

DOCUMENT DE TRAVAIL

# LES DÉTERMINANTS DES ÂGES DE DÉPART À LA RETRAITE EN FRANCE ET EN SUÈDE

ROMINA BOARINI  
CHRISTINE LE CLAINCHE  
PETER MARTINSSON

**N° 60**

avril 2006

**CENTRE  
D'ETUDES  
DE L'EMPLOI**

«LE DESCARTES I»  
29, PROMENADE MICHEL SIMON  
93166 NOISY-LE-GRAND CEDEX  
TÉL. 01 45 92 68 00 FAX 01 49 31 02 44  
MÉL. [cee@cee.enpc.fr](mailto:cee@cee.enpc.fr)  
<http://www.cee-recherche.fr>

# Les déterminants des âges de départ à la retraite en France et en Suède

ROMINA BOARINI

[Romina.Boarini@oecd.org](mailto:Romina.Boarini@oecd.org) adresse mail

*Laboratoire d'Économétrie, École Polytechnique*

CHRISTINE LE CLAINCHE

[Christine.Leclainche@mail.enpc.fr](mailto:Christine.Leclainche@mail.enpc.fr)

*ENS-Cachan et CEE*

PETER MARTINSSON

[Peter.Martinsson@economics.gu.se](mailto:Peter.Martinsson@economics.gu.se)

*Université de Göteborg*

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 60

avril 2006

ISSN 1776-3096  
ISBN 2-11-096178-3

# LES DÉTERMINANTS DES ÂGES DE DÉPART À LA RETRAITE EN FRANCE ET EN SUÈDE

Romina Boarini, Christine Le Clainche, Peter Martinsson

## RESUME

Dans cet article, nous étudions les déterminants des choix de départ à la retraite en France et en Suède, s'agissant tant de l'âge souhaité que de l'âge attendu de départ à la retraite, notamment l'état de santé individuel, le revenu et les variables socio-économiques traditionnelles, à travers des données subjectives.

Dans les deux pays, l'état de santé joue notamment un rôle important, un état de santé précaire induisant des souhaits de départ précoce, tandis que le revenu courant n'exerce pas d'influence significative. Cependant, en Suède l'impact de l'état de santé est plus faible et disparaît s'agissant de l'âge attendu de départ à la retraite.

**Mots-clefs :** Retraite, âge optimal de cessation d'activité, état de santé, opinions.

## *Expected and Preferred Ages of Retirement Decisions in France and in Sweden*

### *Abstract*

*This paper investigates the main determinants of retirement decisions in France and in Sweden. We focus in particular on the role played by the health status, the personal income and other socio-economic variables. The paper relies on subjective data and looks at both the expected and the wished age of retirement. In both countries it is found that a bad health status induces wishes of early retirement decisions, though to a less extent in Sweden. The impact of income on wishes of early departure is found weak in both countries. Finally, while the health status is still a significant determinant of the expected age of retirement in France, it is not so in Sweden.*

**Keywords:** Retirement, Optimal Age of Retirement, Health Status, Subjective data.



## INTRODUCTION<sup>χ</sup>

Dans le cadre des réformes de retraites des pays européens, le choix du report de l'âge de départ à la retraite a été jugé primordial pour ajuster les régimes par répartition, étant donné l'inertie de la variable « démographie » et la réticence qu'ont les experts à prescrire une action sur la variable « cotisation » en raison de la concurrence fiscale. Ce choix de report a été décidé en France en 2003, comme dans d'autres pays d'Europe, conjointement à une flexibilité des âges de départ. Certains aspects de la réforme, notamment sa pierre angulaire relative à la liberté de choix, peuvent cependant s'avérer ambivalents : « Laisser aux agents une forte liberté reviendrait, selon Guérin et Legros (2005), à nier le rôle assurantiel de la retraite (...). » « (...) La protection sociale, soulignent-ils encore, a aussi pour but de protéger les agents de leur propre myopie. »

Du point de vue de l'efficacité des réformes engagées, la maniabilité de la variable « flexibilité » nécessite en premier lieu d'approfondir la connaissance des déterminants explicatifs de l'âge désiré de départ à la retraite. La connaissance de ces déterminants est également susceptible de fournir aux décideurs publics une grille de lecture des aménagements efficaces et équitables que l'action sur la variable d'âge pourrait commander. En effet, certains aspects liés au système de pension peuvent amener les individus à différer l'âge de leur retraite ou bien à l'anticiper. On sait, du fait de nombreuses études d'opinions en Europe (Caillot *et alii*, 2000 ; Schokkaert *et alii*, 2000, par exemple), que l'âge souhaité de départ à la retraite est inférieur, en moyenne, de quelques années à l'âge de 60 ans, seuil légal à partir duquel il est possible d'envisager un départ dans nombre de pays. En la matière, il existe des disparités entre pays : les habitants des pays du Sud souhaitant partir plus tôt que ceux du Nord (Blanchet, Debrand, 2005).

L'objectif de cet article est de comparer les déterminants des préférences pour les âges de départ à la retraite en France et en Suède. La comparaison sur les déterminants est intéressante du fait à la fois de la différence des systèmes de protection sociale (système de type bismarckien pour la France et béveridgien pour la Suède) et surtout, du fait des caractéristiques contrastées en matière de taux de chômage et de taux d'emploi des *seniors* dans les deux pays. Le taux de chômage est faible en Suède comparativement à la France et le taux d'emploi des *seniors* est de près de 70 % en Suède contre moins de 50 % en France. En outre, la proportion de population très âgée en Suède est également plus importante. Par ailleurs, la réforme des retraites mise en œuvre en Suède en 2001 tranche avec la tradition universaliste portée par le système de protection sociale, dans la mesure où le nouveau régime s'appuie sur une logique de décentralisation des choix relatifs aux âges de départ à la retraite et conséquemment du montant des pensions.

Une des originalités de cette étude consiste en l'analyse des déterminants des préférences et des attentes concernant l'âge de départ à travers les opinions des individus. Une telle étude est en effet susceptible d'éclairer à une date donnée les dispositions qu'ont les individus sur leurs choix de départ ultérieurs à la retraite. L'âge souhaité exprime les préférences individuelles quant au moment du départ, tandis que l'âge attendu a trait plutôt à ce que les individus considèrent comme départ vraisemblable, étant donné les conditions objectives

---

<sup>χ</sup> Les auteurs remercient la Drees pour la mise à disposition des données ainsi que Laurent Caussat, Philippe Cunéo, Mireille Elbaum Benoît Rappoport, Pierre Ralle, Nicole Roth et les participants du séminaire scientifique de la Caisse des Dépôts et Consignation (octobre, 2004) pour leurs remarques sur des versions antérieures de ce texte. Ils remercient également Jorre Renterghem et Eric Schokkaert avec lesquels ils ont eu, à l'Université de Leuven, des discussions fructueuses. Leurs remerciements vont aussi à Annie Jolivet, Anne-Françoise Molinié et Serge Volkoff ainsi que Anne Eydoux et Jérôme Gautié pour leurs remarques et suggestions. Ils ont une gratitude toute particulière envers Serge Volkoff qui a mis à leur disposition les données de l'enquête SVP 50.

liées à la législation notamment, mais peut-être également à des contraintes plus individuelles, inobservables. Nous pouvons ainsi supposer que les différences liées à la législation et à la situation de l'emploi affecteront principalement les anticipations de départ, les préférences strictes étant *a priori* non contraintes.

Notre étude permet en outre d'évaluer l'existence éventuelle pour la France d'un impact immédiat de la réforme des retraites en termes de changements d'âge de départ anticipé. Nous pouvons en effet faire l'hypothèse que si l'instrument de la flexibilité des âges de départ est perçu comme variable d'ajustement des régimes de retraites par les individus, les anticipations – mais non *a priori* les préférences – concernant l'âge de départ se modifieront après la mise en œuvre de la réforme par rapport à la situation de référence (système avant la réforme). Nous pouvons réaliser cette estimation pour l'enquête française uniquement dans la mesure où nous disposons des données d'enquête avant et après la réforme. Il s'agit ici d'explorer les modifications de comportements individuels que la réforme peut induire même s'il est vraisemblable que leur effet durable ne pourra être observé qu'au terme d'une période plus longue<sup>1</sup>.

Pour analyser le poids des différents déterminants des âges de départ, nous prenons en considération les variables financières et non financières que les analyses, menées en termes d'offre de travail, appliquées à la retraite, ont identifiées comme cruciales (voir Lindeboom [2005] pour une revue de littérature). Un rôle particulier dans ces analyses et dans notre étude empirique est revêtu par l'état de santé (auto-évalué) des individus. Dans une perspective positive, la variable « état de santé » est un déterminant de l'offre de travail sur le cycle de vie parmi les plus importants tandis que, d'un point de vue normatif, elle représente un des instruments possibles pour mettre en œuvre des systèmes de retraites publiques qui soient équitables<sup>2</sup>. Malgré l'importance de la variable « état de santé », son interprétation est cependant particulièrement délicate. D'abord, même si l'on est en mesure de connaître l'état de santé objectif des personnes de façon appropriée, l'influence de cette variable sur les choix de départ à la retraite est ambiguë. En effet, un bon état comme un mauvais état de santé peuvent amener l'individu à anticiper son départ à la retraite. Dans le premier cas, cela signifie que l'individu a les moyens – physiques et matériels – de profiter de sa période d'inactivité ; dans le deuxième cas, l'individu est contraint de quitter son emploi de façon anticipée, du fait de son état de santé précaire. Si, toutefois, la contrainte de liquidité était trop forte, l'individu pourrait demeurer en emploi alors même que son état de santé nécessiterait un départ anticipé.

Une deuxième ambiguïté est liée à la mesure de l'état de santé, notamment dans le cas où celle-ci est réalisée par le biais de l'auto-évaluation individuelle et non à l'aide d'une grille objective. En effet, la déclaration d'un mauvais état de santé peut parfois masquer un goût « dispendieux » pour le loisir, un mauvais état de santé fournissant alors une raison de cessation anticipée d'activité qui est socialement plus acceptable.

---

<sup>1</sup> Lors d'une réunion préparatoire à une enquête qu'ils souhaitent mettre en œuvre (30 avril 2004), les responsables du département « retraites » de la Direction de la Prévision du ministère de l'Économie et des Finances ont souhaité nous entendre quant aux résultats de cette enquête et quant aux modifications susceptibles d'être apportées pour mieux approcher les comportements de départ. Nous avons donc mentionné le fait que l'interrogation des travailleurs âgés était pertinente pour connaître leur sensibilité à la flexibilité des âges de départ que la réforme française permet (impact de la décote et de la surcote, en cas de départ anticipé ou de départ postérieur à l'âge où le taux plein peut être atteint – voir encadré 1 – sur les principes de la réforme). La condition pour que l'étude soit réellement plus éclairante qu'une simple enquête d'opinion est que ces travailleurs âgés, en amont de l'enquête, soient informés sur les principes de la réforme et qu'il leur soit demandé de reconstituer le profil de leur carrière salariale. En effet, l'impact de la flexibilité peut être étudié précisément s'il est possible de fournir aux individus, en direct, lors du face à face avec l'enquêteur, les informations sur la diminution ou le supplément de pension auxquels ils peuvent prétendre selon leur âge effectif de départ et compte tenu de leur carrière et de leur durée de cotisation.

