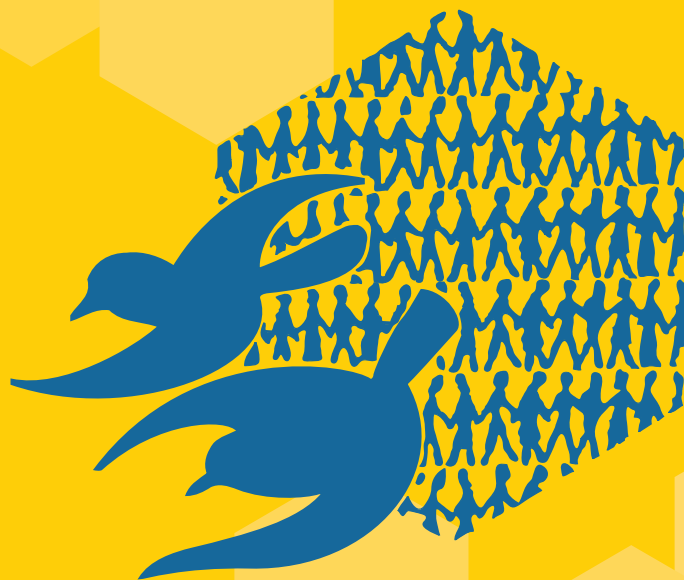


POPULATION ET TRAVAIL

Dynamiques démographiques et activités

*Colloque international d'Aveiro
(Portugal, 18-23 septembre 2006)*



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE
A I D E L F – 133, boulevard Davout – 75980 Paris Cedex 20 (France)
<http://www.aidelf.org> – Courriel : aidelf-colloque2006@ined.fr

La participation à l'emploi des seniors : l'importance de la santé

T. BARNAY et T. DEBRAND

Institut de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé (IRDES), France.

Introduction

Les pays industrialisés, et plus particulièrement les pays européens, font face à un vieillissement de leur population. Les causes sont à la fois un allongement de l'espérance de vie et l'arrivée des premières générations nombreuses du baby-boom à l'âge de soixante ans. Cette modification de la structure par âge de la population perturbe l'équilibre entre générations actives et retraitées. Pour garantir l'équilibre des systèmes de retraite par répartition, les différents pays ont principalement mené des politiques de recul de l'âge de la retraite ou d'augmentation de la durée de cotisation requise pour accéder aux droits complets à la retraite.

Pour que ces mesures se révèlent efficaces à long terme, il est nécessaire de favoriser le taux d'emploi des seniors (définis ici comme les personnes âgées de 50 à 65 ans). Cependant, et malgré l'objectif énoncé lors du Conseil européen de Stockholm d'atteindre d'ici 2010 un taux d'emploi de 50% pour les personnes âgées de 55 à 64 ans, la moyenne européenne est égale, en 2003, à 42,3%. Excepté en Suède, au Danemark, au Royaume-Uni et au Portugal, les taux d'emploi des seniors sont inférieurs à 50% - voire même à 40% - dans 6 pays européens, dont l'Allemagne, la France et l'Italie (OCDE, 2004). La disparité des taux d'emploi relève de différences institutionnelles (âge légal de la retraite, nature des dispositifs de cessation anticipée d'activité), de la structure du marché du travail mais aussi de choix personnels liés à l'environnement familial ou à l'état de santé en fin de vie active.

Dans cet article, nous étudions les liens entre incapacité et participation au marché du travail à partir d'une modélisation visant à déterminer l'incapacité « réelle » (en contrôlant les biais de déclaration et de mesure). Après avoir présenté une brève revue de la littérature, nous présentons les résultats de statistique descriptive décrivant les liens existants entre la santé, la participation à l'emploi et les caractéristiques socioéconomiques de la population des 50-65 ans. Enfin, l'estimation de la modélisation choisie nous permet de mettre en évidence les interactions entre santé et travail pour les seniors selon le sexe.

Le rôle de l'état de santé sur la participation au marché du travail

Plusieurs travaux empiriques montrent que l'état de santé, et plus particulièrement l'incapacité, est une des variables déterminantes du maintien en emploi et donc de l'offre de travail des seniors (Currie et Madrian, 1999 ; Dwyer et Mitchell, 1999 ; Kerkhofs et alii, 1999 ; Kreider et Brent, 1999). Même si la relation entre état de santé et offre de travail peut paraître évidente, la compréhension des causalités peut se révéler complexe, voire ambiguë (Strauss et Thomas, 1998). Deux effets semblent jouer simultanément en sens contraire : d'une part, des conditions de travail peuvent détériorer l'état de santé en fin de vie active (Volkoff et alii, 2000) et d'autre part, un mauvais état de santé peut provoquer une sortie anticipée du marché du travail (Barnay, 2005). Blanchet et Debrand (2005) mettent en évidence que l'état de santé et les conditions de travail, ont un impact important sur le souhait de vouloir partir en retraite le plus tôt possible. De plus, selon Anderson et Burkhauser (1984), deux problèmes sont intrinsèques à la mesure de l'effet de la santé sur la sortie du marché du travail. En

