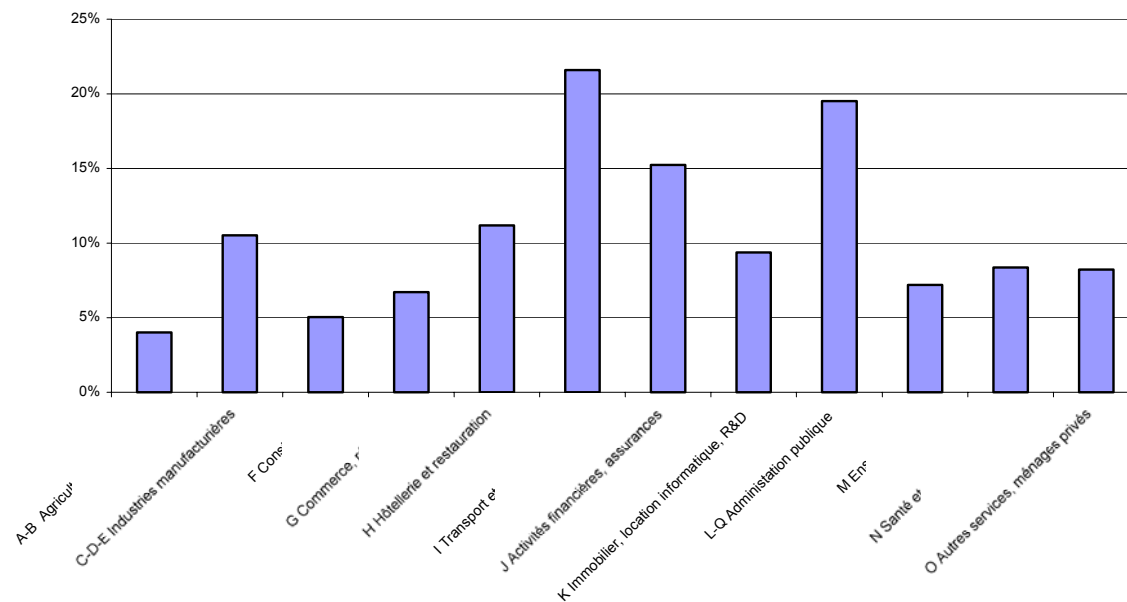


L'explication de la différence de comportement entre les genres tient sans aucun doute à plusieurs facteurs concomitants. Tout d'abord, comme on le sait, les femmes ont habituellement des couvertures professionnelles moins favorables que les hommes en raison notamment de leurs carrières fréquemment interrompues au moment de la maternité. De surcroît, elles exercent souvent des emplois à temps partiel qui assurent des revenus inférieurs au revenu minimum de coordination. Finalement, même lorsqu'elles pratiquent des activités à temps plein, elles ont des salaires inférieurs à ceux des hommes et elles occupent de surcroît des postes situés au bas de la hiérarchie des entreprises. Or, comme nous le verrons plus loin, les personnes qui occupent des postes sans responsabilité choisissent moins fréquemment de se retirer prématurément du marché du travail.

Figure 3 : Taux de retraite anticipée par âge, population masculine, 1991-2000**Figure 4 : Taux de retraite anticipée par âge, population féminine, 1991-2000**

Si l'on examine les décisions de retraite anticipée en fonction du secteur dans lequel les personnes étaient actives au moment de leur départ, on constate des différences très significatives.

Figure 5 : Taux de retraite anticipée par secteur, 1991-2000



La figure 5 nous permet d'observer que c'est dans l'administration publique ainsi que dans les transports et communications que les taux de retraite anticipée ont été les plus élevés au cours des années 90. Ces résultats s'expliquent sans aucun doute par le fait, d'une part, que ces secteurs prévoient généralement des plans de retraite anticipée relativement favorables et d'autre part, qu'ils ont connu des réductions importantes d'effectifs liées en particulier aux coupures budgétaires subies par les collectivités publiques en Suisse.

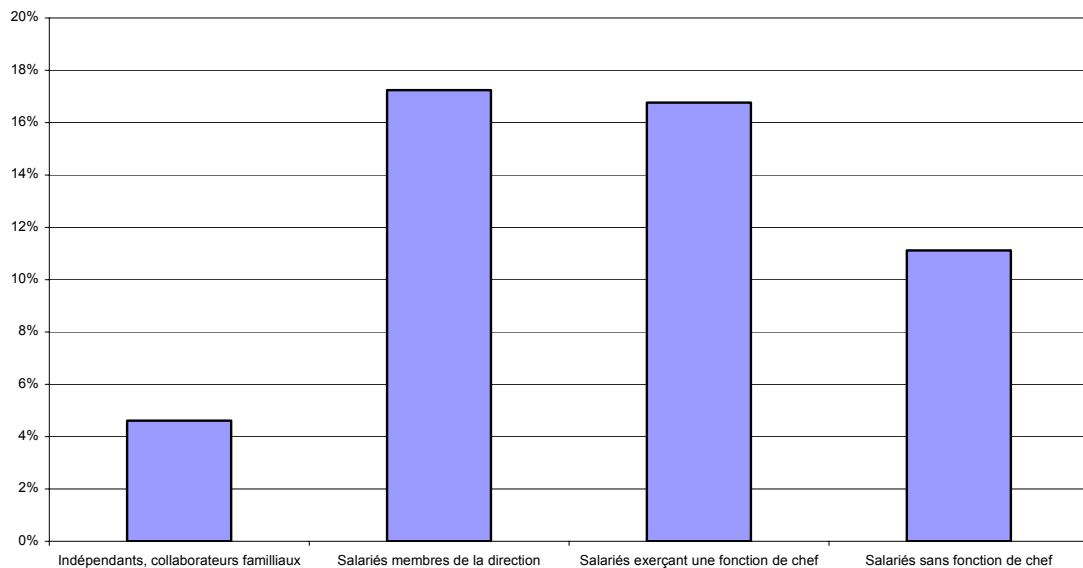
En ce qui concerne le secteur « activités financières », sa place en troisième position dans notre liste provient sans aucun doute des niveaux de revenus relativement élevés qu'il assure aux personnes qui y sont occupées ce qui peut inciter certaines d'entre elles à anticiper leur décision de retraite. De surcroît, les activités bancaires ont connu au cours des années 90 des restructurations importantes (ne serait-ce qu'en raison de la fusion entre l'UBS et la SBS) qui ont pu pousser également quelques employés à se retirer, décision encore favorisée par les plans sociaux qui ont été négociés entre les partenaires sociaux, en marge de ces fusions.

A l'inverse on pourrait a priori être surpris du fait que le secteur de la construction se caractérise par des taux de retraite anticipée inférieurs à la moyenne ceci d'autant plus que le bâtiment a connu également au cours des années 90 des licenciements assez massifs et que les entreprises de la construction ont adopté durant cette période des programmes de retraite anticipée pour amortir le choc de cette récession. Finalement, hormis ces facteurs plus conjoncturels, on aurait pu penser a priori que les personnes qui travaillent dans ce secteur soient encouragées à prendre une retraite anticipée en raison de la pénibilité des travaux associés à cette branche et des atteintes fréquentes à la santé qui caractérisent la

population qui y est active. Si ce secteur se situe plutôt en queue de classement, la raison doit sans doute provenir du fait qu'il y a une forte proportion d'étrangers actifs dans la construction, qui ayant pris une retraite anticipée sont retournés dans leur pays d'origine. Finalement, la position occupée par l'agriculture et le secteur primaire n'est pas surprenante car le taux d'indépendant est particulièrement élevé dans ce domaine.

Ceci nous a conduit à nous intéresser aux comportements de retraite anticipée en fonction des statuts sur le marché du travail, en suivant pour ce faire les distinctions adoptées par l'enquête ESPA.

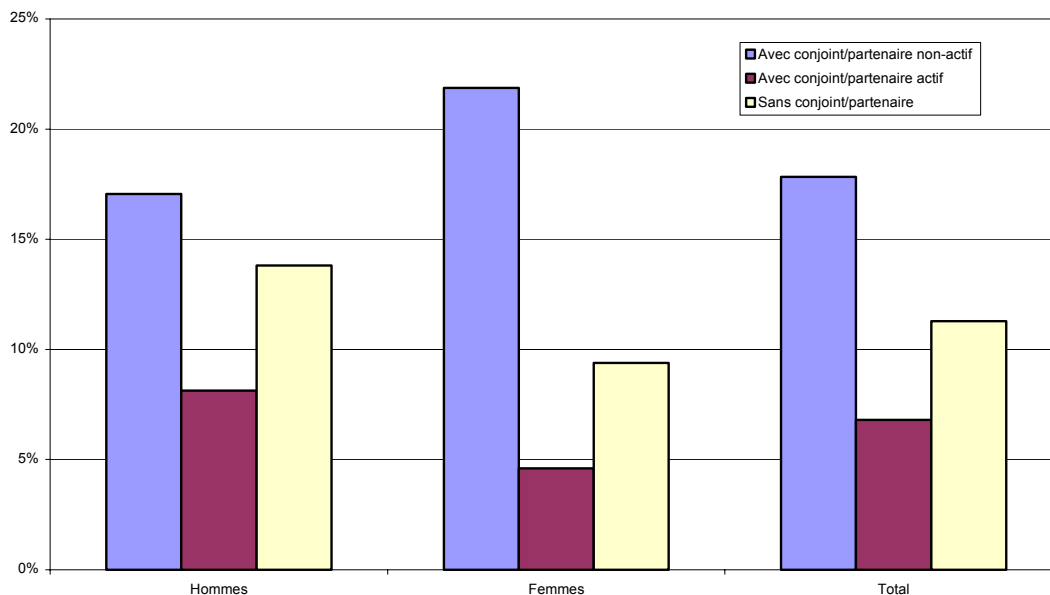
Figure 6 : Taux de retraite anticipée par statut, 1991-2000



La figure 6 nous permet de constater, sans trop de surprise, que ce sont les indépendants qui ont les taux de retraite anticipée les plus bas ce qui peut s'expliquer sans doute par le fait qu'ils ont des couvertures vieillesse moins favorables que celles de bon nombre de salariés. Cette figure nous permet de constater également que le comportement de retrait prématuré du marché du travail est nettement plus fréquent parmi les cadres et les postes de direction que parmi les personnes situées au bas de la hiérarchie.

Finalement, d'autres dimensions importantes du choix individuel se réfèrent sans doute à la situation du ménage en tant que tel. Comme dans tout autre modèle relatif au comportement d'offre de travail et au choix de participation, le fait d'être marié à un conjoint qui est actif ou au contraire "inactif" sur le marché du travail peut exercer une influence sur les décisions individuelles.

Figure 7 : Taux de retraite anticipée selon la situation au sein du ménage, 1991-2000



Cette figure semble suggérer que les personnes dont le conjoint est inactif (peut-être en retraite) choisissent plus fréquemment de se retirer prématurément du marché du travail ce qui a priori pourrait sembler surprenant étant donné que le ménage ne comptait déjà que sur un seul revenu d'une activité professionnelle. On constate que le taux de retraite anticipée des femmes ayant un conjoint inactif dépasse très nettement celui observé auprès des hommes ce qui semble suggérer que les femmes prennent plus fréquemment des décisions liées au statut d'activité de leur conjoint que les hommes.

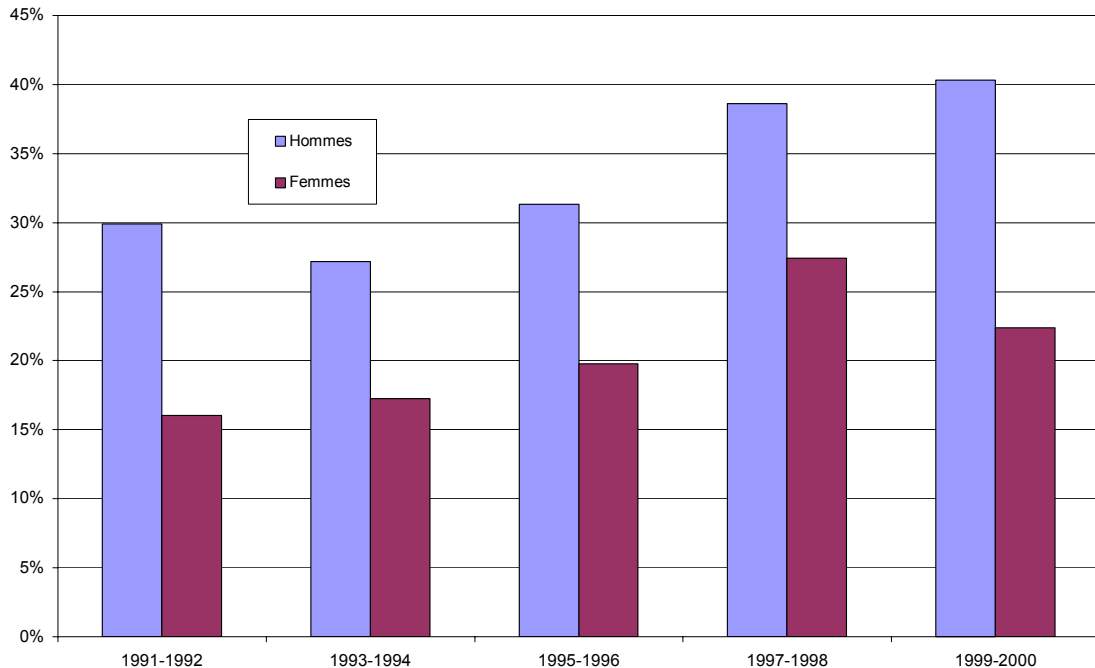
2.2 Description de la population ayant « choisi » de prendre une retraite anticipée: Population réduite de l'ESPA 1991-2000

La première section de ce chapitre a été basée sur l'analyse de l'ensemble des observations fournies par l'enquête ESPA pour la période de 1991 à 2000. Cette approche exhaustive nous avait permis de dénombrer 9'951 ménages composés soit d'hommes âgés entre 55 et 64 ans, soit de femmes âgées entre 55 et 61 ans. Nous disposions ainsi au total de 20'516 observations, sachant par ailleurs que certains ménages sont apparus à plusieurs reprises au cours de la période étudiée en raison du caractère de panel rotatif de l'ESPA.

Dans cette deuxième section, nous avons procédé à une sélection des enregistrements pris en considération pour notre analyse empirique. Nous avons choisi de ne tenir compte que d'une seule observation par ménage pour éviter cette fois-ci le biais de sur-représentativité susceptible d'affecter notre échantillon global lorsque les ménages peuvent apparaître entre une, au minimum, et cinq fois au maximum dans la base de données étudiée. En l'occurrence, nous avons procédé à un tirage aléatoire d'une observation par ménage pour l'ensemble de la période de 1991 à 2000.

On va maintenant reprendre les mêmes figures présentées dans un ordre identique pour faciliter les comparaisons avec les résultats de la section 2.1. Pour éviter toute confusion avec les figures précédentes nous avons ajouté à chaque numéro de figure la lettre b pour bien indiquer qu'elles ont été obtenues sur la base d'un échantillon sélectionné par tirage aléatoire. On commence par l'évolution du taux de retraite anticipée pour les hommes âgés de 62 à 64 ans et les femmes âgées de 59 à 61 ans.

Figure 1b : Taux de retraite anticipée pour les hommes âgés entre 62 et 64 ans et pour les femmes âgées entre 59 et 61 ans, tirage aléatoire, 1991-2000



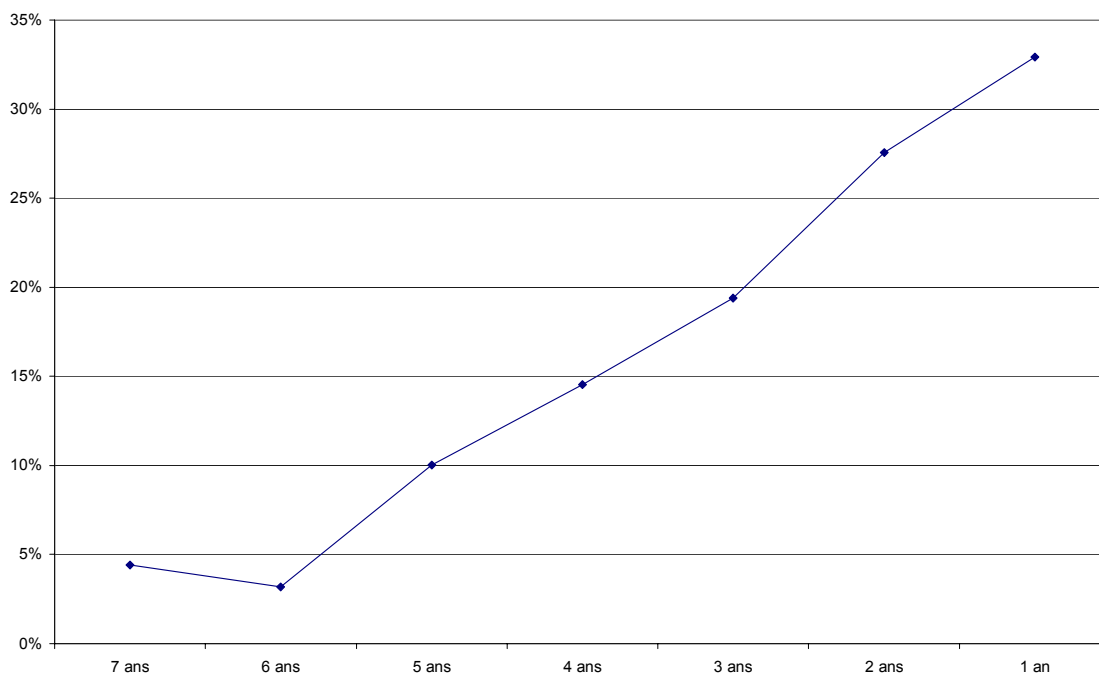
L'examen attentif de cette première figure permet de constater qu'elle ne diffère pas fondamentalement de celle que nous avons obtenue sur la base de toutes les observations collectées pour la période de 1991 à 2000. En particulier, le taux de retraite anticipée de la population masculine semble toujours caractérisé par une hausse tendancielle à partir de 1993-1994 suite à un premier fléchissement enregistré au début de la période étudiée. En revanche, les conclusions mises en exergue par le figure 1b pour la population féminine semblent contredire en partie celles dérivées de la figure 1 en ce sens que le taux de retraite anticipée connaît une baisse en fin de période alors que cette évolution n'apparaissait pas dans notre précédente analyse. Il semble donc que la tendance soit plus sujette à caution pour les femmes selon l'échantillon pris en considération.

En revanche, la figure 1b permet toujours de remarquer une différence entre le taux de retraite anticipée des hommes et des femmes, et ceci quelles que soient les années considérées. On remarquera aussi que les taux obtenus sur la base de notre échantillon aléatoire sont supérieurs à ceux de l'ensemble de la population. Ceci ne nous surprend pas, étant donné que la majorité des ménages n'ont aucune observation en retraite anticipée. En sélectionnant une seule observation par tirage aléatoire, on diminue les effectifs des

personnes actives qui ne sont pas considérées en retraite anticipée et on augmente par la même occasion les taux de retraite anticipée.

Nous allons examiner maintenant, comme auparavant, le nombre d'années d'anticipation de la retraite pour les hommes et les femmes au cours de toute la période 1991-2000. Pour ce faire, rappelons que nous considérons ici la population féminine à partir de 55 ans et la population masculine dès l'âge de 58 ans, afin de pouvoir obtenir un résultat pour l'ensemble des hommes et des femmes.

Figure 2b : Nombre d'années d'anticipation de la retraite, ensemble de la population, tirage aléatoire, 1991-2000



La figure 2b nous permet tout d'abord de constater que le taux de retraite anticipée s'accroît significativement au fur et à mesure que les personnes se rapprochent de l'âge légal de leur retraite. Sous cet angle, la tendance est en tous points similaire à celle observée précédemment, à l'exception peut-être des taux enregistrés respectivement à sept et six ans de l'âge légal de la retraite.

En décomposant la population en fonction du genre, nous obtenons des conclusions très proches de celles mises en exergue par les figures 3 et 4. Une nouvelle fois, on constate que le taux de retraite anticipée augmente de manière assez significative à partir de cinq ans avant l'âge légal pour les hommes alors que pour les femmes cette hausse se manifeste principalement à l'âge de 60 ans.

Les figures 3b et 4b, établies sur la base d'un tirage aléatoire d'une observation par ménage au cours de la période de 1991 à 2000, permettent également de constater une nouvelle fois que le taux de retraite anticipée des hommes dépasse assez nettement celui de la population féminine.

Figure 3b : Taux de retraite anticipée par âge, tirage aléatoire, population masculine, 1991-2000

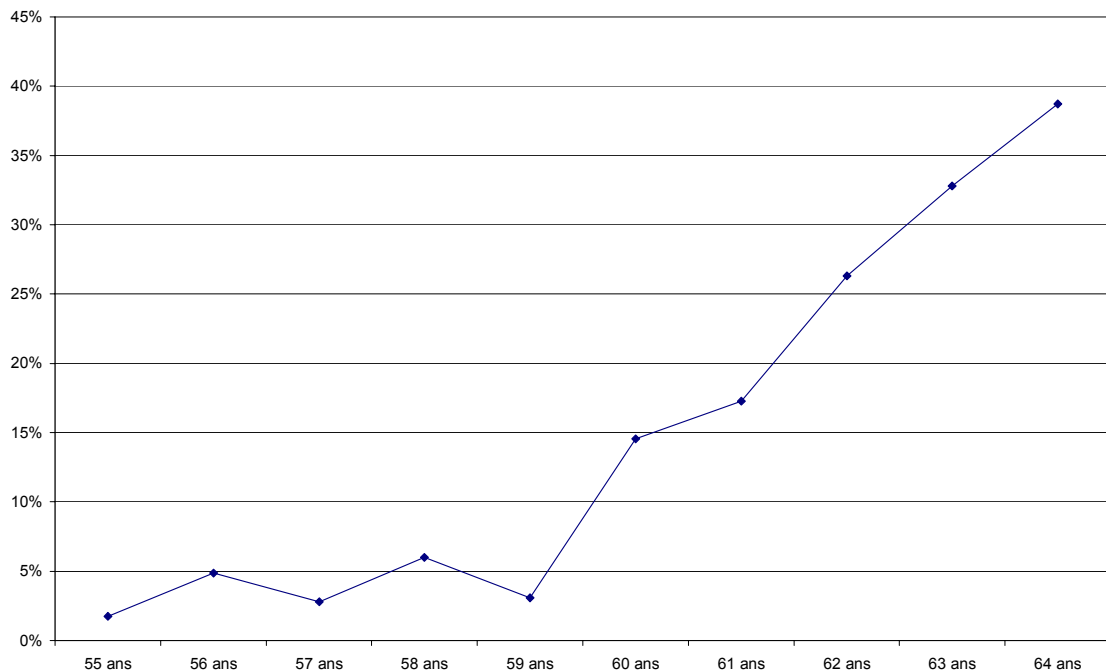
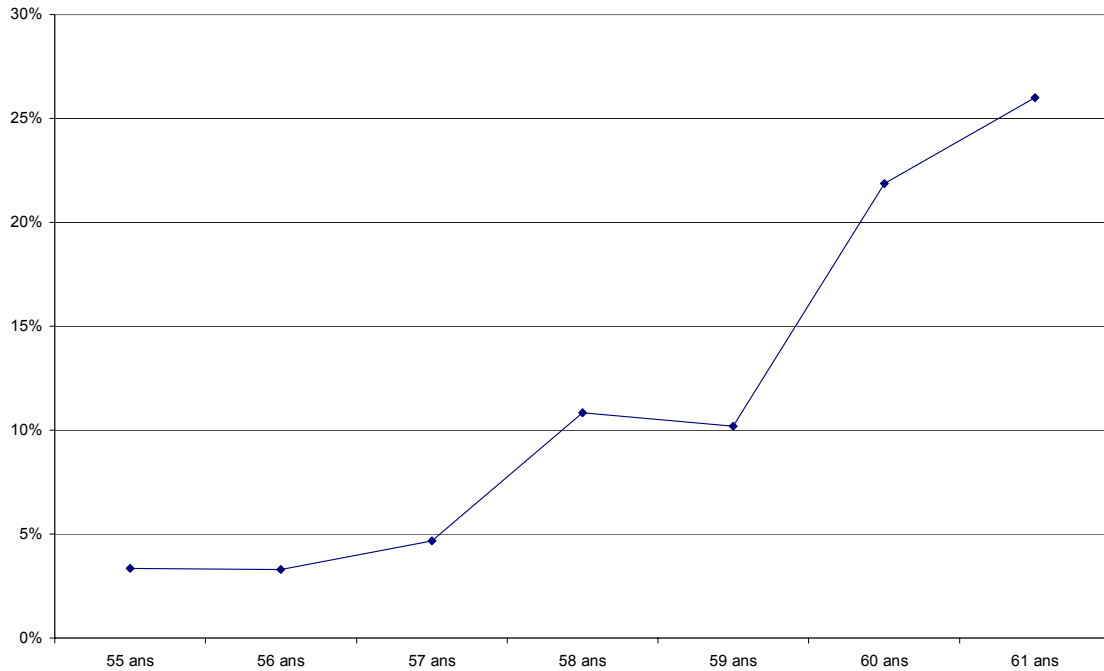
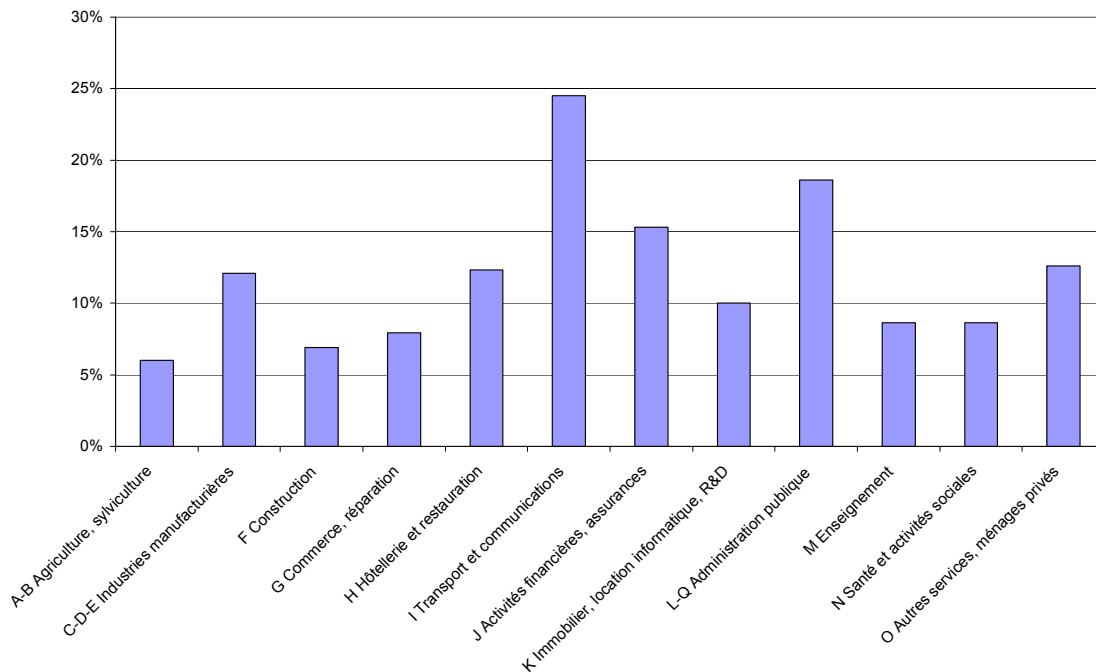


Figure 4b : Taux de retraite anticipée par âge, tirage aléatoire, population féminine, 1991-2000



En ce qui concerne la répartition entre les secteurs économiques, on obtient le graphique suivant :

Figure 5b : Taux de retraite anticipée par secteur, tirage aléatoire, 1991-2000



L'allure du graphique relatif à la répartition sectorielle des retraites anticipées est très similaire à celle obtenue à la section 2.1, bien que les taux soient inévitablement plus élevés, quel que soit le secteur considéré. C'est toujours dans les transports et les communications, l'administration publique ainsi que les activités financières et les assurances qu'on trouve les taux de retraite anticipée les plus élevés. Néanmoins, il est frappant de constater que l'écart entre les deux branches qui occupent les deux premières places du classement s'est nettement accru par rapport à la figure 5.

Si nous passons maintenant aux statuts d'activité des personnes actives qui décident de prendre une retraite anticipée, nous constatons une nouvelle fois que ce sont les salariés membres de la direction de leur entreprise qui connaissent les taux de retraite anticipée les plus élevés, suivis dans l'ordre par les personnes exerçant une fonction de chef et les salariés sans responsabilités. Dans cette optique, comme dans la précédente, ce sont à nouveau les indépendants qui ferment la marche. C'est aussi la population qui tend à prolonger son activité au-delà de l'âge légal de la retraite ce qui explique pourquoi on observe que des salariés transitent vers ce statut après 65 ans (pour les hommes) ou 62 ans (pour les femmes).

Figure 6b : Taux de retraite anticipée par statut, tirage aléatoire, 1991-2000

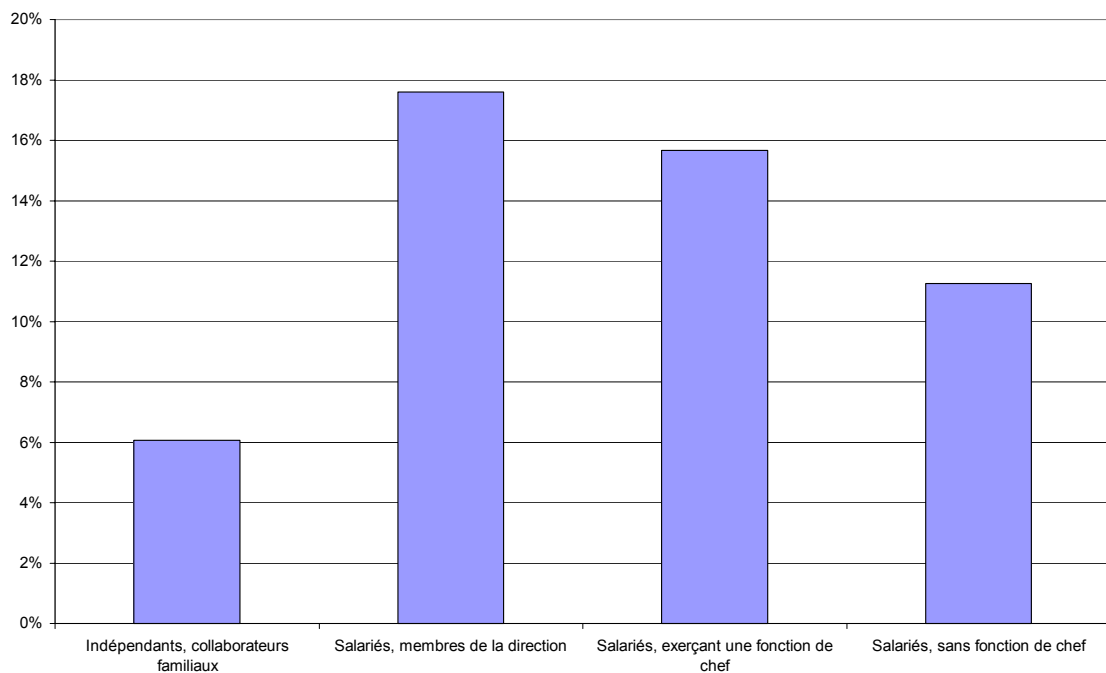
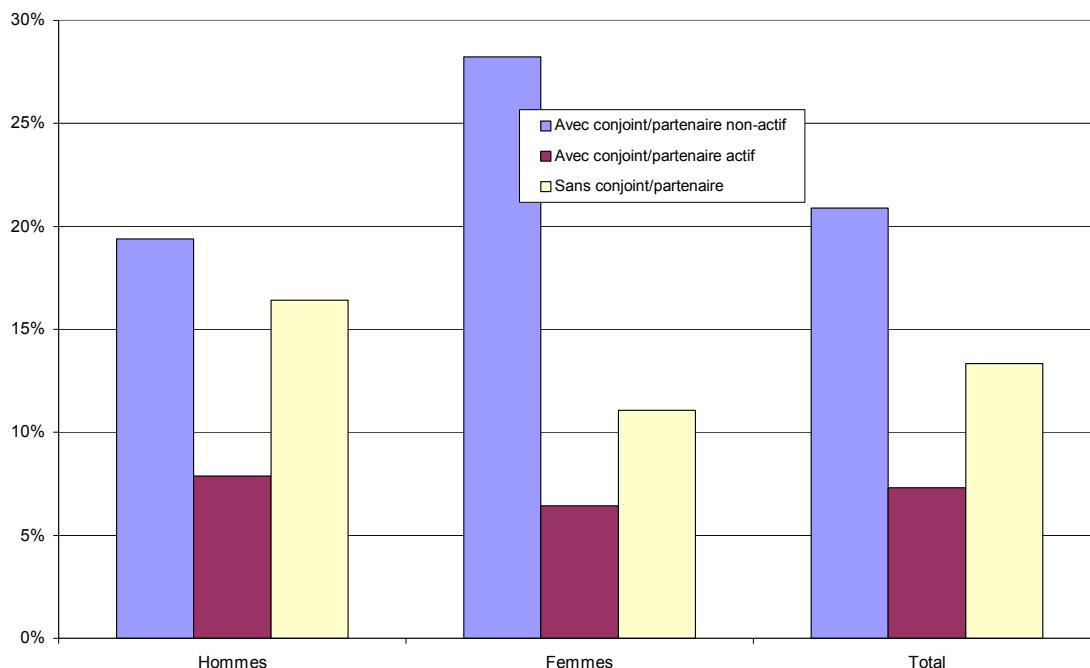


Figure 7b : Taux de retraite anticipée selon la situation au sein du ménage, tirage aléatoire, 1991-2000



Il nous reste donc plus que la représentation du taux de retraite anticipée selon la situation dans le ménage à examiner avant de clore ce deuxième chapitre.