<sup>2</sup> À ce sujet voir aussi l'étude de Barnay (2005) fondée sur l'enquête complémentaire à l'enquête « emploi » de l'Insee de mars 1996.

Afin d'étudier de façon comparative l'ensemble des déterminants de l'âge de départ à la retraite, dans une perspective à la fois d'anticipations liées aux contraintes légales et de préférences strictes des individus, nous utilisons deux enquêtes d'opinion réalisées en France et Suède au printemps 2002. L'enquête suédoise a été réalisée *via* une procédure de recueil des informations par questionnaire, envoyé à 1 400 individus sélectionnés de façon aléatoire et âgés de 18 à 65 ans<sup>3</sup>. À cette date, la Suède avait déjà engagé une réforme importante instaurant notamment une flexibilité des âges de départ avec une décote de la pension en cas de départ anticipé dont le calcul est fondé sur une évaluation des espérances de vie *ex ante*. La réforme française n'est intervenue qu'en 2003, donc après la réalisation de l'enquête ; elle entre en vigueur de façon progressive et intègre également le principe d'une flexibilité des âges de départ. L'enquête que nous exploitons pour la France est en premier lieu l'enquête de la Drees de 2002<sup>4</sup>. En 2004, la Drees a recommencé l'interrogation selon des modalités similaires : son exploitation nous permet de constater un relèvement relatif de l'âge attendu par rapport à l'enquête de 2002 mais ce relèvement est nettement plus marginal pour l'âge souhaité ; ce qui est compréhensible puisque l'âge souhaité ne prend pas en compte les contraintes relatives aux préférences. Ceci tend à indiquer que, depuis 2002, les Français ont intériorisé en partie les conséquences de la réforme de 2003.

L'article est organisé comme suit : dans une première partie, nous faisons mention de divers résultats obtenus, ceux en particulier relatifs au poids des déterminants financiers et sanitaires dans les choix de départ à la retraite. Dans une seconde partie, nous procédons à une analyse comparative des âges de départ où la variable de santé subjective dont nous disposons est considérée comme exogène en l'absence d'indicateurs objectifs sur l'état de santé. Nous interprétons les résultats en lien avec les résultats recensés au cours de la première partie et commentons les différences pour les deux pays.

## **1. QUELQUES ÉVIDENCES EMPIRIQUES SUR LE POIDS DES VARIABLES FINANCIÈRES ET NON FINANCIÈRES DANS LE CHOIX DE L'ÂGE DE DÉPART À LA RETRAITE**

Nous procédons, dans cette section, à une revue des principales variables susceptibles d'expliquer l'âge de départ à la retraite. Nous mettons en avant principalement la façon dont les variables financières et les variables relatives à la santé interviennent, soit de façon indépendante, soit de façon jointe.

### **1.1. L'influence de la richesse**

La théorie économique prédit une relation complexe entre la richesse et les décisions de départ à la retraite : les individus détenteurs d'un haut patrimoine peuvent *a priori* se permettre de partir plus tôt à la retraite que les autres, mais ils peuvent souhaiter également maintenir leur niveau de richesse et différer leur date de départ à la retraite. Malgré la rareté des données sur le patrimoine permettant de tester l'impact de la richesse, les recherches effectuées aux États-Unis dans les années 80 – dans un contexte où le système de retraite de

---

<sup>3</sup> Le taux de retour a été de 50 % et l'échantillon a été redressé.

<sup>4</sup> Elle est réalisée selon la méthode des quotas et comprend un échantillon représentatif de la population française de 4 000 individus. Les questions posées dans le cadre de l'enquête suédoise font l'objet de l'encadré 2. Celles de l'enquête française ont constitué la référence et ne se différencient des questions suédoises que très marginalement de manière à prendre en compte des éléments de contexte différent. Se reporter à Caillot *et alii* (2002) pour le libellé très précis de ces questions.



référence est un système par capitalisation – tendent à montrer que la détention d'un haut patrimoine est inversement corrélée à l'âge de départ (Boskin, 1977 ; Burtless, Moffit, 1984) et que les effets sont plus forts pour les femmes que pour les hommes (Hanoch, Honig, 1983).

## 1.2. L'influence des revenus

De nombreuses études observent également qu'il y a un fort effet négatif du niveau de salaire sur les incitations à partir à la retraite (par exemple, Kim, Feldman, 1999). En outre, la plupart des auteurs s'accordent pour constater que les décisions individuelles dépendent non seulement du niveau attendu des prestations de retraite des individus mais également de celles de leur conjoint(e). Dans la majorité des cas, cet effet est plus fort pour les femmes que pour les hommes (Burckhauser *et alii*, 1996 ; Slevin, Wingrove, 1995 ; Fronstin, 1999). Lorsque les femmes ont des revenus plus élevés que les hommes, Henkens (1999) ne constate pas de départ anticipé des femmes à la retraite par rapport à leur époux ; ce genre de test est toutefois très peu pratiqué.

## 1.3. L'influence du statut familial

L'évidence empirique ici suggère que les travailleurs mariés ont tendance à partir en retraite plus tôt que les célibataires. Certains auteurs considèrent que la cause en est l'accumulation plus importante de capital dans le temps de ce fait ; il y aurait donc un effet patrimonial indirect. Kim, Feldman (1999) ou Sédillot, Walraet (2002) constatent par ailleurs que les décisions entre époux sont prises conjointement de manière à faire coïncider les dates de départ, même si ces dernières remarquent que « la forte pénalisation des départs anticipés, dans le régime général en France, limite la portée de cet effet ». La présence d'enfants peut avoir un impact positif ou négatif sur l'âge de départ selon l'âge des enfants ou la présence de petits-enfants aux âges de la retraite. Ainsi, avoir des enfants tardivement suggère une retraite plus tardive que la moyenne ; tandis qu'être grands-parents à un âge relativement jeune (entre 50 et 60 ans) peut pousser à partir plus tôt à la retraite.

## 1.4. Le poids de la santé

S'agissant de la santé, beaucoup d'études ont révélé une relation positive entre âge de départ à la retraite et auto-évaluation de l'état de santé (Burckhauser, Quinn, 1983 ; Burtless, Moffit, 1984 ; Henkens, Tazelaar, 1997 ; Pienta, 1999). Après les variables financières, c'est l'état de santé qui apparaît être le prédicteur le plus souvent mentionné. Cela peut être la santé mentale aussi bien que la santé physique (Talaga, Beehr, 1995 ; Taylor, Shore, 1995). Bien que ces études mettent en évidence l'important impact de l'état de santé sur les décisions de départ, le résultat n'est pas entériné par la totalité des analystes du fait de la possible existence de biais de mesure liés à cette variable. Pour Ruhm (1989), par exemple, la plupart des études surestime probablement l'impact de la santé sur la participation au marché du travail ou au contraire sur le départ à la retraite dans la mesure où une « mauvaise santé » serait une raison plus acceptable socialement pour prendre sa retraite que le fait d'avoir une préférence pour le loisir. Ceci correspondrait à l'hypothèse dite de biais de justification, selon laquelle il est plus facile de justifier d'une santé précaire que d'une préférence pour le loisir.

Une autre source de biais réside dans la façon dont les individus reportent l'évaluation de leur état de santé (*state dependent report*) : les individus peuvent, soit sous-estimer leur état de santé (lorsqu'il s'agit d'un état de santé précaire, notamment – exemple des pathologies

cardio-vasculaires –), soit le surestimer ou bien le méconnaître tout simplement. La plupart des travaux menés dans les années récentes cherchent à tester l'hypothèse dite du biais de justification et considèrent, pour certaines, que les modèles où la santé est endogénéisée permettent d'évaluer l'ampleur de ce biais (Anderson, Burckhauser, 1985 ; Bound, 1991 ; Kerkhofs, Lindeboom, 1995 ; O'Donnell, 1999). Toutefois, on peut considérer à l'instar de Dwyer, Mitchell (1999) que les mesures subjectives, introduites de façon exogène, constituent des données déjà intéressantes pour examiner la façon dont la santé agit sur les décisions d'anticipations de départ à la retraite. Une telle posture est d'autant plus légitime que les études relatives aux mesures d'états de santé objectives et subjectives font état d'un lien intime et cohérent entre évaluation objective et subjective<sup>5</sup>. Fondée sur données américaines, l'étude des deux auteurs permet de conclure que les personnes déclarant un état de santé précaire tendent à anticiper de deux ans leur départ à la retraite. Les deux économistes comparent les estimations issues d'un modèle avec instrumentation de la santé objective et un modèle où des mesures subjectives de santé sont introduites de façon exogène. Ils constatent finalement que les mesures subjectives de santé ne sont pas déterminées de façon endogène avec l'offre de travail et qu'elles ne sont pas non plus corrélées avec les variables d'incitation financière. Ainsi, l'hypothèse du biais de justification ne semble pas confortée. En outre, si les variables financières demeurent statistiquement significatives après contrôle par la santé, elles sont de faible importance.

## **2. DÉTERMINANTS DE L'ÂGE DE DÉPART À LA RETRAITE : ÉLÉMENTS DE COMPARAISON EMPIRIQUE ENTRE LA FRANCE ET LA SUÈDE**

Nous nous fondons dans l'étude qui suit sur l'hypothèse d'absence de biais de justification en utilisant des données subjectives<sup>6</sup>. Nous commençons par rappeler les principes d'adoption des réformes en Suède et en France (encadré 1) et présentons les différentes enquêtes utilisées (encadré 2) avant de comparer les statistiques descriptives obtenues, notamment sur l'âge souhaité et l'âge attendu. Nous procédons ensuite aux estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et à l'interprétation de nos résultats.

### **2.1. Description des réformes suédoise et française et méthodes d'enquête**

L'encadré 1 permet de rendre compte du long processus de négociation ayant abouti aux principes de la réforme suédoise en 2001 et du choix opéré en ce qui concerne la dernière réforme française de 2003.

---

<sup>5</sup> Nous utilisons les données de l'enquête SVP50 (voir encadré 2) de manière à vérifier l'existence d'un tel lien pour la France.

<sup>6</sup> Si nous avions disposé de données exhaustives (indicateurs de santé objective et données plus complètes sur les revenus – y compris revenus de remplacement – et patrimoine notamment), nous aurions pu comparer les résultats d'estimation issus d'un modèle avec instrumentation et ceux d'un modèle sans instrumentation. Mais nos données ne nous le permettent pas. Dans l'enquête française réalisée en 2002 comme dans celle réalisée en 2004, il existe une question posée relative à l'existence, chez la personne interrogée, de maladies chroniques, dont celle-ci souffrirait. Les réponses à cette question sont liées de façon significative et cohérente à l'auto-évaluation de l'état de santé selon l'échelle subjective du type « excellente, bonne... mauvaise, nsp » que nous utilisons. Toutefois, la question relative à l'existence d'une maladie chronique n'est pas à proprement parler une mesure objective de l'état de santé. En effet, une telle mesure nécessite soit l'observation par des médecins, soit la mesure par les individus à partir d'une grille d'évaluation médicale. Nous y revenons ci-après.

## **Encadré 1** **Les réformes suédoise (2001) et française (2003)**

### **Réforme suédoise (2001)**

La réforme des retraites en Suède a été élaborée au terme d'un processus d'une dizaine d'années de négociation et de discussions pour être adopté en 1999 et entrer en vigueur en 2001. Cette réforme met en place un système de retraites nouveau fondé sur une logique plus assurantielle liée aux choix d'âge de départ à la retraite rendus flexibles. Ainsi, dans le système public par répartition, chacun peut percevoir sa retraite à partir de 61 ans, prolonger son activité au-delà de 65 ans et cumuler la retraite et l'emploi. Un des aspects remarquables de la réforme est également lié au fait qu'une information très précise sur les droits à pension, auxquels peuvent prétendre les individus, leur est diffusée chaque année en fonction des différents paramètres du système susceptibles d'être modifiés (cf. *infra*).

L'objectif de la réforme est d'assurer la viabilité financière des régimes de retraites sans modification des taux de cotisation. Le système de retraites repose sur deux piliers : 1/ la constitution de comptes individuels de retraite qui permettent aux futurs pensionnés de calculer en temps réel la pension « virtuelle » qu'ils percevraient dans le cadre du régime par répartition ; celle-ci, lors de la liquidation, tiendra compte également de l'espérance de vie des individus au moment de la retraite 2/ l'accès régulé aux marchés financiers afin de compléter ses revenus de remplacement.

Ce nouveau système permet ainsi à chaque futur pensionné de disposer d'une information précise en vue de la formation de ses choix en matière de départ futur à la retraite ou de maintien dans l'emploi.

Des mécanismes de révision automatique permettent d'assurer l'équilibre du régime de répartition sans augmentation des cotisations, dès lors que certaines variables du système se modifient notamment à court terme. Ainsi, du côté des ressources, la croissance de l'emploi peut affecter conjoncturellement la masse salariale, tandis que du côté des dépenses, l'inertie est plus importante du fait que les droits à verser s'agissant des pensions actuelles et futures sont prévisibles. De ce fait des déficits ou des excédents peuvent exister à court terme. La revalorisation des comptes virtuels est ainsi fondée en première instance sur l'évolution des salaires et corrigée en fonction du ratio entre recettes et dépenses.

À l'horizon 2010, si la rentabilité du système par capitalisation est égale au taux de croissance du PIB, les projections montrent que les pensions du système public de répartition représenteront 86,5 % des pensions versées (les pensions d'entreprises étant pendant exclues), tandis que le système par capitalisation en représentera 13,5 %.

L'un des axes majeurs de la réforme suédoise, la flexibilité des choix de départ à la retraite, a inspiré en partie la réforme française. Ces deux réformes ont toutes deux été finalisées dans le cadre d'une coopération européenne intergouvernementale accrue en matière de protection sociale. Le principe d'une coopération plus étroite a en effet été défini par le biais de la « méthode ouverte de coordination » (MOC) mise en œuvre sous l'égide de la Commission européenne à l'issue du sommet de Lisbonne en mars 2000, afin de favoriser la convergence des systèmes de protection sociale en matière de cohésion sociale, de santé et de retraites, plus particulièrement.

### **Réforme française (2003)**

La réforme française (loi du 21 août 2003) est la résultante de nombreux travaux d'experts réalisés au cours des années 1990 et relatifs à la viabilité des régimes de retraite par répartition confrontés aux défis démographiques et aux tendances longues de la croissance française.

La réforme française comporte plusieurs volets et une mise en œuvre progressive des mesures adoptées. Les principales mesures concernent tant le secteur privé que le secteur public sont les suivantes :

En ce qui concerne le secteur privé, la durée de carrière requise pour la liquidation de la pension au taux plein sera portée de 160 trimestres à 164 trimestres entre 2009 et 2012. À compter de 2013, l'augmentation se fait en fonction de l'évolution de l'espérance de vie. La durée de référence pour le calcul de la pension est portée de 150 trimestres en 2003 à 160 trimestres en 2008 à raison de deux trimestres par an. Elle sera ensuite relevée au même rythme que la durée correspondant au taux plein. Le taux de cotisation vieillesse du régime général est relevé de 0,2 points au 1<sup>er</sup> janvier 2006.

Diverses mesures de flexibilité sont adoptées depuis 2004 :

- ouverture du droit à la retraite avant 60 ans pour les assurés ayant commencé à travailler très jeunes ;
- revalorisation du minimum de pension contributive de 3 % pour 40 années cotisées ;
- surcote de 3 % en cas de poursuite de l'activité à partir de 60 ans et de 160 trimestres d'assurance ;
- à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2006, instauration progressive d'une décote devant atteindre 1,25 % en 2015 par trimestre manquant pour bénéficier de la retraite à taux plein ou atteindre la limite d'âge.

Dans la Fonction publique, la durée de carrière requise pour le service de la pension à taux plein est portée de 150 trimestres à 160 trimestres en 2008. le salaire de référence est modifié : la valeur de une année de service pour calculer la retraite était de 2 % du traitement de référence jusqu'au 31 décembre 2003. Celle-ci va diminuer progressivement entre 2004 et 2008 en liaison avec l'évolution de la durée d'assurance requise pour obtenir le taux plein, soit jusqu'à 1,875 % en 2008 et sera de 1,829 % en 2012. Le dispositif de décote applicable en cas de carrière incomplète

est mis en œuvre progressivement de 2004 à 2008.

Sources : L. Caussat, M. Lelièvre, « Les politiques de pension des pays nordiques de l'Union européenne » et O. Settergren, « La réforme du système de retraite suédois. Premiers résultats », in *Revue française des Affaires sociales*, n° 4 (numéro spécial), octobre-décembre 2003 et site internet du ministère des Affaires sociales, du Travail et de la Solidarité.

Dans l'enquête suédoise, les questions ont été libellées à partir de celles posées dans l'enquête française (voir annexes). L'enquête suédoise, réalisée en 2002, permet ainsi de connaître les jugements après la réforme de 2001, sachant toutefois que la situation sociale en Suède est à cette période différente de la situation française. En premier lieu, la réforme suédoise est entérinée depuis 1999 consécutivement à une dizaine d'années de travaux et de négociations préalables (voir encadré 1). L'enquête réalisée en 2002 en France précède l'année de la réforme. La conjoncture française et le contexte socio-politique sont alors médiocres. De surcroît, la réforme a été élaborée dans un contexte de négociations plus conflictuelles, en laissant en suspens la question des réformes des régimes spéciaux. Une exploitation des données de 2004 (soit un an après la réforme française) permet cependant de comparer les jugements des Français dans les mêmes conditions temporelles que les jugements des Suédois après la réforme, dans un contexte socio-économique certes différent.

## **Encadré 2** **Les différentes enquêtes utilisées**

### **Enquête Drees (2002 et 2004)**

L'enquête barométrique de la Drees est réalisée depuis 2000. Elle a pour but de mesurer les attitudes et les opinions des Français à l'égard de la protection sociale, de la pauvreté, de la santé, de la famille et de l'immigration.

Les personnes interviewées sont sélectionnées suivant la méthode des quotas à partir des données du recensement général de la population de 1990 ou des enquêtes « Emploi » annuelles de l'Insee, par stratification selon le sexe, l'âge, la profession du chef de famille, la taille d'agglomération, la région, le niveau de diplôme et le statut actif/inactif. Les entretiens ont eu lieu en face à face au domicile des personnes interrogées sous système CAPI (collecte assistée par ordinateur) sur 4 000 individus aux printemps 2002 et 2004 pour les deux vagues d'enquêtes qui nous intéressent. Les revenus déclarés par les personnes interrogées sont les revenus mensuels nets du ménage, comprenant salaires, revenus de transfert, allocations et pensions. La catégorie socio-professionnelle (CSP) est celle de la personne interrogée qu'elle soit ou non chef de ménage.

### **Enquête suédoise**

L'enquête suédoise a été réalisée au printemps 2002 à partir d'un fichier de 1 400 adresses, acquis par le département d'Économie de l'Université de Göteborg et fourni par l'Institut de statistiques suédois. L'enquête est réalisée par courrier et une incitation a été donnée aux destinataires de l'enquête sous forme de lots à gagner par le biais d'un tirage aléatoire afin d'assurer une qualité de réponse à l'enquête. Le taux de retour a été de 50 % et l'échantillon a été redressé en fonction de la représentativité des différentes caractéristiques sociodémographiques présentes dans la population nationale (âge, sexe, profession, statut d'activité, diplôme revenu...). Les revenus disponibles dans l'enquête sont les revenus individuels nets annuels ainsi que ceux du ménage après transferts.

### **Enquête SVP 50**

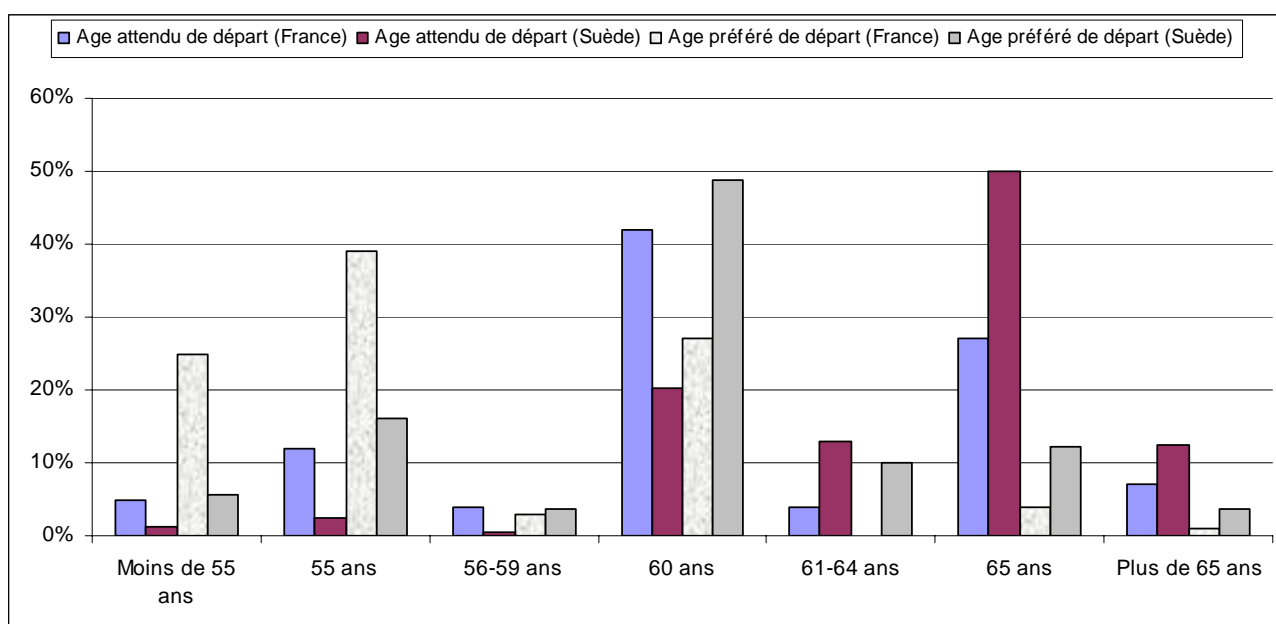
L'enquête SVP 50 est une enquête réalisée chez les salariés de plus de 50 ans ayant pour objet l'étude des enjeux de santé et de travail chez les salariés de plus de 50 ans dans tous les secteurs d'activité. Elle explore les conditions de travail actuelles ou passées, la représentation de la retraite et l'état de santé des salariés.