La figure 7b indique une nouvelle fois que ce sont les personnes vivant avec un conjoint inactif qui ont la plus forte probabilité de se retirer prématurément du marché du travail.

En conclusion, nous pouvons relever que, de manière générale, les deux échantillons retenus pour décrire la population en situation de retraite anticipée nous donnent des résultats en grande partie similaires, même si dans la deuxième analyse, les taux sont plus élevés étant donné l'effectif « réduit » des ménages.

Après avoir décrit les principales caractéristiques des personnes qui prennent une retraite anticipée, nous allons, dans le chapitre suivant, analyser l'influence exercée par les différentes variables explicatives, toutes choses égales par ailleurs, sur la décision de retrait prématuré du marché du travail. En effet, si ce chapitre nous a permis de constater que les hommes présentent effectivement des taux de retraite anticipée supérieurs à ceux des femmes, on ne sait pas si cette situation provient de l'influence exercée spécifiquement par le genre sur cette décision individuelle de retrait ou si celle-ci est due au fait par exemple que les personnes situées au sommet de la hiérarchie des entreprises, parmi lesquelles on trouve une majorité écrasante d'hommes, ont tendance à prendre plus fréquemment une retraite anticipée. Pour pouvoir décrypter l'effet propre à chaque variable, nous allons estimer une fonction logistique de la probabilité de prendre une retraite anticipée, analyse présentée au chapitre 3.

3. Estimation économétrique de la probabilité de prendre une retraite anticipée

Ce chapitre est divisé en deux sections principales. La première a pour objectif de présenter les résultats d'une analyse de la probabilité de choisir de partir en retraite anticipée en utilisant pour ce faire un modèle logistique. Cette approche permet d'examiner l'influence de certaines variables explicatives sur la probabilité de se trouver, à un moment donné, dans un état d'actif ou de retraite anticipée après avoir exercé dans le passé une activité rémunérée. Dans la seconde section de ce chapitre, nous compléterons les résultats obtenus par la première approche basée sur une analyse d'état par une étude utilisant toute l'information individuelle fournie par l'enquête suisse sur la population active pour estimer à la fois la probabilité d'état et son évolution au cours du temps en modélisant les probabilités de transition grâce au caractère de panel de l'ESPA.

3.1 Analyse logistique du choix de la probabilité de prendre une retraite anticipée

Avant de passer aux résultats de notre estimation empirique, nous commençons par présenter la méthodologie utilisée ainsi que les variables que nous emploierons pour réaliser notre analyse.

3.1.1 Méthodologie et définition des variables

Dans cette section, nous cherchons à expliquer, par le biais d'estimations en *logit*, le comportement de retraite (variable dépendante) à partir des différentes variables suggérées par l'analyse descriptive réalisée dans le deuxième chapitre. Dans ce type d'analyse, la variable expliquée est susceptible de prendre deux valeurs : 1 lorsque l'individu considéré appartient à la population étudiée, celle des personnes qui choisissent de prendre leur retraite anticipée, et 0 lorsque l'individu en question ne fait pas partie de la population analysée. Sans entrer dans les détails, nous pouvons brièvement synthétiser les aspects essentiels de cette approche.

Lorsque l'on essaye de déterminer les facteurs qui influencent la probabilité d'appartenir au groupe des individus ayant pris une retraite anticipée, la première réaction est certainement d'utiliser les techniques de la régression ordinaire en choisissant comme variable dépendante la variable binaire mentionnée précédemment. Il n'est malheureusement pas possible d'appliquer une telle technique car d'un point de vue économétrique on peut démontrer que le modèle classique de régression ne convient pas à ce genre d'analyse. Il existe cependant d'autres types d'estimation qui sont parfaitement adaptés à ce genre de problèmes. Parmi ceux-ci, la régression de type logit dont nous allons maintenant présenter les traits essentiels.

Soit par exemple $Prob(Y=1)$, la probabilité qu'un individu appartienne au groupe des personnes ayant pris une retraite anticipée et $Prob(Y=0)$ celle qu'il n'y appartienne pas. Soit x un vecteur de caractéristiques censées influencer cette probabilité et β le vecteur de paramètres reflétant l'impact de ces variables x sur la probabilité. Parmi ces variables x , il y aura par exemple le sexe, la nationalité, l'âge, l'état civil, le niveau de formation, le secteur économique dans lequel l'individu était employé avant de se retirer ou d'autres facteurs

susceptibles d'exercer une certaine influence sur la probabilité que nous essayons d'expliquer. Sur cette base, il est possible de définir les deux probabilités mentionnées précédemment de la manière suivante :

$$Prob(Y = 1) = F(\beta'x) \quad (1)$$

$$\text{et} \quad Prob(Y = 0) = 1 - F(\beta'x) \quad (2)$$

Si nous avons pu appliquer les techniques de la régression linéaire classique, nous aurions évidemment défini la fonction $F(\beta'x)$ comme étant égale à $\beta'x$. Mais comme indiqué précédemment, une telle application n'est pas possible dans le cas où la variable dépendante est binaire. L'une des possibilités est alors de définir la fonction $F(\beta'x)$ de telle façon que :

$$Prob(Y = 1) = \Lambda(\beta'x)$$

Où $\Lambda(\cdot)$ est la fonction de répartition d'une distribution logistique. Son expression est la suivante :

$$\Lambda(\beta'x) = \frac{e^{\beta'x}}{1 + e^{\beta'x}} \quad (3)$$

Un tel modèle est appelé logit car il est dérivé de la fonction logistique $e^{\beta'x}$. On pourra facilement vérifier que lorsque le produit $\beta'x$ tend vers $+\infty$, $Prob(Y=1)$ tend vers 1 tandis que lorsque le produit $\beta'x$ tend vers $-\infty$, $Prob(Y=1)$ tend vers 0.

On notera que l'espérance mathématique $E(Y)$ de la variable dépendante Y est égale à :

$$E(Y) = 0[1 - F(\beta'x)] + 1[F(\beta'x)] = F(\beta'x) \quad (4)$$

où F est la fonction logit définie précédemment.

On peut démontrer que l'effet marginal d'une variable exogène x sur cette espérance est égal à :

$$\frac{\delta E(Y)}{\delta x} = \frac{\beta e^{\beta'x}}{(1 + e^{\beta'x})^2} \quad (5)$$

Cette dernière expression montre clairement que l'effet marginal que nous cherchons à estimer n'est pas égal à β mais qu'il dépend de la valeur de la variable exogène x . On estime généralement cet effet marginal à la valeur moyenne des variables exogènes.

En ce qui concerne les variables intégrées dans nos premières estimations empiriques, quelques précisions s'imposent pour faciliter la lecture des tableaux de résultats que nous produisons dans ce rapport. On précisera tout d'abord que notre variable endogène peut prendre deux valeurs : 0 pour les personnes actives occupées, les chômeurs et les inactifs pour raison autre que la retraite (pour autant qu'ils aient été actifs dans le passé), alors que la valeur 1 a été attribuée aux observations des personnes en retraite anticipée. Cela signifie que les coefficients positifs associés à certaines de nos variables explicatives signalent que cette variable augmente la probabilité de se retirer prématurément du marché du travail avant d'avoir atteint l'âge légal.

Il est important de préciser que la définition du taux de la retraite anticipée dans cette partie diffère légèrement de celle de A. Vuille. En effet, la définition de A. Vuille prend en compte

au dénominateur les personnes se trouvant en retraite anticipée plus les personnes actives occupées. Dans la partie économétrique, les chômeurs et les individus inactifs pour autre motifs que la retraite, pour peu qu'ils aient été actifs préalablement, sont également pris en compte. La population de référence étant plus grande, les taux de retraite anticipée issus du modèle économétrique devraient être plus petits en moyenne. Ils ne sont donc pas directement comparables à ceux calculés dans le chapitre 2.

En ce qui concerne les variables exogènes, nous avons retenu pour l'instant deux variables quantitatives continues : *l'âge* de la personne en question (entre 55 et 64 ans pour les hommes et entre 55 et 61 ans pour les femmes) et *l'année* pour laquelle la donnée intégrée dans nos estimations a été observée (entre 1991 et 2000). Le deuxième groupe de variables explicatives intègre des variables qualitatives binaires. Elle comporte des informations relatives :

- au *sexe* de la personne (1 si l'individu en question est un homme et 0 s'il s'agit d'une femme) ;
- à son *statut d'activité* sur le marché du travail (1 si la personne en question est, ou était, indépendante et 0 si elle est occupée en tant que salariée ou si elle exerçait une activité salariée avant de prendre sa retraite anticipée) ;
- à sa *position au sein de la hiérarchie* de l'entreprise dans laquelle la personne est encore active ou était active au moment de sa retraite du marché. L'ESPA distingue en l'occurrence les salariés membres de la direction de l'entreprise, ceux qui exercent (ou exerçaient) une responsabilité de chef et, finalement, les personnes qui n'ont aucune responsabilité au sein de l'établissement qui les occupe ou qui les employait. Pour cette variable, nous avons employé cette dernière, à savoir les salariés sans fonction de chef, comme modalité de référence pour nos estimations empiriques ;
- au *statut d'activité du conjoint* de la personne interviewée dans le cadre de l'ESPA. Nous avons pu distinguer de ce point de vue, les personnes dont le conjoint est (ou était) inactif, celles qui vivent (ou vivaient) avec un partenaire encore actif et celles qui vivent (ou vivaient) seules ou, tout au moins, sans conjoint. La modalité prise comme référence en ce cas est celle des personnes sans conjoint ;
- au *secteur d'activité* dans lequel la personne est encore employée ou dans laquelle elle était occupée au moment de sa retraite. Pour cette variable explicative particulière, nous avons choisi d'omettre la 13^{ème} et dernière modalité relative aux personnes qui ne fournissent aucune indication sur cette question. Ici, la modalité de référence sera l'administration publique, qui est représentée par le secteur 9 selon notre classification ;
- à la *formation la plus élevée achevée* par les personnes considérées. A partir des informations fournies par l'ESPA, nous avons été en mesure de distinguer 4 niveaux d'éducation : le premier recouvre les personnes qui n'ont achevé aucune formation quelconque ou qui ne sont parvenues qu'au terme de leur scolarité obligatoire. Le deuxième niveau regroupe les individus qui font état d'un apprentissage ou qui ont achevé une école professionnelle à plein temps. Quant aux personnes qui ont achevé une maturité ou un bac, une maîtrise ou une école technique nous les avons rangées dans le niveau « Education 3 ». Finalement, le niveau le plus élevé (« Education 4 ») regroupe les personnes qui disposent d'un titre universitaire ou d'un titre délivré par une haute école ou par une haute école professionnelle supérieure. Nous avons choisi comme modalité de référence les dernières modalités qui correspondent en l'occurrence aux personnes qui n'ont pas répondu à cette question ;

- à *l'état civil* de la personne considérée (1 si elle est mariée et 0 autrement) ;
- au *statut d'occupation du logement* en tant que propriétaire (auquel cas on attribue la valeur 1 à l'individu en question) ou comme simple locataire (statut utilisé comme point de référence). A ce propos, il est sans doute nécessaire de préciser que nous avons intégré cette variable explicative dans nos estimations pour tenter d'avoir une variable susceptible d'appréhender l'état de fortune de la personne considérée. Ce substitut est certes imparfait mais il doit être sans doute fortement corrélé avec l'information que nous souhaiterions avoir et qui devrait porter sur la fortune personnelle.
- à *la nationalité* (1 si la personne en question est suisse et 0 autrement).

Il n'est peut-être pas inutile de préciser que pour chaque variable qualitative, nous omettons une modalité, qui devient la modalité de référence, afin d'éviter la trappe de la variable muette liée à la multicollinéarité parfaite entre les variables exogènes qui ne manquerait pas de survenir si l'on définissait une variable binaire pour chaque modalité.

Après avoir défini les différentes variables exogènes utilisées dans nos estimations, nous pouvons passer maintenant aux premiers résultats obtenus. En ce qui concerne la sélection d'un modèle, la bonne procédure est très longue et assez complexe à exposer. Nous nous trouvons au départ avec 26 variables explicatives. Cela signifie donc au total ($2^{26} - 1$) modèles possibles, soit plus de 67 millions d'estimations à programmer. Il faudrait pour chaque modèle calculer une statistique afin de sélectionner **le bon modèle**. Une statistique envisageable est le critère d'Akaike (Akaike, 1973) qui est défini de la manière suivante :

Akaike = $-\log(\text{vraisemblance}) + k$, où k est le nombre de paramètres à estimer

On ne va donc pas estimer tous les modèles possibles, mais utiliser une procédure par élimination. Partant d'un modèle avec toutes les variables, on élimine celles pour lesquelles aucun effet statistiquement significatif n'est détecté, puis on effectue des regroupements de modalités des variables qualitatives (via des tests d'égalité des coefficients relatifs aux différentes modalités) de manière à ne conserver que des effets statistiquement significatifs. Lorsque plusieurs modèles sont en compétition, on sélectionne le meilleur modèle en minimisant le critère d'Akaike, à moins qu'un modèle voisin de l'optimum n'ait une meilleure interprétation économique que ce dernier.

3.1.2. Estimation du modèle logistique pour les hommes

Notre premier échantillon est issu d'un tirage aléatoire par ménage sur l'ensemble de la population des hommes pour la période de 1991 à 2000. Il est basé sur un total de 4'628 ménages dont 606 prennent la valeur 1 pour la variable endogène, ce qui représente un pourcentage de 13.1%. On aura donc bien une seule observation par ménage correspondant à une année tirée aléatoirement.

En examinant les résultats du tableau 8, on constate que tous les coefficients ont a priori les signes qui étaient attendus à l'exception de la variable d'activité du conjoint. Nous pouvions nous attendre en effet à ce que l'inactivité du conjoint réduise la probabilité de prendre une retraite anticipée sachant que cette situation au sein du ménage devrait être corrélée avec un niveau de revenu inférieur susceptible de décourager les personnes concernées à se retirer du marché. Ce résultat ne nous surprend néanmoins pas totalement compte tenu des conclusions que nous avons déjà pu obtenir lors d'études antérieures relatives en particulier au comportement d'activité des femmes suisses. Nous avons pu observer à cette occasion

que les femmes ayant le potentiel de revenu le plus élevé (compte tenu de leurs caractéristiques éducatives notamment) choisissent fréquemment de ne pas participer au marché du travail en raison du salaire relativement élevé obtenu par leur conjoint. Il est donc possible que l'effet exercé par l'inactivité des femmes sur la probabilité de retraite anticipée des hommes concerne en avant tout des ménages dotés d'une situation financière confortable qui favorise un départ prématuré du marché du travail. A l'inverse, les ménages les plus défavorisés sont fréquemment caractérisés par une double activité des conjoints. Dans ce cas, la retraite anticipée est peu probable compte tenu de la modicité des ressources financières. Il est possible également que les couples aient tendance à coordonner leurs décisions de retraite. Dès lors, si un des conjoints se retire du marché, l'autre le suit afin de pouvoir jouir ensemble d'une retraite anticipée. A l'inverse le fait qu'une des personnes soit encore active au sein du ménage pourrait encourager l'autre partenaire à le rester également. Ce ne sont pour l'heure que des hypothèses qu'il conviendrait de vérifier de manière plus approfondie

En ce qui concerne les autres variables, nous n'allons pas discuter tous les résultats de manière détaillée. Nous pouvons néanmoins relever quelques points qui nous semblent dignes d'intérêt. Tout d'abord, on observe que plus la personne avance en âge et se rapproche de l'âge de sa retraite légale plus la probabilité qu'elle se retire prématurément du marché du travail s'accroît.

Nous observons aussi, sans surprise, que les indépendants ont une probabilité inférieure à celle des salariés, toutes choses égales par ailleurs, de se retirer du marché même si cet effet ne semble pas significativement différent de zéro. Ce résultat provient sans doute, ainsi que nous l'avons relevé, d'une couverture sociale moins favorable pour ce groupe de la population qui n'a pas accumulé, dans la plupart des cas, de cotisations au deuxième pilier.

La lecture du tableau 8 nous permet de constater que les personnes mariées ont une probabilité significativement inférieure de prendre une retraite anticipée. En revanche, conformément à ce que les statistiques descriptives nous avaient permis de constater, la population suisse semble avoir plus de chance de prendre une retraite anticipée que les étrangers, même si le coefficient obtenu n'est en l'occurrence pas significatif. Ce comportement s'explique sans doute par le fait que les personnes d'origine étrangère sont venues en Suisse au cours de leur vie active avec parfois des statuts instables sur le marché du travail et qu'elles n'ont pas eu le temps d'accumuler des cotisations suffisantes dans le cadre du système suisse de retraite pour pouvoir se retirer prématurément du marché. On relèvera de surcroît qu'il existe sans doute une corrélation relativement élevée entre la nationalité et le niveau de revenu ainsi que nos recherches relatives à la situation de la main-d'œuvre étrangère sur le marché helvétique du travail ont permis de le montrer.

Le tableau 8 nous permet également de constater que le secteur d'activité exerce une influence statistiquement significative sur la décision de retraite anticipée. Nous y reviendrons sur la base du tableau 9. Finalement, nous observons que le signe associé à la variable relative à l'année indique une tendance à l'accroissement progressif du taux de retraite anticipée. Le fait d'être propriétaire de son logement ne paraît pas exercer un impact significatif sur la décision de retraite anticipée même si le signe revêt, comme prévu, une valeur positive. Ce manque de significativité n'est pas vraiment surprenant en soi si l'on se souvient que nous avons utilisé cette variable comme substitut à l'état de fortune de la personne concernée. Or, si cette variable capte sans doute en partie cet effet, elle appréhende

Tableau 8 : Probabilité de prendre une retraite anticipée, hommes, 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t	Effet marginal (dP/dz)
Constante	-256.537	-6.965	-22.226
Age	0.472	21.069	0.041
Indépendant	-0.951	-5.287	-0.082
Direction	0.417	2.858	0.036
Fonction de chef	0.519	4.061	0.045
Conjoint inactif	0.310	1.283	0.027
Conjoint actif	-0.303	-1.234	-0.026
Secteur 1	-1.208	-3.529	-0.105
Secteur 2	-0.771	-4.309	-0.067
Secteur 3	-1.314	-4.847	-0.114
Secteur 4	-1.120	-5.019	-0.097
Secteur 5	-0.087	-0.244	-0.008
Secteur 6	0.298	1.486	0.026
Secteur 7	-0.491	-1.930	-0.043
Secteur 8	-0.913	-3.651	-0.079
Secteur 10	-0.658	-2.247	-0.057
Secteur 11	-0.406	-1.377	-0.035
Secteur 12	-0.793	-2.838	-0.069
Education 1	-0.820	-1.118	-0.071
Education 2	-0.814	-1.117	-0.071
Education 3	-0.880	-1.192	-0.076
Education 4	-1.020	-1.377	-0.088
Marié	-0.333	-1.440	-0.029
Propriétaire	0.126	1.161	0.011
Suisse	0.292	1.602	0.025
Année	0.114	6.210	0.010
R ²	0.247		
Log likelihood	-1313.42		
Fraction des prédictions correctes	88.44%		
Akaike	1339.42		

également d'autres dimensions telles que le fait d'être résidant en ville ou en campagne. On sait effectivement qu'en Suisse le taux de propriété est plus bas dans les centres urbains par rapport aux zones rurales.

Le tout dernier commentaire que nous souhaitions faire à propos des résultats du tableau 8 concerne le manque de significativité très frappant de toutes les variables censées appréhender le niveau de formation le plus élevé achevé par les personnes intégrées dans notre analyse. Ce résultat est évidemment très surprenant mais il n'est pas exclu qu'il soit dû à des corrélations entre nos variables explicatives. Nous pensons en particulier à la corrélation entre le niveau d'éducation et la position au sein de la hiérarchie de l'entreprise.

3.1.3. Procédure de regroupement des modalités et estimations réduites pour les hommes

Nous aimerions maintenant expliquer en détail l'approche statistique qui va nous permettre de regrouper certaines modalités afin d'une part, de diminuer le nombre de variables explicatives, et d'autre part, de régler nos problèmes de corrélation entre nos variables. Pour ce faire, nous allons tester l'égalité entre une ou plusieurs modalités (hypothèse nulle). Nous rejetons notre hypothèse nulle, si le test est significatif. Par contre, si celui-ci ne l'est pas, nous ne rejetons pas notre hypothèse nulle, c'est-à-dire que nous pouvons nous permettre de regrouper nos variables. Prenons pour commencer les modalités qui concernent la position au sein de la hiérarchie. Dans notre première estimation, nous avons scindé cette variable en 4 modalités :

1. les indépendants,
2. les salariés, membres de direction,
3. les salariés, avec fonction de chef,
4. les salariés, sans fonction de chef, qui définissent la modalité de référence.

Nous pouvons a priori regrouper les modalités 2 et 3, qui ne se différencient guère au sein de la hiérarchie sur le marché du travail. L'idée est la suivante : tout d'abord, les variables sont classées par ordre décroissant de leur coefficient ; ensuite, on teste l'égalité entre ces coefficients plus ou moins « proches l'un de l'autre » en observant la p-valeur. Si celle-ci est supérieure à 5%, le test n'est pas significatif, c'est-à-dire que l'on ne rejette pas notre hypothèse nulle et on peut alors conclure que les coefficients sont égaux.

Le tableau suivant présente les résultats obtenus :

<i>Modalités</i>	<i>Coefficients</i>	<i>P-valeur</i>
Référence	0	
Indépendants	-0.951	
Salariés, fonction de chef	0.519	0.499
Salariés, membres de la direction	0.417	

Nous voyons bien dans cet exemple que les coefficients des deux dernières modalités sont plus ou moins proches. La p-valeur étant largement supérieure à 5%, on ne rejette donc pas notre hypothèse nulle (égalité entre ces deux coefficients). On va donc créer une nouvelle modalité regroupant les salariés, membres de direction et les salariés, avec fonction de chef.

Finalement, on se retrouve avec trois modalités :

1. les indépendants,
2. les salariés de direction qui regroupent les salariés, membres de direction, et les salariés, avec fonction de chef.
3. les salariés, sans fonction de chef, qui font office de modalité de référence.

En ce qui concerne les secteurs économiques, on procède exactement de la même manière.

<i>Secteur</i>	<i>Coefficients</i>	<i>P-valeur</i>	<i>Regroupements</i>	<i>P-valeur (test simultané)</i>
3	-1.314	0.585	1 ^{er} Groupe (A)	0.544
1	-1.208			
4	-1.120			
8	-0.913			
12	-0.793	0.541	2 ^{ème} Groupe (B)	
2	-0.771			
10	-0.658			
7	-0.491			
11	-0.406			
5	-0.087	0.245	Référence	
Réf.	0			
6	0.298			

Ici, le regroupement est plus délicat, en raison du nombre plus élevé de modalités. On choisit les regroupements qui contiennent les p-valeurs les plus élevées. On obtient le résultat suivant :

1. les secteurs 1-3-4-8, que nous regroupons dans le secteur A.
2. les secteurs 2-7-10-11-12 que nous regroupons dans le secteur B
3. les secteurs 5, 6 et 9 utilisés comme modalité de référence.

Il est difficile de trouver une explication économique convaincante de ces regroupements. Il semble simplement que certains secteurs soient plus propices aux retraites anticipées, comme nous l'avons vu lors de l'analyse descriptive de l'enquête ESPA.

Si l'on refait une nouvelle estimation en omettant la variable « mariés », on constate que certaines modalités prennent une tout autre dimension. Ceci s'explique particulièrement par la corrélation entre certaines variables. En effet, le lien est très fort entre la variable « mariés » et la variable « situation du ménage » qui différencie les conjoints actifs, les conjoints non actifs, et les sans conjoints. Ainsi, la corrélation entre les modalités conjoints non actifs et conjoints actifs versus la variable « mariés » s'élève à 83.7%. Dès lors, il n'est pas étrange de constater que si l'on effectue la même estimation sans la variable « mariés »,

la modalité « conjoints actifs » devient significative. Nous avons donc choisi de regrouper la modalité « conjoints non actifs » avec la modalité de référence qui elle représente les « sans conjoints ». On améliore ainsi encore un petit peu le critère d'Akaike. On obtient finalement un modèle logistique à 9 variables explicatives, la constante étant incluse.

Tableau 9 : Probabilité de prendre une retraite anticipée, population masculine, estimation après regroupements de certaines modalités, 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t	Effet marginal (dP/dz)
Constante	-251.306	-6.938	-21.896
Age	0.469	21.135	0.041
Indépendant	-0.929	-5.494	-0.081
Salariés direction	0.454	4.200	0.040
Conjoint actif	-0.599	-5.132	-0.052
Secteur A	-1.268	-8.866	-0.110
Secteur B	-0.846	-7.082	-0.074
Suisse	0.368	2.123	0.032
Année	0.111	6.156	0.010
R ²	0.243		
Log likelihood	-1320.5		
Fraction des prédictions correctes	88.2%		
Akaike	1329.5		

Cette procédure nous conduit donc finalement à estimer un modèle comprenant neuf variables explicatives. On ne tient pas du tout compte de l'éducation qui n'apporte rien de significatif. On laissera de côté également la variable « propriété » qui est notre seule mesure de richesse et qui ne capte pas l'effet recherché. On peut donc s'appuyer sur l'âge, la profession, la situation dans le ménage, les secteurs d'activité, ainsi que la nationalité suisse, et l'année.

Sans entrer dans les détails de cette spécification réduite, on relèvera néanmoins que les coefficients obtenus revêtent tous le même signe que ceux mis en exergue par notre première estimation logistique.

3.1.4. Estimation du modèle logistique pour les femmes

Après avoir examiné la population masculine, il nous faut passer maintenant au comportement de retraite anticipée des femmes. Comme pour les hommes, l'échantillon étudié a été obtenu à partir d'un tirage aléatoire des femmes interrogées dans le cadre d'une des enquêtes ESPA réalisée entre 1991 et 2000. Nous avons pu travailler ainsi avec un total de 4'090 ménages dont 314 prennent la valeur 1 pour la variable endogène, ce qui représente un petit pourcentage de 7.68%. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 10.

Tableau 10 : Probabilité de prendre une retraite anticipée, femmes, 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t	Effet marginal (dP/dz)
Constante	-127.524	-2.841	-8.368
Age	0.404	11.598	0.027
Indépendant	-0.164	-0.772	-0.011
Direction	-0.018	-0.072	-0.001
Fonction de chef	0.176	0.945	0.012
Conjoint inactif	1.182	3.744	0.078
Conjoint actif	0.048	0.156	0.003
Secteur 1	-0.751	-1.448	-0.049
Secteur 2	-0.153	-0.577	-0.010
Secteur 3	-0.368	-0.785	-0.024
Secteur 4	-0.619	-2.257	-0.041
Secteur 5	-0.657	-1.765	-0.043
Secteur 6	0.367	1.086	0.024
Secteur 7	-0.135	-0.409	-0.009
Secteur 8	-0.049	-0.161	-0.003
Secteur 10	-0.472	-1.373	-0.031
Secteur 11	-0.448	-1.615	-0.029
Secteur 12	-0.604	-1.926	-0.040
Education 1	-1.116	-1.349	-0.073
Education 2	-0.868	-1.051	-0.057
Education 3	-0.842	-0.995	-0.055
Education 4	-0.777	-0.889	-0.051
Marié	-0.824	-2.747	-0.054
Propriétaire	0.100	0.756	0.007
Suisse	-0.054	-0.254	-0.004
Année	0.051	2.306	0.003
R ²	0.075		
Log likelihood	-973.52		
Fraction des prédictions correctes	92.32%		
Akaike	999.52		

Le tableau 10 met en évidence que peu de variables explicatives ont un effet significatif sur la probabilité de prendre une retraite anticipée, à l'exception de l'âge, de la situation dans le ménage (conjoint inactif), du secteur "commerce, réparation", du fait d'être mariées et de l'année qui indique une tendance positive. Il semble donc bien que la décision de retraite

anticipée soit beaucoup plus difficile à expliquer pour la population féminine que pour les hommes ce qui expliquerait le faible nombre de variables significatives dans nos estimations.

Le tableau 10 met surtout en exergue l'importance prise par la variable relative à la liaison avec les conjoints. En effet, on constate qu'il existe, pour la population féminine, un comportement de couple quant à la décision de prendre une retraite anticipée. Le cas typique qui semble ressortir de notre échantillon de retraites anticipées est celui d'une femme mariée avec un homme inactif (peut-être lui aussi en retraite anticipée). Si on regarde de plus près la corrélation entre les modalités conjoints inactifs et conjoints actifs avec l'état marié, on obtient un coefficient de 91.4%. On va donc ici omettre cette modalité relative à l'état civil et ne garder que les deux autres modalités. Les résultats de la nouvelle estimation effectuée après regroupements sont présentés dans le tableau 11.

Tableau 11 : Probabilité de prendre une retraite anticipée, femmes, estimation "diminuée", 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t	Effet marginal (dP/dz)
Constante	-125.068	-2.861	-8.327
Age	0.387	11.353	0.026
Conjoint non actif	0.410	2.810	0.027
Conjoint actif	-0.714	-4.708	-0.048
Année	0.050	2.304	0.003
R ²	0.056		
Log likelihood	-992.9		
Fraction des prédictions correctes	92.32%		
Akaike	997.91		

L'estimation effectuée à partir du modèle obtenu après regroupements élimine les problèmes de multicollinéarité du modèle complet. Les effets de l'âge et de la tendance ressortent toujours, ce qui confirme le fait que le taux de retraite anticipée ait eu tendance à augmenter au fil du temps au cours de la période examinée. Cette tendance s'accroît également au fur et à mesure que les femmes se rapprochent de leur âge légal de la retraite. Surtout, comme nous l'avions déjà évoqué sur la base du tableau 10, on constate une nouvelle fois que le choix individuel des femmes dépend étroitement de la situation du conjoint. Un mari inactif, parce qu'il est à la retraite, qu'elle soit légale ou anticipée, influencera la décision de la femme, afin que les deux membres du couple puissent jouir ensemble de cette période de retraite. Si cette influence ressort clairement du comportement féminin, il n'en est pas de même pour la population masculine qui elle ne semble réagir qu'à l'activité de sa conjointe.

3.1.5. Modélisation logistique avec la prise en compte de la variable des professions ISCO

Jusqu'à présent, nous avons laissé de côté la variable des professions ISCO, étant donné que nous allons l'utiliser dans la suite de notre travail pour établir un lien entre les bases de

données de l'ESPA et de l'ESS. Cependant, dans cette sous-section, nous avons cherché à intégrer cette variable, conformément aux souhaits exprimés par le groupe d'accompagnement, afin de voir si son adjonction permet d'améliorer l'estimation de notre modèle de probabilité de prendre une retraite anticipée. Ce faisant, nous avons dû faire abstraction des observations qui comportaient des non-réponses pour cette nouvelle variable, ce qui contribue à réduire la taille de notre échantillon.

Nous commencerons par présenter les résultats de notre modèle pour la population masculine qui contient dorénavant 4'297 observations avant de passer à celui des femmes qui en contient 3'751.

Tableau 12 : Probabilité de prendre une retraite anticipée, hommes, estimation avec les professions ISCO, 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t	Effet marginal (dP/dz)
Constante	-266.778	-6.939	-23.060
Age	0.476	20.406	0.041
Indépendant	-1.047	-5.516	-0.090
Direction	0.328	2.120	0.028
Fonction de chef	0.446	3.324	0.039
Conjoint inactif	0.195	0.774	0.017
Conjoint actif	-0.430	-1.673	-0.037
Secteur 1	-0.652	-1.681	-0.056
Secteur 2	-0.673	-3.542	-0.058
Secteur 3	-1.029	-3.662	-0.089
Secteur 4	-0.992	-4.275	-0.086
Secteur 5	0.081	0.220	0.007
Secteur 6	0.435	2.045	0.038
Secteur 7	-0.340	-1.272	-0.029
Secteur 8	-0.725	-2.774	-0.063
Secteur 10	-0.416	-1.375	-0.036
Secteur 11	-0.284	-0.914	-0.025
Secteur 12	-0.539	-1.879	-0.047
ISCO 1	0.098	0.444	0.008
ISCO 2	-0.370	-1.789	-0.032
ISCO 3	0.058	0.331	0.005
ISCO 5	0.186	0.878	0.016
ISCO 6	-1.082	-2.652	-0.094
ISCO 7	-0.213	-1.127	-0.018
ISCO 8	-0.584	-2.444	-0.050

ISCO 9	-0.468	-1.695	-0.040
Education 1	-0.804	-1.091	-0.069
Education 2	-0.821	-1.121	-0.071
Education 3	-0.893	-1.204	-0.077
Education 4	-0.983	-1.316	-0.085
Marié	-0.205	-0.846	-0.018
Propriétaire	0.137	1.216	0.012
Suisse	0.338	1.759	0.029
Année	0.119	6.213	0.010
R ²		0.255	
Log likelihood		-1214.9	
Fraction des prédictions correctes		88.67%	
Akaike		1248.9	

Si nous comparons ce nouveau modèle à celui présenté dans le tableau 8, basé sur les mêmes variables explicatives mais sans celle relative à la profession ISCO, nous remarquons que le critère statistique d'Akaike est amélioré. De plus, s'il est vrai qu'a priori les modalités de la nouvelle variable sont caractérisées fréquemment par des tests de Student relativement modestes, nous pouvons néanmoins affirmer que les coefficients associés à certaines professions sont suffisamment proches pour justifier des regroupements permettant de réduire le nombre de variables explicatives de la probabilité de prendre une retraite anticipée. Nous commencerons par regrouper les salariés, les membres de direction avec les salariés assumant des fonctions de chef. Ensuite, en ce qui concerne les secteurs, nous distinguerons trois groupes comprenant les dénominations suivantes :

<i>Regroupements</i>		<i>Secteur</i>
1	Sect E	3. Construction,
		4. Commerce, réparation,
2	Sect F	1. Agriculture, sylviculture,
		2. Industries manufacturières et extractives,
		8. Immobilier, locations, R & D,
		12. Services domestiques et autres services.
3	Réf.	5. Hôtellerie et restauration,
		7. Activités financières, assurances,
		10. Enseignement,
		11. Santé et activités sociales,
		9. Administration publique.