L'enquête a été réalisée par le biais de la participation bénévole de plus de 650 médecins du travail, répartis sur toute la France, qui ont permis le recueil de 11 213 questionnaires exploitables. Nous utilisons cette enquête de façon à vérifier le lien existant entre mesures de santé objectives et subjectives. En effet, dans l'enquête Drees, la présence des seules mesures subjectives des états de santé peut être considérée comme passible des biais mentionnés en introduction et en 1.4. L'enquête SVP50 nous permet d'approfondir le lien entre souhaits de départ précoces et états de santé (en termes à la fois objectifs et subjectifs).

## 2.2. Opinions sur l'âge de départ, départs effectifs et contexte du marché du travail en France et en Suède : quelques éléments descriptifs

La comparaison entre la France et la Suède montre clairement qu'il y a une différence de cinq ans entre la France et la Suède à la fois sur l'âge attendu et sur l'âge souhaité. En effet, en ce qui concerne la France, la médiane se situe à l'âge de 60 ans (entre 59 ans et 60 ans) pour l'âge attendu, tandis qu'elle se situe à 65 ans pour la Suède (entre 64 ans et 65 ans). S'agissant de l'âge souhaité, même si on ne constate pas la même différence en ce qui concerne l'âge médian (il se situe entre 59 ans et 60 ans pour les deux pays), on constate cependant que près de 40 % des Français souhaiteraient partir à 55 ans (et 54 % avant 56 ans), 27 % à 60 ans tandis qu'ils sont, en Suède, 16 % à vouloir partir à 55 ans mais près de 49 % à 60 ans et seulement autour de 10 % à 65 ans (voir graphique ci-après – enquêtes 2002 – et annexes).

**Graphique 1**  
**Âge préféré et âge attendu de départ à la retraite en France et en Suède (2002)**



### 2.2.1. Lien entre âge effectif et opinions sur les âges de départ

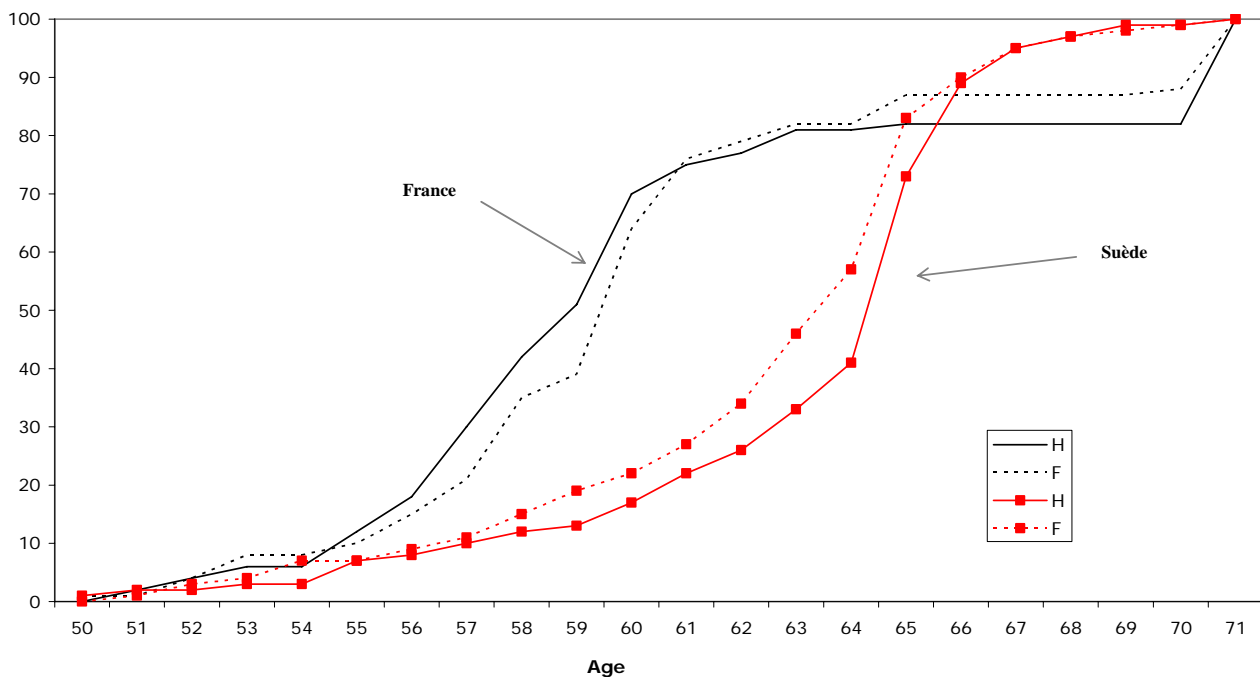
Afin de juger de la pertinence des opinions individuelles quant à l'âge de départ, il est intéressant de comparer les résultats des enquêtes subjectives à ceux relatifs aux départs effectifs à la retraite<sup>7</sup>.

On observe qu'en 2002, l'âge effectif moyen de départ en France est d'environ 58 ans contre 62 ans en Suède (source : COR). Carone (2005) établit quant à lui différentes comparaisons à partir des fonctions de distribution concernant la probabilité de départ effectif à la retraite à différents âges (voir graphique 2).

<sup>7</sup> Cette comparaison se heurte à la limite de la représentativité des catégories d'individus représentées dans l'échantillon des enquêtes subjectives et qui sont différentes des cohortes des retraites auxquelles les âges de départ effectifs font référence.

D'une part, le graphique 2 permet d'observer qu'il existe des différences de petite ampleur entre les hommes et les femmes au sein d'un même pays, mais qu'en revanche les différences entre pays sont très marquées. Comme c'est le cas pour les anticipations de départ, le profil des âges de départ en France se situe *grosso modo* cinq ans plus tôt que celui de la Suède. Il est aussi à remarquer que les profils des âges effectifs sont plus proches des anticipations subjectives de départ que des souhaits.

Graphique 2 Probabilité d'âge de départ effectif à la retraite  
(fonctions de distribution cumulée)



Source : Giuseppe Carone, d'après Eurostat, Labour force survey 2003

Les différences entre les âges de départ à la retraite sont à relier aux taux d'activité faibles des *seniors* en France alors qu'ils sont élevés en Suède. En 2002, le taux d'activité des 55-64 ans était de 35,6 % en France tandis qu'en Suède, ce taux s'élevait à 71,7 %. Il est aussi à remarquer l'existence de disparités importantes en ce qui concerne les taux d'emploi, respectivement de 33,8 % et de 68,4 % (OCDE, *Employment Outlook*, 2005). Ces taux sont par ailleurs plus élevés pour les hommes que pour les femmes : ainsi, 44,2 % des hommes entre 55 et 64 ans sont en emploi en France et 70,7 % en Suède<sup>8</sup>. Le contexte d'emploi des travailleurs âgés en Suède est en effet très différent du contexte français : les syndicats suédois sont puissants et ont toujours négocié à propos de l'emploi des *seniors*. Après avoir baissé au début des années 1990 du fait de la récession qu'a connue la Suède, le niveau

<sup>8</sup> S'agissant de nos enquêtes, ces statistiques sont plutôt à rapprocher des taux d'emploi pour tenter de vérifier s'il existe une opinion significativement divergente des travailleurs âgés et en recherche d'emploi qui expliquerait ainsi cette différence entre la France et la Suède. Si tel était le cas, il conviendrait d'être sans doute plus nuancé sur la portée du modèle d'offre de travail appliqué aux individus âgés, dans l'enquête française. Dans celle-ci cependant, il apparaît que l'on ne constate pas de différence significative s'agissant de l'âge attendu comme de l'âge préféré entre les personnes âgées de plus de 50 ans qui sont à la recherche d'un emploi et les autres catégories de personnes en emploi ; par ailleurs, les effectifs des premiers sont très faibles au regard des autres, de sorte qu'on ne peut pas vraiment donner une interprétation très spécifique de leur opinion. Pour une étude plus fine relative à l'emploi des seniors voir Béghagel, Gautié (2005) qui considèrent qu'en France, le faible taux d'emploi des *seniors* est lié aux changements technologiques ainsi qu'à des pratiques organisationnelles spécifiques. Il est d'ailleurs tout à fait vraisemblable que le taux d'emploi des *seniors* dépende de façon importante des comportements de demande de travail. Les mesures de type « contribution Delalande en France – mesure supposée inciter les employeurs à embaucher les plus de 50 ans – ont ainsi eu peu d'effets directs mais des effets indirects négatifs en dissuadant les employeurs d'embaucher les travailleurs âgés entre 46 et 49 ans (Bommier *et al.*, 2003 ; Behaghel, 2004).

d'emploi des *seniors* a de nouveau augmenté à la faveur des mesures prises par l'État et négociées avec les syndicats. Ainsi, dans ce pays, les mesures n'ont pas seulement concerné l'offre de travail mais également la demande de travail. Du côté de la demande, ce n'est pas tant la règle d'ancienneté (dite du « *first in last out* ») qui aurait favorisé ce niveau d'emploi plus élevé qu'ailleurs que l'existence d'une formation tout au long de la vie, d'un environnement et de conditions de travail propices à l'accroissement des capacités de travail des travailleurs âgés (Delteil, Redor, 2003, 2004).

### **2.2.2. Différences entre les âges « préféré » et « attendu » en France et en Suède : quelques statistiques descriptives complémentaires**

En ce qui concerne l'âge préféré, ceux qui déclarent, dans l'enquête suédoise, préférer partir aux âges les plus élevés sont les individus pour lesquels une proportion plus importante que pour les autres catégories se déclare en santé plus précaire. Ce résultat est assez paradoxal eu égard à l'important accroissement constaté des congés-maladie en Suède intervenus entre 1997 et 2002 pour les travailleurs âgés (Jolivet, 2004). Toutefois, les effectifs sur lesquels ce résultat joue sont trop faibles pour en tirer un réel enseignement. La comparaison avec l'âge attendu montre par ailleurs une relation plus conforme aux attentes : à l'exception de la catégorie d'individus qui s'attendent à partir avant 55 ans – mais leur effectif est très faible en Suède et n'a donc pas de valeur significative – ceux qui s'attendent à partir aux âges plus élevés déclarent un état de santé sensiblement meilleur que ceux qui s'attendent à partir tôt.

Lorsque l'on croise les âges préféré et attendu en fonction du statut professionnel, on constate, s'agissant de l'âge attendu qu'il n'y a pas de différences entre les attentes des salariés du secteur public d'un côté et du secteur privé de l'autre entre la France et la Suède. Pour l'âge préféré, on observe une translation vers l'âge de 55 ans en France et de 60 ans en Suède dans les deux secteurs (voir annexes).

Enfin, lorsqu'on interroge les individus sur l'évaluation du niveau de vie qu'ils pensent avoir en tant que retraités, on constate une évaluation plus « pessimiste » des Suédois : 47 % considèrent que leur niveau de vie sera moins bon, 27 % qu'il sera équivalent tandis qu'en France, ils sont 40 % dans le premier cas et 36 % dans le second. Ceci reflète peut-être l'inflexion sensiblement à la baisse observée pour les travailleurs âgés en Suède dans les années 90, qui peut se répercuter sur le niveau des pensions.