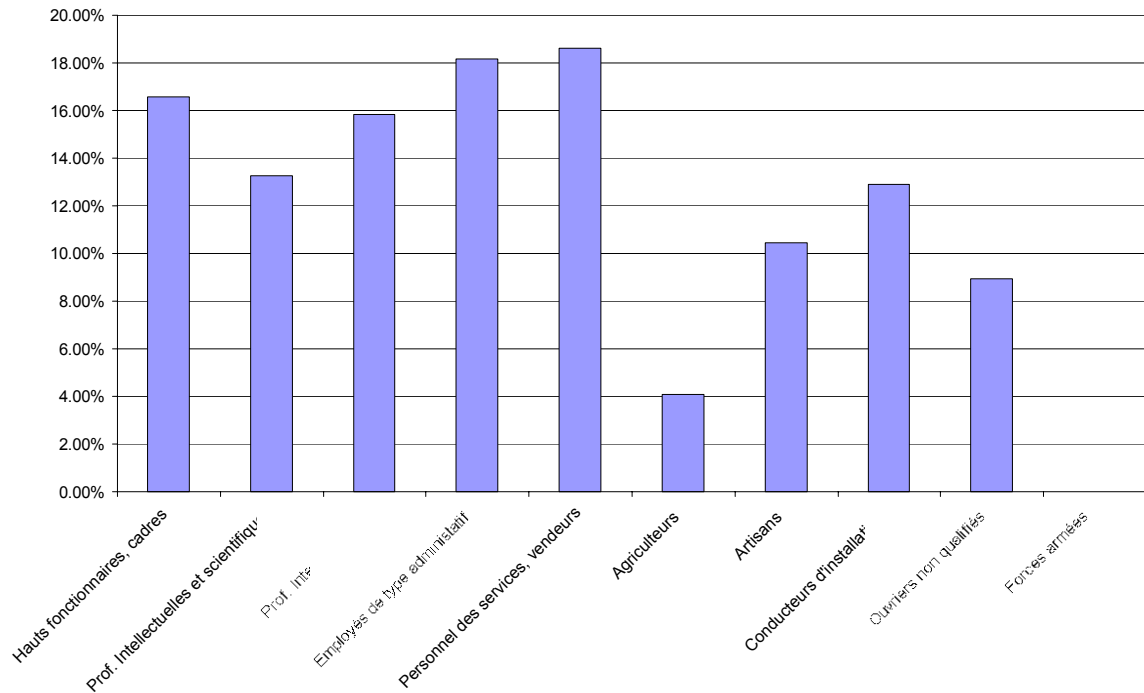
Pour cette variable, un seul secteur ne se trouve pas dans le tableau ci-dessus. Il s'agit du secteur des transports et communications (secteur 6). En effet, son coefficient est significativement positif et il se détache nettement des autres secteurs ce qui justifie que nous le conservions comme tel dans notre estimation. Ceci d'autant plus que c'est aussi le secteur caractérisé par le taux de retraite anticipée le plus élevé de notre échantillon (cf. figures 5 et 5b du chapitre 2). Nous nous attendons donc à ce que, dans notre estimation réduite, les modalités sectorielles obtenues suite à notre regroupement (secteurs E et F) soient affublées d'un coefficient négatif par rapport au secteur de référence.

En ce qui concerne les professions ISCO, la méthode de regroupement est similaire, ce qui nous conduit à distinguer dans ce cas les deux groupes suivants:

<i>Regroupement</i>		<i>Professions ISCO</i>
1	ISCO A	2. Professions intellectuelles et scientifiques,
		6. Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche,
		7. Artisans et ouvriers des métiers de type artisanal,
		8. Conducteurs d'installations et de machines,
		9. Ouvriers et employés non qualifiés.
2	Réf.	1. Membres de l'exécutif et des corps législatifs, hauts fonctionnaires des services publics, dirigeants et cadres de direction des entreprises,
		3. Professions intermédiaires,
		4. Employés de type administratif,
		5. Personnel des services et vendeurs de magasin et de marché.

A priori, nous pouvons être surpris de ces regroupements. En effet, le regroupement proposé des professions intellectuelles et scientifiques avec celles issues d'activités ouvrières peut sembler peu naturel comme celui établi du reste entre les professions de ventes et de services et les professions situées au sommet de la hiérarchie des entreprises. Cependant, si on regarde la distribution des taux de retraite anticipée selon ces professions pour les hommes (cf. figure ci-dessous), on constate que le résultat de la logique statistique correspond bien à la séparation des professions en deux groupes distincts.

Figure 13 : Taux de retraite anticipée par professions ISCO, tirage aléatoire, population masculine, 1991-2000



Nous avons également testé les regroupements en tenant compte de la position de la profession dans la hiérarchie de l'entreprise. Les tests statistiques se trouvent non seulement à la limite de la significativité, mais surtout l'estimation du modèle n'est pas améliorée bien au contraire. Cela nous a donc incité à garder les regroupements mentionnés. Nous nous attendons en l'occurrence à ce que le signe associé à la variable "ISCO A", qui regroupe les professions caractérisées par des taux de retraite anticipée moins élevés que ceux qui se trouvent dans la modalité de référence, soit négatif.

Nous obtenons dès lors le modèle logistique réduit suivant :

Tableau 14 : Probabilité de prendre une retraite anticipée, hommes, estimation avec les professions ISCO, 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t	Effet marginal (dP/dz)
Constante	-260.332	-6.960	-22.700
Age	0.479	20.708	0.042
Indépendant	-1.035	-6.021	-0.090
Direction	0.421	3.759	0.037
Conjoint actif	-0.618	-5.128	-0.054
Secteur E	-0.833	-5.025	-0.073
Secteur F	-0.500	-3.901	-0.044
Secteur 6	0.625	3.738	0.054
ISCO A	-0.510	-4.782	-0.044
Année	0.115	6.194	0.010
R ²		0.248	
Log likelihood		-1225.2	
Fraction des prédictions correctes		88.22%	
Akaike		1235.2	

Ceci est notre meilleur modèle selon le critère d'Akaike. Les signes des paramètres correspondent bien à nos attentes et toutes les variables sont significatives. Nous avons testé et essayé de nombreux autres modèles différents à l'aide de l'ESPA mais celui-ci est le modèle qui nous donne les meilleurs résultats pour la population masculine. Dans les chapitres suivants, nous lierons deux bases de données afin d'intégrer dans l'enquête ESPA une variable explicative supplémentaire liée à l'état de santé objectif et subjectif de la population considérée. Cependant, pour procéder à cette liaison, il nous faudra laisser de côté une variable explicative qui se trouve dans les deux bases de données, et cette variable omise sera celle relative aux professions ISCO.

En ce qui concerne la population féminine, les estimations sont plus délicates. En effet, comme nous l'avons déjà mentionné dans la section précédente, très peu de variables sont significatives. Nous avons quand-même essayé d'insérer notre nouvelle variable dans notre modèle pour tenter de l'améliorer. Comme on peut le constater dans le tableau 15, l'estimation réduite comporte dans ce cas deux variables supplémentaires par rapport à l'estimation réduite précédente (cf. tableau 11).

Tableau 15 : Probabilité de prendre une retraite anticipée, femmes, estimation avec les professions ISCO, 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t	Effet marginal (dP/dz)
Constante	-140.508	-3.073	-9.223
Age	0.403	11.181	0.026
Conjoint inactif	0.498	3.222	0.033
Conjoint actif	-0.677	-4.266	-0.044
Secteur H	-0.431	-3.313	-0.028
ISCO D	-0.248	-1.868	-0.016
Année	0.058	2.531	0.004
R ²		0.066	
Log likelihood		-895.1	
Fraction des prédictions correctes		92.35%	
Akaike		902.1	

Le critère d'Akaike est amélioré et toutes les variables sont significatives, excepté celle représentant le regroupement des professions ISCO qui se trouve à la limite de la significativité. Ce modèle est très similaire à celui du tableau 11. Les variables ont le même signe et les interprétations que l'on peut en tirer restent les mêmes. Cependant, ce modèle prend en compte les secteurs qui ont été regroupés en deux groupes décrits dans le tableau ci-dessous :

<i>Regroupements</i>		<i>Secteur</i>
1	Sect H	3. Construction,
		4. Commerce, réparation,
		1. Agriculture, sylviculture,
		5. Hôtellerie et restauration,
		10. Enseignement,
		11. Santé et activités sociales,
2	Réf.	12. Services domestiques et autres services.
		2. Industries manufacturières et extractives,
		6. Transport et communication,
		7. Activités financières, assurances,
		8. Immobilier, locations, R&D,
9. Administration publique.		

Il est difficile de trouver une interprétation détaillée de ce regroupement. Nous voyons bien qu'aucun secteur ne ressort à lui tout seul. Il faut donc plutôt tenter de faire ressortir des

ensembles d'activités. On comprend bien le signe négatif du regroupement "sect H", puisqu'il prend en compte des secteurs où la possibilité de prendre une retraite anticipée paraît plus faible que pour les personnes actives dans la modalité de référence. En ce qui concerne la variable des professions ISCO, on trouve dans le tableau ci-dessous les regroupements effectués :

<i>Regroupement</i>		<i>Professions ISCO</i>
1	ISCO D	1. Membres de l'exécutif et des corps législatifs, hauts fonctionnaires des services publiques, dirigeants et cadres de direction des entreprises,
		3. Professions intermédiaires,
		5. Personnel des services et vendeurs de magasin et de marché,
		6. Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche,
		7. Artisans et ouvriers des métiers de type artisanal,
		9. Ouvriers et employés non qualifiés.
2	Réf.	2. Professions intellectuelles et scientifiques,
		4. Employés de type administratif,
		8. Conducteurs d'installations et de machines.

Là aussi, il faut être prudent quant à l'interprétation de ce regroupement, puisque la variable "ISCO D" est à la limite de la significativité. Cependant, son signe est bien négatif comme on pouvait s'y attendre. Le fait de trouver la profession de cadre dans le 1^{er} regroupement s'explique certainement par le faible nombre de femmes occupées dans ces positions hiérarchiques. En effet, si on regarde en détail la distribution des professions ISCO, on voit que la proportion de femmes employées dans ce statut ne dépasse pas les 8%.

3.2 Modélisation de la retraite anticipée avec les données de panel de l'ESPA

L'objectif de cette section est d'exploiter toute l'information individuelle fournie par l'enquête suisse sur la population active (ESPA) pour modéliser le comportement de retraite anticipée. En effet, l'échantillon de l'ESPA est fondé sur le principe du panel rotatif, avec un taux de renouvellement de 20% par année. De ce fait, les individus peuvent être interrogés jusqu'à 5 années consécutives.

Du point de vue de la retraite anticipée, on dispose ainsi non seulement d'informations sur la situation des individus (être à la retraite anticipée ou non), mais également pour certains individus sur les transitions dans le temps (passage à la retraite anticipée, retour sur le marché du travail). L'objectif est alors de prendre en compte cette information, à la fois pour estimer de manière efficace la situation des individus face à la retraite anticipée (modélisation de la probabilité d'état) et pour évaluer l'évolution de cette situation dans le temps (modélisation des probabilités de transition).

Dans une première phase, nous allons présenter le cadre conceptuel de la modélisation pour aboutir à la formulation d'un modèle de la probabilité d'état et de la transition de la retraite

vers le marché du travail. Dans une deuxième phase, nous allons présenter les résultats obtenus pour les échantillons d'hommes de 55 à 64 ans et de femmes de 55 à 61 ans tirés de l'ESPA 1991-2000.

3.2.1. Cadre conceptuel

Les postulats de base que nous énonçons sont les suivants :

- La retraite anticipée peut être prise par une personne d'âge a compris strictement entre l'âge plancher a_0 et l'âge légal de la retraite a_r .
- La retraite anticipée n'est pas irréversible. Un individu ayant pris sa retraite anticipée peut revenir sur le marché du travail, avec une probabilité qui décroît lorsque son âge augmente.

Concrètement, l'âge plancher a été fixé à 54 ans, pour lequel on supposera donc que personne n'est à la retraite. Un nombre restreint d'individus dans l'échantillon 1991-2000 a déclaré être à la retraite avant d'avoir atteint 55 ans. On choisit d'ignorer ces quelques cas, dans la mesure où la question sur le principal motif de l'inactivité dans l'ESPA, qui détermine le statut de retraité pour notre étude, est de nature à entraîner une certaine imprécision des réponses.

Pour un motif analogue, on considère qu'un individu ayant déclaré être à la retraite anticipée à partir de 55 ans peut revenir sur le marché du travail mais ne peut pas changer de motif d'inactivité. De nombreux individus dans l'ESPA changent de principal motif d'inactivité d'une année sur l'autre, ce qui est plausible mais pose des problèmes inextricables dans l'optique d'une opposition actif-retraité. De ce fait, on postule qu'une personne de 55 ans ou plus ayant déclaré que son principal motif d'inactivité était la retraite reste à la retraite anticipée si elle change de motif d'inactivité par la suite. La seule transition admise à partir du statut de retraité est donc le retour sur le marché du travail.

A l'opposé, un individu peut transiter vers le statut de retraité à partir d'un autre motif d'inactivité que la retraite. La notion de retraite, lorsqu'elle n'est pas directement liée au fait de toucher une rente de vieillesse, est de nature essentiellement psychologique, liée à l'âge et à l'idée que l'on s'est (en principe) définitivement retiré du marché du travail. Il est donc envisageable qu'une personne inactive depuis quelques années considère à un moment donné qu'elle est à la retraite. Pour notre modèle, on va traiter ce type de transition de la même manière qu'une transition de l'activité vers la retraite, essentiellement pour éviter d'introduire un état supplémentaire (inactif pour motif autre que la retraite) dans le modèle.

Par contre, on va éliminer de l'estimation les individus ayant déclaré (de manière consistante) n'avoir jamais été actif dans le passé, la notion de retraite anticipée n'ayant guère de sens pour ces individus.

Pour simplifier la présentation du modèle, on ne considérera que les états actif et retraité. Le statut de retraité correspond aux individus se déclarant inactifs pour motif de retraite, ou se déclarant inactifs pour un motif autre, tout en ayant précédemment déclaré une inactivité pour motif de retraite. Le statut d'actif correspond aux individus se déclarant actifs, ou aux individus se déclarant inactifs, en n'ayant jamais donné la retraite comme motif de l'inactivité.

3.2.2. Probabilités d'état et de transition

On considère trois groupes de probabilités. Pour simplifier la présentation, on suppose pour l'instant qu'elles ne dépendent que de l'âge a .

On définit :

- $P_R(a)$ probabilité d'être à la retraite anticipée à l'âge a (probabilité d'état),
- $p_{R/A}(a)$ probabilité de prendre la retraite anticipée à l'âge a , étant donné que l'on était actif à l'âge $a - 1$ (probabilité de transition de l'activité à la retraite),
- $p_{A/R}(a)$ probabilité de redevenir actif à l'âge a , étant donné que l'on était à la retraite anticipée à l'âge $a - 1$ (probabilité de transition de la retraite à l'activité).

La condition initiale $P_R(a_0) = 0$ et la formule de récurrence suivante :

$$P_R(a) = P_R(a-1)(1 - p_{A/R}(a)) + (1 - P_R(a-1))p_{R/A}(a) \quad (6)$$

déterminent la probabilité d'être à la retraite anticipée à l'âge a , $a_0 < a < a_r$.

Par complémentarité, la condition initiale $1 - P_R(a_0) = 1$ et la formule de récurrence suivante :

$$1 - P_R(a) = P_R(a-1)p_{A/R}(a) + (1 - P_R(a-1))(1 - p_{R/A}(a)) \quad (7)$$

déterminent la probabilité d'être actif à l'âge a , $a_0 < a < a_r$.

De là, on tire :

$$p_{R/A}(a) = \frac{P_R(a) - P_R(a-1)(1 - p_{A/R}(a))}{1 - P_R(a-1)}, \quad (8)$$

qui détermine la probabilité de transition de l'activité vers la retraite, à partir de la probabilité d'état et de la probabilité de transition de la retraite vers l'activité.

Notre approche méthodologique consiste à formuler un modèle paramétrique de la probabilité d'état $P_R(a)$ et de la probabilité de transiter de la retraite à l'activité $p_{A/R}(a)$.

La probabilité de transiter de l'activité à la retraite $p_{R/A}(a)$ peut alors être déduite à l'aide de la formule ci-dessus.

Les avantages de cette approche sont les suivants :

- Le modèle de la probabilité d'état peut être formulé de manière analogue à celui développé lorsque l'on n'utilise qu'une observation (tirée au sort) par individu. Il doit en fournir une estimation plus efficace puisqu'il exploite toute l'information fournie par l'échantillon.
- Le modèle de la probabilité de transition de la retraite vers l'activité peut être formulé de manière simple, par exemple avec une fonction décroissante de l'âge.
- Cette approche est relativement simple du point de vue économétrique, car en formulant un modèle de la probabilité d'état, l'estimation ne fait pas intervenir de récurrence, très

coûteuse en temps de calcul et nécessitant de l'information rétrospective, problématique pour les caractéristiques individuelles autres que l'âge.¹

Cette approche présente toutefois également des désavantages :

- Du point de vue de l'interprétation, la formulation d'un modèle explicatif des probabilités de transition (activité vers retraite et retraite vers activité) est plus naturelle car on modélise le processus de décision et pas une conséquence de celui-ci (la probabilité d'état).
- Des problèmes numériques peuvent apparaître lors de l'estimation car la formule de la probabilité de transition de l'activité à la retraite donne lieu à des différences de probabilités, qui doivent rester positives. De fortes fluctuations de facteurs explicatifs autres que l'âge peuvent ainsi empêcher la convergence numérique de l'estimation.

3.2.3. Echantillon de données et variables du modèle

Sur la base de l'ESPA 1991-2000, on retient (en séparant hommes et femmes), tous les individus pour lesquels on dispose d'au moins une année d'observation avec un âge a tel que $a_0 < a < a_r$. Pour chaque individu sélectionné, nous disposons de 1 à 5 observations portant sur des années consécutives.

On pose :

$i = 1, \dots, n$ individus ;

$j = 1, \dots, J_i$ observations pour l'individu i , avec $1 \leq J_i \leq 5$;

a_{ij} âge de l'individu i lors de la $j^{\text{ème}}$ observation, avec $a_{ij} = a_{i1} + j - 1$, $j = 1, \dots, J_i$;²

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu } i \text{ est à la retraite anticipée à l'âge } a_{ij} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}, \quad j = 1, \dots, J_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

On complète avec $y_{ij} = -9$ (donnée absente) pour tout j tel que $J_i < j \leq 5$.

On définit encore :

x_{ij} vecteur de variables explicatives autres que l'âge pour la $j^{\text{ème}}$ observation de l'individu i .

Pour traiter la quantité d'information variable d'un individu à l'autre, on définit des variables muettes :

$$D_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } j \leq J_i \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}.$$

¹ Lorsque l'on formule un modèle pour les probabilités de transition, la probabilité d'état initiale (associée à la première observation de chaque individu) doit être éliminée par récurrence dans l'estimation, en remontant à l'âge a_0 pour lequel la probabilité d'état est connue.

² En pratique, les données de l'ESPA ne vérifient pas cette condition, car pour certains individus, l'interview a lieu parfois avant l'anniversaire, parfois après. Dans ce cas, on choisit l'âge directeur qui correspond à la majorité des observations, ou celui qui correspond à la 1^{ère} observation en cas d'égalité.

Notons que lorsque $J_i > 1$, on dispose d'information sur 1 état initial et $J_i - 1$ transitions ; lorsque $J_i = 1$, on a uniquement l'état initial.

3.2.4. Formulation du modèle et estimation

On pose :

$$P_R(a_{ij}) = \Pr(y_{ij} = 1/a_{ij}, x_{ij}) = f(a_{ij}, x_{ij}) \quad (\text{probabilité d'être à la retraite anticipée})$$

et $p_{A/R}(a_{ij}) = \Pr(y_{ij} = 0/y_{i,j-1} = 1, a_{ij}) = g(a_{ij})$ (probabilité de transition de la retraite à l'activité),

avec une formulation logistique :

$$f(a_{ij}, x_{ij}) = \Lambda(\beta_0 + \beta_a a_{ij} + \beta_x' x_{ij}) = \left[1 + \exp\{-(\beta_0 + \beta_a a_{ij} + \beta_x' x_{ij})\} \right]^{-1} \quad (9)$$

$$\text{et } g(a_{ij}) = \Lambda(\gamma_0 + \gamma_a a_{ij}) = \left[1 + \exp\{-(\gamma_0 + \gamma_a a_{ij})\} \right]^{-1} \quad (10)$$

où $\theta' = [\beta_0 \ \beta_a \ \beta_x' \ \gamma_0 \ \gamma_a]$ est le vecteur des paramètres du modèle.

On estime ces paramètres par le maximum de vraisemblance, la log-vraisemblance étant donnée par :

$$\begin{aligned} \log L = & \sum_{i=1}^n \left\{ \left[y_{i1} \log f(a_{i1}, x_{i1}) + (1 - y_{i1}) \log(1 - f(a_{i1}, x_{i1})) \right] \right. \\ & + \sum_{j=2}^5 D_{ij} \left[y_{i,j-1} y_{ij} \log(1 - g(a_{ij})) + y_{i,j-1} (1 - y_{ij}) \log g(a_{ij}) - (1 - y_{i,j-1}) \log(1 - f(a_{i,j-1}, x_{i,j-1})) \right. \\ & \quad \left. \left. + (1 - y_{i,j-1}) y_{ij} \log(f(a_{ij}, x_{ij}) - f(a_{i,j-1}, x_{i,j-1})(1 - g(a_{ij}))) \right. \right. \\ & \quad \left. \left. + (1 - y_{i,j-1})(1 - y_{ij}) \log(1 - f(a_{ij}, x_{ij}) - f(a_{i,j-1}, x_{i,j-1})g(a_{ij})) \right] \right\}. \end{aligned}$$

3.2.5 Echantillons d'hommes et de femmes

Etant donné les différences fondamentales de comportement face au marché du travail et le fait que l'âge légal de la retraite ne soit pas le même, on considère séparément les hommes et les femmes dans l'ESPA.

En ce qui concerne les hommes, l'échantillon d'individus $i = 1, \dots, n$ est constitué par les hommes qui ont participé à l'ESPA 1991-2000, tels que :

- au moins une observation correspond à un âge situé entre 55 et 64 ans,
- l'individu n'a pas déclaré systématiquement n'avoir jamais été actif dans le passé.

Moyennant ces restrictions, l'échantillon d'hommes comporte 4'777 individus.

Pour les femmes, la définition est analogue, à la différence que l'âge est compris entre 55 et 61 ans. L'échantillon de femmes comporte alors 4'639 individus.

En ce qui concerne les observations de ces individus, on ne retient que celles pour lesquelles l'âge est situé dans la tranche 55-64 ans pour les hommes et 55-61 ans pour les femmes.

La distribution des observations est alors donnée par le tableau 16.

Tableau 16 : Echantillon d'observations pour la retraite anticipée

Observations	1	2	3	4	5
Hommes	2'222	949	669	486	451
Femmes	2'172	1'004	702	431	330

On dispose ainsi de 10'326 observations pour les hommes et de 9'660 observations pour les femmes.

En plus de l'âge, qui par construction figure comme facteur explicatif du modèle, d'autres facteurs peuvent être envisagés dans l'optique d'en évaluer l'impact sur la probabilité d'être à la retraite anticipée (pour la probabilité de retour sur le marché du travail, on se restreint a priori à une formulation simple, où seul l'âge est pris en compte).

Les variables considérées pour l'analyse sont les suivantes :

- nationalité (suisse/étranger) ;
- état civil (marié/non marié) ;
- statut d'activité du conjoint (sans conjoint/conjoint inactif/conjoint actif) ;
- position professionnelle (indépendant/salarié membre de direction/salarié avec fonction de chef/salarié sans fonction de chef/sans indication) ;
- secteur d'activité (12 secteurs tirés de la nomenclature NOGA/sans indication) ;
- année (facteur de tendance).

On précisera que les informations sont contemporaines (correspondent à la période courante) sauf la position professionnelle et le secteur d'activité qui correspondent à la dernière activité exercée (courante pour les actifs et passée pour les inactifs). D'autres variables liées à l'activité comme le niveau de salaire ne peuvent pas être utilisées comme facteurs explicatifs car elles ne sont disponibles que pour les actifs occupés.

Le niveau d'éducation (formation la plus haute achevée, ramenée à 4 modalités) et le statut d'occupation du logement (propriétaire ou non) ont été testés sans donner lieu à des résultats statistiquement significatifs.

La formulation du modèle de probabilité d'état que nous considérons est parfaitement compatible avec celle utilisée dans l'échantillon où l'on n'utilise qu'une observation tirée au hasard par individu. On s'attend donc à des résultats qui ne diffèrent pas fondamentalement si l'on utilise les mêmes variables explicatives.

Toutefois, deux phénomènes sont de nature à perturber les résultats, qui ne sont pas apparents lorsque l'on n'utilise qu'une observation par individu. Il s'agit :

- des fluctuations des variables explicatives,
- des données manquantes pour certaines observations des variables.

Dans l'idéal, il serait souhaitable que les facteurs explicatifs de la retraite anticipée soient des caractéristiques invariantes, comme le sexe, ou évoluant de manière déterministe, comme l'âge ou l'année. Des caractéristiques variables peuvent être introduites dans le modèle mais, outre les problèmes numériques d'estimation que leurs fluctuations peuvent engendrer, elles posent des problèmes d'interprétation au niveau de leur impact. Pour illustrer, on peut supposer que l'effet du secteur d'activité sur le comportement de retraite anticipée est bien plus marqué pour une personne ayant toujours travaillé dans ce secteur (un ouvrier dans la construction par exemple) que pour une personne changeant fréquemment de secteur (un comptable dans la construction par exemple).

Dans notre échantillon, la nationalité, l'état civil et (dans une moindre mesure) le statut d'activité du conjoint subissent peu de fluctuations dans le temps pour un même individu.

Il n'en est pas de même au niveau de la position professionnelle et du secteur d'activité. On peut s'attendre à une certaine mobilité dans ce domaine, mais le nombre de fluctuations enregistrées s'avère surprenant, surtout compte tenu de l'âge des personnes considérées. Les tableaux 17 et 18 illustrent ces fluctuations.

Tableau 17 : Nombre de transitions dans la position professionnelle

observations	femmes	0	1	2	3	4
1	2'172	2'172				
2	1'004	801	203			
3	702	475	161	66		
4	431	257	95	64	15	
5	330	147	74	74	25	10

observations	hommes	0	1	2	3	4
1	2'222	2'222				
2	949	747	202			
3	669	421	168	80		
4	486	247	112	90	37	
5	451	214	87	92	51	7

On constate que le nombre de transitions est extrêmement élevé, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Avec 2 observations, 20.2% des femmes et 21.3% des hommes enregistrent une transition. Avec 3 observations, 32.3% des femmes et 37.1% des hommes enregistrent une ou plusieurs transitions, alors que ces proportions s'élèvent respectivement à 40.3% et 49.2% pour 4 observations et à 55.5% et 52.5% pour 5 observations. On peut penser que seule une partie de ces transitions est due à l'évolution professionnelle, la difficulté de se situer de manière consistante dans une des catégories proposées paraissant jouer un rôle important, car des mouvements ont lieu dans toutes les directions, avec de nombreux « va et vient » lorsque les individus ont un nombre d'observations assez grand.

Tableau 18 : Nombre de transitions dans le secteur d'activité

observations	femmes	0	1	2	3	4
1	2'172	2'172				
2	1'004	784	220			
3	702	482	146	74		
4	431	278	86	48	19	
5	330	187	67	41	24	11

observations	hommes	0	1	2	3	4
1	2'222	2'222				
2	949	815	134			
3	669	513	116	40		
4	486	369	71	39	7	
5	451	322	73	41	14	1

Au niveau du secteur d'activité, on constate que les transitions sont bien plus nombreuses chez les femmes que chez les hommes. Cela n'est pas surprenant en soi car les métiers spécifiques à des secteurs d'activité sont plus souvent exercés par des hommes. Cependant, même chez ces derniers, les proportions de mutations sectorielles paraissent bien trop élevées pour être justifiées par la seule mobilité professionnelle, surtout pour des personnes entre 55 et 64 ans. Les proportions respectives de femmes et d'hommes enregistrant des transitions sectorielles s'élèvent à 21.9% et 14.1% pour 2 observations, à 31.3% et 23.3% pour 3 observations, à 35.5% et 24.1% pour 4 observations, et à 43.3% et 28.6% pour 5 observations. Dans ce domaine également, bien que de manière moins marquée que pour la position professionnelle, l'imprécision des réponses semble jouer un rôle important.

Ce problème d'imprécision des réponses nous amène directement au deuxième point, concernant les réponses « sans indication » pour la position professionnelle ou le secteur d'activité. Dans l'étude des transitions ci-dessus, ces non-réponses ont été traitées en tant que modalité de ces variables. Il est de ce fait important de mettre en évidence les individus pour lesquels on enregistre au moins une fois une réponse « sans indication ». Ces individus peuvent eux-mêmes être répartis en deux sous-groupes : ceux qui n'enregistrent pas de transition, c'est-à-dire pour lesquels on n'a aucune information sur la variable, et les autres, pour lesquels on dispose d'une information partielle. Contrairement à ce que l'on pourrait penser a priori (peu d'information vaut mieux que pas d'information), ce dernier cas est le plus ennuyeux car il introduit des incohérences au niveau des transitions. Une procédure d'imputation des données manquantes à partir de l'information disponible pourrait être envisagée, mais n'a pas pu être réalisée dans le cadre de cette étude. Quant à la suppression de l'échantillon de tous les individus concernés, elle peut conduire à une estimation biaisée si, comme on peut le craindre, la non-réponse est directement liée au statut sur le marché du travail.

Le tableau 19 présente les résultats obtenus au niveau des données manquantes. Comme on peut le constater, les données manquantes sont nettement plus nombreuses chez les femmes (14.6% de l'échantillon pour la position professionnelle et 14.2% pour le secteur d'activité) que chez les hommes (respectivement 4.2% et 3.3%). On note cependant que pour ces derniers, les individus avec information partielle dominent. Par ailleurs, on constate que les individus avec information manquante sont souvent les mêmes pour les deux variables, ceci

pouvant traduire la difficulté pour définir sa trajectoire professionnelle ou un manque de motivation pour fournir des réponses précises à l'enquête.

Tableau 19 : Individus avec données manquantes dans la position professionnelle et le secteur d'activité

	Femmes			Hommes		
	sans transition	avec transition	total	sans transition	avec transition	total
Sans indication sur						
la position	388	290	678	76	124	200
le secteur	393	264	657	49	108	157
dont, en commun	361	238	604	40	76	120

Etant donné les problèmes posés par les fluctuations dans la position professionnelle et le secteur d'activité, ainsi que les données manquantes (surtout chez les femmes), on choisit de ne pas retenir ces variables en tant que facteurs explicatifs dans le cadre de cette étude.

3.2.6. Résultats des estimations

Les résultats des estimations pour le modèle de la probabilité d'être à la retraite anticipée (coefficients β) et de la probabilité de retour vers l'activité (coefficients γ) sont présentés dans les tableaux 20 (modèle des hommes) et 21 (modèle des femmes). Les modèles présentés sont ceux obtenus après élimination des variables statistiquement non significatives et regroupement des modalités non significativement différentes pour les variables qualitatives à plusieurs modalités.

Tableau 20 : Modèle de la retraite anticipée des hommes

Paramètre	Variables	Coefficient	Statistique t
β	Constante	-192.308	-6.90
β	Age	0.425	25.00
β	Conjoint actif	-0.392	-6.15
β	Suisse	0.583	4.24
β	Année	0.082	5.90
γ	Constante	9.222	2.56
γ	Age	-0.186	-3.18

Tableau 21 : Modèle de la retraite anticipée des femmes

Paramètre	Variables	Coefficient	Statistique <i>t</i>
β	Constante	-200.012	-6.24
β	Age	0.488	21.49
β	Mariée	-0.402	-4.38
β	Conjoint non actif	0.508	9.34
β	Année	0.084	5.26
γ	Constante	-2.340	-11.43

On constate que chez les hommes comme chez les femmes, l'année joue un rôle statistiquement significatif, avec un paramètre très proche dans les deux cas. Cet effet peut s'interpréter comme une incitation croissante dans le temps pour que les personnes de 55 ans et plus se retirent du marché du travail. La flexibilité croissante du travail s'exerce aux dépens des couches les plus âgées de la population salariée, qui d'une part ont de plus grandes difficultés à retrouver un emploi en cas de licenciement et d'autre part subissent des pressions pour accepter des plans de retraite anticipée en cas de compression de personnel.

La présence d'un terme de tendance linéaire pose des problèmes au niveau des prévisions faites avec le modèle. En effet, si le passage d'une année à la suivante n'entraîne qu'un léger accroissement des probabilités d'état, l'écart entre les années extrêmes de l'échantillon s'avère très prononcé. Ainsi, pour un suisse de 60 ans avec un conjoint actif, la probabilité d'être à la retraite anticipée passe de 6.4 % en 1991 à 12.5 % en 2000. A 64 ans, elle passe dans le même temps de 27.1 % à 43.8 %. Pour calculer les probabilités fournies par le modèle pour analyser l'impact des autres variables, on fixera l'année à 1995, qui est centrale dans l'échantillon et correspond au mode des observations.

Les figures 22 et 23 montrent l'évolution des probabilités d'état et de transition selon l'âge des hommes lorsque l'on fait varier les facteurs qualitatifs du modèle que sont la nationalité (suisse/étranger) et l'activité du conjoint (conjoint actif/conjoint inactif ou sans conjoint).

L'impact de l'âge sur la retraite anticipée ressort nettement, comme on pouvait s'y attendre. A titre d'illustration, pour un suisse sans conjoint ou avec un conjoint inactif (situation qui donne les probabilités les plus élevées), la probabilité d'être à la retraite anticipée est de 1.5 % à 55 ans, 7.9 % à 59 ans, 23.4 % à 62 ans et 41.6 % à 64 ans. La probabilité de retour sur le marché du travail dépend elle aussi fortement de l'âge, passant de 26.8 % à 55 ans à 6.4 % à 64 ans. Dans le même temps, la probabilité de transition vers la retraite évolue, avec les caractéristiques susmentionnées, de 2.1 % à 12.7 %. On notera que cette probabilité de transition n'est pas strictement croissante avec l'âge (la forme fonctionnelle du modèle ne l'impose pas), la probabilité la plus faible étant obtenue à 56 ans (1.5 %).

On constate un effet marqué de la nationalité, les suisses ayant une probabilité sensiblement plus élevée d'être à la retraite anticipée que les étrangers au même âge. A 60 ans, on passe ainsi d'une probabilité de retraite de 5.0 % pour un étranger avec conjoint actif à 8.6 % pour un suisse avec conjoint actif, alors qu'à 64 ans, on passe dans la même situation de 22.4 % à 34.1%. On peut penser que la nationalité capte dans une certaine mesure les effets des varia-

Figure 22 : Probabilités d’être à la retraite anticipée des hommes

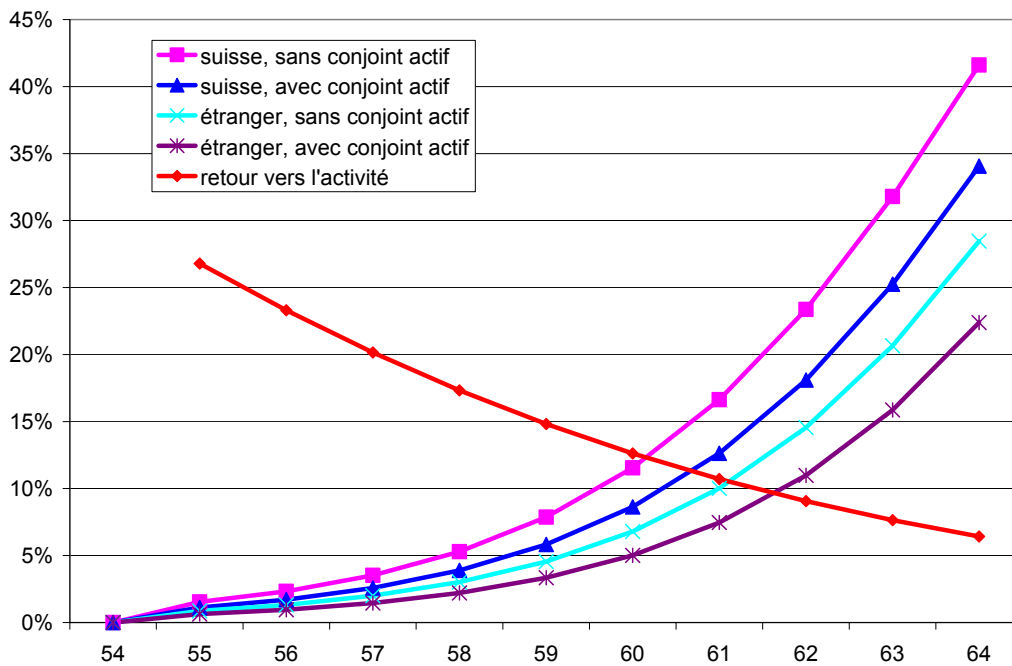
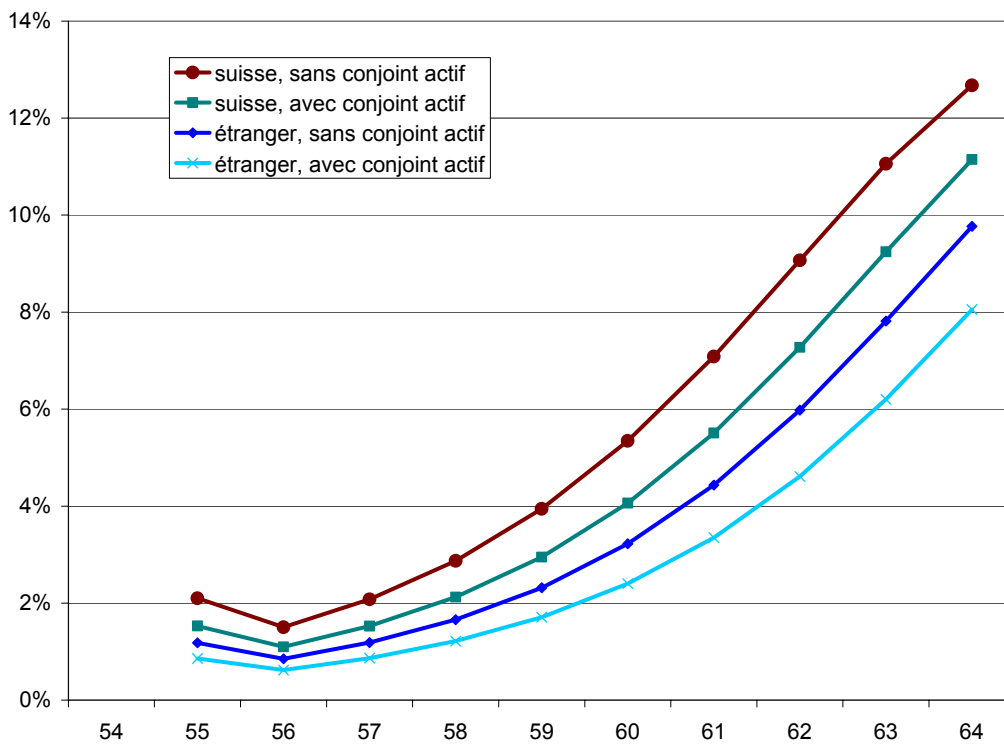


Figure 23 : Probabilités de transition vers la retraite anticipée des hommes



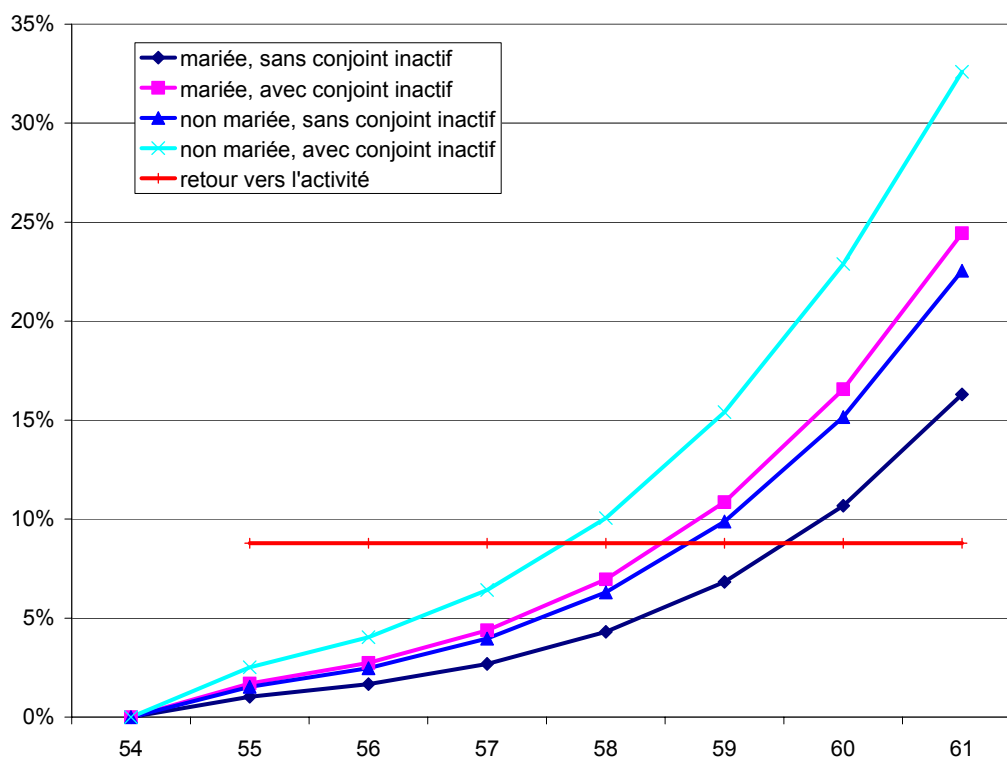
bles omises que sont la position professionnelle et le secteur d’activité, car ces variables sont corrélées avec la nationalité. De plus, un problème de biais de sélection est également susceptible d’accentuer la différence entre Suisses et Etrangers. En effet, lors de la retraite,

un étranger a une probabilité non négligeable de quitter la Suisse. Dans ce cas, il disparaîtra de l'échantillon ESPA, plutôt que d'y être enregistré comme retraité.

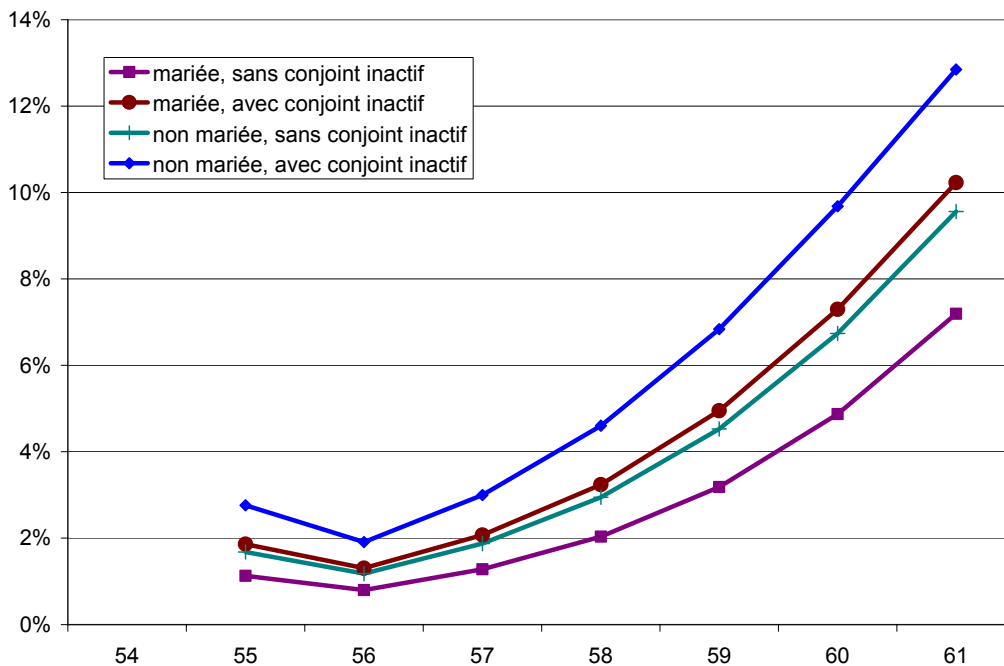
L'impact de l'activité du conjoint est moins important. On note qu'il n'y a pas de différence statistiquement significative entre l'absence de conjoint et la présence d'un conjoint inactif. La présence d'un conjoint actif entraîne par contre une diminution de la probabilité d'être à la retraite anticipée. Il semble donc que la présence d'un conjoint actif incite à être soi-même actif. A l'opposé, l'accroissement du revenu du ménage apporté par l'activité de la femme ne paraît pas jouer de rôle sur la participation de l'homme au marché du travail.

Les figures 24 et 25 montrent l'évolution des probabilités d'état et de transition selon l'âge des femmes lorsque l'on fait varier les facteurs qualitatifs du modèle que sont l'état civil (mariée/non mariée) et l'activité du conjoint (conjoint inactif/conjoint actif ou sans conjoint).

Figure 24 : Probabilités d'être à la retraite anticipée des femmes



L'effet de l'âge sur la probabilité d'être à la retraite anticipée est très net comme chez les hommes, bien que portant sur une période plus courte, l'âge légal de la retraite des femmes au cours de la période 1991-2000 étant fixé à 62 ans. Pour une femme mariée, avec un conjoint inactif, la probabilité d'être à la retraite anticipée passe de 1.7 % à 55 ans à 7.0 % à 58 ans, pour s'élever à 24.4 % à 61 ans. Parallèlement, la probabilité de transition vers la retraite anticipée passe de 1.9 % à 55 ans à 3.2 % à 58 ans, pour s'élever à 10.2 % à 61 ans, la probabilité la plus faible (1.1 %) étant obtenue à 56 ans. A l'opposé, la probabilité de retour vers l'activité ne dépend pas significativement de l'âge, et reste ainsi constante au niveau de 8.8 %.

Figure 25 : Probabilités de transition vers la retraite anticipée des femmes

Il convient d'être attentif à l'interprétation des effets de l'état civil et du statut d'activité du conjoint, ces deux variables étant étroitement liées. En effet, si l'on ne constate pas de différence statistiquement significative entre l'absence de conjoint et la présence d'un conjoint actif, en réalité une différence est enregistrée à travers l'état civil, l'absence de conjoint étant largement corrélée avec le fait de ne pas être mariée, alors que la présence d'un conjoint actif est fortement liée au fait d'être mariée. Ainsi, les quatre combinaisons engendrées par les deux variables dichotomiques, classées selon la probabilité croissante d'être à la retraite anticipée, peuvent être interprétées de la manière suivante :

- mariée, avec un conjoint actif (probabilité de 10.7 % d'être retraitée à 60 ans),
- non mariée, sans conjoint (probabilité de 15.2 % d'être retraitée à 60 ans),
- mariée, avec un conjoint inactif (probabilité de 16.6 % d'être retraitée à 60 ans),
- non mariée, avec un conjoint inactif (probabilité de 22.9 % d'être retraitée à 60 ans),

la situation donnant lieu aux plus fortes probabilités étant de loin la moins courante.

3.3 Conclusions

Le modèle développé dans la deuxième section de ce chapitre permet d'exploiter de manière cohérente l'ensemble des observations fournies par l'ESPA 1991-2000 dans la tranche d'âge de la retraite anticipée, en prenant en compte non seulement leur situation ponctuelle face au phénomène analysé, mais également les transitions éventuelles enregistrées dans le cadre des interviews de panel.

Cette prise en compte fait toutefois apparaître plus clairement les limites de l'information récoltée dans l'ESPA en termes de cohérence individuelle, limites déjà constatées au niveau

de la définition du concept de retraite anticipée (instabilité de la variable « actif dans le passé », fluctuations du motif de l'inactivité). Ces limites nous ont conduit en particulier à renoncer, dans la deuxième section de ce chapitre, aux variables liées à l'activité présente ou passée, que sont la position professionnelle et le secteur d'activité, donnant lieu à des effets significatifs (au moins chez les hommes) en n'utilisant que des données ponctuelles. Un traitement de ces variables serait nécessaire afin de rendre les réponses plus homogènes, au moins lors des transitions de l'activité vers l'inactivité.

Les modèles retenus pour les hommes et les femmes font intervenir, outre l'âge qui constitue le « moteur » du phénomène et l'année qui traduit l'évolution de la tendance du marché du travail au cours de la décennie écoulée, des caractéristiques individuelles comme la nationalité, l'état civil et le statut d'activité du conjoint. Les effets significatifs sont analogues à ceux constatés lors de l'estimation avec observations ponctuelles.

Les extensions envisageables à cette étude sont, outre une amélioration de la qualité des données à travers des méthodes d'imputation des données manquantes ou incohérentes de certaines variables, l'estimation d'un modèle directement formulé sur les probabilités de transition (les probabilités d'état en étant dérivées par récurrence). Plus complexe sur le plan numérique, ce type de formulation est a priori plus réaliste car se rapportant directement au processus de décision, à savoir prendre sa retraite ou non pour les actifs, et retourner sur le marché du travail ou non pour les retraités.

4. Estimation d'un modèle explicatif de l'état de santé individuel

Comme nous avons pu le constater dans le chapitre 3, l'estimation empirique du modèle de retraites anticipées basée sur les données de l'Enquête Suisse sur la Population Active (ESPA), n'est pas en mesure de prendre en compte la dimension santé du choix individuel. Or, il est probable que l'état de santé des individus intervienne lors de la prise de décision relative à un éventuel départ anticipé à la retraite. L'objectif de ce quatrième chapitre sera justement de créer un modèle expliquant cet état de santé à partir des données de l'Enquête Suisse sur la Santé pour l'année 1997 (ESS97) avant d'appliquer, dans le chapitre 5, ce modèle aux données de l'ESPA en y intégrant une variable relative à l'état de santé. Cette nouvelle variable, combinée à d'autres facteurs explicatifs extraits de l'ESPA, permettra, nous l'espérons tout au moins, d'améliorer notre compréhension du phénomène de départ anticipé à la retraite.

4.1 Les données

Les données à disposition pour estimer le modèle expliquant l'état de santé proviennent de l'Enquête Suisse sur la Santé de 1997 (ESS97). Cette enquête a été menée pour la première fois en 1992 et elle est répétée depuis lors avec une périodicité de 5 ans. Ses objectifs sont les suivants :

- Rendre compte de la situation et de l'évolution de différents aspects de la santé et de la qualité de la vie de la population.
- Identifier les principaux facteurs qui influent positivement ou négativement la santé.
- Produire des informations sur les relations qui existent entre la santé et l'utilisation des biens et des services du système de santé.

Les données de l'ESS97 proviennent d'un échantillon probabiliste stratifié à deux degrés de la population résidant en Suisse âgée d'au moins 15 ans et vivant dans un ménage privé équipé d'un raccordement téléphonique. La stratification s'est faite par région géographique. Au sein de chacune de ces régions, un échantillon de ménages a été tiré au sort dans l'annuaire téléphonique à l'aide d'un générateur de nombres aléatoires. Finalement, chacun de ces ménages a été contacté par téléphone et un nouveau tirage au sort a été effectué afin de sélectionner aléatoirement l'un des individus de plus de 15 ans vivant dans ce ménage. A tous les niveaux de cette procédure, il y a évidemment eu des pertes résultant par exemple d'adresses non valables ou encore du refus de participer à l'enquête de la part du ménage ou de celle de l'individu concerné. En tout, l'échantillon total sur lequel est basée l'ESS97 comporte 13'004 personnes ayant accepté de répondre à un entretien téléphonique d'une durée de 45 minutes environ. Ces 13'004 individus ont par la suite également été invités à répondre à un questionnaire écrit. Toutefois, les données utilisées dans ce travail ne proviennent que de l'entretien téléphonique.

Le choix des variables à expliquer sera présenté plus en détail à la section suivante. Il peut néanmoins être mentionné tout de suite que les variables d'état de santé sont fondamentalement discrètes. Pour modéliser de telles variables dépendantes, une possibilité

est d'utiliser des modèles de type logit. C'est l'option qui a été choisie dans ce chapitre comme dans le reste de l'étude.

Nous avons déjà évoqué au début de ce chapitre que le modèle expliquant l'état de santé, calculé avec les données de l'ESS97, devra être appliqué aux données de l'ESPA. Or, pour que cela soit possible, il est nécessaire que les variables explicatives de ce modèle soient également observables au sein de l'ESPA. En d'autres termes, le choix des variables explicatives pour le modèle de santé doit être limité aux variables communes aux deux enquêtes.

Une fois le modèle de santé créé, il sera donc appliqué aux données de l'ESPA. Il en résultera une variable nouvelle reflétant pour chaque individu une probabilité qu'il soit dans un état de santé donné. La variable de santé ainsi générée pourra ensuite, combinée à d'autres variables de l'ESPA, servir à expliquer les départs anticipés à la retraite.

4.2 Choix des variables d'état de santé

Dans un premier temps, afin de simplifier au maximum la liaison entre les modèles de santé et de retraite anticipée, il a été décidé de définir les variables d'état de santé de manière binaire. Par exemple, une de ces variables d'état de santé binaire pourra prendre soit la valeur "bon" soit la valeur "mauvais".

La première variable d'état de santé utilisée dans ce travail est construite sur la base de la question "Comment allez-vous en ce moment ?" posée par l'enquêteur à l'individu interrogé. Les réponses ont été répertoriées selon cinq modalités allant de « très bien » à « très mal ».

La variable de santé subjective retenue est binaire. Il a donc fallu regrouper ces modalités pour construire ce qui sera l'état de santé subjectif des personnes interrogées. Le regroupement suivant a été choisi en l'occurrence :

- Si la réponse à la question est « très bien » ou « bien », la santé subjective est considérée comme bonne.
- Si la réponse est « moyennement bien », « mal » ou « très mal », la santé subjective est considérée comme mauvaise.

L'intérêt du choix d'une telle variable réside dans son caractère totalement subjectif. En effet, dans le cadre d'une décision économique, c'est d'avantage la perception qu'a l'individu de la réalité que la réalité elle-même qui est déterminante. Perception de l'état de santé et état de santé réel ne sont toutefois pas indépendants l'un de l'autre. Plusieurs études³ ont montré que les personnes d'âge moyen ou avancé qui s'estiment en mauvaise santé présentent un risque de mortalité plus élevé et ont généralement plus de mal à gérer les troubles liés à la vieillesse. Le principal inconvénient de cette variable est son caractère résolument conjoncturel. En effet, elle capte l'état de santé subjectif de l'instant et non un sentiment permanent ou pour le moins durable. Cette remarque a toute son importance car

³ Le rapport final de l'Enquête Suisse sur la Santé de 1997 (p.11) nous renvoie aux références suivantes :

- Kaplan GA, Goldberg DE, Evertson SA et al (1996) : Perceived health status and morbidity and mortality : evidence from the Kuopio ischemic heart disease risk factor study. *Int. J. Epidemiol.* 25 (2) : p. 259-65.
- Menec VH, Chipperfield JG, Perry RP (1999) : Self-perceptions of health : a prospective analysis of mortality, control and health. *J. Gerontol. B. Psychol. Sci. Soc. Sci.* 54 (2) : p. 85-93.

les décisions de départ anticipé à la retraite se font à long terme. Ce ne sera donc certainement pas un problème de santé passager qui va conduire l'individu à reconsidérer ses plans.

La seconde variable d'état de santé utilisée dans ce travail repose sur la question suivante : « Il y a actuellement beaucoup de gens qui ont un problème psychique ou physique qui les limite dans leurs activités quotidiennes. Avez-vous un tel problème ou une maladie de ce type, qui dure déjà depuis plus d'une année ? ». Si la réponse à cette question est « oui », on considère que l'individu est objectivement atteint par un problème de santé de longue durée.

Le principal avantage d'une telle variable est son caractère de long terme. Or, les plans de départs anticipés à la retraite possèdent le même caractère ce qui de facto établit une cohérence temporelle entre ces deux variables.

Un inconvénient de la variable retenue est qu'elle contient à la fois un aspect concret et un aspect subjectif. Bien que la question posée à l'individu définisse clairement ce qui est considéré comme étant un problème de santé de longue durée, l'évaluation finale est laissée à l'appréciation de l'individu lui-même. Ces deux aspects, concrets et subjectifs, déterminant la réponse, il est alors difficile d'interpréter les résultats. Afin de simplifier l'analyse, le terme "variable d'état de santé objectif" est utilisé dans le cadre de ce travail pour se référer à cette variable de problèmes de santé de long terme. Il faut comprendre le mot objectif non dans un sens absolu mais relativement à la variable d'état de santé subjectif.

Finalement, une variable d'état de santé subjectif polytomique ordonnée à cinq états a été définie. En des termes plus simples, cette variable est capable de prendre en compte les cinq modalités d'état de santé subjectif observées durant l'enquête. Cette variable peut donc prendre les états "Très bien", "Bien", "Moyennement bien", "Mal" et "Très mal". Le principal avantage d'une telle variable est qu'elle se base sur la totalité de l'information disponible dans l'enquête et permet ainsi d'éviter une agrégation arbitraire des modalités. On s'attend alors à une meilleure adéquation du modèle aux données. L'inconvénient majeur est de rendre la liaison avec le modèle de la retraite anticipée beaucoup plus complexe. Cette liaison pourrait même ne pas être réalisable en pratique, essentiellement pour des raisons de convergence numérique lors de l'estimation.

4.3 Choix des variables explicatives

Il s'agit ici de déterminer quelles sont les variables qui pourraient potentiellement avoir une influence sur l'état de santé mais sous la contrainte que cette variable soit commune aux deux enquêtes ESS97 et ESPA.

Un certain nombre de variables ont été définies dans le chapitre 2. Celles qui seront reprises dans le cadre de ce travail sont les suivantes :

- Les variables socio-professionnelles "Indépendant", "Directeur", "Fonction de chef" ainsi que "Sans responsabilités".
- La variable d'état civil "Marié".
- La variable de nationalité "Suisse".
- La variable "Age" indiquant bien entendu l'âge de l'individu concerné.

Les variables concernant le niveau d'éducation auraient certainement pu être pertinentes pour expliquer l'état de santé. Malheureusement, les observations de ces variables dans l'ESS97 étaient de mauvaise qualité. En effet, nous avons constaté que près de 70% des individus n'avaient pas répondu à la question en relation avec leur formation. Cette question a été posée tout à la fin de l'entretien téléphonique. Il est possible que les personnes interrogées aient jugé la durée de l'interview trop longue.

En ce qui concerne les variables de secteur d'activité, elles n'ont pas été jugées pertinentes pour expliquer l'état de santé. En effet, le domaine de la construction réunit, par exemple, des secrétaires et des ouvriers de chantier. Il est évident que ces deux métiers n'ont pas la même incidence sur la santé.

Des variables d'activité professionnelle ont donc été préférées aux variables de secteur. La classification utilisée est la classification ISCO. Elle a été employée à son niveau le plus agrégé permettant ainsi de définir 10 catégories. Le tableau ci-dessous explicite le contenu de chacune de ces catégories.

Catégorie ISCO	Activités professionnelle contenues dans la catégorie
0	Forces armées.
1	Membres de l'exécutif et des corps législatifs, hauts fonctionnaires des services publics, dirigeants et cadres de direction des entreprises.
2	Professions intellectuelles et scientifiques.
3	Professions intermédiaires.
4	Employés de type administratif.
5	Personnel des services et vendeurs de magasin et de marché.
6	Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche.
7	Artisans et ouvriers des métiers de type artisanal.
8	Conducteurs d'installations et de machines et ouvriers de l'assemblage.
9	Ouvriers et employés non qualifiés.

4.4 Résultats : description de l'état de santé à partir des variables explicatives retenues

Cette section est entièrement dédiée à la description de l'état de santé de la population masculine et féminine. Chacune des sous-sections traite d'une variable explicative uniquement, de manière à mettre en évidence son effet propre. Il est évident que cette approche est simpliste car elle néglige les effets de corrélation qui existent entre les différentes variables explicatives. Toutefois, ce travail préalable à la modélisation permet de prendre connaissance des données de l'échantillon et de guider la suite de l'analyse.

Les variables dépendantes étant binaires, l'analyse descriptive consiste en des calculs de taux. Ces taux se calculent par le rapport du nombre d'observations pour lesquelles la variable explicative a la valeur 1 au nombre d'observations pour lesquelles cette variable prend une valeur de 0 ou 1. Cette manière de procéder permet d'éliminer les non-réponses à des questions et toutes autres formes d'irrégularités éventuellement survenues lors de l'informatisation des données.

4.4.1. Variable d'âge

La figure 26 représente l'évolution du taux de bonne santé subjective en fonction de l'âge et la figure 27 l'évolution du taux de problèmes de santé de longue durée en fonction de cette même variable. Un lissage des courbes a été obtenu en groupant les données par intervalles d'âge de 10 ans. La tendance à long terme a ainsi pu être clairement mise en évidence.

On constate que l'état de santé subjectif décroît de manière monotone avec l'âge. De plus, l'allure de la courbe est légèrement concave. Cela signifie que la dégradation de l'état de santé subjectif va en s'accéléralant. En ce qui concerne l'évolution des problèmes de santé de longue durée, c'est la constatation inverse qui est vraie. La courbe est monotone croissante et légèrement convexe.

Nous pouvons donc conclure que les indicateurs de santé retenus révèlent une dégradation de l'état de santé objectif et subjectif en fonction de l'âge.

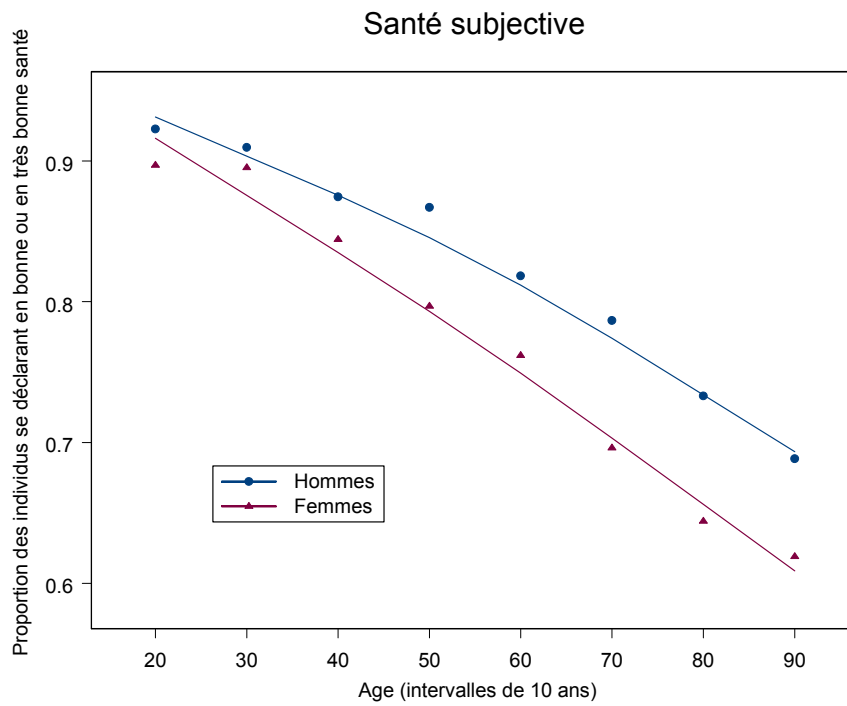
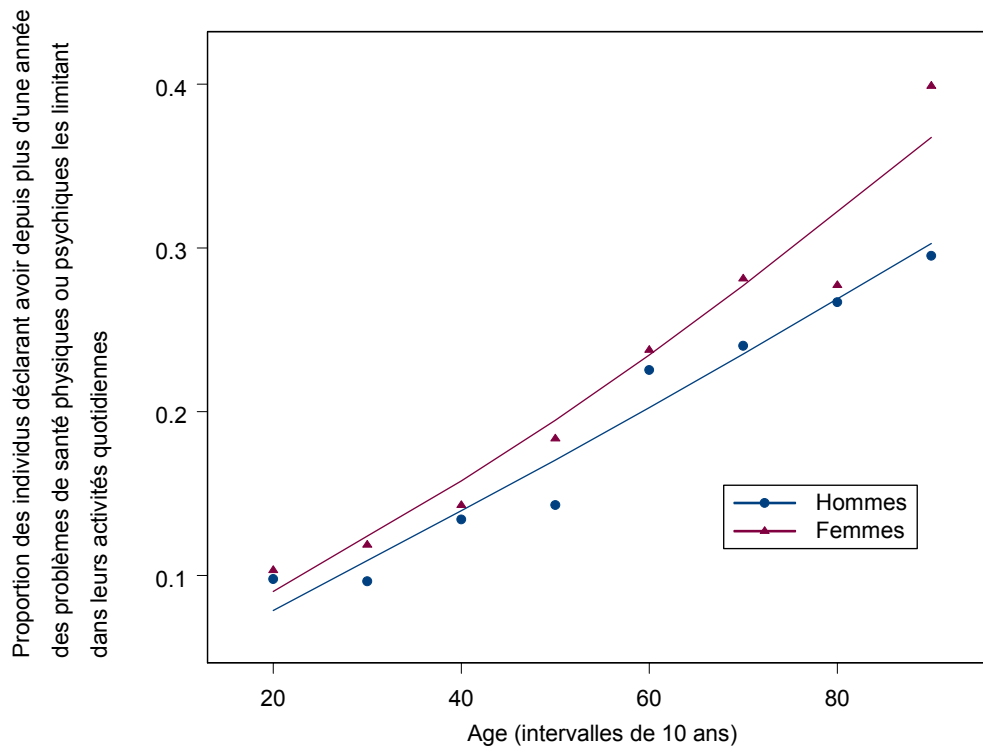
4.4.2. Variable de genre

Les figures 26 et 27 permettent également de faire un autre constat. Nous voyons que pour toutes les classes d'âges, l'état de santé des femmes est moins bon que celui des hommes. L'écart entre hommes et femmes est pourtant plus grand lorsqu'il s'agit de la santé subjective (5,9% en moyenne) que s'il est question de leur état de santé objectif (3,3% en moyenne). De plus, on constate que les courbes entre hommes et femmes ont tendance à s'écarter progressivement l'une de l'autre lorsque l'âge croît.