Par ailleurs, une exploitation de l'enquête Drees 2004 – soit un an après la réforme – fait apparaître un abaissement tant de l'âge attendu que de l'âge préféré par rapport à l'enquête de 2002. Cet abaissement est significatif pour l'âge attendu et également plus sensible. Cependant la différence, s'agissant tant des attentes que des préférences strictes, demeure significative avec les résultats de l'enquête suédoise de 2002.

Ainsi, alors qu'en 2002, 64 % des Français souhaitent partir en retraite avant 56 ans, ils sont 43 % en 2004. La différence est nettement plus faible pour les âges de 60 ans et de 65 ans entre 2002 et 2004. En ce qui concerne l'âge attendu, un départ avant 56 ans n'est plus escompté que par à peine 6 % en 2004 ; il était d'environ 17 % en 2002. À l'âge de 60 ans, l'écart demeure sensible. En revanche, la différence est très faible pour l'âge attendu de 65 ans<sup>9</sup>. À l'aune de cette exploitation de l'enquête Drees de 2004, la différence entre âge préféré et âge attendu est confortée. Il en ressort également que les individus ont intégré au moins dans une certaine mesure la réforme intervenue en 2003 en France.

---

<sup>9</sup> Un test du chi<sup>2</sup> ne montre pas de différence significative en ce qui concerne l'âge préféré entre 2002 et 2004.

En Suède, un an après la réforme intervenue, les Suédois sont 4 % à s'attendre à partir avant 56 ans et à peine 22 % à souhaiter partir avant cet âge. On constate par ailleurs la grande proximité entre âge attendu et âge effectif de départ dans les deux pays même si les âges « ronds » (60 et 65 ans) concentrent davantage les attentes que les âges intermédiaires alors que les probabilités calculées par Carone (2005), relatives aux âges effectifs sont davantage dispersés sur les âges intermédiaires de 56 à 66 ans.

Nous complétons dans ce qui suit ces analyses descriptives par une estimation économétrique de l'âge souhaité, l'âge attendu ainsi que de l'écart entre les deux pour la France et la Suède, sur la base des enquêtes 2002.

### 2.3. Méthode d'estimation et résultats

Pour les deux pays, nous estimons ainsi séparément, dans le cadre d'un modèle de régression des « moindres carrés ordinaires », les âges de départ souhaité et attendu ainsi que l'écart entre les deux<sup>10</sup>. Conformément aux études internationales les variables explicatives utilisées sont les variables financières et la mesure de l'état de santé auto-évaluée d'une part ainsi que les variables sociodémographiques habituelles, telles que le genre, l'âge, les caractéristiques d'emploi et le statut familial<sup>11</sup>. Du fait des données dont nous disposons, la mesure de l'état de santé est exogène.

En ce qui concerne la variable à expliquer, les données recensées par l'enquête française et suédoise permettent d'étudier les décisions de départ à la retraite en termes hypothétiques, c'est-à-dire à partir de ce que les interrogés pensent vouloir ou pouvoir faire. Nous estimons trois modèles qui diffèrent uniquement par rapport à la variable régressée. La variable expliquée dans le premier modèle est l'âge attendu de départ à la retraite ; dans le deuxième modèle, on cherche à expliquer les préférences quant à l'âge de départ (ainsi, on utilise la question qui demande aux interrogés de préciser l'âge souhaité de départ). Finalement, dans le troisième modèle, on estime la différence entre ces deux variables. C'est surtout le deuxième et le troisième modèle qui font l'objet de notre intérêt, dans la mesure où l'âge attendu est à entendre comme l'anticipation subjective d'une décision qui est fortement contrainte par le système existant (ainsi que, bien évidemment, conditionnée par le nombre et la nature des informations dont les interrogés disposent à ce sujet). En revanche, l'âge désiré de départ exprime la préférence individuelle. On écarte l'hypothèse de l'absence de différence significative entre l'âge souhaité et l'âge attendu par le biais d'un test statistique<sup>12</sup>. De ce fait, il est intéressant d'étudier les déterminants explicatifs de cet écart, lequel quand il est positif reflète vraisemblablement les frustrations des individus quant à leurs souhaits d'âge de départ à la retraite.

<sup>10</sup> Nous avons utilisé le modèle de régression linéaire simple du fait que la littérature sur des données similaires aux nôtres le valide. Toutefois, dans la mesure où l'on peut considérer que les individus ne connaissent pas exactement le moment désiré de leur départ, une estimation de la probabilité du souhait de partir à la retraite peut s'avérer plus pertinente *a priori* (par le biais d'une estimation de type probit ordonné). Nous avons testé un tel modèle en répliquant notre échantillon de manière aléatoire (méthode du *bootstrap*) afin d'observer si les individus répondent qu'ils souhaitent partir une fois l'âge seuil dépassé – lequel est une variable latente, non observée –. Les estimations obtenues ne changent que très marginalement par rapport aux résultats précédents.

<sup>11</sup> Nous vérifions l'absence de multicollinéarité entre les variables explicatives. En principe, il aurait été intéressant d'étudier le taux de remplacement attendu par les individus sur les décisions de départ à la retraite. Toutefois, puisque nous ne disposons pas de données individuelles sur cette question, nous avons pris en considération l'évaluation individuelle des perspectives futures de niveau de vie (en tant que retraité, la formulation exacte de la question est précisée dans l'encadré 2 (voir question 3 dans l'enquête suédoise). Finalement, il est utile de remarquer que si les taux moyens de remplacement bruts sont très différents en France et en Suède (respectivement 52,9 % et 64,8 % des gains individuels), les taux de remplacements nets (après impôts, cotisations et transferts) sont pratiquement identiques (68,8 % en France et 68,2 % en Suède [OCDE, 2005]).

<sup>12</sup> La statistique t-student prend la valeur de -40,7, l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 0,1 %.



### 2.3.1. Résultats pour la France

Nous présentons les résultats obtenus sur l'échantillon complet. Le tableau A contient les trois modèles estimés. En ce qui concerne les anticipations de départ à la retraite, les principaux facteurs explicatifs sont le niveau d'études, l'état de santé perçue des personnes interrogées et les anticipations de leur futur niveau de vie (lequel est mesuré de manière relative, c'est-à-dire par rapport au niveau de vie des retraités d'aujourd'hui). Enfin, le statut professionnel se révèle être aussi une bonne source d'explication des anticipations quant à l'âge de départ. Plus particulièrement, l'âge de départ est lié de manière positive au niveau d'études, ce que plusieurs facteurs peuvent expliquer : une entrée plus tardive sur le marché du travail des plus diplômés, de meilleures conditions de travail et le fait que le travail « est moins vécu comme une contrainte » et davantage comme un lieu d'accomplissement personnel. Les conditions de santé sont aussi liées positivement à l'âge de départ : les individus qui mentionnent un mauvais état de santé prévoient de prendre leur retraite plus tôt que ceux qui déclarent avoir un bon état de santé. Par ailleurs, les individus qui anticipent une dégradation<sup>13</sup> de leur niveau de vie par rapport à la situation actuelle des retraités sont aussi ceux qui se voient travailler plus longtemps. Ceci peut soit signifier que, pour certains, le départ tardif à la retraite permet de remédier quelque peu à une situation économique précaire, soit indiquer que le risque politique (lié au changement des systèmes de retraites) est « neutralisé » à travers l'extension de la période active. Dans le premier cas, en effet, ce sont les gens les moins bien lotis qui s'estimeraient spécialement concernés par cette dégradation, tandis que, selon la deuxième interprétation, il s'agirait d'un fait plus général, où la situation économique particulière de l'interrogé n'est pas à l'origine de l'attitude compensatoire vis-à-vis des changements anticipés du dispositif existant. Finalement, le statut professionnel est un élément explicatif important des attentes individuelles quant à l'âge de départ à la retraite. Les salariés du secteur privé ainsi que les travailleurs indépendants et les employeurs anticipent un départ plus tardif à la retraite par rapport aux salariés du secteur public. Ce sont les indépendants qui, dans l'absolu, anticipent le fait de prendre leur retraite plus tard.

Les préférences individuelles sur l'âge de départ sont, comme pour l'âge attendu, également expliquées par le niveau d'études, les conditions de santé et le statut professionnel. De plus, l'âge des individus interrogés, la taille de l'agglomération urbaine de résidence et le statut marital affectent les préférences individuelles. D'abord, les individus ayant un niveau d'étude élevé (Bac + 2 et plus) souhaitent partir plus tard que ceux qui ont le Bac ou un diplôme d'un niveau inférieur. Les préférences pour l'âge de départ sont aussi reliées de manière non linéaire à l'âge de la personne interrogée : les individus les moins âgés sont aussi ceux qui voudraient partir le plus tôt à la retraite<sup>14</sup> et cet effet est d'autant plus fort que les individus sont jeunes. Les habitants des petites villes (moins de 2 000 habitants) et des grandes villes (plus de 100 000 habitants) désirent prendre leur retraite plus tard que les habitants de l'agglomération parisienne ; cet effet est plus important pour la première catégorie que pour la deuxième. Les personnes mariées veulent au contraire partir plus tôt que les célibataires, tandis qu'il n'y a pas d'effet plus significatif pour les divorcés ou ceux qui ont perdu leur conjoint. L'état de santé semble conditionner les préférences pour l'âge de départ de manière

<sup>13</sup> C'est la modalité de référence dans le tableau A pour la variable « Anticipe un meilleur/ le même niveau de vie en tant que retraité que les retraités d'aujourd'hui ».

<sup>14</sup> Ceci n'apparaît pas dans les tableaux dans la mesure où les coefficients de l'âge ne sont pas significativement différents de zéro. Dans des estimations non reportées ici, lorsque l'âge seul est introduit (donc sans l'âge au carré), le signe est positif et significativement différent de zéro, d'où le commentaire que nous faisons.

considérable, nous trouvons en effet que les personnes interrogées veulent partir d'autant plus tard qu'elles pensent jouir d'une bonne santé.

Ces résultats sont conformes à ceux obtenus sur la base d'une enquête réalisée en France sur un échantillon très important de travailleurs âgés (plus de 11 000 individus) de plus de 50 ans par des médecins du travail (Volkoff, Bardot, 2004). Cette enquête réalisée en 2003 sur plusieurs mois a permis notamment d'expliquer les choix de départ à la retraite des individus en emploi en fonction de variables de santé subjective et objective. Outre le fait que les individus en bonne santé sont prêts à rester plus longtemps dans l'emploi, cette enquête nous permet de constater que la santé objective reportée par les médecins du travail apparaît liée à la santé auto-évaluée des personnes lorsque cette appréciation est faite d'un point de vue global<sup>15</sup>.

Finalement, ce sont les salariés du secteur public qui veulent partir le plus tôt à la retraite (et les individus qui font partie de la catégorie « autres » – dans laquelle figurent parmi d'autres les personnes non actives différentes des retraités et des étudiants – sont ceux qui désirent prendre leur retraite le plus tard). Enfin, ni les anticipations quant au futur niveau de vie (par rapport au niveau de vie des retraités d'aujourd'hui) ni les revenus individuels n'ont d'influence significative sur les préférences de départ à la retraite.