A la vue de ces seuls résultats, notre conclusion se doit d'être extrêmement prudente. Il faut garder à l'esprit que cette variable de genre capte les effets de toutes les variables dont les états sont inégalement partagés entre hommes et femmes et qui sont susceptibles d'avoir un impact sur la santé.

Par exemple, on s'attend à ce que les variables socio-professionnelles et d'activité professionnelle aient une incidence sur l'état de santé. Puisqu'il subsiste des inégalités et des différences de comportement entre hommes et femmes sur le marché du travail, il est clair que l'effet de ces variables va être capté par la variable de genre. Ainsi, avant de conclure de manière définitive, il faudra préalablement retirer l'effet de ces variables professionnelles à l'effet global observé.

De même, le fait que l'écart entre hommes et femmes soit plus important pour la santé subjective que pour la santé objective ne nous permet pas non plus d'affirmer qu'intrinsèquement, les femmes aient tendance à être plus négatives que les hommes. Il se pourrait très bien que l'explication de ce phénomène passe par d'autres variables telles que celles captant les effets de la condition féminine dans notre société.

Figure 26: Etat de santé subjectif**Figure 27 : Etat de santé objectif**

4.4.3. Variable d'état civil

Les proportions d'individus en bonne santé subjective et en mauvaise santé objective ont été calculées en fonction du fait qu'ils soient mariés ou non. Ces calculs ont été effectués pour la population masculine ainsi que pour la population féminine. Le tableau suivant expose les résultats obtenus :

		Proportion se sentant en bonne santé [%]	Proportion ayant des problèmes de longue durée [%]
Hommes	Mariés	84.6	15.8
	Non mariés	88.3	14.7
Femmes	Mariées	82.4	16.9
	Non mariées	78.4	20.1

On peut tout d'abord constater que les hommes mariés ont tendance à être en moins bonne santé que ceux qui ne le sont pas alors que c'est l'inverse qui est vrai pour les femmes. De plus, les deux indicateurs d'état de santé, subjectif et objectif, sont en accord. La faible différence entre les taux de problèmes de santé de longue durée entre hommes mariés et non mariés peut toutefois faire douter de la significativité de ce résultat.

A priori le fait d'être marié devrait avoir une incidence positive sur la santé. En effet, le fait d'avoir un conjoint agit favorablement sur le moral des individus et donc positivement sur la variable d'état de santé subjectif. Le fait de vivre en couple a certainement également comme conséquence que les individus s'occupent mutuellement de leur santé ce qui devrait avoir un effet positif sur la variable d'état de santé objectif.

Les résultats pour la population féminine sont cohérents avec cette explication. Cette dernière est toutefois contredite par les résultats obtenus pour l'état de santé subjectif des hommes.

4.4.4. Variables socioprofessionnelles

Les figures 28 et 29 permettent d'observer l'état de santé en fonction de variables socio-professionnelles. Les diagrammes en bâton représentant l'état de santé subjectif ont été tronqués à 50% de manière à mettre d'avantage les différences en valeur.

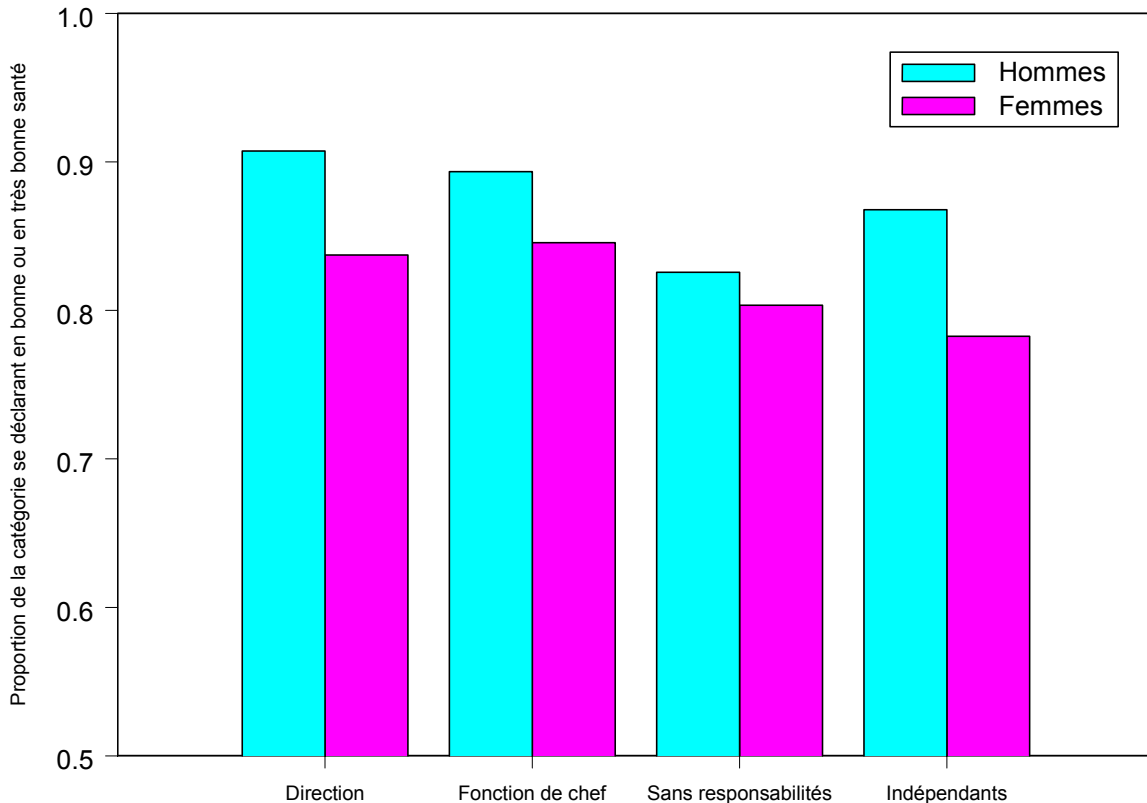
La première constatation est que les individus occupant des postes à responsabilité ont une meilleure santé que les individus occupant des postes qui en sont dépourvus. Cette remarque est vraie tant pour les hommes que pour les femmes. De plus, les deux variables de santé sont en accord avec cette allégation.

En ce qui concerne le statut de travailleur indépendant une différence entre hommes et femmes est observée. Les hommes exerçant une activité indépendante ont un état de santé compris entre celui des cadres salariés et celui des salariés sans responsabilités. Les femmes indépendantes, quant à elles, ont en moyenne un état de santé encore plus mauvais que les

femmes salariées sans responsabilités. Les deux indicateurs d'état de santé conduisent à la même constatation.

Figure 28: Statut sur le marché du travail et état de santé subjectif

Pour ce qui est de l'explication, on peut imaginer qu'exercer une activité de direction soit

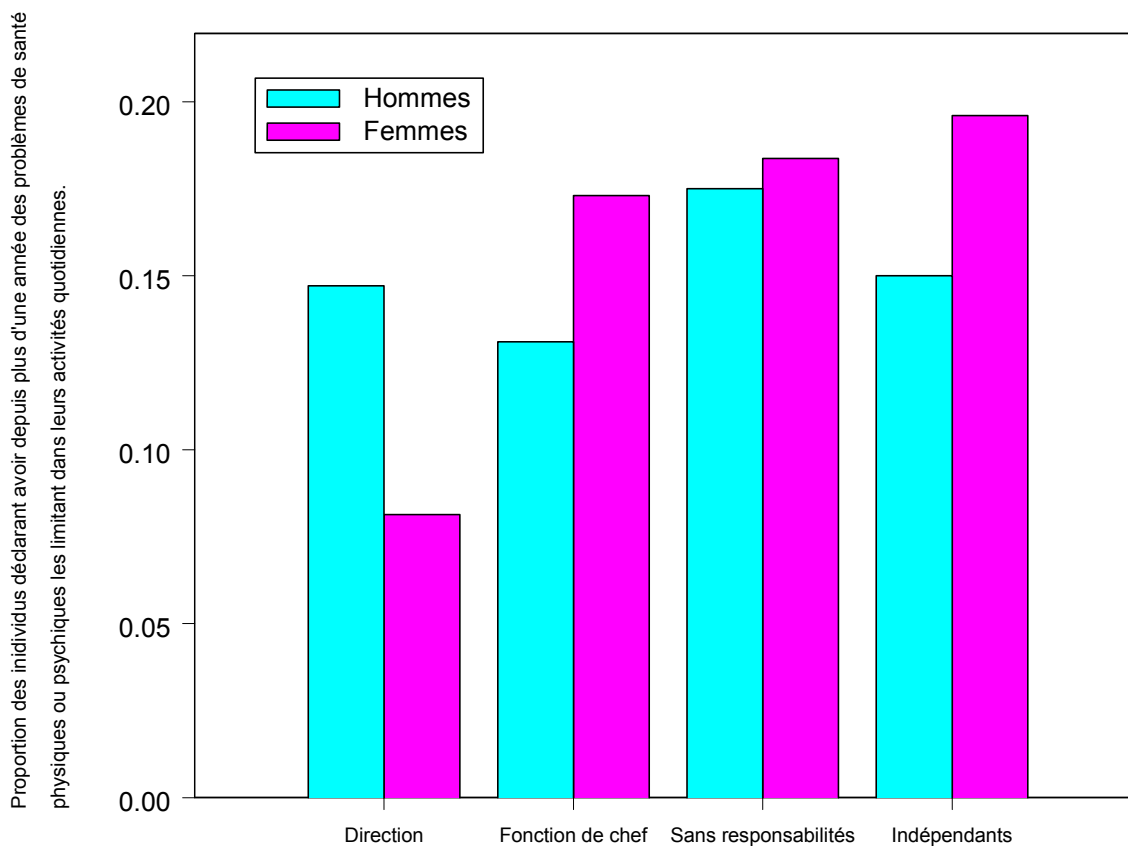


plus valorisant que l'exercice d'une activité sans responsabilités. Ceci pourrait en partie expliquer pourquoi les dirigeants se sentent en meilleure santé subjective que les employés en bas de l'échelle hiérarchique. De plus, de nombreux postes sans responsabilités ont très certainement davantage d'incidences négatives sur la santé que les postes de direction, les activités très physiques ou comportant des risques n'étant pas exercées par les dirigeants. Relevons tout de même que l'exposition au stress doit être plus importante pour les individus occupant des postes à responsabilités. Cette dernière explication doit pourtant être plus que compensée par les arguments précédents.

Pour expliquer la différence qui existe entre hommes et femmes au sein des indépendants, il faut tout d'abord mentionner que cette sous-population est fortement hétérogène du point de vue de la profession exercée. Les professions libérales sont davantage exercées par des hommes, et les métiers précaires ont une concentration féminine plus grande. Il n'est donc pas surprenant que les hommes indépendants soient en meilleure santé que les hommes salariés sans responsabilités. Les petits métiers sont quant à eux encore plus précaires

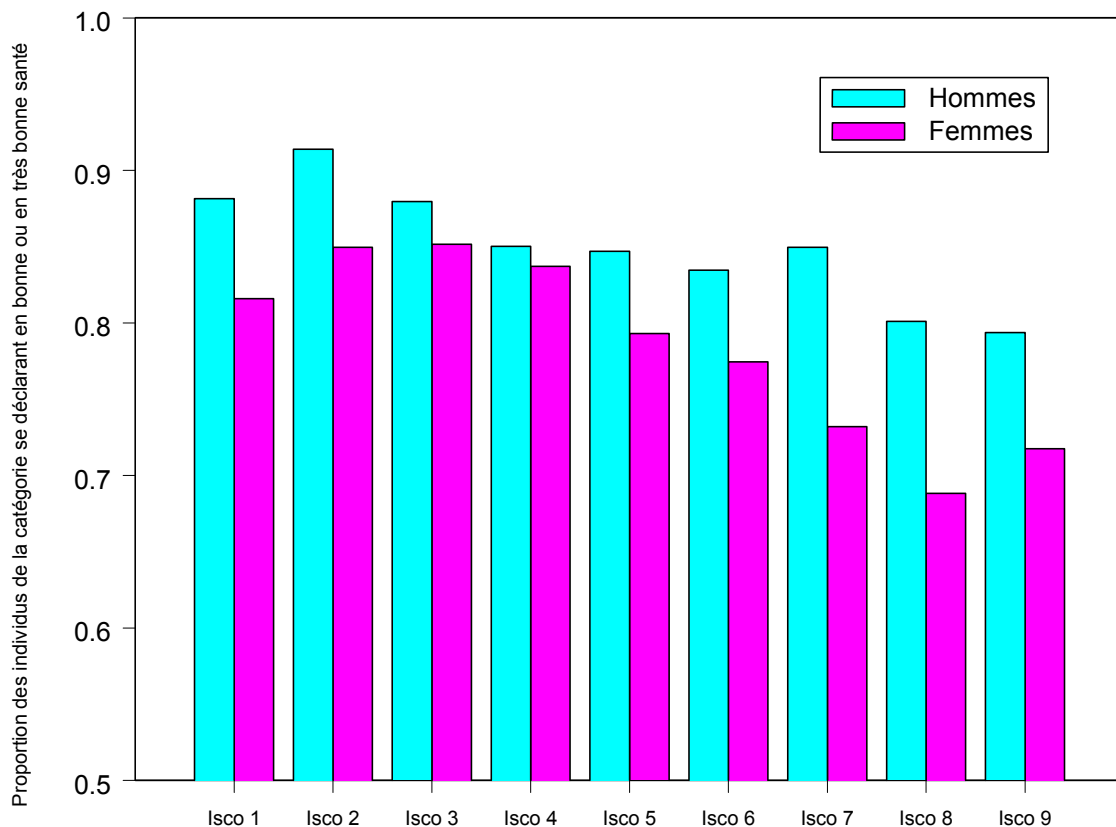
lorsqu'ils sont effectués de manière indépendante. Il n'y a plus de salaire mensuel assuré, ni d'autres avantages tels qu'en bénéficient les employés. Il est alors compréhensible que les femmes indépendantes soient, en moyenne, en plus mauvaise santé que les femmes salariées sans responsabilités.

Figure 29 : Problèmes de santé objectifs en fonction du statut



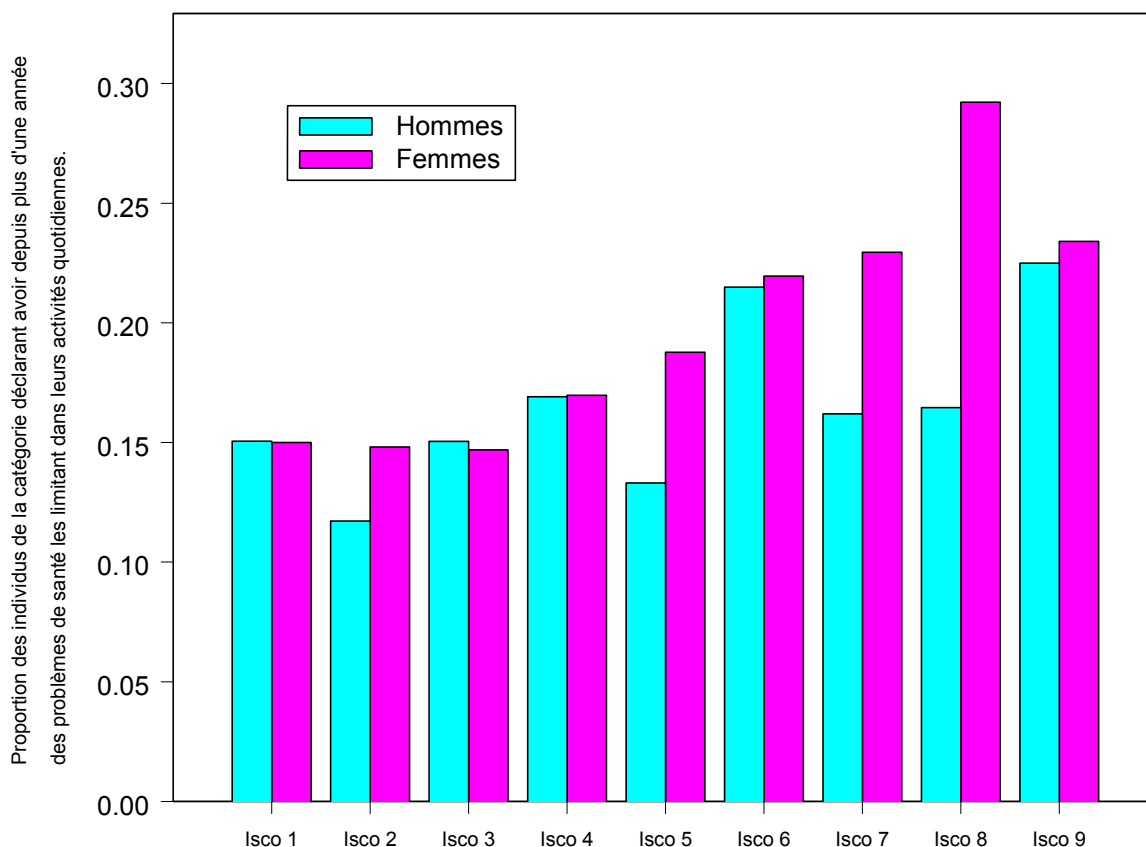
4.4.5. Variables d'activité professionnelle

Les figures 30 et 31 permettent d'observer l'état de santé en fonction des variables d'activité professionnelle. Pour les taux d'individus en bonne santé subjective, les diagrammes en bâton ont été tronqués à 50% de manière à mettre d'avantage les différences en valeur.

Figure 30: Etat de santé subjectif en fonction de l'activité professionnelle

Il apparaît que les personnes exerçant des métiers des catégories Isco1, Isco2 et Isco3 présentent les meilleurs états de santé de la population. Ces catégories correspondent aux dirigeants d'entreprise et hauts fonctionnaires, aux scientifiques, ainsi qu'aux individus exerçant une profession intellectuelle ou qualifiée d'intermédiaires. A l'opposé, les personnes exerçant des métiers des catégories Isco8 et Isco9 ont le plus mauvais état de santé de la population. Il s'agit des professions de conducteurs d'installations et de machines, des ouvriers de l'assemblage ainsi que des ouvriers et employés non qualifiés. Ces constatations sont à la fois vraies pour les hommes et les femmes et pour les variables d'état de santé objectif et subjectif.

Il paraît évident que les métiers sans qualification comportent davantage de risques ou sont pour le moins plus pénibles que les professions scientifiques, par exemple. L'état de santé objectif ne peut en être qu'affecté. Ces mêmes métiers sans qualification sont également moins stimulants, moins gratifiants que les autres professions. Cela influe négativement sur l'état de santé subjectif.

Figure 31: Etat de santé objectif en fonction de l'activité

4.4.6. Variable de nationalité

Le tableau ci-dessous présente les proportions de personnes en bonne santé subjective et en mauvaise santé objective en distinguant les Suisses de la population étrangère. Ces données ont été calculées de surcroît pour la population masculine et féminine.

		Proportion se sentant en bonne santé [%]	Proportion ayant des problèmes de longue durée [%]
Hommes	Suisses	87.1	15.7
	Etrangers	81.5	13.7
Femmes	Suissesses	81.0	18.9
	Etrangères	76.6	17.1

Ces taux révèlent que les Suisses se sentent en meilleure santé que les étrangers. Par contre, en ce qui concerne les problèmes de santé de longue durée, ce sont les étrangers qui en déclarent le moins. Les deux variables de santé se contredisent donc. Il faut pourtant

remarquer que l'écart entre Suisses et étrangers est beaucoup plus important pour ce qui est de la santé subjective que pour l'état de santé qualifié d'objectif. Cette différence pourrait même ne pas être significative. Le tableau précédent révèle également que ces constatations sont vraies aussi bien pour la population masculine que féminine.

Pourquoi les Suisses se sentent-ils en meilleure santé que les étrangers ? Un argument est le fait que les Suisses, établis depuis longtemps (ou même toujours) dans leur pays, ont, en moyenne, une meilleure situation que les étrangers récemment arrivés. Une partie de l'explication serait alors socio-professionnelle ou encore liée au confort et à la sécurité que procure une plus grande richesse. Pourtant une grande partie de l'explication réside très certainement dans des facteurs culturels qui sont très difficiles à cerner.

Pour ce qui est des problèmes de santé de longue durée, la faible différence entre Suisses et étrangers tendrait à faire penser qu'objectivement l'état de santé des deux groupes est sensiblement le même.

4.5 Modélisation logistique

Dans cette section sont présentés les différents modèles d'état de santé qui ont été estimés dans le cadre de ce travail. Bien qu'ayant été rigoureusement suivie pour chaque modèle, la procédure complète d'estimation n'est exposée que pour le modèle à variable d'état de santé subjective binaire pour la population masculine. Pour les autres estimations, il a été choisi de réduire la présentation de la procédure à quelques brèves explications et d'en exposer uniquement le modèle final.

4.5.1. Variable d'état de santé subjectif binaire: population masculine

Une première modélisation logistique a été effectuée en incluant l'ensemble des variables explicatives retenues à ce stade du travail. Il est apparu que le coefficient associé à la variable d'état civil « Marié » avait une valeur de statistique de student de -0.123 . Ce coefficient n'est donc pas significativement différent de la référence, à savoir de la population des hommes non mariés.

Un deuxième modèle a été estimé après avoir supprimé la variable explicative « Marié ». Les résultats obtenus sont exposés dans le tableau 32. L'étape suivante consiste à regrouper les variables d'activité professionnelle ISCO dont les coefficients ne sont pas significativement différents les uns des autres. Afin de découvrir quels sont les regroupements envisageables, la méthode décrite ci-dessous a été utilisée.

Tableau 32: Estimation de la probabilité d'être en bonne santé subjective: population masculine

Variables	Coefficients	t de student	Effet marginal (dP/dx)
Constante	2.461	13.937	0.280
Age	-0.028	-12.752	-0.003
Suisse	0.510	5.204	.058
Indépendant	0.300	2.538	0.034
Isco1	0.612	2.966	0.070
Isco2	0.758	4.288	0.086
Isco3	0.418	2.513	0.048
Isco4	0.229	1.209	0.026
Isco5	0.061	0.304	0.007
Isco6	-0.065	-0.282	-0.007
Isco7	0.119	0.765	0.014
Isco8	-0.027	-0.148	-0.003
Isco9	-0.077	-0.321	-0.009
Pseudo R^2		0.044	
Fraction de prédictions correctes		0.862	
Critère d'Akaike		2209.790	

Tout d'abord, les variables sont classées par ordre décroissant de leur coefficient. La référence étant incluse dans cette liste avec un coefficient égal à zéro. Ensuite, un test de Wald est effectué sur chaque paire de variables successives pour déterminer si leurs coefficients sont significativement différents l'un de l'autre. Lorsqu'un test a une p-valeur supérieure à 0.05, cela signifie qu'un regroupement des variables concernées est envisageable avec un degré de confiance supérieur à 5%. Si certains regroupements de deux variables sont possibles, alors des tests sont effectués pour déterminer si un niveau d'agrégation plus élevé est également envisageable. Ainsi, des tests sont effectués pour les regroupements à 3 variables, puis à 4 jusqu'à ce que les p-valeurs soient inférieures à 0.05.

Le tableau suivant contient les p-valeurs de l'ensemble des tests de Wald qui ont été effectués. Les deux premières colonnes contiennent les noms et les coefficients des variables d'activité professionnelle, classées dans l'ordre décroissant de leur coefficient. La troisième colonne donne la p-valeur des tests d'une seule restriction à la fois. La première case de cette colonne concerne la restriction $Isco2 = Isco1$, la deuxième $Isco1 = Isco3$ et ainsi de suite. La quatrième colonne contient les p-valeurs des tests des restrictions prises 2 à 2. La première case de cette colonne concerne les restrictions $Isco2 = Isco1$ et $Isco1 = Isco3$, la deuxième case concerne les restrictions $Isco1 = Isco3$ et $Isco3 = Isco4$ et ainsi de suite. La dernière colonne contient la p-valeur de la totalité des restrictions possibles. Il s'agit donc d'un test pour déterminer si tous les coefficients sont égaux entre eux. Les p-valeurs inférieures à 0.05 ont été représentées en italique pour les mettre en valeur.

P-valeurs des restrictions d'égalité des coefficients (statistique de Wald)										
Variable	Coefficient	1 à 1	2 à 2	3 à 3	4 à 4	5 à 5	6 à 6	7 à 7	8 à 8	9 à 9
Isco2	0.758	0.454	0.080	0.017	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Isco1	0.612	0.294	0.173	0.014	0.015	0.009	0.004	0.004	0.004	
Isco3	0.418	0.256	0.063	0.084	0.065	0.046	0.049	0.053		
Isco4	0.229	0.480	0.680	0.664	0.631	0.671	0.710			
Isco7	0.119	0.735	0.737	0.748	0.794	0.840				
Isco5	0.061	0.761	0.903	0.954	0.979					
Référence	0	0.883	0.960	0.986						
Isco8	-0.027	0.870	0.972							
Isco6	-0.065	0.963								
Isco9	-0.077									

L'hypothèse que tous les coefficients sont égaux entre eux est rejetée (p-valeur de 0.000). Le tableau ci-dessous illustre le fait qu'il est possible de regrouper les variables en deux groupes distincts. Dans ce cas, il n'existe que deux possibilités de regroupement. Afin de déterminer laquelle des deux solutions est préférable, les deux groupements sont utilisés pour une modélisation logistique de l'état de santé subjectif. Le critère de sélection retenu est alors celui d'Akaike qui tient à la fois compte de la valeur du log-vraisemblance et du nombre de paramètres contenus dans le modèle. Le modèle ayant la valeur du critère d'Akaike la plus faible est retenu comme étant le meilleur modèle. La valeur d'Akaike la plus faible a été mise en gras afin de la mettre en évidence.

La méthode appliquée nous a conduit à grouper les catégories Isco1, Isco2 et Isco3. Cette nouvelle variable explicative a été appelée Isco123. Les autres catégories Isco ont, quant à elles, rejoint la référence. Isco123 regroupe donc les 3 catégories d'activité professionnelle influençant positivement l'état de santé subjectif. Il s'agit des positions « dirigeants » et « cadres d'entreprise », des hauts fonctionnaires, des scientifiques ainsi que des individus exerçant des professions intellectuelles ou qualifiées d'intermédiaires. Ce résultat est parfaitement compatible avec l'analyse descriptive faite précédemment.

Variable	Coefficient	P-valeurs des restrictions d'égalité des coefficients	
Isco2	0.758	0.454	0.080
Isco1	0.612		
Isco3	0.418		
Isco4	0.229	0.053	0.710
Isco7	0.119		
Isco5	0.061		
Référence	0		
Isco8	-0.027		
Isco6	-0.065		
Isco9	-0.077		
Critère d'Akaike		2209.209	2206.237

En tenant compte des regroupements effectués, la modèle final expliquant l'état de santé subjectif de la population masculine a été obtenu. Le tableau 33 contient les résultats de cette régression logistique.

Tableau 33: Estimation réduite de la probabilité d'être en bonne santé subjective, population masculine

Variables	Coefficients	t de student	Effet marginal (dP/dx)
Constante	2.542	19.721	0.290
Age	-0.029	-12.978	-0.003
Suisse	0.503	5.178	0.057
Indépendant	0.292	2.635	0.033
Isco123	0.512	6.138	0.058
Pseudo R ²		0.042	
Fraction de prédictions correctes		0.862	
Critère d'Akaike		2206.237	

On voit d'une part que tous les facteurs explicatifs sont significatifs, et d'autre part, que toutes les variables ont un signe positif, c'est-à-dire qu'elles accroissent la probabilité que les personnes considérées se sentent en meilleur état de santé, à part la variable de l'âge, qui elle bien évidemment a un effet négatif sur ce sentiment. Tous les signes des coefficients sont donc ceux qui étaient attendus suite à l'analyse descriptive. Le fait d'être de nationalité suisse explique un bon état de santé subjectif, ce qui est dû sans doute au fait que la majorité

des étrangers ne figurent peut-être pas dans la même catégorie de professions ou des secteurs économiques où l'on retrouve la majorité des Suisses. On pense par exemple au secteur de la construction où la population étrangère est sur-représentée. Il en va de même pour les professions ISCO, qui selon le regroupement optimal effectué, concernent des professions situées dans le haut de la hiérarchie. Ces professions sont peut-être plus éprouvantes psychologiquement, mais elles procurent sans doute un sentiment de satisfaction, du aux responsabilités liées au poste en question, qui compense le stress vécu par les personnes assumant des fonctions dirigeantes si bien que l'effet est finalement positif sur l'état de santé subjectif. En ce qui concerne la qualité du modèle, on peut relever que le pseudo R^2 est très faible.

4.5.2. Variable d'état de santé subjectif binaire : population féminine

Une première modélisation logistique a été effectuée en incluant l'ensemble des variables explicatives retenues à ce stade du travail. Il est apparu que le coefficient associé à la variable socio-professionnelle « Indépendant » avait une valeur de statistique de student de 0.839. Ce coefficient n'est donc pas significativement différent de la référence, c'est-à-dire de la population des femmes salariées. Un deuxième modèle a ensuite été estimé après avoir supprimé la variable explicative « Indépendant ». Les tests de regroupement décrits dans la section 4.5.1. ont ensuite conduit à regrouper les variables d'activité professionnelle Isco1, Isco2, Isco3 et Isco4. Les autres variables rejoignent simplement la référence. Il s'agit du même regroupement que pour le modèle des hommes à la différence près que celui du modèle des femmes contient en plus les employées de type administratif (catégorie Isco4).

Le modèle final, expliquant l'état de santé subjectif pour les femmes, a été obtenu en utilisant la variable d'activité professionnelle agrégée. Le tableau 34 expose les résultats de cette régression.

Tableau 34: Estimation réduite de la probabilité d'être en bonne santé subjective, population féminine

Variables	Coefficients	t de student	Effet marginal (dP/dx)
Constante	2.227	19.601	0.331
Age	-0.029	-17.230	-0.004
Marié	0.178	2.871	0.026
Suisse	0.480	5.766	0.071
Isco1234	0.331	5.276	0.049
Pseudo R^2		0.058	
Fraction des prédictions correctes		0.801	
Critère d'Akaïke		3386.510	

Les signes des variables sont ceux qui étaient attendus suite à l'analyse descriptive effectuée dans les sections précédentes. Le pseudo R^2 permettant d'évaluer la qualité du modèle est malheureusement toujours très faible.

En comparant le modèle pour les hommes avec celui des femmes, il est possible de faire plusieurs constatations. Tout d'abord, ce ne sont pas exactement les mêmes variables qui expliquent la santé subjective des deux sexes. Pour les hommes, la variable d'état civil ne joue aucun rôle. Cela s'explique peut-être par le fait que les hommes ayant en moyenne une meilleure situation que les femmes, le mariage est moins profitable pour eux que pour les femmes d'un point de vue matériel. Chez les femmes, c'est le statut d'indépendant qui n'intervient pas pour expliquer l'état de santé subjectif. Ce sont certainement des problèmes de corrélation avec les variables d'activité professionnelle qui masquent l'effet de cette variable.

On peut finalement remarquer que le modèle des femmes est légèrement meilleur que celui des hommes selon le critère du pseudo- R^2 .

4.5.3. Variable de problèmes de santé de longue durée: population masculine

Une première modélisation logistique a été effectuée en incluant l'ensemble des variables explicatives. Il est apparu que le coefficient associé à la variable de nationalité « Suisse » avait une valeur de statistique de student de 0.384. Ce coefficient n'est donc pas significativement différent de la référence, c'est-à-dire de la population des hommes de nationalité étrangère. Un deuxième modèle a ensuite été estimé après avoir supprimé la variable explicative « Suisse ». Les tests de regroupement décrits dans la section 4.5.1. ont ensuite conduit à regrouper les variables d'activité professionnelle Isco1, Isco2, Isco3, Isco5 et Isco8. Les autres variables rejoignent simplement le groupe de référence.

Le modèle final expliquant les problèmes de santé de longue durée pour les hommes a été obtenu en utilisant la variable agrégée d'activité professionnelle. Les résultats de cette régression logistique sont contenus dans le tableau 35.

Tableau 35: Estimation réduite de la probabilité d'être en mauvaise santé objective: population masculine

Variables	Coefficients	t de student	Effet marginal (dP/dx)
Constante	-2.703	-24.068	-0.339
Age	0.028	12.971	0.004
Marié	-0.212	-2.692	-0.027
Indépendant	-0.292	-2.779	-0.037
Isco12358	-0.291	-3.885	-0.036
Pseudo R^2		0.031	
Fraction des prédictions correctes		0.847	
Critère d'Akaike		2383.65	

On trouve ici un regroupement important, puisqu'il recouvre 6 professions différentes. Ce modèle est moins bon que le modèle sur la santé subjective si l'on considère les critères statistiques habituels (en effet, la valeur du pseudo R^2 est très faible). Sinon, les signes des

paramètres sont, comme attendu, opposés à ceux du premier modèle sur la santé subjective. On voit ainsi que l'âge a un effet "positif" sur cet indicateur ce qui signifie que la probabilité d'avoir des problèmes de santé croissent avec l'âge. Par contre, les indépendants, les hommes mariés, et ceux qui se trouvent dans l'une des professions énumérées ci-dessus apparaissent comme des individus avec des problèmes de santé à long terme moins important.

Il est maintenant possible de comparer les modèles d'état de santé subjectif et objectif des hommes. Le modèle expliquant la santé subjective contient la variable de nationalité mais pas la variable d'état civil. L'inverse est vrai pour le modèle expliquant l'état de santé objectif. En ce qui concerne la variable "Suisse", il n'est pas étonnant qu'elle ne joue qu'un rôle subjectif, certainement expliqué par des éléments culturels. Pour ce qui est de la variable "Marié", il est surprenant qu'elle influence la santé objective des hommes mais pas leur santé subjective.

4.5.4. Variable de problèmes de santé de longue durée: population féminine

Une première modélisation logistique a été effectuée en incluant l'ensemble des variables explicatives. Il est apparu que deux des variables n'avaient pas de coefficients significativement différents de la référence. Il s'agit des variables "Suisse" et "Indépendant" dont les valeurs des statistiques de student sont respectivement de -0.136 et -1.192 . Un deuxième modèle a ensuite été estimé après avoir supprimé les variables explicatives "Suisse" et "Indépendant". Les tests de regroupement décrits dans la section 4.5.1. ont ensuite conduit à regrouper les variables d'activité professionnelle Isco1, Isco2, Isco3 et Isco4. Les autres variables rejoignent la référence. Il s'agit du même regroupement que pour le modèle expliquant l'état de santé subjectif des femmes.

Le modèle final, expliquant l'état de santé objectif pour les femmes a été obtenu en utilisant la variable d'activité professionnelle agrégée. Le tableau 36 expose les résultats de cette régression.

Tableau 36: Estimation réduite de la probabilité d'être en mauvaise santé objective, population féminine

Variables	Coefficients	t de student	Effet marginal (dP/dx)
Constante	-2.467	-23.087	-0.359
Age	0.024	14.311	0.003
Marié	-0.138	-2.205	-0.020
Isco1234	-0.268	-4.279	-0.039
Pseudo R ²		0.037	
Fraction des prédictions correctes		0.814	
Critère d'Akaike		3348.397	

Les coefficients ont à nouveau les signes attendus. Le pseudo-R² est une fois encore très faible.

La comparaison des modèles pour les hommes et les femmes expliquant les problèmes de santé de longue durée ne fait apparaître qu'une différence. Chez les hommes, le statut d'indépendant intervient et a un effet favorable sur la santé objective alors qu'il n'a pas d'influence significative dans le modèle des femmes. Quant à la différence entre les modèles de santé objective et subjective des femmes, elle est que la variable de nationalité "Suisse" n'est présente que dans le modèle subjectif. On peut encore remarquer que le pseudo R^2 du modèle de santé subjective est légèrement meilleur que celui du modèle de santé objective.

4.6 Variable d'état de santé subjectif polytomique ordonnée à cinq états

La variable subjective de la santé figure originalement en 5 états comme on l'a expliqué dans la section 4.2 de ce chapitre. On a premièrement procédé à deux regroupements afin de pouvoir utiliser une méthode plus pratique d'estimation. Cependant, il existe dans la littérature économétrique des modèles visant à modéliser les 5 états de la variable expliquée. On va modéliser ces états à l'aide d'un modèle polytomique ordonné de type "logit". Rappelons peut-être la distribution empirique de notre variable expliquée selon les 5 modalités. La question posée était : "Comment allez-vous en ce moment ? "

<i>Modalités</i>		<i>Hommes</i>		<i>Femmes</i>	
		Nombre	Pourcentage	Nombre	Pourcentage
1	"Très bien"	1'645	28.6%	1'773	24.5%
2	"Bien"	3'319	57.6%	4'044	55.9%
3	"Moyennement bien"	606	10.5%	1'077	14.9%
4	"Mal"	145	2.5%	294	4.1%
5	"Très mal"	44	0.8%	53	0.7%
Total		5'759	100.0%	7'241	100.0%

On remarque que ces distributions ne sont pas du tout uniformes et que la majorité des individus se sentent en bonne santé. Ce tableau justifie bien notre première approche de regroupement en un modèle binaire. Cependant, on pense qu'une modélisation des 5 états de santé pourra peut-être apporter des résultats intéressants. Pour commencer, on va décrire l'aspect théorique des modèles polytomiques ordonnés.

4.6.1 Méthodologie des modèles polytomiques ordonnés

Tout d'abord, la littérature définie ci-dessous ressort des articles de Liao (1994), Maddala (1983), McKelvey & Zavoina (1975) et Greene (1990).

On définit notre variable latente non observée par $y^* = \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k + \varepsilon$. On fait l'hypothèse que le terme d'erreur ε suit une distribution symétrique d'espérance nulle comme la fonction de distribution logistique. La variable observée dans notre cas est l'état de santé subjectif que nous nommerons y . On peut définir notre variable observée de la façon suivante :

$$y = \begin{cases} 1 & \text{si } y^* \leq \mu_1 (= 0) \\ 2 & \text{si } \mu_1 (= 0) < y^* \leq \mu_2 \\ 3 & \text{si } \mu_2 < y^* \leq \mu_3 \\ 4 & \text{si } \mu_3 < y^* \leq \mu_4 \\ 5 & \text{si } \mu_4 < y^* \end{cases} \quad (11)$$

On a donc notre variable observée y qui est définie en 5 modalités ainsi que 4 paramètres inconnus μ à estimer qui séparent les différents seuils entre les modalités. En général, on définit la probabilité que notre variable observée y se trouve dans la modalité j par :

$$\text{Prob}(y=j) = F\left(\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k\right) - F\left(\mu_{j-1} - \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k\right). \quad (12)$$

Les paramètres à estimer sont donc les μ et les β par un modèle logistique ordonné, c'est-à-dire que la fonction cumulative F sera logistique. Afin que chaque probabilité soit positive, on impose la restriction suivante : $0 < \mu_2 < \mu_3 < \mu_4$. On normalise souvent le premier seuil μ_1 à zéro afin d'avoir un paramètre de moins à estimer.

On aura les probabilités de chaque modalité qui peuvent être définies par :

$$\text{Prob}(y=1) = \Lambda\left(-\sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k\right), \quad (13)$$

$$\text{Prob}(y=2) = \Lambda\left(\mu_2 - \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k\right) - \Lambda\left(-\sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k\right), \quad (14)$$

$$\text{Prob}(y=3) = \Lambda\left(\mu_3 - \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k\right) - \Lambda\left(\mu_2 - \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k\right), \quad (15)$$

$$\text{Prob}(y=4) = \Lambda\left(\mu_4 - \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k\right) - \Lambda\left(\mu_3 - \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k\right), \quad (16)$$

$$\text{Prob}(y=5) = 1 - \Lambda \left(\mu_4 - \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_k \right), \quad (17)$$

avec $\Lambda(\cdot)$ la cumulative d'une fonction logistique.⁴

4.6.2 Modélisation de la population masculine

Une première modélisation logistique a été effectuée en incluant l'ensemble des variables explicatives. Il est apparu que les coefficients associés aux variables "Marié" et "Indépendant" avaient des statistiques de student de -0.435 et -1.344 respectivement. Ces coefficients ne sont donc pas significativement différents de la référence. Un deuxième modèle a ensuite été estimé après avoir supprimé les variables explicatives "Marié" et "Indépendant". Les tests de regroupement décrits dans la section 4.5.1. ont ensuite conduit à regrouper les variables d'activités professionnelle Isco1, Isco2 et Isco3. Les autres variables rejoignent la référence. Le modèle final, expliquant l'état de santé subjectif polytomique pour les hommes a été obtenu en utilisant la variable d'activité professionnelle agrégée. Le tableau 37 présente les résultats de cette régression.

Tableau 37: Estimation réduite de la probabilité d'être en bonne santé subjective: variable polytomique ordonné à cinq états, population masculine

Variables	Coefficients	t de student
Constante	2.542	5.061
Age	0.020	13.314
Suisse	-0.249	-3.666
Isco123	-0.387	-7.210
μ_2	2.838	38.286
μ_3	4.416	56.492
μ_4	5.905	63.970
Critère d'Akaike		5898.116

On constate que les estimations des seuils μ_i sont parfaitement significatives.

4.6.3 Modélisation de la population féminine

Une première modélisation logistique a été effectuée en incluant l'ensemble des variables explicatives. Il est apparu que les coefficients associés aux variables "Marié" et "Indépendant" et "Suisse" étaient tous significativement différents de la référence. Les tests

⁴ Pour de plus amples détails, voir Bilger 2002.

de regroupement décrits dans la section 4.5.1. ont ensuite conduit à regrouper les variables d'activités professionnelle Isco1, Isco2, Isco3, Isco4 et Isco6. Les autres variables rejoignent la référence.

Le modèle final expliquant l'état de santé subjectif polytomique pour les femmes a été obtenu en utilisant la variable d'activité professionnelle agrégée. Le tableau 38 présente les résultats de cette régression :

Tableau 38: Estimation réduite de la probabilité d'être en bonne santé subjective: variable polytomique ordonnée à cinq états, population féminine

Variables	Coefficients	t de student
Constante	0.709	8.183
Age	0.023	8.118
Marie	-0.125	-2.725
Suisse	-0.449	-6.974
Indépendant	-0.209	-2.860
Isco12346	-0.303	-6.512
μ_2	2.664	43.906
μ_3	4.295	70.105
μ_4	6.231	72.131
Critère d'Akaike		7890.90

On constate que les estimations des seuils μ_i sont parfaitement significatives.

4.6.4 Comparabilité des modèles polytomiques et binaires

Une importante remarque concerne la comparabilité des modèles d'état de santé subjectif binaire et polytomique. Dans le cas binaire, un paramètre de signe positif indique une amélioration de l'état de santé. C'est exactement l'inverse qui est vrai dans le cas polytomique. Ce fait provient de la manière avec laquelle ont été codées les variables endogènes.

On constate pour les hommes, que la variable "indépendant" qui était significative dans le cas binaire, ne l'est plus dans le cas polytomique. Il s'agit là de la seule véritable différence entre les deux types de modèle puisque toutes les autres variables explicatives se retrouvent significatives dans les deux cas et agissent dans la même direction. Pour les femmes, la correspondance entre modèle binaire et polytomique est meilleure encore puisque toutes les

variables explicatives sont significatives dans les deux modèles et agissent dans le même sens.

Une comparaison plus rigoureuse des cas binaire et polytomique n'est malheureusement pas possible. En effet, la variable binaire, bien qu'étant obtenue par agrégation d'états de la variable polytomique doit être considérée comme étant totalement différente de cette variable polytomique. Autrement dit, en agrégeant des états, une nouvelle variable a été créée. La comparaison des modèles binaire et polytomique n'est dès lors plus possible avec les outils traditionnels, tels que par exemple des tests emboîtés, puisque que chacun de ces modèles explique une variable endogène différente.

La question du choix du meilleur modèle doit par conséquent être traitée intuitivement. Il paraît raisonnable de préférer le modèle polytomique au modèle binaire pour deux raisons au moins. La première est que l'agrégation des états conduit à une perte d'information qui peut être importante. Il n'est pas justifiable d'un point de vue statistique de se priver volontairement d'une partie de l'information disponible. La seconde est qu'il semble préférable d'expliquer la variable qui a été directement observée. En effet, l'agrégation effectuée contient une grande part d'arbitraire. Si les individus avaient été confrontés à un choix dichotomique, ils n'auraient certainement pas généré une variable identique à la variable binaire utilisée dans ce travail.

4.7 Conclusions et extensions de l'analyse à d'autres variables explicatives

L'objectif de ce chapitre consistait à modéliser l'état de santé des individus sur la base des observations de l'ESS. Ce modèle étant destiné à être lié à celui de la retraite anticipée, les variables explicatives servant à expliquer la santé devaient être limitées à celles également présentes dans l'ESPA.

Dans ce but, trois variables endogènes d'état de santé différentes ont été définies. Il s'agit d'une variable d'état de santé subjective binaire, subjective polytomique ordonnée à cinq états et objective binaire. Les modèles expliquant chacune de ces variables de santé ont été estimés pour les populations masculine et féminine.

Il a été constaté que les modèles d'état de santé binaire estimés dans ce travail ont un pseudo- R^2 extrêmement faible. Leur pouvoir explicatif est donc mauvais. L'explication réside probablement dans la nature même de ces variables. En effet, le concept d'état de santé est un concept extrêmement vaste. Ces variables captent donc un grand nombre de perturbations, contribuant à une augmentation de la variance non expliquée. De plus, il est évident que l'état de santé peut être affecté par des facteurs difficilement mesurables. L'ensemble des facteurs héréditaires ou encore les comportements à risque, constituent de bons exemples de variables explicatives malaisément intégrables dans un modèle expliquant l'état de santé global des individus. De plus, au-delà des difficultés à modéliser un état de santé global, la limitation aux variables explicatives communes aux enquêtes ESS et ESPA réduit également de manière sensible les possibilités de formulation du modèle de santé.

Le chapitre 5 est entièrement consacré au lien que nous avons pu établir entre l'état de santé et la probabilité de prendre une retraite anticipée sur la base des données de l'ESS et de l'ESPA.

5. Intégration du modèle sur la santé dans l'analyse des décisions individuelles de retraite anticipée

Ce dernier chapitre est consacré à la liaison entre les deux bases de données principales utilisées dans le cadre de ce projet de recherche, à savoir l'ESPA et l'ESS. Plus précisément, l'objectif de ce chapitre est d'intégrer les résultats obtenus dans le cadre du chapitre 4 dans l'analyse des décisions individuelles de retraite anticipée. Le but est donc de lier les modèles présentés aux chapitres 3 et 4, afin d'améliorer notre modèle sur les retraites anticipées en y ajoutant d'autres variables explicatives. En effet, nous pouvons légitimement penser que l'état de santé d'un individu joue un rôle important quant à la décision de se retirer du marché du travail. Or, l'enquête ESPA ne contient aucune information relative à cette variable, raison pour laquelle nous avons dû nous tourner du côté de l'enquête sur la santé en Suisse pour y ajouter l'information nécessaire.

5.1 Méthodologie

La procédure est assez simple. Premièrement, il nous a fallu expliciter, dans le chapitre 4, un indicateur de l'état de santé. Pour ce faire, nous avons opté pour deux variables différentes : une première indiquant un état de santé subjectif, alors que la deuxième nous renseigne sur les problèmes de santé à long terme des individus. Ensuite, nous avons modélisé ces deux indicateurs d'état de santé en fonction des mêmes variables explicatives que celles que nous avons employées dans notre modèle de retraite anticipée, en prenant la précaution d'y insérer une nouvelle variable qui est également disponible dans l'ESPA mais qui n'est pas prise en compte directement dans le modèle, ceci afin d'éviter des problèmes de corrélations.

Le problème peut donc être formalisé de la manière suivante:

$$RAc^* = \beta_1' \cdot x_1 + \gamma \cdot s + \varepsilon_1 \quad (18)$$

avec

$$RAc = \begin{cases} 1 & \text{si } RAc^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}, \text{ où } RAc \text{ est l'état de la retraite anticipée et } RAc^* \text{ la variable latente.}$$

Ici, la variable s représente un indicateur de santé qui est issu de l'enquête ESS 1997. On peut également définir cette variable de la façon suivante :

$$s^* = \beta_2' \cdot x_2 + \varepsilon_2 \quad (19)$$

avec

$$s = \begin{cases} 1 & \text{si } s^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}, \text{ où } s^* \text{ représente ici la variable latente de l'indicateur de santé.}$$

On voit que RAc^* dépend premièrement des variables x_1 qui proviennent de l'enquête ESPA, ainsi que d'une nouvelle variable s , qui elle est modélisée à partir du modèle présenté dans le chapitre 4. Pour établir cette liaison, il est absolument indispensable que l'enquête ESPA contienne toutes les variables qui se trouvent dans x_2 , c'est-à-dire des variables utilisées dans le modèle de la santé, afin de pouvoir par la suite recalculer notre variable latente s^* avec notre vecteur de paramètres estimés $\hat{\beta}_2$. De plus, on doit disposer également

d'une variable de liaison qui se trouve à la fois dans x_2 (ESS) et dans l'ESPA mais qui ne peut pas figurer dans les variables x_1 , ceci afin d'éviter que notre variable relative à l'état de santé s ne soit qu'une combinaison linéaire des autres variables présentes. On trouvera ainsi une matrice x_1 de rang complet, et on pourra alors procéder à notre estimation.

Lorsqu'on regroupe nos deux premières équations ci-dessus, on voit que la variable latente de la retraite anticipée RAC^* peut s'écrire de la manière suivante :

$$RAC^* = \begin{cases} \beta_1' \cdot x_1 + \gamma + \varepsilon_1 & \text{si } s^* > 0 \\ \beta_1' \cdot x_1 + \varepsilon_1 & \text{sinon} \end{cases} \quad (20)$$

Ensuite, en développant cette équation avec celles de la santé, et en sachant que les erreurs suivent une distribution logistique, on arrive à l'équation suivante :

$$RAC = \begin{cases} 1, \text{ avec } \Lambda(\beta_2' \cdot x_2) \cdot \Lambda(\beta_1' \cdot x_1 + \gamma) + \Lambda(-\beta_2' \cdot x_2) \cdot \Lambda(\beta_1' \cdot x_1) \\ 0, \text{ avec } \Lambda(\beta_2' \cdot x_2) \cdot \Lambda(-\beta_1' \cdot x_1 - \gamma) + \Lambda(-\beta_2' \cdot x_2) \cdot \Lambda(-\beta_1' \cdot x_1) \end{cases} \quad (21)$$

où, $\Lambda(\cdot)$ représente la distribution cumulative logistique définie par $\Lambda(\beta' \cdot x) = \frac{\exp(\beta' \cdot x)}{1 + \exp(\beta' \cdot x)}$.

On peut ensuite à l'aide de la fonction log-vraisemblance estimer nos paramètres β_1 , et γ . Cette fonction se présente de la manière suivante :

$$\log L = \sum_{i=1}^n \left\{ RAC_i \cdot \log[\Lambda(\beta_2' \cdot x_{2i}) \cdot \Lambda(\beta_1' \cdot x_{1i} + \gamma) + \Lambda(-\beta_2' \cdot x_{2i}) \cdot \Lambda(\beta_1' \cdot x_{1i})] + (1 - RAC_i) \cdot \log[\Lambda(\beta_2' \cdot x_{2i}) \cdot \Lambda(-\beta_1' \cdot x_{1i} - \gamma) + \Lambda(-\beta_2' \cdot x_{2i}) \cdot \Lambda(-\beta_1' \cdot x_{1i})] \right\} \quad (22)$$

5.2 Résultats pour la population masculine

On va passer maintenant aux résultats de ces estimations en commençant par la population masculine. La première variable de santé examinée sera celle qui représente un indicateur subjectif, alors que la deuxième sera celle qui indique les problèmes de santé à long terme. Il nous faut donc calculer tout d'abord notre variable de santé en suivant le modèle proposé dans le chapitre 4. En l'occurrence, pour l'état de santé subjectif, le modèle final retenu pour la population masculine est présenté en page suivante.

Dans ce modèle, les professions ISCO suivantes ont été regroupées dans la variable ISCO :

1. Hauts fonctionnaires, cadres.
2. Professions intellectuelles et scientifiques.
3. Professions intermédiaires.

Tableau 39 : Modélisation de l'état de santé subjectif, population masculine, 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t	Effet marginal (dP/dz)
Constante	2.542	19.721	0.290
Age	-0.029	-12.978	-0.0032
Suisse	0.503	5.178	0.0574
Indépendant	0.292	2.635	0.0333
ISCOr	0.512	6.138	0.0584
R ²	0.0419		
Log likelihood	-2201.24		
Fraction des prédictions correctes	86.19%		
Akaike	2206.24		

Les paramètres estimés, représentés par $\hat{\beta}_2$ dans nos définitions, sont alors injectés dans notre fonction de log-vraisemblance. Ensuite, à l'aide de la méthode d'estimation du maximum de vraisemblance, on trouve les résultats présentés dans le tableau 40.

Les résultats obtenus dans cette nouvelle estimation intégrant une variable explicative supplémentaire sont évidemment très similaires à ceux mis en évidence par notre première estimation présentée dans le chapitre 1 (tableau 8). En effet, nous avons seulement rajouté une variable explicative supplémentaire relative à l'état de santé subjectif et nous avons utilisé un autre estimateur, le maximum de vraisemblance. On constate notamment que les signes des coefficients sont les mêmes, ce qui est rassurant pour la robustesse de nos résultats. On remarque également que leur significativité reste aussi inchangée.

Malheureusement, on voit que l'indicateur subjectif de l'état de santé n'est pas du tout significatif, ce qui signifie que cette nouvelle variable n'apporte aucun complément d'information quant à la modélisation de la probabilité de partir en retraite anticipée. On peut être évidemment très déçu de ce résultat, car a priori nous pensions que l'état de santé devait jouer un rôle significatif sur les décisions de retraite anticipée. Il ne faut cependant pas oublier que notre modèle relatif à l'état de santé subjectif n'est pas vraiment performant si l'on se fie notamment à son pouvoir explicatif très faible. Nous avons donc tenté d'effectuer d'autres estimations en tenant compte d'autres regroupements possibles, mais dans aucun cas la variable relative à l'état de santé ne devient significative. En effet, sachant que celle-ci est fortement corrélée avec les autres variables explicatives, on pourrait penser qu'en omettant les variables de la profession (modalité de l'indépendance) et de la nationalité, on arriverait à faire ressortir notre nouvelle variable. Malheureusement, ceci n'a pas été le cas.

Tableau 40 : Probabilité de prendre une retraite anticipée, hommes, 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t
Constante	-258.171	-6.633
Age	0.480	14.879
Indépendant	-0.992	-5.217
Direction	0.413	2.725
Fonction de chef	0.521	3.825
Conjoint inactif	0.310	1.317
Conjoint actif	-0.309	-1.311
Secteur 1	-1.215	-3.414
Secteur 2	-0.777	-4.038
Secteur 3	-1.317	-4.816
Secteur 4	-1.126	-4.737
Secteur 5	-0.085	-0.229
Secteur 6	0.310	1.466
Secteur 7	-0.500	-1.851
Secteur 8	-0.926	-3.394
Secteur 10	-0.672	-2.196
Secteur 11	-0.407	-1.385
Secteur 12	-0.798	-2.733
Education 1	-0.826	-1.187
Education 2	-0.824	-1.194
Education 3	-0.898	-1.280
Education 4	-1.045	-1.480
Marié	-0.331	-1.501
Propriétaire	0.128	1.131
Suisse	0.228	1.079
Année	0.114	5.946
Bonne Santé	0.789	0.486
Log likelihood	- 1312.97	
Akaike	1339.97	

Nous avons estimé ensuite le modèle en utilisant cette fois-ci la seconde variable relative à l'état de santé objectif, lié aux problèmes à long terme que subissent les individus interrogés dans le cadre de l'enquête sur la santé.

Tableau 41 : Modélisation des problèmes de santé à long terme, hommes, 1991-2000

Variabiles	Coefficients	Statistique t	Effet marginal (dP/dz)
Constante	-2.703	-23.477	-0.339
Age	0.028	13.045	0.004
Mariés	-0.212	-2.766	-0.027
Indépendant	-0.292	-2.996	-0.037
ISCOr	-0.291	-3.795	-0.036
R ²	0.0315		
Log likelihood	-2379.07		
Fraction des prédictions correctes	84.67%		
Akaike	2383.65		

Dans ce modèle, les professions ISCO suivantes ont été regroupées dans ISCOr :

1. Hauts fonctionnaires, cadres.
2. Professions intellectuelles et scientifiques.
3. Professions intermédiaires.
5. Personnels des services, vendeurs.
8. Conducteurs d'installations.

La procédure pour la liaison est évidemment identique à celle que nous avons utilisée pour notre première variable de la santé. A l'issue de l'estimation à l'aide du maximum de vraisemblance, nous obtenons les résultats synthétisés dans le tableau 42.

Ce tableau 42 suggère les mêmes commentaires que ceux mis en évidence par le tableau 40. Notre variable relative aux problèmes de santé à long terme n'est malheureusement pas plus déterminante qu'auparavant quant à son influence sur la probabilité de partir en retraite anticipée. Si on regarde le critère statistique d'Akaike, on voit que celui-ci est très proche du modèle intégrant l'indicateur de la santé subjective. Comme précédemment, nous avons également testé d'autres estimations, avec moins de variables explicatives, en utilisant aussi d'autres regroupements dans les modalités, mais dans aucun cas notre variable n'est devenue significative.

Tableau 42 : Probabilité de prendre une retraite anticipée, hommes, 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t
Constante	-258.485	-6.471
Age	0.480	12.810
Indépendant	-0.992	-4.967
Direction	0.419	2.743
Fonction de chef	0.522	3.790
Conjoint inactif	0.316	1.335
Conjoint actif	-0.305	-1.293
Secteur 1	-1.214	-3.372
Secteur 2	-0.776	-3.963
Secteur 3	-1.319	-4.722
Secteur 4	-1.130	-4.620
Secteur 5	-0.086	-0.232
Secteur 6	0.303	1.436
Secteur 7	-0.495	-1.832
Secteur 8	-0.924	-3.353
Secteur 10	-0.665	-2.172
Secteur 11	-0.408	-1.374
Secteur 12	-0.802	-2.731
Education 1	-0.827	-1.185
Education 2	-0.819	-1.185
Education 3	-0.889	-1.266
Education 4	-1.031	-1.460
Marié	-0.365	-1.550
Propriétaire	0.128	1.136
Suisse	0.288	1.583
Année	0.115	5.813
Problèmes de santé	-0.781	-0.386
Log likelihood	- 1312.99	
Akaike	1339.99	

5.3 Estimation du modèle logistique pour les femmes

En ce qui concerne la liaison avec l'enquête sur la santé pour les femmes, nous avons procédé exactement de la même manière que pour les hommes. En ce qui concerne la première variable de la santé, à savoir l'indicateur de santé subjectif, celui-ci n'est pas

significatif et n'apporte donc rien de plus à notre modèle. De plus, lorsqu'on l'intègre dans le modèle "diminué", notre estimation n'arrive plus à converger. On ne peut donc rien conclure pour cette variable. Par contre, pour la deuxième variable de santé, on trouve des résultats étonnants. En effet, si notre variable de problèmes à long terme n'est clairement pas significative si on l'intègre dans une estimation élargie effectuée sur la base de toutes les variables explicatives, elle le devient lorsqu'on effectue l'estimation à partir du modèle simplifié ou "diminué". Ceci est d'autant plus surprenant que dans tous les cas estimés auparavant, nous n'obtenions aucun résultat significatif. Cependant, comme on peut le voir dans le tableau 43, le paramètre estimé semble disproportionné par rapport aux autres variables.

Tableau 43 : Probabilité de prendre une retraite anticipée, femmes, estimation "diminuée", 1991-2000

Variables	Coefficients	Statistique t
Constante	-209.489	-2.835
Age	0.522	6.954
Conjoint non actif	0.853	2.714
Conjoint actif	-0.919	-3.828
Année	0.087	2.434
Problème de santé	4.284	3.152
Log likelihood	- 991.45	
Akaike	997.45	

Le tableau 43 nous permet immédiatement de constater l'effet énorme exercé par la variable relative aux problèmes objectifs de santé, si on le compare notamment à celui des autres variables explicatives. De plus, si on les compare par rapport au modèle précédent, on s'aperçoit que les paramètres changent de manière assez importante. On peut en conclure que cette variable a une grande influence sur notre état de retraite anticipée.

Cependant, il ne faut pas oublier que chez les femmes, la proportion de personnes qui se trouvent dans cet état est vraiment faible, puisqu'elle ne dépasse pas les 8%. De plus, si on fixe nos variables explicatives, et que l'on calcule nos probabilités de retraite anticipée, on voit que l'effet de la variable de santé est vraiment énorme. Il s'agit donc de rester très prudent quant à l'interprétation de cette estimation. Les exemples présentés dans les figures 44 à 46 témoignent, plus clairement que tout autre discours, de cette nécessité. En effet, en fixant l'année à 1995 par exemple on peut calculer les probabilités d'être en retraite anticipée à partir de nos estimations en faisant varier l'âge et la probabilité d'avoir ou non des problèmes de santé à long terme. La première figure, 44, concerne en l'occurrence les femmes sans conjoint, la deuxième se réfère aux femmes ayant un conjoint actif alors que la figure 46 s'applique aux femmes ayant un conjoint inactif. La différence est vraiment importante, ce qui semble confirmer notre scepticisme quand à la validation de ce résultat.

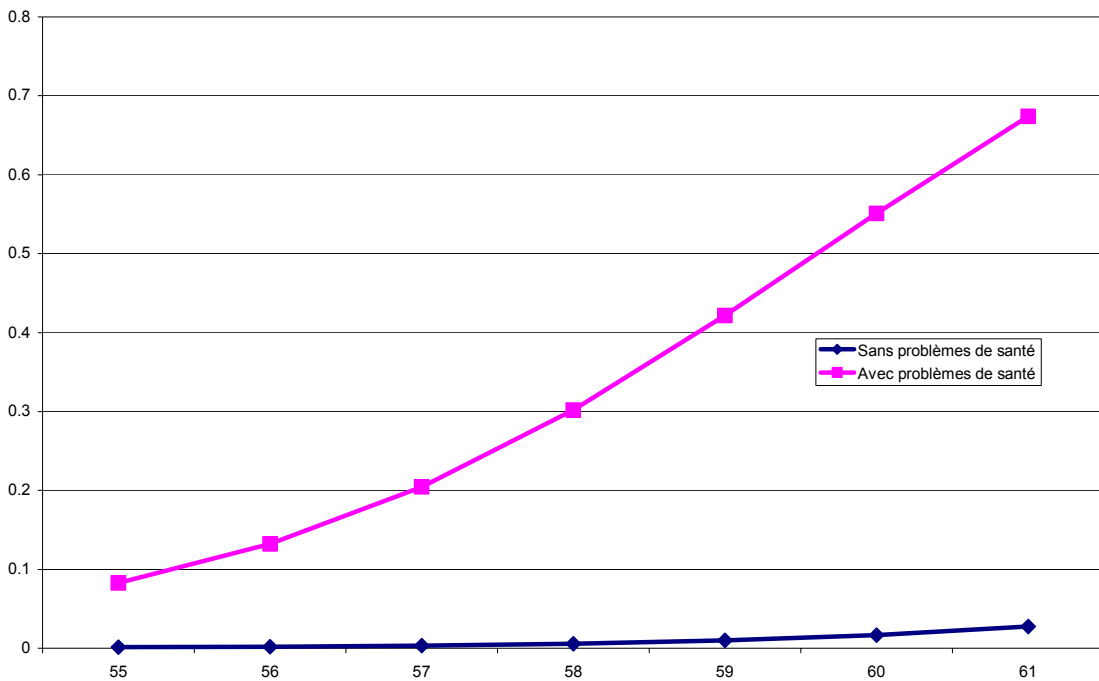
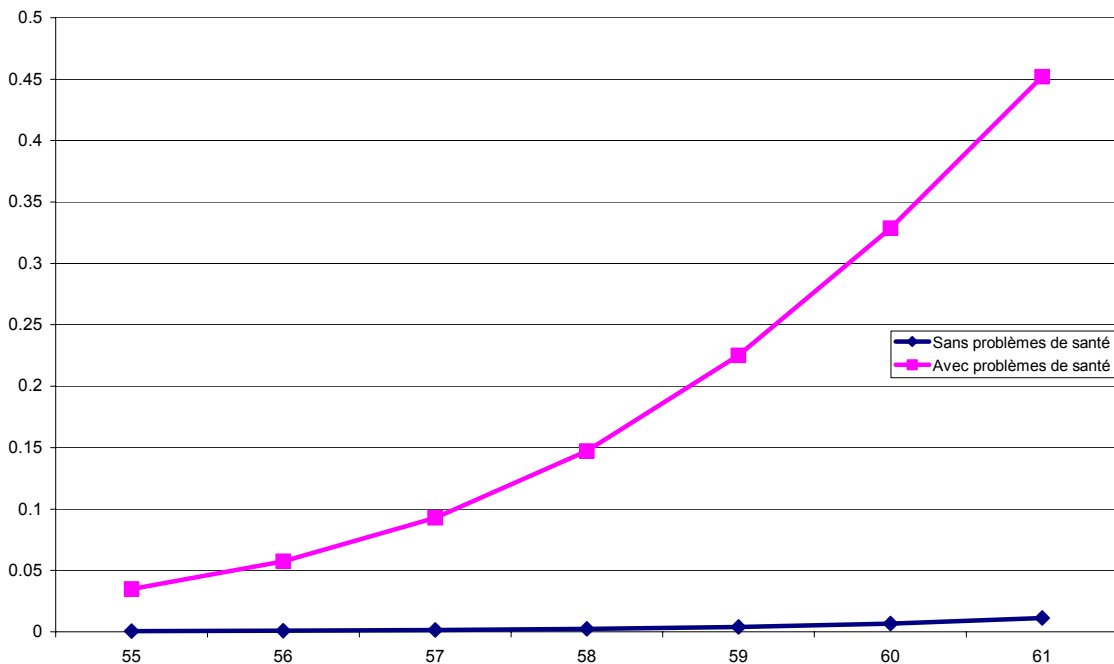
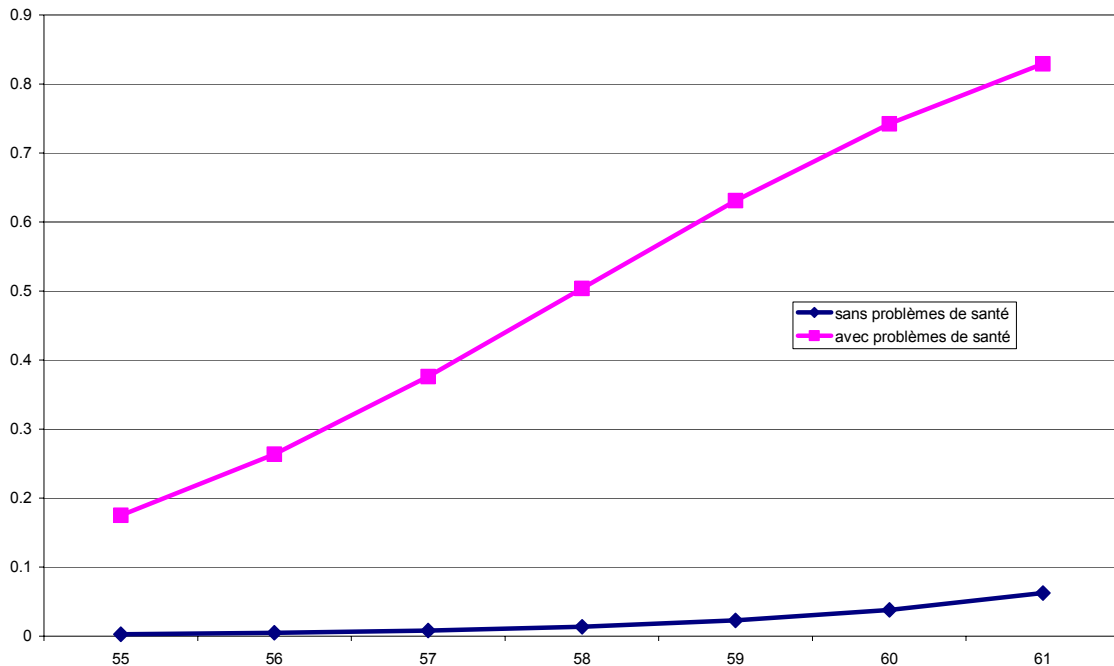
Figure 44: Probabilités d'être en retraite anticipée selon l'âge pour les femmes sans conjoint en 1995**Figure 45: Probabilités d'être en retraite anticipée selon l'âge pour les femmes avec conjoint actif en 1995**

Figure 46: Probabilités d'être en retraite anticipée selon l'âge pour les femmes avec conjoint non actif en 1995



5.4 Conclusions

En guise de conclusion à ce chapitre 5, nous pouvons relever que l'intégration de la variable relative à l'état de santé dans le modèle explicatif du comportement de retraite anticipée n'a pas porté les fruits que nous pouvions espérer. Cela provient à notre avis de plusieurs facteurs. Tout d'abord, les modèles relatifs à l'état de santé subjectif ou objectif de la population résidant en Suisse ne sont guère satisfaisants. Avec les variables disponibles dans l'enquête ESS, nous ne parvenons qu'à expliquer une fraction marginale de la variation observée de l'état de santé objectif ou subjectif des individus. Ces problèmes liés à la qualité de nos estimations empiriques rejaillissent inmanquablement sur la liaison que nous avons cherché à établir entre nos différentes bases de données puisque celle-ci est entachée d'erreurs importantes sur l'état de santé prévu que nous avons attribué à certains individus qui se trouvent en fait dans l'état inverse. Ce problème est encore accentué par le fait que notre analyse a été basée sur une estimation binaire de l'état de santé qui peut prendre la valeur 0 ou 1. Il serait de ce point de vue sans doute préférable de travailler avec une variable continue qui permette de mieux saisir la gradation dans la situation sanitaire des individus. De surcroît, on a tenté de lier les deux enquêtes par le biais des estimations polytomiques de l'état de santé subjectif, mais malheureusement on n'arrive pas à faire le lien, étant donné des problèmes de convergence.