Lorsqu'on s'intéresse à la différence entre l'âge attendu de départ et l'âge souhaité, peu de variables parmi celles considérées dans les modèles précédents continuent d'être pertinentes. Cet écart, quand il est positif, peut être interprété comme l'indice d'une frustration par rapport à la préférence des individus ; quand il est négatif, il pourrait refléter un certain réalisme de la part des individus, ceux-ci ayant probablement intégré les réformes à venir qui misent sur le recul de l'âge légal de départ. Par exemple, en ce qui concerne le niveau d'études, ce sont les individus qui ont le Bac qui désirent partir plus tôt que ce qu'ils anticipent pouvoir faire. Pour les individus qui ont des diplômes plus élevés, en revanche, l'écart n'est pas significativement différent de zéro, ce qui témoigne d'une marge de liberté plus importante de leurs choix : les choix individuels semblent traduire davantage des préférences que des contraintes. Par ailleurs, l'écart entre âge attendu et âge souhaité diminue avec l'âge de l'individu interrogé. Nous retrouvons ici la non linéarité de l'effet d'âge : les plus jeunes voudraient partir nettement plus tôt que les plus âgés. Si on lit l'écart entre attendu et souhaité comme indice de réalisme, un coefficient négatif de la variable « âge » au carré signifie que la convergence augmente de plus en plus. Ainsi, les individus les plus âgés seraient à même de mieux estimer à la fois le moment de leur départ et leurs préférences par rapport à celui-ci. Ceux qui habitent des petites villes sont aussi ceux dont les préférences s'écartent systématiquement des anticipations : ils voudraient travailler plus longtemps que ce qu'ils pensent pouvoir faire en réalité. Finalement, l'écart entre anticipations et souhaits est accentué pour deux catégories de personnes : les salariés du secteur privé (par rapport aux salariés du secteur public) et les individus qui pensent pouvoir jouir d'un meilleur niveau de vie par rapport aux retraités actuels. Les premiers voudraient partir systématiquement plus tôt à la retraite par rapport à ce qu'ils pensent effectivement faire, tandis que les seconds voudraient partir plus tard par rapport à l'âge auquel ils partiront vraisemblablement.

---

<sup>15</sup> Dans le cadre de cette étude, nous avons en effet réalisé une exploitation spécifique de l'enquête SVP 50 : on constate ainsi que lorsque les individus souffrent de certaines pathologies graves, ils n'ont pas forcément un jugement péjoratif relativement à leur état de santé (ex pathologie cardiaque). On observe cependant, par exemple, que lorsque les médecins du travail jugent que l'état de santé est objectivement précaire (nécessite une cessation d'activité, ce qui est le cas pour 11 % environ de l'échantillon), il y a une liaison significative entre un tel jugement par les médecins et l'appréciation par les individus d'un état de santé plutôt altéré ou détérioré.

**Tableau A**  
**Échantillon complet pour la France**

1964 Observations	Âge de départ				Différence	
	attendu		souhaité			
Variable	Coeff.	Écart type	Coeff.	Écart type	Coeff.	Écart type
Constante	57,9**	1,33	51,5***	1,29	6,35***	1,55
Hommes	0,037	0,24	0,229	0,23	-0,191	0,28
Âge	0,024	0,06	-0,026	0,06	0,050	0,07
Âge <sup>2</sup>	0,000	0,001	0,002**	0,001	-0,002**	0,001
Diplôme universitaire	1,62***	0,29	1,60***	0,28	0,012	0,34
Bac	0,71**	0,32	0,107	0,31	0,600*	0,37
Moins de 2 000 habitants	0,357	0,35	1,32***	0,34	-0,96**	0,41
2 000 à 20 000	0,675*	0,39	0,343	0,37	0,332	0,45
20 000 à 100 000	-0,335	0,42	-0,435	0,41	0,100	0,50
>100 000 habitants	0,492	0,33	0,86***	0,32	-0,368	0,38
Marié	-0,251	0,29	-0,56**	0,28	0,304	0,34
Divorcé	0,445	1,06	-0,825	1,03	1,270	1,24
Veuf	-0,006	0,46	-0,254	0,44	0,248	0,53
<i>État de santé</i>						
Excellent	0,814	0,56	1,53***	0,54	-0,711	0,65
Très Bon	0,935*	0,52	1,21***	0,50	-0,274	0,61
Bon	0,858*	0,50	1,13***	0,48	-0,274	0,58
<i>Anticipation du niveau de vie comme retraité par rapport aux retraités d'aujourd'hui</i>						
Un meilleur niveau	-0,89***	0,34	0,183	0,33	-1,07***	0,40
Le même niveau	-0,496*	0,27	-0,118	0,26	-0,379	0,32
Salarié du privé	1,60***	0,26	1,02***	0,25	0,58**	0,30
Profession indépendante ou employeur	1,70***	0,47	1,52***	0,46	0,176	0,55
Autre statut professionnel	0,818	0,72	1,95***	0,70	-1,137	0,84
<i>Revenu mensuel par unité de consommation</i>						
480 à 660 €	0,494	0,37	0,191	0,35	0,302	0,43
660 à 960 €	-0,136	0,36	-0,500	0,35	0,364	0,42
960 à 1 330 €	0,430	0,36	-0,001	0,35	0,431	0,42
plus de 1 330 €	0,112	0,39	0,007	0,38	0,105	0,46

NB : Les modalités de référence sont les suivantes : diplôme de niveau inférieur au bac, l'agglomération parisienne, les célibataires, un mauvais état de santé, dégradation du niveau de vie, salariés du secteur public, revenu mensuel par unité de consommation inférieur à 480 euros. S'agissant des revenus, nous utilisons les revenus par unité de consommation dans la mesure où nous considérons que l'individu qui répond tient compte en premier lieu de ses revenus. D'autres estimations avec les revenus du ménage ne changent pas la significativité des coefficients.

### 2.3.2. Résultats suédois

L'échantillon suédois comporte beaucoup moins d'observations que l'échantillon français (voir tableau B). Les faits saillants dans les estimations menées sur les données suédoises concernent surtout les préférences individuelles. On remarque en effet que l'âge attendu semble dépendre de manière critique des trois seuls facteurs (les anticipations du futur niveau de vie, la taille de l'agglomération urbaine et le statut marital). Nous constatons que les habitants des très petites agglomérations pensent partir plus tard à la retraite que ceux des autres villes ; les personnes divorcées anticipent en revanche le fait de partir plus tard. Finalement, on observe, comme dans les données françaises, que ceux qui sont relativement optimistes par rapport à leur niveau futur de vie (c'est-à-dire prévoient de jouir d'un niveau de vie meilleur que celui des retraités à l'heure actuelle) pensent aussi partir plus tôt.

En ce qui concerne l'âge souhaité, nous trouvons quelques différences sur l'influence des variables « état de santé » et « niveau d'études » entre les réponses françaises et les réponses suédoises. En Suède, en effet, même si ce sont plutôt les individus en santé précaire, comme pour la France et conformément aux évidences empiriques sur le sujet, qui désirent partir à la retraite plus précocement que les autres classes d'individus, l'influence de cette variable est plus faible et dépend de l'échelle de santé subjective retenue<sup>16</sup>. À ce sujet, il convient de rappeler que les congés-maladie ont fortement augmenté en Suède pour les travailleurs âgés notamment entre 1997 et 2002 ; ce qui a été une voie de sortie du marché du travail en dehors même de la législation relative à la retraite *stricto sensu* (Jolivet, 2004). L'influence faible de la variable « santé » en Suède, en ce qui concerne l'âge de départ souhaité à la retraite, reflète peut-être simplement ce fait : pour les individus, l'état de santé n'a pas d'impact sur leurs souhaits de départ car leur retrait du marché du travail pourra se faire par un autre biais que la retraite. Par ailleurs, ce sont les plus diplômés qui veulent partir plus tôt à la retraite. Ceci est confirmé dans la troisième régression. Le signe positif indique un degré de frustration plus grand chez les plus diplômés : ils voudraient en effet partir plus tôt par rapport à ce qu'ils estiment pouvoir faire. En France, en revanche, nous avons remarqué qu'il y avait une certaine convergence entre attentes et anticipations pour ceux qui ont un niveau d'études supérieur au bac.

L'âge de l'individu interrogé (ainsi que l'âge au carré) est aussi un facteur discriminant des préférences quant au choix du départ à la retraite, mais, à la différence de la France, en Suède, la frustration des jeunes par rapport aux autres classes d'âge est moindre même s'il existe aussi un effet non linéaire lié à l'âge, qui traduit un désir de partir tôt à la retraite pour les plus jeunes.

Finalement, on trouve, comme en France, que les personnes mariées voudraient partir plus tôt que les célibataires<sup>17</sup>. L'écart entre âge attendu et âge idéal de départ est plus fort pour les plus diplômés (comme remarqué précédemment) et augmente avec l'âge de l'individu interrogé. Les individus mariés se démarquent aussi des célibataires parce qu'ils désirent partir plus tôt que ce qu'ils pensent être en mesure de faire. Les divorcés sont aussi ceux qui voudraient partir plus tôt par rapport à l'âge auquel ils pensent partir en réalité. Finalement, l'âge idéal de la retraite pour ceux qui anticipent avoir un meilleur niveau de vie (une fois retraités) par rapport aux retraités d'aujourd'hui est supérieur à l'âge vraisemblable (par rapport à ceux qui pensent avoir un niveau de vie moins bon que les retraités d'aujourd'hui).

Les résultats singuliers s'agissant du départ à la retraite souhaité plus précocement par les plus diplômés en Suède reflète peut-être une préférence pour le loisir frustrée eu égard à la carrière professionnelle que ces individus ont ou qu'ils sont susceptibles d'avoir.

---

<sup>16</sup> Eu égard aux premières analyses obtenues sur la base des statistiques descriptives, nous avons testé plusieurs échelles d'état de santé (quatre ou cinq *items* y compris la référence relative à la santé précaire). Du fait que le nombre d'observations était faible en Suède, nous avons opté pour une échelle en quatre *items* (y compris la référence) mais le changement d'échelle a pour effet de changer le signe du coefficient ; ce qui démontre une moindre robustesse de l'effet santé pour la Suède.

<sup>17</sup> Du fait de l'existence des pensions de réversion et du taux de mariage également plus élevé en France, on aurait pu s'attendre à trouver un effet plus fort du statut marital (personnes mariées ou veuves, par rapport aux autres catégories) en France qu'en Suède. Or, ce n'est pas ce que nous constatons ; le coefficient relatif aux personnes mariées est même plus élevé en Suède qu'en France. Il se peut, toutefois, que cet effet ne soit pas visible car nous n'observons pas l'offre conjointe de travail au sein des couples.

**Tableau B**  
**Échantillon complet pour la Suède**

567 observations	Âge de départ				Différence	
	attendu		souhaité			
Variable	Coeff.	Écart type	Coeff.	Écart type	Coeff.	Écart type
Constante	66.14***	2.05	67.82***	2.32	1.68	2.48
Hommes	-0.43	0.32	-0.63*	0.36	-0.20	0.39
Diplôme universitaire	-0.03	0.50	-1.39**	0.56	-1.36**	0.60
Bac	-0.23	0.35	-0.74	0.39	-0.507	0.42
Âge	-0.13	0.10	-0.48***	0.11	-0.35***	0.12
Âge <sup>2</sup>	0.002*	0.001	0.007***	0.001	0.005***	0.001
>300 000 habitants	0.04	0.41	-0.52	0.46	-0.55	0.50
50 000 à 300 000	-0.24	0.43	-0.37	0.49	-0.12	0.52
15 000 à 50 000	-0.64	0.42	-0.95**	0.48	-0.30	0.51
Marié	-0.34	0.42	-1.45***	0.47	-1.11**	0.50
Divorcé	1.30*	0.69	-1.30	0.78	-2.60***	0.84
Veuf	-1.81	1.31	-0.02	1.49	1.79	1.59
Très bon état de santé	0.30	0.41	1.34***	0.46	1.04**	0.49
Bon état de santé	0.36	0.36	1.15***	0.41	0.79*	0.44
<b>Anticipation de niveau de vie comme retraité par rapport aux retraités d'aujourd'hui</b>						
meilleur	-1.71***	0.40	-0.52	0.46	1.19**	0.49
même niveau	-0.35	0.36	0.39	0.40	0.74*	0.43
Salarié du privé	0.18	0.38	-0.05	0.43	-0.23	0.46
Profession indépendante ou employeur	-0.78	0.59	0.38	0.66	1.16	0.71
Autre statut professionnel	0.16	0.52	0.36	0.59	0.20	0.63
<b>Revenu mensuel par UC</b>						
860 à 1 130 €	0.22	0.53	0.37	0.60	0.15	0.64
1 130 à 1 398 €	0.39	0.47	0.22	0.53	-0.17	0.57
1 398 à 1 774 €	-0.03	0.47	-0.98*	0.54	-0.94	0.57
plus de 1774 €	-0.37	0.50	-0.40	0.56	-0.03	0.60

## CONCLUSION

Notre étude portait sur les similitudes et différences entre la France et la Suède concernant les déterminants des âges attendus et souhaités de départ à la retraite. Les âges de départ attendus reflètent assez fidèlement les âges effectifs, même si une plus grande dispersion est observée pour ces derniers autour des âges « ronds ». Par ailleurs, les préférences diffèrent significativement des attentes dans chaque pays et entre les pays.

En ce qui concerne l'âge souhaité de départ à la retraite, aucun effet du revenu n'apparaît significatif et ce, pour les deux pays ; ce qui en soi est un résultat important et demande une investigation plus importante du lien entre revenus et choix de départ à la retraite. Concernant la richesse, les données ne permettaient pas d'en tester l'effet.

Une hypothèse est que le lien est plus important entre revenus (mais également richesses) et âge de départ mais que cet effet n'est pas monotone : il y a sans doute un impact différent selon l'âge des personnes interrogées. Une des explications possibles à l'absence de corréla-

tion entre revenu et âge de départ, en France et en Suède, a trait également à la mesure du revenu qui est faite dans les deux enquêtes réalisées. Il s'agit en effet des revenus du ménage et non pas de revenus individuels (tandis que la plupart des modèles théoriques considèrent les décisions de départ à la retraite à partir des variables financières strictement individuelles).

Si la santé semble traditionnellement pouvoir conditionner les départs effectifs à la retraite, il semble que son pouvoir explicatif sur l'âge souhaité de départ à la retraite ait un fort impact pour la France mais plus ambigu pour la Suède et peut être lié, pour ce dernier, à des caractéristiques du système de protection sociale et de congés-maladie entre 1997 et 2002. En France, le mauvais état de santé pourrait peut-être jouer le rôle d'une contrainte négative sur les choix professionnels de l'individu (voir l'étude de Volkoff et Bardot [2004]).

Toutefois, outre des mesures subjectives, des mesures objectives de l'état de santé combinées à des mesures du niveau de vie futur plus précises des individus confrontés aux choix de départ à la retraite pourraient permettre de tester le caractère éventuellement endogène de la santé et son impact sur la qualité des estimations quant au choix de départ à la retraite.

## BIBLIOGRAPHIE

ANDERSON K.H., BURCKHAUSER R.V., 1985, "The Retirement-Health Nexus: A New Measure of an Old Puzzle", *Journal of Human Resources*, vol. 20.

BARNAY T., 2005, « Une analyse microéconomique de la cessation d'activité : l'effet de l'état de santé », *Cahiers de Recherche Eurisco*, n° 2005-01, Université Paris-Dauphine.

BEHAGHEL L., 2004, « Le rôle de la demande de travail dans le faible emploi des travailleurs âgés en France », *Thèse de Science Economique*, École normale supérieure.

BEHAGHEL L., GAUTIÉ J., 2006, "From Internal to Transitional Labour Markets ? Firms Restructuring and Early Retirement in France", *Document de travail CEE*, n° 57, septembre, 20 pages.

BEEHR T. A., GLAZER S., NIELSON N. L., FARMER S. J., 2000, "Work and Non Work Predictors of Employees' Retirement Ages », *Journal of Vocational Behaviour*, vol. 57.

BLANCHET D., DEBRAND T., 2005, « Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne », *Insee Première*, n° 1052, décembre.

BOMMIER A., MAGNAC T., ROGER M., 2003, « Le marché du travail à l'approche de la retraite entre 1982 et 1999, évolution et évaluation », *Revue Française d'Economie*, juillet, pp. 22-83.

BOSKIN M., 1977, « Social Security and Retirement Decisions », *Economic Inquiry*, vol. 15.

BOUND J., 1991, « Self Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models », *Journal of Human Resources*, vol. 26.

BURCKHAUSER R. V., COUCH K. A., PHILLIPS J. W., 1996, "Who Takes Early Social Security Benefits? The Economic and Health Characteristics of Early Beneficiaries", *The Gerontologist*, vol. 36, n° 6.

BURCKHAUSER R. V., QUINN J., 1983, « Is Mandatory Retirement Overrated? Evidence from the 70s », *Journal of Human Resources*, vol. 18.

BURTLESS G., MOFFIT R., 1984, « The Effects of Social Security Benefits on the Labor Supply of the Aged », in Aaron H., Burtless G. (eds), *Retirement and Economic Behavior*, Washington DC, Brookings.

CAILLOT L., BOARINI R., LE CLAINCHE C., 2000, « Les opinions des Français en matière de retraites de 2000 à 2002 », *Etudes et Résultats*, n° 210, Drees.

CARONE G. (2005) "Long-term Labour Force Projections for the 25 EU Member States. A Set of Data for Assessing the Economic Impact of Ageing", *European Commission, Economic Papers*, n° 235, November.

- CAUSSAT L., LELIEVRE M., 2003, « Les politiques de pension des pays nordiques de l'Union européenne », *Revue Française des Affaires sociales*, n° 4, octobre-décembre, pp. 309-336.
- DELTEIL V., REDOR D., 2003, « L'emploi des salariés de plus de 55 ans en Europe du Nord », *mimeo*, GIP MIS, Convention Dares.
- DELTEIL V., REDOR D., 2004, « Contribution Delalande : quels dispositifs similaires ou alternatifs en Europe du Nord ? », *mimeo*, GIP MIS, convention Dares.
- DWYER D., MITCHELL O., 1999, "Health problems as determinants of Retirement: Are self Rated Measures Endogeneous ?", *Journal of Health Economics*, vol. 18.
- FRONSTIN P., 1999, « Retirement Patterns and Employee Benefits : Do Benefits Matter ? », *The Gerontologist*, vol. 39.
- GUERIN J. L., LEGROS F., 2005, « L'âge de la retraite : choix politique, économique ou choix individuel ? », *Revue d'Economie Politique*, n° 2, mars-avril, pp. 173-196.
- HANOCH G., HONIG M., 1983, « Retirement Wages and Labor Supply of the Elderly », *Journal of Labour Economics*, vol. 1.
- HENKENS K., 1999, « Retirement Intentions and Spousal Support: A Multi-Actor Approach », *Journal of Gerontology : Social Sciences*, 54B.
- HENKENS K., TALEZAAR F., 1997, « Explaining Retirement Decisions of Civil Servants in the Netherlands », *Research of Aging*, vol 19.
- JOLIVET A., 2004, "Suède. Réduction des congés maladie : une réforme gouvernementale contestée", *Chroniques internationales de l'Ires*, n° 86, janvier.
- KERKHOFS M.J.M., LINDEBOOM M., 1995, « Subjective Health Measures and State Dependent Reporting Errors », *Health Economics*, vol. 4.
- KIM S., FELDMAN D. C., 1999, « Healthy, Wealthy or Wise: Predicting Actual Acceptances of Retirement Incentives at Three Points in Time », *Personnel Psychology*, vol. 51.
- LINDEBOOM M., 2005, *Health and Work of Older Workers*, Free University of Amsterdam, HEB Bergen, Tinbergen Institute and IZA, February,
- O'DONNELL O., 1999, *Employment, Disability and Work Incapacity*, Working Paper, University of Kent.
- RUHM C. J., 1989, «Why Older Americans Stop Working ». *The Gerontologist*, vol. 29, pp.294-299.
- SEDILLOT B., WALRAET E., 2002, « La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? », *Documents de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, G 2002/03, Insee.
- SETTERGREN O., 2003, « La réforme du système de retraite suédois. Premiers résultats », *Revue Française des Affaires sociales*, n° 4, octobre-décembre.
- SCHOKKAERT E., VERHUE M., PEPERMANS G., 2000, « Les Flamands et leur système de retraite », in Pestieau P., Gevers L., Ginsburgh V., Schokkaert E., Cantillon B. (eds), *Réflexions sur l'avenir de nos retraites*, Louvain, Garant.
- SLEVIN, K. F., WINGROVE C. R., 1995, "Women in Retirement: A Review and Critique of Empirical Research Since 1976", *Sociological Inquiry*, vol. 65.
- TALAGA J. A., BEEHR T. A., 1995, « Are there Gender Differences in Predicting Retirement Decisions ? », *Journal of Applied Psychology*, vol. 80 n°1.
- TAYLOR M. A., SHORE L. M., 1995, « Predictors of Planned Retirement: An Application of Beehr's Model », *Psychology and Ageing*, vol 10.
- VOLKOFF S., BARDOT F., 2004, « Départs en retraite, précoces ou tardifs : à quoi tiennent les projets des salariés quinquagénaires ? », *Gérontologie et Société*, n° 111, décembre.

## ANNEXES

### I/ Questionnaire suédois (adapté du questionnaire français)

Les principales questions posées sont les suivantes (elles sont adaptées marginalement par rapport à la version française pour tenir compte d'éléments de contexte différents) :

Q1. Pensez-vous que le niveau de vie moyen des personnes retraitées est... ? : « Très bon, bon, mauvais, très mauvais »

Q2. À propos de l'avenir, pensez-vous que le niveau de vie moyen des personnes retraitées sera... ? : « Très bon, bon, mauvais, très mauvais »

Q3. Comment évaluez-vous le niveau de vie courant moyen des personnes retraitées en comparaison avec le niveau de vie courant de la population totale ? : « Bien meilleur, meilleur, équivalent, moins bon, bien moins bon »

Q4. Comment considérez-vous que sera le niveau de vie futur moyen des retraités en comparaison de la population totale ? : « Bien meilleur, meilleur, équivalent, moins bon, bien moins bon »

Q5. Comment considérez-vous que sera votre propre niveau de vie futur, c'est-à-dire le niveau de votre pension, en comparaison avec le niveau de vie courant des personnes retraitées ? : « Bien meilleur, meilleur, équivalent, moins bon, bien moins bon »

Q6. À quel âge souhaiteriez-vous prendre votre retraite ?

Q7. À quel âge pensez-vous que vous pourrez prendre votre retraite ?