Pour résoudre ces problèmes, il est indispensable de pouvoir compter sur une variable de santé qui soit collectée dans le cadre de la même enquête. Cela présenterait l'immense avantage d'éviter de devoir passer par un premier modèle explicatif de l'état de santé avant de pouvoir l'intégrer dans le modèle de prévision du comportement de retraite anticipée. En

comptant sur une enquête unique, nous pourrions directement insérer cette variable de santé observée dans le modèle de retraite.

5.5 Autres tentatives de liaison

L'analyse réalisée dans ce chapitre peut être reproduite pour d'autres variables susceptibles d'exercer une certaine influence sur le comportement individuel de retraite anticipée. Au cours de notre recherche, nous avons ainsi effectué une étude très détaillée de l'état de fortune des personnes résidant en Suisse sur la base de l'enquête sur les revenus et la consommation de 1998 dans l'espoir de pouvoir inclure une variable supplémentaire parmi les déterminants de la probabilité de prendre une retraite anticipée. Afin de ne pas surcharger le rapport, nous avons choisi de présenter les résultats de cette analyse en annexe (cf Davier, 2002). Compte tenu des difficultés rencontrées au cours de cette analyse, liées en particulier à la mauvaise qualité de l'adéquation du modèle sur la fortune mais aussi au fait que l'ERC est une enquête centrée sur les ménages alors que l'ESPA est un panel rotatif d'individus, nous avons délibérément choisi de ne pas développer la liaison entre l'ERC et l'ESPA qui aurait été sans doute peu satisfaisante.

La même observation peut être faite en ce qui concerne l'Enquête sur la structure des salaires (LSE) que nous souhaitons utiliser pour examiner les préférences pour le présent manifestées par chaque individu en fonction de ses caractéristiques personnelles avant d'intégrer cette variable explicative supplémentaire dans notre modèle de retraite anticipée. L'analyse que l'on peut effectuer sur cette base de données est certes intéressante mais elle est, une nouvelle fois, entachée d'un certain nombre de problèmes. Nous présentons dans l'annexe 1 à ce rapport une synthèse des principaux résultats obtenus dans le cadre d'une recherche antérieure menée notamment sur le thème de la préférence individuelle pour le présent manifestée par les salarié(e)s en Suisse (cf Flückiger et Ramirez, 2000). La lecture de cette annexe permet de constater que la difficulté principale liée à l'usage de la LSE provient du fait que cette enquête n'indique que la part des cotisations au deuxième pilier versées par les employés. Or, pour certaines personnes, les entreprises prennent en charge la totalité des cotisations de prévoyance professionnelle ce qui pourrait nous amener à conclure, de manière totalement erronée, qu'il s'agit d'individus privilégiant le présent au détriment des revenus différés, ce qui est loin d'être le cas. Ces situations sont notamment fréquentes auprès des cadres actifs dans le secteur bancaire qui bénéficient de ces prestations dites de "bel étage".

De surcroît, les données de la LSE ne concernent que les personnes salariées si bien qu'il aurait été impossible, sur cette base, d'inférer une quelconque préférence pour le présent aux indépendants qui forment pourtant une partie de l'échantillon de la population active de l'ESPA. D'autre part, comme on pourra s'en convaincre à la lecture du tableau A2, la plupart des variables utilisées pour expliquer les différences individuelles de préférence pour le présent n'existent pas dans l'ESPA, comme c'est le cas notamment pour l'ancienneté ou la couverture conventionnelle, ou, lorsqu'elles existent, ces variables sont définies de manière différente (comme c'est le cas des positions hiérarchiques). A ce propos, il convient également de relever que certaines des variables communes aux deux enquêtes, telles que l'éducation par exemple, ne semblent pas exercer une influence significative sur la préférence individuelle pour le présent.

Finalement, le modèle estimé ne nous permet pas d'expliquer une fraction importante de la variance observée (cf tableau A2) si bien qu'il ne nous a pas semblé utile de chercher à

établir une liaison entre la LSE et l'ESPA, ceci d'autant plus que les variables communes aux deux enquêtes, indispensables à la création du lien entre les deux bases de données, ne semblent pas constituer les variables les plus significatives pour expliquer les préférences individuelles pour le présent.

Conclusions générales

Arrivés au terme de cette recherche relative aux déterminants individuels et institutionnels des comportements de retraite anticipée, il nous faut synthétiser les principaux résultats obtenus. Mais avant d'en arriver là, nous aimerions insister sur le fait que notre étude représente la première analyse systématique réalisée à ce jour en Suisse, à partir des enquêtes officielles existantes (ESPA, ERC, ESS, LSE) , sur le thème de la retraite anticipée. De ce point de vue, nous pouvons affirmer que notre recherche a permis d'examiner toutes les possibilités offertes par ces bases de données pour étudier les comportements de retraite anticipée en les mettant notamment en relation les unes avec les autres. Ce faisant, nous avons pu mettre en évidence les lacunes inhérentes à ces enquêtes qui nous ont empêché d'en exploiter tout le potentiel. Notre étude a révélé également que, compte tenu de ces lacunes, la mise en relation des enquêtes dans le but d'accroître les informations individuelles disponibles pour comprendre les comportements de retraite anticipée ne constitue pas une voie à suivre à l'avenir. Il faut au contraire privilégier la solution d'une enquête spécifique portant sur les choix de retraite anticipée qui permette de collecter toutes les informations nécessaires à une telle recherche empirique.

Si l'on synthétise tout d'abord les lacunes constatées dans les enquêtes utilisées, nous pouvons mentionner notamment le fait qu'il existe, dans l'enquête ESPA, de nombreuses incohérences quant aux informations collectées d'une année à l'autre pour un même individu ce qui nous a posé d'innombrables difficultés pour mener à bien notre analyse de transition. Mais le problème le plus important que nous avons rencontré dans notre étude touchait en fait une variable absolument cruciale pour notre analyse, celle définissant le statut de la retraite anticipée. Finalement, l'enquête ESPA ne nous a pas permis de savoir si les personnes qui sont à la retraite anticipée touchent ou non une rente de l'AVS ou de leur deuxième pilier. Cette lacune est évidemment des plus dommageables puisque nous n'avons pas pu examiner les déterminants institutionnels des comportements de retraite anticipée.

De ce point de vue, il faut reconnaître que les espoirs que nous avons placés dans les enquêtes ERC et LSE pour compléter les informations disponibles dans l'ESPA ont été largement déçus. Cela s'explique, du côté de l'ERC, par le fait que nous n'avons pas pu travailler avec des données individualisées, comme il l'aurait fallu pour établir un lien avec l'ESPA. Du côté de la LSE, le problème provient principalement du fait que les données relatives aux cotisations du deuxième pilier ne couvrent que la partie "employés" et que ces cotisations observées à un instant donné ne sont pas nécessairement représentatives des capitaux de prévoyance professionnelle accumulés par un individu.

Malgré ces embûches, plus nombreuses que prévu au départ, nous avons obtenu un certain nombre de résultats qui méritent l'attention. Nous pouvons les synthétiser en 7 points:

1. Il apparaît tout d'abord que le taux de retraite anticipée s'est assez nettement accru depuis le début des années 90 et ceci aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Cette évolution peut s'expliquer en premier lieu par l'évolution conjoncturelle du début des années 90 qui a pu inciter des personnes à se mettre en retraite anticipée, encouragées parfois par des plans de retraite assez attractifs. Elle peut aussi traduire un choix de vie qui encourage les personnes à raccourcir la durée de leur vie active. Même si nous ne sommes pas en mesure de savoir si ces personnes perçoivent une rente vieillesse ou de leur deuxième pilier pour subvenir à leurs besoins, ce résultat nous permet néanmoins

d'évaluer le nombre de personnes qui pourraient potentiellement percevoir des rentes si le système de retraite introduisait une flexibilité dans l'âge légal de la retraite, pour peu qu'elle soit suffisamment attractive du point de vue financier. En effet, les possibilités d'anticipation introduites dans la 10^{ème} révision de l'AVS montrent qu'une réduction de rente basée sur un calcul actuariel est perçue de manière dissuasive par la majorité des individus, les taux d'anticipation parmi les rentiers arrivant à la retraite à la fin de la décennie écoulée s'avérant très nettement inférieurs aux proportions obtenues à partir des données de l'ESPA. De ce point de vue, il faut bien reconnaître cependant que les conditions financières offertes par le deuxième pilier, notamment l'introduction d'un pont AVS, s'avèrent nettement plus déterminantes que celles prévues par l'AVS pour expliquer les décisions individuelles de retraite anticipée.

2. Nous avons pu également constater, sans surprise, que le pourcentage de la population active prenant une retraite anticipée augmente au fur et à mesure que les personnes se rapprochent respectivement de 65 ans pour les hommes et de 62 ans pour les femmes, pour atteindre près d'un tiers des individus à une année de l'âge limite. Il apparaît, en l'occurrence, qu'une année avant la limite légale, le taux de retraite anticipée des hommes atteint presque 40% alors que celui des femmes n'atteint pas les 30%. Le fait que l'âge légal des femmes ait été de 62 ans pour tout l'échantillon de l'ESPA 1991-2000, contre 65 ans pour les hommes, explique cet écart, et ne permet pas d'évaluer l'impact d'une variation de l'âge légal sur le taux de retraite anticipée (lorsque l'âge légal ne varie pas, les effets de l'âge et du nombre d'années d'anticipation sur la probabilité de prendre la retraite se confondent).
3. En ce qui concerne les secteurs d'activité, nous avons pu observer que c'est dans l'administration publique ainsi que dans les transports et communications que les taux de retraite anticipée ont été les plus élevés au cours des années 90. Ces résultats s'expliquent sans aucun doute par le fait, d'une part, que ces secteurs prévoient généralement des plans de retraite anticipée relativement favorables, et que d'autre part, ils ont connu des réductions importantes d'effectifs liées en particulier aux coupures budgétaires subies par les collectivités publiques en Suisse.
4. A l'inverse, nous avons été surpris de constater que le secteur de la construction se caractérisait par des taux de retraite anticipée inférieurs à la moyenne ceci d'autant plus que le bâtiment a connu également au cours des années 90 des licenciements assez massifs et que les entreprises de la construction ont adopté durant cette période des programmes de retraite anticipée pour amortir le choc de cette récession. Finalement, hormis ces facteurs plus conjoncturels, on aurait pu penser a priori que les personnes qui travaillent dans ce secteur soient encouragées à prendre une retraite anticipée en raison de la pénibilité des travaux associés à cette branche et des atteintes fréquentes à la santé qui caractérisent la population qui y est active. Si ce secteur se situe plutôt en queue de classement, la raison doit sans doute provenir du fait qu'il y a une forte proportion d'étrangers actifs dans la construction. Or, il est fort probable qu'une partie non négligeable des étrangers qui ont pris une retraite anticipée aient choisi de retourner dans leur pays d'origine contribuant ainsi à réduire artificiellement le taux de retraite anticipée observé dans le cadre de l'enquête ESPA.
5. Nos analyses ont également démontré que les indépendants sont caractérisés par des taux de retraite anticipée largement inférieurs à ceux de la population salariée. Cela s'explique sans doute par le fait qu'ils disposent de couvertures vieillesse moins favorables que celles de bon nombre de salariés. Ce résultat provient aussi du fait que les

motivations de cette population face au travail diffèrent de celles des salariés. Finalement, les disparités dans les conditions de travail de ces deux groupes de personnes actives peuvent également expliquer pourquoi les indépendants sont plus facilement en mesure de prolonger leur vie active au-delà de l'âge légal de la retraite.

6. Nous avons également constaté que le comportement de retrait prématuré du marché du travail est nettement plus fréquent parmi les cadres et les postes de direction que parmi les personnes situées au bas de la hiérarchie, alors même que nos analyses de l'ESS démontrent que l'état de santé tant objectif que subjectif de cette population est nettement meilleure que celle du reste de la population.
7. L'analyse économétrique basée sur les données de l'enquête ESPA indique que les personnes vivant avec un conjoint inactif ont une plus forte probabilité de se retirer prématurément du marché du travail que les personnes sans conjoint. D'autre part, le taux de retraite anticipée des femmes ayant un conjoint inactif dépasse très nettement celui observé auprès des hommes ce qui semble suggérer que les femmes prennent plus fréquemment des décisions liées au statut d'activité de leur conjoint que les hommes. Quoi qu'il en soit, le comportement de retraite anticipée de la population féminine est plus difficile à expliquer que celui des hommes sans doute parce que les femmes prennent en considération des facteurs relatifs à la famille (présence de petits-enfants éventuellement) qui sont ignorés par leurs conjoints.

Références bibliographiques

- Akaike, H.**, 1969, Statistical predictor identification « *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* », 22, 203-217.
- Bilger, M. (sous la direction de Chaze, J.-P.)**, 2002, *Modélisation économétrique de l'état de santé dans l'optique de la retraite anticipée*, mémoire de licence en sciences économiques, mention économie quantitative, Université de Genève.
- Davier, F.**, 2002, *Analyse des déterminants individuels et institutionnels du départ anticipé à la retraite : module sur la fortune*, Laboratoire d'économie appliquée, Université de Genève.
- Fallon, P. & Verry, D.**, 1988, « *The Economics of Labour Markets* », Philipp Allan, New York, chapitre 2.
- Flückiger, Y. & Ramirez, J.**, 2000, *Analyse comparative des salaires entre les hommes et les femmes sur la base de la LES 1996*, Rapport final pour Bureau fédéral de l'égalité et l'Office fédéral de la statistique, Berne.
- Ghez, G. R. et Becker, G. S.**, 1975, « *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle* » NBER, New York.
- Greene, W. H.**, 1990, *Econometric Analysis*, New York : Macmillan.
- Gustman, A. L. et Steinmeier, T. L.**, 1994, Retirement in a family context : a structural model for husbands and wives, Working paper no 4629, NBER, Cambridge.
- Heckman, J. J.**, 1974, Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply, *Econometrica*, Vol. 42, pp. 679-694.
- Hurd, M. D.**, juin 1990, Research on the Elderly : Economic Status, Retirement, and Consumption and Saving, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXVIII, Juin 1990, pp. 565-637.
- Lazear, E. P.**, 1986, Retirement from the labor Force, « *The Handbook of Labor Economics* », ed. Ashenfelter, O & Layard, R., North-Holland, Amsterdam, chapitre 1, 3-102.
- Liao, T. F.**, 1994, Interpreting probability models : Logit, probit, and other generalized linear models, « *Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Science* », 07-101. Thousand Oaks, CA : Sage.
- Lucas, R et Rapping, L.**, 1969, Real Wages, employment and inflation, *Journal of Political Economy*, 77, pp. 721-754.
- Maddala, G.**, 1983, *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge : Cambridge University Press.
- McKelvey, R. D., and Zavoina, W.**, 1975, A Statistical model for the analysis of ordinal level dependent variable, *Journal of Mathematical Sociology*, 4 : 103-120.
- Pencavel, J.**, 1986, Labor Supply of Men: A Survey, « *The Handbook of Labor Economics* », ed. Ashenfelter, O & Layard, R., North-Holland, Amsterdam, chapitre 1, 3-102.

- Pozzebon, S. et Mitchell, O.**, 1989, Married Women's Retirement Behavior, *Journal of Population Economics*, Vol. 2, pp. 39-53.
- Vuille, A.**, 2000, L'âge légal de la retraite, une limite arbitraire, *SAKE-NEWS*, No 15/2000, OFS, Neuchâtel.
- Weiss, Y.**, 1972, On the Optimal Lifetime Pattern of Labour Supply, *Economic Journal*, Vol. 82, pp. 1293-1315.

Annexe 1 : Utilisation de l'enquête sur la structure des salaires

L'enquête suisse sur la structure des salaires contenant des informations sur le montant des cotisations de prévoyance professionnelle versées par les salariés, nous avons formulé le projet d'étudier le rapport entre le salaire net obtenu par les employés, après déduction des cotisations de deuxième pilier, et le salaire brut pour analyser les préférences pour le présent manifestées par les salariés en Suisse.

Le tableau A1 permet ainsi d'observer les différences perceptibles entre les femmes et les hommes et entre le secteur privé et public en Suisse.

Tableau A1: Salaires net et brut selon le sexe et le secteur

LSE 1996				
Variables	Secteur privé		Secteur public	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Salaire net ^a (I)	4798 (2165)	2844 (1506)	5500 (3430)	3871 (3018)
Salaire brut (II)	5498 (2463)	3217 (1725)	6218 (3715)	4393 (3365)
Ratio NB (= I / II)	0.875 (0.029)	0.892 (0.031)	0.883 (0.065)	0.883 (0.068)

Notes: Les écarts-types pondérés sont entre parenthèses. Le nombre d'observations de la base est de 550'179, ce qui représente une population de 2'490'612 salarié(e)s. Le nombre de strates et clusters: 284/8258. ^a Ce salaire net correspond au salaire mensuel brut perçu en octobre moins le montant des cotisations sociales payées en octobre par l'employé.

L'analyse du tableau A1 permet de constater que, pour les femmes, le ratio entre les salaires nets et bruts est significativement supérieur à celui observé auprès de leurs homologues masculins d'environ 1,5% dans le secteur privé, mais identique dans la fonction publique⁵. La population féminine semble ainsi préférer davantage que les hommes le salaire immédiat à un revenu différé. En effet, les différences entre les individus quant au rapport entre les salaires net et brut sont uniquement liées au 2^{ème} pilier et, plus précisément, aux cotisations versées par les employé(e)s qui dépassent le taux minimum fixé par la loi sur la prévoyance professionnelle. Dès lors, si l'on considère la part du salaire allouée au deuxième pilier comme un revenu futur, il apparaît que les femmes révèlent des préférences relativement plus marquées pour le présent que les hommes. En d'autres termes, la population féminine applique aux bénéficiaires monétaires futurs un taux d'escompte plus élevé que celui de la population masculine. Bien entendu, on peut arguer que ce type de préférences révélées sur le marché du travail résultent principalement d'un "choix" contraint par les préférences des employeurs.

Cette notion de taux d'escompte est fondamentale dans la littérature sur le capital humain et plus généralement sur la formation des salaires. Ainsi, les différences sexuelles au niveau de la formation par exemple peuvent être expliquées en partie par ce biais. Prenons deux exemples. Tout d'abord, supposons que deux jeunes personnes doivent choisir entre

⁵ Il est peut-être important de souligner que la moyenne du ratio NB est estimée à partir de ratios individuels.

continuer leurs études ou rentrer sur le marché du travail. Selon l'approche du capital humain, celle qui aura, toutes choses égales par ailleurs, le taux d'escompte le plus élevé choisira la deuxième solution. Le même type de raisonnement peut être fait si l'on considère deux formes d'emploi; le premier type d'emploi est caractérisé par un taux de salaire initial relativement plus élevé que le second mais, par contre, la progression du taux de salaire dans le temps est plus forte dans le second. Dans ce dernier cas de figure, les personnes ayant un taux d'escompte plus élevé choisiront l'emploi leur procurant un salaire immédiat plus élevé.

En ce qui concerne plus particulièrement les femmes, l'orientation vers des emplois qui leur procurent un revenu immédiat relativement plus élevé doit être associé aux deux phénomènes suivants. Premièrement, ce choix est rationnel si l'on considère que les femmes ont une probabilité bien plus élevée que les hommes d'interrompre leur vie professionnelle. Deuxièmement, ce choix peut s'expliquer par le fait que le revenu du travail des femmes (mariées) est, encore de nos jours, considéré comme un revenu secondaire dans le ménage.

Par conséquent, nous devrions pouvoir observer que les femmes mariées ont un ratio entre le salaire net et le revenu salarial brut qui est, toutes choses égales par ailleurs, plus élevé que les femmes non mariées. Pour ce faire, nous avons utilisé l'analyse multivariée qui permet de séparer les effets des divers facteurs sur ce ratio. Pour analyser ces facteurs explicatifs des différences entre individus sur le plan de ce rapport, nous avons principalement utilisé les mêmes variables qui sont généralement incluses dans les équations de salaire brut. Les résultats de ces estimations sont présentés dans le tableau A2⁶.

Le pouvoir explicatif (R^2 ajusté) de ce type d'estimation est normalement bas. D'une part, parce que la variable expliquée est un ratio de deux grandeurs très proches. D'autre part, parce que les différences individuelles du ratio "net/brut" sont relativement faibles puisque la divergence entre les salaires net et brut provient essentiellement de la part obligatoire versée aux assurances sociales. Finalement, parce que l'effet des différences existant entre entreprises, tant sur le plan des cotisations versées par l'employé(e) que sur celles versées par l'employeur, ne sont pas prises en compte (i.e. ces effets sont d'une certaine manière captés dans le terme d'erreur qui explique plus de 80% des différences entre individus). Au regard de ces remarques, il apparaît ainsi que les résultats obtenus sont satisfaisants d'un point de vue statistique.

⁶ Nous n'avons pas introduit le taux d'occupation dans les équations car cette variable est indiscutablement endogène à la variable expliquée, ce qui introduit un biais important sur certains paramètres estimés comme nous avons pu le vérifier. Ceci est particulièrement le cas dans l'équation estimée pour les femmes. En effet, d'un point de vue théorique, nous pouvons considérer que l'équation du ratio des salaires net et brut correspond à ce qu'il est coutume d'appeler en économie une forme réduite. Cette dernière étant dérivée de trois équations de base, à savoir le salaire brut, le salaire net et le temps de travail. En d'autres termes, on considère que, étant donné leur capital humain et leurs préférences, les individus choisissent leur emploi en fonction des trois dimensions susmentionnées, et ce, sans subir aucune contrainte émanant du côté de la demande de travail.

Tableau A2: Equations du ratio entre les salaires net et brut versés en octobre**LSE 1996 (Public et privé ensemble)**

Variables ^A	Hommes et femmes	Hommes	Femmes
Sexe	1.221 (0.065)	-	-
Age	-0.035 (0.005)	-0.055 (0.006)	-0.014 (0.004)
Marié(e)	-0.008* (0.031)	-0.450 (0.040)	0.479 (0.045)
Indigène	0.365 (0.083)	0.129* (0.095)	0.520 (0.108)
Education	-0.033* (0.024)	0.016* (0.027)	-0.109 (0.022)
Ancienneté	-0.036 (0.006)	-0.018 (0.007)	-0.063 (0.005)
CCT	-0.876 (0.086)	-0.888 (0.092)	-0.676 (0.113)
Secteur public	1.364* (1.717)	1.510* (1.757)	0.510* (1.508)
Supervision	-0.465 (0.078)	-0.376 (0.095)	-0.628 (0.103)
Cadre inférieur	-0.392 (0.122)	-0.206* (0.130)	-0.674 (0.118)
Cadre moyen	-0.285 (0.123)	0.047* (0.131)	-1.076 (0.133)
Cadre supérieur	0.227 (0.112)	0.679 (0.113)	-0.728 (0.181)
11-50 personnes	-0.571 (0.115)	-0.417 (0.140)	-0.663 (0.132)
51-500 personnes	-0.943 (0.080)	-0.438 (0.093)	-1.624 (0.098)
>500 personnes	-0.922 (0.163)	-0.308* (0.174)	-1.801 (0.170)
Secteur secondaire	-0.383 (0.087)	-0.309 (0.095)	-0.530 (0.115)
Constante	90.434 (0.401)	90.483 (0.494)	91.951 (0.331)
R ²	0.141	0.110	0.127
N observations	476'085	296'586	179'499
Taille population	2'257'119	1'386'013	871'106

Notes: Les écarts-types pondérés sont entre parenthèses. Les nombres de strates et clusters de l'échantillon à partir duquel les estimations ont été faites: 283/8024. ^A La variable dépendante, ratio NB, est en pour-cent.

*Non significatif à un niveau de 0.05.

La valeur prise par la constante dans la première colonne indique que le rapport de base entre les salaires net et brut d'un homme célibataire, qui n'est ni suisse ni détenteur d'un permis C, qui n'a aucune fonction d'encadrement et qui travaille dans une petite entreprise

de services privés non signataire d'une CCT, est de 90,4% en moyenne dans l'économie suisse. Si l'on considère la valeur prise par le coefficient de la variable "sexe", celle-ci confirme ce qui a pu être observé sur une base descriptive, soit que les femmes ont, toutes choses égales par ailleurs, un taux d'escompte relativement plus élevé que les hommes. Nous pouvons également voir que la différence sexuelle moyenne du ratio entre salaire net et revenu salarial brut a été estimée à 1,2%. Une différence qui est avant tout liée au secteur privé puisque, comme nous avons pu le voir sur la base du tableau A1, il n'y a pas de différence significative entre les sexes sur ce plan dans la fonction publique.

L'âge de la personne décroît la part du salaire net par rapport à la rémunération brute comme on pouvait s'y attendre, et ce, pour les deux genres comme on peut le voir sur la base des troisième et quatrième colonnes du tableau A2. Plus intéressant est le signe du paramètre associé à la variable indiquant si la personne est mariée ou non. Les hommes mariés ont, toutes choses égales par ailleurs et en moyenne, un ratio plus faible de 0,45%, indiquant qu'ils escomptent les versements futurs du deuxième pilier à un taux plus élevé que les célibataires. Par contre, les femmes mariées reçoivent un salaire net plus élevé que les célibataires d'environ 0,5%. Une différence qui bien que marginale entre les genres est fortement significative. Un résultat qui conforte l'idée selon laquelle la préférence des femmes pour un revenu immédiat est étroitement liée au choix d'avoir des enfants.

En ce qui concerne le niveau d'ancienneté, celui semble augmenter plus nettement la part du revenu différé pour les femmes que pour les hommes⁷. De manière globale, ce résultat n'est pas étonnant en soi si l'on suppose que le nombre d'années de service reflète un investissement à moyen et long terme en capital humain spécifique. Ainsi, il est normal qu'une personne caractérisée par un taux d'escompte relativement bas s'engage plus facilement dans un investissement de ce type. Il est par contre probable que cette différence entre les genres résulte de la politique de compensation pratiquée par les entreprises. Celles-ci peuvent en effet utiliser ce type de compensation (cotisations du deuxième pilier) pour s'attacher les services des employés les plus productifs en participant à un accroissement du salaire reporté. Ainsi, bien que nous n'ayons aucune information sur la part patronale versée au deuxième pilier, nous pouvons supposer un système dans lequel tant les entreprises que les employé(e)s augmentent leur part au fur et à mesure des années d'ancienneté. L'effet moindre de l'ancienneté sur le ratio entre les salaires net et brut observé parmi la population masculine signifierait dans ce cas que les hommes et les femmes travaillent dans des entreprises ayant des politiques différentes en ce qui concerne cette forme de compensation. Les femmes seraient dès lors relativement plus nombreuses à travailler dans des entreprises qui reportent une plus grande part du salaire brut dans le futur par rapport à la rémunération immédiate. En revanche, si l'on suppose qu'il n'y a pas vraiment de ségrégation sexuelle au niveau de cette caractéristique d'entreprise, l'écart entre les deux sexes résulte alors plutôt d'une discrimination au sein même des entreprises. La réalité étant vraisemblablement entre ces deux extrêmes.

La même remarque peut être formulée lorsque l'on voit que les cadres supérieurs masculins sont caractérisés par un salaire net (relativement à la rémunération brute) qui est, en moyenne, près de 0,7% plus élevé que celui des non-cadres, alors que parmi la population féminine, c'est au contraire les salariées sans fonction d'encadrement qui obtiennent un

⁷ Par rapport au problème d'endogénéité entre la variable expliquée et le taux d'occupation qui a été soulevé auparavant, on pourrait arguer du même type de problème pour l'ancienneté. Toutefois, le problème du taux d'occupation est de nature simultanée, dans le sens où l'individu s'engage par exemple dans un emploi lui rapportant un revenu immédiat relativement plus élevé en même temps qu'il "choisi" son taux d'occupation. Pour ce qui est de l'ancienneté, la simultanéité existe mais peut plus facilement être relâchée.

salaires net relativement plus élevé. Les hommes cadres supérieurs bénéficient sans doute d'un traitement de faveur particulier quant à la participation de l'entreprise au montant de leur compensation brute affectée au deuxième pilier. Ce qui assurément ne semble pas être le cas pour leurs homologues féminins.

On peut également voir que le rapport entre les salaires net et brut paraît, toutes choses égales par ailleurs, relativement plus élevé dans les grandes entreprises. C'est toutefois parmi la population féminine que cet effet est le plus marqué. Ceci peut s'expliquer par le phénomène d'économie d'échelle caractérisant les fonds du deuxième pilier. On peut en effet supposer que les grandes entreprises bénéficient d'une gestion des fonds de la prévoyance professionnelle relativement moins coûteuse qui leur permet d'obtenir un rendement des fonds investis plus élevé. Dans ce cas, il est possible que l'impact négatif de la taille d'entreprises sur le ratio étudié traduisent une volonté des employé(e)s des grandes entreprises de bénéficier de tels rendements en reportant une fraction plus importante de leur salaire brut. Dans le même ordre d'idée, il est possible que ce phénomène d'économie d'échelle permette aux grandes entreprises une plus grande marge de manœuvre dans l'utilisation de cette forme de compensation pour motiver leurs employé(e)s.

Bien que l'information sur la part patronale versée au deuxième pilier ne soit pas disponible, nous avons jugé utile d'approfondir autant que possible avec les données à disposition le rôle des entreprises dans le ratio des salaires net et brut. Pour cela, nous avons estimé les mêmes équations que précédemment (tableau A2), mais en introduisant dans les équations une variable permettant de différencier les individus selon l'entreprise dans laquelle ils sont actifs. Sans entrer dans le détail⁸, la méthode utilisée nous permet, premièrement, d'estimer l'importance des différences existant au niveau des entreprises sur le plan du ratio entre les salaires net et brut observé au niveau individuel et, d'autre part, de mesurer des effets individuels *toutes choses égales par ailleurs et notamment les différences entre entreprises relatives à ce ratio*. En revanche, la part patronale versée aux cotisations sociales ne peut être maintenue constante puisque cette information n'est malheureusement pas disponible dans la LSE.