Q8. Nous sommes confrontés actuellement à un vieillissement de la population et des mesures de réforme du système actuel sont adoptées (en pratique, cela signifie que le *ratio* entre la population active et inactive décroît dans le temps). Les mesures prises peuvent être classées en trois catégories :

- 1 - Accroître le niveau des cotisations payées par la population active dans le but de laisser le niveau de prestations inchangées
- 2 - Maintenir inchangé le taux de cotisations mais diminuer les prestations
- 3 - Maintenir inchangés à la fois le niveau de cotisations et le niveau de prestations mais augmenter l'âge de départ à la retraite

Q9. En moyenne, les hommes ont une espérance de vie de 75 ans alors que les femmes ont une espérance de vie de 83 ans. Pensez-vous que les hommes et les femmes (qui ont payé des cotisations durant le même nombre d'années) devraient prendre leur retraite au même âge ? « Oui, non, ne sait pas ».



Q10. En moyenne, l'espérance de vie d'un travailleur manuel de 35 ans est de 73 ans, tandis que celle d'un cadre moyen est de 77 ans et celle d'un cadre supérieur est de 80 ans. Pensez-vous que toutes ces catégories professionnelles devraient prendre leur retraite au même âge (en considérant le cas où elles ont payé des cotisations durant le même nombre d'années) ?  
« Oui, non, ne sait pas »

Q11. Pensez-vous que les personnes qui sont exposées à des conditions de travail dangereuses ou difficiles devraient prendre leur retraite au même âge (en considérant qu'elles ont cotisé le même nombre d'années) ? « Oui, non, ne sait pas ».

Q12. Quand vous pensez à l'avenir, êtes-vous... ? : « Très optimiste, plutôt optimiste, plutôt pessimiste, très pessimiste »...

*A Pour vous-même*

*B Pour vos enfants et les générations futures*

Q13. Pensez-vous que, durant les dernières années, le niveau de santé global en Suède... :

S'est grandement amélioré ?

S'est amélioré sensiblement ?

Est resté inchangé ?

S'est sensiblement détérioré ?

S'est gravement détérioré ?

Q14. Durant les prochaines années, pensez-vous que le niveau de santé global en Suède... :

Va grandement s'améliorer ?

Va sensiblement s'améliorer ?

Va rester inchangé ?

Va sensiblement se détériorer ?

Va gravement se détériorer ?

Q15. À propos de votre état de santé, diriez-vous qu'il est... ? :

Excellent

Très bon

Bon

Mauvais

Très mauvais

## II/ Statistiques descriptives : résultats comparatifs pour la France et la Suède

**Tableau 1**  
**Âge de la retraite**

Âge	Âge attendu de départ (France)	Âge attendu de départ (Suède)	Âge préféré de départ (France)	Âge préféré de départ (Suède)
Moins de 55 ans	5 %	1,3 %	25 %	5,6 %
55 ans	12 %	2,5 %	39 %	16,0 %
56-59 ans	4 %	0,6 %	3 %	3,7 %
60 ans	42 %	20,2 %	27 %	48,8 %
61-64 ans	4 %	13,0 %	0 %	10,1 %
65 ans	27 %	50,0 %	4 %	12,1 %
Plus de 65 ans	7 %	12,4 %	1 %	3,7 %

**Tableau 2**  
**Âge attendu de départ selon le statut professionnel**

Âge	Salariés secteur privé (France)	Salariés secteur privé (Suède)	Salariés secteur public (France)	Salariés secteur public (Suède)	Travailleurs Indép. Et employeurs (France)	Travailleurs Indép. Et employeurs (Suède)	Autre statut professionnel (France)	Autre statut professionnel (Suède)
Moins de 55 ans	4 %	1 %	7 %	0 %	5 %	6 %	6 %	2 %
55 ans	11 %	2 %	17 %	2 %	9 %	6 %	16 %	2 %
56-59 ans	3 %	0 %	5 %	0 %	4 %	3 %	1 %	1 %
60 ans	42 %	19 %	41 %	18 %	43 %	31 %	42 %	20 %
61-64 ans	4 %	18 %	3 %	13 %	3 %	8 %	4 %	6 %
65 ans	29 %	50 %	21 %	55 %	27 %	23 %	20 %	56 %
Plus de 65 ans	7 %	10 %	5 %	12 %	10 %	23 %	12 %	13 %

**Tableau 3**  
**Âge préféré de départ selon le statut professionnel**

Âge	Salariés secteur privé (France)	Salariés secteur privé (Suède)	Salariés secteur public (France)	Salariés secteur public (Suède)	Travailleurs Indép. Et employeurs (France)	Travailleurs Indép. Et employeurs (Suède)	Autre statut professionnel (France)	Autre statut professionnel (Suède)
Moins de 55 ans	24 %	6 %	27 %	2 %	19 %	8 %	25 %	8 %
55 ans	40 %	19 %	43 %	15 %	36 %	17 %	29 %	12 %
56-59 ans	3 %	5 %	3 %	4 %	3 %	5 %	3 %	1 %
60 ans	28 %	47 %	23 %	54 %	33 %	44 %	33 %	49 %
61-64 ans	1 %	11 %	0 %	13 %	1 %	8 %	0 %	5 %
65 ans	5 %	9 %	3 %	11 %	5 %	12 %	5 %	19 %
Plus de 65 ans	1 %	3 %	1 %	2 %	4 %	6 %	6 %	6 %

**Tableau 4**  
**Niveau de vie moyen des retraités par rapport à la population dans son ensemble**

Ligne : retraités à l'heure actuelle / Colonne : retraités dans le futur						
France	Bien meilleur	Meilleur	Égal	Pire	Bien pire	Ne sait pas
Bien meilleur	3 %	1 %	0 %	1 %	0 %	0 %
Meilleur	1 %	8 %	6 %	8 %	1 %	1 %
Égal	0 %	2 %	18 %	14 %	2 %	1 %
Pire	0 %	0 %	3 %	17 %	6 %	0 %
Bien pire	0 %	0 %	0 %	1 %	3 %	0 %
Ne sait pas	0 %	0 %	1 %	0 %	0 %	2 %
Suède	Bien meilleur	Meilleur	Égal	Pire	Bien pire	Ne sait pas
Bien meilleur	0 %	1 %	1 %	0 %	0 %	-
Meilleur	1 %	22 %	23 %	3 %	1 %	-
Égal	0 %	5 %	18 %	17 %	0 %	-
Pire	0 %	0 %	3 %	6 %	0 %	-
Bien pire	0 %	1 %	1 %	0 %	0 %	-
Ne sait pas	-	-	-	-	-	-

**Tableau 5**  
**Niveau de vie anticipé de la personne interrogée**  
**par rapport au niveau de vie des retraités à l'heure actuelle**

	<b>Hommes</b> <i>(France)</i>	<b>Hommes</b> <i>(Suède)</i>	<b>Femmes</b> <i>(France)</i>	<b>Hommes</b> <i>(Suède)</i>
Bien meilleur	3 %	3 %	1 %	1 %
Meilleur	18 %	23 %	9 %	18 %
Égal	36 %	27 %	18 %	31 %
Pire	28 %	36 %	40 %	47 %
Bien pire	12 %	11 %	26 %	17 %
Ne sait pas	3 %	-	6 %	-

**Tableau 5bis**  
**Niveau de vie anticipé de la personne interrogée**  
**par rapport au niveau de vie des retraités à l'heure actuelle (France)**

	<b>Bien meilleur</b>	<b>Meilleur</b>	<b>Égal</b>	<b>Pire</b>	<b>Bien pire</b>	<b>Ne sait pas</b>
Cadre, profession libérale	5 %	37 %	31 %	21 %	4 %	2 %
Profession intermédiaire	2 %	28 %	32 %	31 %	6 %	1 %
Agriculteurs, Artisans, Commerçants	11 %	18 %	35 %	17 %	12 %	7 %
Employés	1 %	5 %	35 %	42 %	14 %	3 %
Non actif (autres que non retraités)	1 %	8 %	22 %	52 %	15 %	2 %

**Tableau 6**  
**Équité contributive : malgré la différence entre l'espérance de vie à l'âge de la retraite,**  
**pensez-vous que l'âge légal devrait être le même pour les catégories suivantes d'individus ?**  
***(France)***

	<b>Genre</b>	<b>CSP</b>	<b>Conditions de travail pénibles</b>
Oui	68 %	47 %	20 %
Non	29 %	50 %	78 %
Ne sait pas	3 %	3 %	1 %

**Tableau 6bis**

**Équité contributive : malgré la différence entre l'espérance de vie à l'âge de la retraite, pensez-vous qu'ils devraient partir après avoir cotisé pendant le même nombre d'années ? (France)**

	<b>Genre</b>	<b>CSP</b>	<b>Conditions de travail pénibles</b>
Oui	72 %	56 %	28 %
Non	26 %	41 %	70 %
Ne sait pas	2 %	3 %	2 %

**Tableau 6ter**

**Équité contributive : malgré la différence entre l'espérance de vie à l'âge de la retraite, pensez-vous que l'âge légal devrait être le même pour les catégories suivantes d'individus dans la mesure où elles ont cotisé pendant le même nombre d'années ? (Suède)**

	<b>Genre</b>	<b>CSP</b>	<b>Conditions de travail pénibles</b>
Oui	81 %	56 %	24 %
Non	5 %	29 %	61 %
Ne sait pas	13 %	15 %	15 %

## DERNIERS NUMEROS PARUS :

téléchargeables à partir du site  
<http://www.cee-recherche.fr>

- N° 59** *Are Quantity and Quality of Jobs Correlated? Using, Interpreting and Discussing the Laeken Indicators*  
LUCIE DAVOINE  
avril 2006
- N° 58** *Black Market, Labor Demand, Tax Evasion*  
MARC-ARTHUR DIAYE, GLEB KOSHEVOY  
mars 2006
- N° 57** *From Internal to Transitional Labour Markets? Firms Restructuring and Early Retirement in France*  
LUC BEHAGHEL, JEROME GAUTIE  
février 2006
- N° 56** *Intégration des publics ayant bénéficié d'une régularisation – Roubaix, 59 –*  
FRANÇOIS BRUN, MARINE GACEM, LILIA SANTANA  
février 2006
- N° 55** *Pénibilité du travail. Évaluation statistique*  
ENGIN YILMAZ  
janvier 2006
- N° 54** *Croissance de la productivité et réallocations d'emplois au Maroc : la contribution des créations et disparitions d'entreprises*  
RICHARD DUHAUTOIS, SAID EL HAMINE, AMIN EL BASRI  
janvier 2006
- N° 53** *PME et industrialisation : Que sont devenues les PME du « miracle choletais » (1945-2004) ?*  
BRUNO COURAULT  
décembre 2005
- N° 52** *La révélation des préférences éthiques pour la redistribution : comparaison de la portée de différentes méthodes empiriques*  
CHRISTINE LE CLAINCHE  
décembre 2005
- N° 51** *La qualité de l'emploi en France : tendance et cycle*  
FLORENT FREMIGACCI, YANNICK L'HORTY  
novembre 2005
- N° 50** *Job Board Toolkits: Internet Matchmaking and the Transformation of Help-Wanted Ads*  
EMMANUELLE MARCHAL, KEVIN MELLET, GERALDINE RIEUCAU  
novembre 2005
- N° 49** *Economic Regionalization and Industrial Relations*  
ISABEL DA COSTA  
novembre 2005