Etant donné qu'il n'y a pas apparemment de différences entre les genres sur le plan du rapport entre les salaires net et brut dans la fonction publique (cf. tableau A1), nous nous

⁸ La forme générale des équations estimées au préalable (tableau A2) se présente comme suit:

$$\left(\frac{w_n}{w_b} \right)_i = \alpha_o + \Sigma \hat{\beta} \cdot z_i + \varepsilon_i$$

où $(w_n / w_b)_i$ est le ratio entre les salaires net et brut versé en octobre à l'individu i . Le premier terme à gauche correspond au ratio de base (ou de référence). Le deuxième terme à droite permet de mesurer l'impact des diverses variables incluses dans le vecteur z (sexe, taille l'entreprise, etc.) et le dernier terme correspond au terme d'erreur. Or ce dernier terme est celui qui explique le plus les différences entre individu sur le plan du ratio des salaires net et brut individuels puisque, d'une certaine manière, il "englobe" l'information sur les différences existant entre les entreprises sur le plan du ratio individuel, w_n/w_b , et de la part patronale versée aux assurances sociales. Afin de tenir quelque peu compte de ces différences inter-entreprises, la forme de l'équation précédente a été quelque peu modifiée comme suit:

$$\left(\frac{w_n}{w_b} \right)_{ij} = (\alpha_o + \gamma_j) + \Sigma \hat{\beta} \cdot z_i + \varepsilon_{ij}$$

où la variable binaire, γ_j , prenant la valeur 1 si l'individu est actif dans l'entreprise j , permet de capter les potentielles différences existant entre les firmes quant au ratio des salaires net et brut observés au niveau individuel. Etant donné qu'il nous est impossible de séparer l'effet fixe de l'entreprise, γ_j , de la valeur de référence du ratio, α_o , la constante estimée à partir de cette équation inclus dès lors ces deux grandeurs. Ajoutons encore que le terme d'erreur, ε_{ij} , englobe *toujours* la part patronale versée aux cotisations sociales.

sommes limités au seul secteur privé. Les résultats de ces estimations sont présentés dans le tableau A3.

Comme on peut le voir à la valeur prise par les R^2 , l'estimation du modèle s'en trouve très nettement améliorée, puisque la part de la variance des ratio des salaires net et brut que l'ajout de cette nouvelle variable permet d'expliquer, augmente de plus de 40 points. En fait, à elles seules, les différences inter-entreprises sur le plan du ratio entre salaires net et brut explique près de 50% des différences observées au niveau des individus. A titre de comparaison, une estimation similaire nous a permis d'observer que les différences inter-branches, par exemple, ne permettent d'expliquer "que" 12% des écarts observés au niveau individuel.

Comme on pouvait s'y attendre, l'existence d'une certaine forme de ségrégation sexuelle au niveau des entreprises est confirmée puisque l'effet mesuré sur la variable "sexe" dans la première colonne est significativement inférieure à celle que nous avons pu observer auparavant. En d'autres termes, les femmes sont relativement plus nombreuses que les hommes à travailler dans les entreprises caractérisées par un rapport entre salaires net et brut plus grand que la moyenne dans l'économie privée. Ainsi, les préférences révélées par les femmes pour un revenu immédiat relativement plus élevé que leurs homologues masculins, ne peuvent être objectivement considérées comme résultant d'un choix libre de toute contrainte émanant du côté de la demande de travail.

Concernant les écarts entre les différentes positions hiérarchiques, ceux-ci sont encore plus flagrants, particulièrement parmi la population féminine (cf. troisième colonne du tableau A3). De manière générale, l'ensemble des effets attachés aux variables qui sont censées dénoter une plus grande propension à investir du temps sur le marché du travail (ancienneté, éducation, responsabilités hiérarchiques) deviennent fortement négatifs parmi les femmes.

Finalement, les modifications des effets attachés aux variables indiquant si la personne est mariée ou indigène montrent que ce sont avant tout les femmes mariées et de nationalité suisse, ou au bénéfice d'un permis C, qui sont actives dans les entreprises offrant de hauts ratios entre les salaires net et brut.

Tableau A3: Equations du ratio entre les salaires net et brut versés en octobre avec effets fixes d'entreprises

LSE 1996 (Privé)			
Variables ^A	Hommes et femmes	Hommes	Femmes
Sexe	0.769 (0.037)	-	-
Age	-0.050 (0.002)	-0.074 (0.003)	-0.026 (0.003)
Marié(e)	-0.040* (0.025)	-0.345 (0.028)	0.263 (0.037)
Indigène	-0.036 (0.004)	-0.173 (0.048)	0.461 (0.061)
Education	-0.046 (0.008)	-0.024 (0.009)	-0.076 (0.012)
Ancienneté	-0.025 (0.002)	-0.005 (0.002)	-0.049 (0.004)
CCT	-1.164 (0.151)	-0.911 (0.139)	-1.504 (0.240)
Supervision	-0.591 (0.045)	-0.377 (0.053)	-0.909 (0.069)
Cadre inférieur	-0.605 (0.066)	-0.368 (0.080)	-1.077 (0.084)
Cadre moyen	-0.618 (0.054)	-0.264 (0.055)	-1.397 (0.109)
Cadre supérieur	-0.139* (0.074)	0.327 (0.078)	-1.355 (0.176)
Secteur secondaire	-0.951* (0.833)	-1.172* (0.765)	-1.222* (1.059)
Constante ^B	90.731 (0.425)	91.086 (0.569)	92.017 (0.429)
R ²	0.561	0.613	0.545
N observations	476'085	232'411	161'541

Notes: Les écarts-types pondérés sont entre parenthèses. L'estimateur de l'écart-type des coefficients est relativement robuste puisqu'il a été estimé en tenant compte du facteur de pondération (GEWICHT) et du cluster (BURNR). ^A La variable dépendante, ratio NB, est en pour-cent. ^B La constante intègre la somme des effets attachés aux variables binaires différenciant les entreprises.

*Non significatif à un niveau de 0.05.

«Aspects de la sécurité sociale»

Rapports de recherche selon le thème/programme

Fournisseur: Les rapports peuvent être obtenus en utilisant le numéro de commande (cf. N° de commande OFCL) à l'adresse suivante: Office fédéral des constructions et de la logistique OFCL, 3003 Berne ou par voie électronique en cliquant sur le numéro de commande.

Assurance-maladie / Analyse des effets de la LAMal

Nr. N°	Autor/inn/en, Titel auteur/s, titre	Bestell-Nr. BBL N° de commande OFCL
1/94	<i>Fischer, Wolfram (1994):</i> Möglichkeiten der Leistungsmessung in Krankenhäusern: Überlegungen zur Neugestaltung der schweizerischen Krankenhausstatistik.	318.010.1.94d
1/94	<i>Fischer, Wolfram (1994):</i> Possibilités de mesure des Prestations hospitalières: considérations sur une réorganisation de la statistique hospitalière.	318.010.1.94f
4/94	<i>Cranovsky, Richard (1994):</i> Machbarkeitsstudie des Technologiebewertungsregister.	318.010.4.94d
5/94	<i>BRAINS (1994):</i> Spitex-Inventar.	318.010.5.94d
5/94	<i>BRAINS (1994):</i> Inventaire du Spitex.	318.010.5.94f
1/97	<i>Fischer, Wolfram (1997):</i> Patientenklassifikationssysteme zur Bildung von Behandlungsfallgruppen im stationären Bereich.	318.010.1.97d
3/97	<i>Schmid, Heinz (1997):</i> Prämien genehmigung in der Krankenversicherung (Expertenbericht).	318.010.3.97d
3/97	<i>Schmid, Heinz (1997):</i> Procédure d'approbation des primes dans l'assurance-maladie (Expertise).	318.010.3.97f
6/97	<i>Latzel, Günther; Andermatt, Christoph; Walther, Rudolf (1997):</i> Sicherung und Finanzierung von Pflege- und Betreuungsleistungen bei Pflegebedürftigkeit. Band I und II.	318.010.6.97d
1/98	<i>Baur, Rita; Hunger, Wolfgang; Kämpf, Klaus; Stock, Johannes (1998):</i> Evaluation neuer Formen der Krankenversicherung. Synthesebericht.	318.010.1.98d
1/98	<i>Baur, Rita; Hunger, Wolfgang; Kämpf, Klaus; Stock, Johannes (1998):</i> Rapport de synthèse: Evaluation des nouveaux modèles d'assurance-maladie.	318.010.1.98f
2/98	<i>Baur, Rita; Eyett, Doris (1998):</i> Die Wahl der Versicherungsformen. Untersuchungsbericht 1.	318.010.2.98d
3/98	<i>Baur, Rita; Eyett, Doris (1998a):</i> Bewertung der ambulanten medizinischen Versorgung durch HMO-Versicherte und traditionell Versicherte. Untersuchungsbericht 2.	318.010.3.98d
4/98	<i>Baur, Rita; Eyett, Doris (1998b):</i> Selbstgetragene Gesundheitskosten. Untersuchungsbericht 3.	318.010.4.98d
5/98	<i>Baur, Rita; Ming, Armin; Stock, Johannes; Lang, Peter (1998):</i> Struktur, Verfahren und Kosten der HMO-Praxen. Untersuchungsbericht 4.	318.010.5.98d
6/98	<i>Stock, Johannes; Baur, Rita; Lang, Peter; Conen, Dieter (1998):</i> Hypertonie-Management. Ein Praxisvergleich zwischen traditionellen Praxen und HMOs.	318.010.6.98d
7/98	<i>Schütz, Stefan et al. (1998):</i> Neue Formen der Krankenversicherung: Versicherte, Leistungen, Prämien und Kosten. Ergebnisse der Administrativdatenuntersuchung, 1. Teil.	318.010.7.98d
8/98	<i>Känzig, Herbert et al. (1998):</i> Neue Formen der Krankenversicherung: Alters- und Kostenverteilungen im Vergleich zu der traditionellen Versicherung. Ergebnisse der Administrativdatenuntersuchung, 2. Teil.	318.010.8.98d
9/98	<i>Sottas, Gabriel et al. (1998):</i> Données administratives de l'assurance-maladie: Analyse de qualité, statistique élémentaire et base pour les exploitations.	318.010.9.98f
15/98	<i>Greppi, Spartaco; Rossel, Raymond; Strüwe, Wolfram (1998):</i> Der Einfluss des neuen Krankenversicherungsgesetzes auf die Finanzierung des Gesundheitswesens.	318.010.15.98d
15/98	<i>Greppi, Spartaco; Rossel, Raymond; Strüwe, Wolfram (1998):</i> Les effets de la nouvelle loi sur l'assurance-maladie dans le financement du système de santé.	318.010.15.98f
21/98	<i>Balthasar, Andreas (1998):</i> Die sozialpolitische Wirksamkeit der Prämienverbilligung in den Kantonen.	318.010.21.98d
21/98	<i>Balthasar, Andreas (1998):</i> Efficacité sociopolitique de la réduction de primes dans les cantons.	318.010.21.98f
1/99	<i>Spycher, Stefan (1999):</i> Wirkungsanalyse des Risikoausgleichs in der Krankenversicherung.	318.010.1.99d
2/99	Kurzfassung von Nr. 1/99.	318.010.2.99d
2/99	Condensé du n° 1/99.	318.010.2.99f
3/99	<i>Institut de santé et d'économie ISE en collaboration avec l'Institut du Droit de la Santé IDS (1999):</i> Un carnet de santé en Suisse? Etude d'opportunité.	318.010.3.99f
4/99	<i>Faisst, Karin; Schilling, Julian (1999):</i> Inhaltsanalyse von Anfragen bei PatientInnen- und Versichertenorganisationen.	318.010.4.99d
10/99	<i>Faisst, Karin; Schilling, Julian (1999):</i> Qualitätssicherung – Bestandesaufnahme.	318.010.10.99d

3/00	<i>Spycher, Stefan (2000): Reform des Risikoausgleichs in der Krankenversicherung? Studie 2: Empirische Prüfung von Vorschlägen zur Optimierung der heutigen Ausgestaltung.</i>	318.010.3.00d
4/00	<i>Stürmer, Wilhelmine; Wendland, Daniela; Braun, Ulrike (2000): Veränderungen im Bereich der Zusatzversicherung aufgrund des KVG.</i>	318.010.4.00d
5/00	<i>Greppi, Spartaco; Ritzmann, Heiner; Rossel, Raymond; Siffert, Nicolas (2000): Analyse der Auswirkungen des KVG auf die Finanzierung des Gesundheitswesens und anderer Systeme der sozialen Sicherheit.</i>	318.010.5.00d
5/00	<i>Greppi, Spartaco; Ritzmann, Heiner; Rossel, Raymond; Siffert, Nicolas (2000): Analyse des effets de la LAMal dans le financement du système de santé et d'autres régimes de protection sociale.</i>	318.010.5.00f
6/00	<i>Bundesamt für Sozialversicherung (2000): Arbeitstagung des Eidg. Departement des Innern: Massnahmen des KVG zur Kostendämpfung/ La LAMal, instrument de maîtrise des coûts/ Misura della LAMal per il contenimento dei costi.</i>	318.010.6.00
7/00	<i>Hammer, Stephan (2000): Auswirkungen des KVG im Tarifbereich.</i>	318.010.7.00d
11/00	<i>Spycher, Stefan; Leu, Robert E. (2000): Finanzierungsalternativen in der obligatorischen Krankenpflegeversicherung.</i>	318.010.11.00d
12/00	<i>Polikowski, Marc; Lauffer, Régine; Renard, Delphine; Santos-Eggimann, Brigitte (2000): Analyse des effets de la LAMal: Le «catalogue des prestations» est-il suffisant pour que tous accèdent à des soins de qualité?</i>	318.010.12.00f
14/00	<i>Ayer, Ariane; Despland, Béatrice; Sprumont, Dominique (2000): Analyse juridique des effets de la LAMal: Catalogue des prestations et procédures.</i>	318.010.14.00f
15/00	<i>Baur, Rita; Braun, Ulrike (2000): Bestandsaufnahme besonderer Versicherungsformen in der obligatorischen Krankenversicherung.</i>	318.010.15.00d
2/01	<i>Balthasar, Andreas (2001): Die Sozialpolitische Wirksamkeit der Prämienverbilligung in den Kantonen: Monitoring 2000.</i>	318.010.2.01d
2/01	<i>Balthasar, Andreas (2001): Efficacité sociopolitique de la réduction de primes dans les cantons.</i>	318.010.2.01f
3/01	<i>Peters, Matthias; Müller, Verena; Luthiger, Philipp (2001): Auswirkungen des Krankenversicherungsgesetzes auf die Versicherten.</i>	318.010.3.01d
4/01	<i>Baur, Rita; Heimer, Andreas (2001): Wirkungsanalyse KVG: Information der Versicherten.</i>	318.010.4.01d
5/01	<i>Balthasar, Andreas; Bieri, Oliver; Furrer, Cornelia (2001): Evaluation des Vollzugs der Prämienverbilligung.</i>	318.010.5.01d
5/01	<i>Balthasar, Andreas; Bieri, Oliver; Furrer, Cornelia (2001): Evaluation de l'application de la réduction de primes.</i>	318.010.5.01f
6/01	<i>Hammer, Stephan; Pulli, Raffael; Iten, Rolf; Eggimann, Jean-Claude (2001): Auswirkungen des KVG auf die Versicherer.</i>	318.010.6.01d
7/01	<i>Bundesamt für Sozialversicherung (2001): Persönlichkeitsschutz in der sozialen und privaten Kranken- und Unfallversicherung (Expertenbericht).</i>	318.010.7.01d
7/01	<i>Office fédéral des assurances sociales (2001): Protection de la personnalité dans l'assurance-maladie et accidents sociale et privée (Rapport d'experts).</i>	318.010.7.01f
8/01	<i>Hammer, Stephan; Pulli, Raffael; Schmidt, Nicolas; Iten, Rolf; Eggimann, Jean-Claude (2001): Auswirkungen des KVG auf die Leistungserbringer.</i>	318.010.8.01d
9/01	<i>Battaglia, Markus; Junker, Christoph (2001): Auswirkungen der Aufnahme von präventiv-medizinischen Leistungen in den Pflichtleistungskatalog, Teilbericht Impfungen im Schulalter.</i>	318.010.9.01d
10/01	<i>Sager, Fritz; Rüefli, Christian; Vatter, Adrian (2001): Auswirkungen der Aufnahme von präventiv-medizinischen Leistungen in den Pflichtleistungskatalog. Politologische Analyse auf der Grundlage von drei Fallbeispielen.</i>	318.010.10.01d
11/01	<i>Faisst, Karin; Fischer, Susanne; Schilling, Julian (2001): Monitoring 2000 von Anfragen an PatientInnen- und Versichertenorganisationen.</i>	318.010.11.01d
12/01	<i>Hornung, Daniel; Röthlisberger, Thomas; Stiefel, Adrian (2001): Praxis der Versicherer bei der Vergütung von Leistungen nach KVG.</i>	318.010.12.01d
13/01	<i>Haari, Roland; Schilling, Karl (2001): Kosten neuer Leistungen im KVG. Folgerungen aus der Analyse der Anträge für neue Leistungen und Unterlagen des BSV aus den Jahren 1996-1998.</i>	318.010.13.01d
14/01	<i>Rüefli, Christian; Vatter, Adrian (2001): Kostendifferenzen im Gesundheitswesen zwischen den Kantonen. Statistische Analyse kantonaler Indikatoren.</i>	318.010.14.01d
14/01	<i>Rüefli, Christian; Vatter, Adrian (2001): Les différences intercantoniales en matière de coûts de la santé. Analyse statistique d'indicateurs cantonaux.</i>	318.010.14.01f
15/01	<i>Haari, Roland et al. (2001): Kostendifferenzen zwischen den Kantonen. Sozialwissenschaftliche Analyse kantonaler Politiken.</i>	318.010.15.01d
16/01	<i>Bundesamt für Sozialversicherung (2001): Wirkungsanalyse KVG, Synthesebericht.</i>	318.010.16.01d
16/01	<i>Office fédéral des assurances sociales (2001): Analyse des effets de la LAMal, Rapport de synthèse.</i>	318.010.16.01f
2/02	<i>Zellweger, Ueli; Faisst, Karin (2002): Monitoring 2001 von Anfragen an PatientInnen- und Versicherten-</i>	318.010.2.02d

organisationen.

3/02 *Matenza, Guido et al. (2002): Stationen im Prozess der Anerkennung der psychologischen Psychotherapie.* [318.010.3.02d](#)

Invalidité / handicap

Nr. N°	Autor/inn/en, Titel auteur/s, titre	Bestell-Nr. BBL N° de commande OFCL
6/99	<i>Bachmann, Ruth; Furrer, Cornelia (1999): Die ärztliche Beurteilung und ihre Bedeutung im Entscheidungsverfahren über einen Rentenanspruch in der Eidg. Invalidenversicherung.</i>	318.010.6.99d
7/99	<i>Prinz, Christopher (1999): Invalidenversicherung: Europäische Entwicklungstendenzen zur Invalidität im Erwerbsalter. Band 1 (Vergleichende Synthese).</i>	318.010.7.99d
8/99	<i>Prinz, Christopher (1999): Invalidenversicherung: Europäische Entwicklungstendenzen zur Invalidität im Erwerbsalter. Band 2 (Länderprofile).</i>	318.010.8.99d
10/00	<i>Aarts, Leo; de Jong, Philipp; Prinz, Christopher (2000): Determinanten der Inanspruchnahme einer Invalidenrente – Eine Literaturstudie.</i>	318.010.10.00d

Prévoyance vieillesse / prévoyance professionnelle

Nr. N°	Autor/inn/en, Titel auteur/s, titre	Bestell-Nr. BBL N° de commande OFCL
2/94	<i>Bender, André; Favarger, M. Philippe; Hoesli, Martin (1994) : Evaluation des biens immobiliers dans les institutions de prévoyance.</i>	318.010.2.94f
3/94	<i>Wüest, Hannes; Hofer, Martin; Schweizer, Markus (1994): Wohneigentumsförderung – Bericht über die Auswirkungen der Wohneigentumsförderung mit den Mitteln der beruflichen Vorsorge.</i>	318.010.3.94d
1/95	<i>van Dam, Jacob; Schmid, Hans (1995): Insolvenzversicherung in der beruflichen Vorsorge.</i>	318.010.1.95d
3/96	<i>Bundesamt für Sozialversicherung (1996): Berufliche Vorsorge: Neue Rechnungslegungs- und Anlagevorschriften. Regelung des Einsatzes der derivativen Finanzinstrumente.</i>	318.010.3.96d
3/96	<i>Office fédéral des assurances sociales (1996): Prévoyance professionnelle: Nouvelles prescriptions en matière d'établissement des comtes et de placements. Réglementation concernant l'utilisation des instruments financiers dérivés.</i>	318.010.3.96f
3/96	<i>Ufficio federale delle assicurazioni sociali (1996) : Previdenza professionale : Nuove prescrizioni in materia di rendiconto e di investimenti. Regolamentazione concernente l'impiego di strumenti finanziari derivati.</i>	318.010.3.96i
4/96	<i>Wechsler, Martin; Savioz, Martin (1996): Umverteilung zwischen den Generationen in der Sozialversicherung und im Gesundheitswesen.</i>	318.010.4.96d
2/97	<i>Infras (1997): Festsetzung der Renten beim Altersrücktritt und ihre Anpassung an die wirtschaftliche Entwicklung. Überblick über die Regelungen in der EU.</i>	318.010.2.97d
12/98	<i>Spycher, Stefan (1998): Auswirkungen von Leistungsveränderungen bei der Witwenrente. Im Auftrag der IDA FiSo 2.</i>	318.010.12.98d
16/98	<i>Bundesamt für Sozialversicherung (1998): Forum 1998 über das Rentenalter/ sur l'âge de la retraite (Tagungsband).</i>	318.010.16.98
18/98	<i>Koller, Thomas (1998): Begünstigtenordnung in der zweiten und dritten Säule (Gutachten).</i>	318.010.18.98d
18/98	<i>Koller, Thomas (1998): L'ordre des bénéficiaires des deuxième et troisième piliers (Expertise).</i>	318.010.18.98f
19/98	<i>INFRAS (1998): Mikroökonomische Effekte der 1. BVG-Revision.</i>	318.010.19.98d
19/98	<i>INFRAS (1998): Effets microéconomiques de la 1^{re} révision de la LPP. Rapport final.</i>	318.010.19.98f
20/98	<i>KOF/ETHZ (1998): Makroökonomische Effekte der 1. BVG-Revision. Schlussbericht.</i>	318.010.20.98d
20/98	<i>KOF/ETHZ (1998): Effets macroéconomiques de la 1^{re} révision de la LPP. Rapport final.</i>	318.010.20.98f
2/00	<i>PRASA (2000): Freie Wahl der Pensionskasse: Teilbericht.</i>	318.010.2.00d
9/00	<i>Schneider, Jacques-André (2000) : A-propos des normes comptables IAS 19 et FER/ RPC 16 e de la prévoyance professionnelle en suisse (Expertise).</i>	318.010.9.00f
1/01	<i>Gognalons-Nicolet, Maryvonne; Le Goff, Jean-Marie (2001): Retraits anticipés du marché du travail avant l'âge AVS: un défi pour les politiques de retraite en Suisse.</i>	318.010.1.01f
17/01	<i>Bundesamt für Sozialversicherung (2001) : Zwei Berichte zum Thema Minimalzinsvorschriften für Vorsorgeeinrichtungen. Hauptbericht: Über die Möglichkeit, bei den Minimalzinsvorschriften für Vorsorgeeinrichtungen auf Real- statt Nominalzinsen abzustellen. Ergänzender Bericht: Über den Aspekt der Lebensversicherer im Problemkreis Minimalzinsvorschriften gemäss BVG.</i>	318.010.17.01d
17/01	<i>Office fédéral des assurances sociales (2001): Deux rapports sur le thème prescriptions de taux minimaux pour les institutions de prévoyance. Rapport principal : sur la possibilité de se fonder sur les taux d'intérêts</i>	318.010.17.01f

	<i>réels et non sur les taux nominaux pour fixer les prescriptions de taux minimaux pour les institutions de prévoyance. Rapport complémentaire : sur l'aspect de la problématique de la réglementation du taux d'intérêts minimal LPP du point de vue des assureurs-vie.</i>		
1/03	Gaillard, Antille Gabrielle ; Bilger, Marcel ; Candolfi, Pascal ; Chaze, Jean-Paul ; Flückiger, Yves (2003) : Analyse des déterminants individuels et institutionnels du départ anticipé à la retraite.		318.010.1/03f
2/03	Balthasar, Andreas; Bieri, Olivier; Grau, Peter; Künzi, Kilian; Guggisberg Jürg (2003): Der Übergang in den Ruhestand - Wege, Einflussfaktoren und Konsequenzen.		318.010.2/03d
2/03	Balthasar, Andreas; Bieri, Olivier; Grau, Peter; Künzi, Kilian; Guggisberg Jürg (2003): Le passage à la retraite: Trajectoires, facteurs d'influence et conséquences.		318.010.2/03f
3/03	Bonoli, Giuliano, Gay-des-Combes, Benoît (2003): L'évolution des prestations vieillesse dans le long terme : une simulation prospective de la couverture retraite à l'horizon 2040.		318.010.3/03f
4/03	Jans, Armin; Hammer, Stefan; Graf, Silvio ; Iten Rolf ; Maag, Ueli ; Schmidt, Nicolas; Weiss Sampietro, Thea (2003) : Betriebliche Alterspolitik – Praxis in den Neunziger Jahren und Perspektiven.		318.010.4/03d
4/03.1	Graf, Silvio; Jans, Armin; Weiss Sampietro, Thea (2003) : Betriebliche Alterspolitik – Unternehmens- und Personenbefragung. Beilageband I.		318.010.4/03.1d
4/03.2	Hammer Stefan ; Maag, Ueli; Schmidt, Nicolas (2003): Betriebliche Alterspolitik – Fallstudien. Beilageband II.		318.010.4/03.2d
5/03	Fux, Beat (2003): Entwicklung des Potentials erhöhter Arbeitsmarktpartizipation von Frauen nach Massgabe von Prognosen über die Haushalts- und Familienstrukturen.		318.010.5/03d
6/03	Baumgartner, Doris A. (2003): Frauen in mittleren Erwerbssalter. Eine Studie über das Potenzial erhöhter Arbeitsmarktpartizipation von Frauen zwischen 40 und 65.		318.010.6/03d
7/03	Wanner, Philippe ; Gabadinho, Alexis ; Ferrari, Antonella (2003): La participation des femmes au marché du travail.		318.010.7/03f
8/03	Wanner, Philippe ; Stuckelberger, Astrid ; Gabadinho, Alexis (2003) : Facteurs individuels motivant le calendrier du départ à la retraite des hommes âgés de plus de 50 ans en Suisse.		318.010.8/08f
9/03	Widmer, Rolf ; Mühleisen, Sybille; Falta, Roman, P.; Schmid, Hans (2003): Bestandesaufnahme und Interaktionen Institutioneller Regelungen Beim Rentenritt.		318.010.9/03d
10/03	Schluep, Kurt (2003) : Finanzierungsbedarf in der AHV (inkl. EL).		318.010.10/03d
11/03	Müller, André; van Nieuwkoop, Renger; Lieb, Christoph (2003): Analyse der Finanzierungsquellen für die AHV. SWISSLOG – Ein Overlapping Generations Model für die Schweiz.		318.010.11/03d
12/03	Abrahamsen, Yngve; Hartwig, Jochen (2003): Volkswirtschaftliche Auswirkungen verschiedener Demographieszennarien und Varianten zur langfristigen Finanzierung der Alterssicherung in der Schweiz.		318.010.12/03d
13/03	Interdepartementale Arbeitsgruppe IDA ForAlt (2003): Synthesebericht zum Forschungsprogramm zur längerfristigen Zukunft der Alterssicherung (IDA ForAlt).		318.010.13/03 d
13/03	Groupe de travail interdépartemental IDA ForAlt (2003): Rapport de synthèse du Programme de recherche sur l'avenir à long terme de la prévoyance vieillesse (IDA ForAlt).		318.010.13/03 f
13/03	Gruppo di lavoro interdipartimentale IDA ForAlt (2003): Rapporto di sintesi del Programma di ricerca sul futuro a lungo termine della previdenza per la vecchiaia (IDA ForAlt).		318.010.13/03 i

Politique sociale, questions familiales et économie

Nr. N°	Autor/inn/en, Titel auteur/s, titre	Bestell-Nr. BBL N° de commande OFCL
2/95	Bauer, Tobias (1995): <i>Literaturrecherche: Modelle zu einem garantierten Mindesteinkommen.</i>	318.010.2.95d
3/95	Farago, Peter (1995): <i>Verhütung und Bekämpfung der Armut: Möglichkeiten und Grenzen staatlicher Massnahmen.</i>	318.010.3.95d
3/95	Farago, Peter (1995) : <i>Prévenir et combattre la pauvreté: forces et limites des mesures prises par l'Etat.</i>	318.010.3.95f
1/96	Cardia-Vonèche, Laura et al. (1996): <i>Familien mit alleinerziehenden Eltern.</i>	318.010.1.96d
1/96	Cardia-Vonèche, Laura et al. (1996): <i>Les familles monoparentales.</i>	318.010.1.96f
4/97	IPSO und Infrac (1997): <i>Perspektive der Erwerbs- und Lohnquote.</i>	318.010.4.97d
5/97	Spycher, Stefan (1997): <i>Auswirkungen von Regelungen des AHV-Rentenalters auf die Sozialversicherungen, den Staatshaushalt und die Wirtschaft.</i>	318.010.5.97d
10/98	Bauer, Tobias (1998): <i>Kinder, Zeit und Geld. Eine Analyse der durch Kinder bewirkten finanziellen und zeitlichen Belastungen von Familien und der staatlichen Unterstützungsleistungen in der Schweiz Mitte der Neunziger Jahre.</i>	318.010.10.98d
11/98	Bauer, Tobias (1998a): <i>Auswirkungen von Leistungsveränderungen bei der Arbeitslosenversicherung. Im Auftrag der IDA FiSo 2.</i>	318.010.11.98d
13/98	Müller, André; Walter, Felix; van Nieuwkoop, Renger; Felder, Stefan (1998): <i>Wirtschaftliche Auswirkungen von Reformen der Sozialversicherungen. DYNASWISS – Dynamisches allgemeines Gleichgewichtsmodell</i>	318.010.13.98d

	für die Schweiz. Im Auftrag der IDA FiSo 2.	
14/98	<i>Mauch, S.P., Iten, R., Banfi, S., Bonato, D., von Stokar, T., Schips, B., Abrahamsen, Y. (1998):</i> Wirtschaftliche Auswirkungen von Reformen der Sozialversicherungen. Schlussbericht der Arbeitsgemeinschaft INFRAS/KOF. Im Auftrag der IDA FiSo 2.	318.010.14.98d
17/98	<i>Leu, Robert E.; Burri, Stefan; Aregger, Peter (1998):</i> Armut und Lebensbedingungen im Alter.	318.010.17.98d
5/99	<i>Bundesamt für Sozialversicherung (1999):</i> Bedarfsleistungen an Eltern (Tagungsband).	318.010.5.99d
9/99	<i>OECD (1999):</i> Bekämpfung sozialer Ausgrenzung. Band 3. Sozialhilfe in Kanada und in der Schweiz.	318.010.9.99d
1/00	<i>Ecoplan (2000):</i> Neue Finanzordnung mit ökologischen Anreizen: Entlastung über Lohn- und MWST-Prozente?	318.010.1.00d
8/00	<i>Sterchi, Beat; Egger, Marcel; Merckx, Véronique (2000):</i> Faisabilité d'un «chèque-service».	318.010.8.00f
13/00	<i>Wyss, Kurt (2000):</i> Entwicklungstendenzen bei Integrationsmassnahmen der Sozialhilfe.	318.010.13.00d
13/00	<i>Wyss, Kurt (2000):</i> Évolution des mesures d'intégration de l'aide sociale.	318.010.13.00f
1/02	<i>Schiffbänker, Annemarie; Thenner, Monika; Immervoll, Herwig (2001):</i> Familienlastenausgleich im internationalen Vergleich. Eine Literaturstudie.	318.010.1.02d
4/02	<i>Soland, Rita; Stern, Susanne; Steinemann, Myriam; Iten, Rolf (2002):</i> Zertifizierung familienpolitischer Unternehmen in der Schweiz.	318.010.4.02d

Perspectives et développement de la sécurité sociale

Nr. N°	Autor/inn/en, Titel auteur/s, titre	Bestell-Nr. BBL N° de commande OFCL
10/95	<i>Eidg. Departement des Innern (1995):</i> Bericht des Eidgenössischen Departementes des Innern zur heutigen Ausgestaltung und Weiterentwicklung der schweizerischen 3-Säulen-Konzeption der Alters-, Hinterlassenen- und Invalidenvorsorge	318.012.1.95d
10/95	<i>Département fédéral de l'intérieur (1995) :</i> Rapport du Département fédéral de l'intérieur concernant la structure actuelle et le développement futur de la conception helvétique des trois piliers de la prévoyance vieillesse, survivants et invalidité.	318.012.1.95f
10/95	<i>Dipartimento federale dell'interno (1995) :</i> Rapporto del Dipartimento federale dell'interno concernente la struttura attuale e l'evoluzione futura della concezione svizzera delle tre pilastri de la previdenza per la vecchiaia, i superstiti e l'invalidità.	318.012.1.95i
1/96	<i>Interdepartementale Arbeitsgruppe „Finanzierungsperspektiven der Sozialversicherungen“ (IDA FiSo 1) (1996):</i> Bericht über die Finanzierungsperspektiven der Sozialversicherungen (unter besonderer Berücksichtigung der demographischen Entwicklung).	318.012.1.96d
1/96	<i>Groupe de travail interdépartemental « Perspectives de financement des assurances sociales » (IDA FiSo 1) (1996) :</i> Rapport sur les perspectives de financement des assurances sociale (en regard en particulier à l'évolution démographique).	318.012.1.96f
1/97	<i>Interdepartementale Arbeitsgruppe „Finanzierungsperspektiven der Sozialversicherungen“ (IDA FiSo 2) (1997):</i> Analyse der Leistungen der Sozialversicherungen; Konkretisierung möglicher Veränderungen für drei Finanzierungsszenarien.	318.012.1.97d
1/97	<i>Groupe de travail interdépartemental « Perspectives de financement des assurances sociales » (IDA FiSo 1) (1997) :</i> Analyse des prestations des assurances sociales ; Concrétisation de modifications possibles en fonction de trois scénarios financiers.	318.012.1.97f