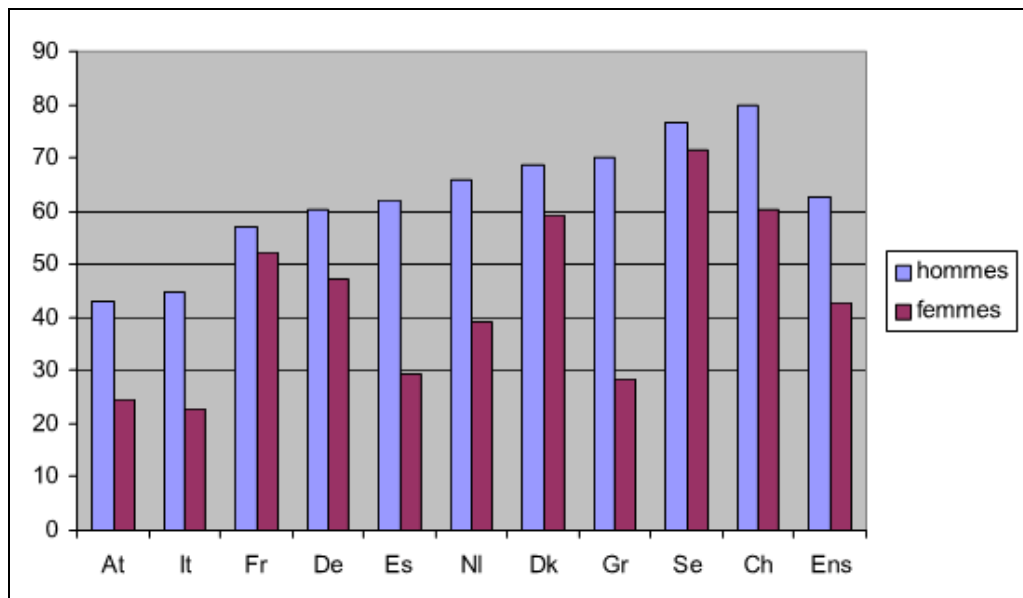
premier lieu, la mesure de l'effet de la santé sur l'offre de travail peut être biaisée parce que l'état de santé, lui-même, est consécutif des choix des individus. Dans la littérature économique, la santé est considérée comme un bien de consommation, les ménages effectuant des arbitrages au sein de leur « panier de biens ». Par exemple, si la préférence pour le travail est corrélée avec la décision de consommation de soins présente ou passée, alors l'estimation de l'effet de la santé sur la décision de retraite pourra être surévaluée (ou sous-évaluée). En second lieu, se pose la question de la pertinence des indicateurs de santé utilisés pour mesurer l'impact de la santé sur le travail. Il n'est en fait pas possible d'obtenir dans une enquête une variable mesurant la « vraie santé », telle par exemple qu'elle serait diagnostiquée par le corps médical. Berkovec et Stern (1991) et Rust et Phelan (1997) utilisent uniquement un indicateur de santé perçue pour étudier les liens entre santé et participation au marché du travail. La santé perçue donne une lecture synthétique pertinente de l'état de santé puisqu'une mauvaise santé perçue entraîne davantage d'incapacités (Idler et Kasl, 1995). Néanmoins, elle présente des biais culturels d'auto-déclaration et psychologiques (endogénéité) importants (Bound, 1991). Pour tenir compte de ce biais déclaratif, mais aussi pour éviter que les résultats soient en partie conditionnés par l'usage exclusif d'un indicateur (Thomas et Franck, 2000), il convient d'utiliser simultanément plusieurs mesures de l'état de santé. L'hypothèse de base serait de considérer la santé « réelle » comme une variable inobservable. Ainsi Bound (1991) part de l'hypothèse que la participation au marché du travail dépend d'un ensemble de variables sociodémographiques et d'une incapacité latente inobservable, qu'il définit comme étant l'incapacité « réelle ». Il introduit ensuite dans son modèle une variable d'incapacité déclarée (indicateur composite des indicateurs de santé relatifs aux maladies, déficiences, IMC...) permettant d'approcher la « vraie » valeur de l'incapacité. En suivant cette méthode, Bound *et alii* (1999) et Campolieti (2002) montrent que l'effet de la santé sur la participation au travail est sous estimé s'il est directement évalué à partir de la déclaration des individus.

Les statistiques descriptives

Nous étudierons la population âgée de 50 à 65 ans, interrogée dans 10 pays à partir de l'enquête *SHARE* (Blanchet et alii, 2005 et Börsch-Supan et Jürges, 2005). Il s'agit de la première vague de ce qui devrait devenir un panel européen sur les questions sanitaires et socio-économiques liées au vieillissement. L'enquête de 2004 porte sur 10 pays européens : l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique (mais les données ne sont pas encore disponibles pour ce pays), le Danemark, l'Espagne, la France, la Grèce, l'Italie, les Pays-Bas, la Suède et la Suisse. Les questions, identiques dans tous les pays, portent sur l'état de santé, les consommations médicales, le statut socio-économique et les conditions de vie.

L'analyse des taux de participation à l'emploi révèle de fortes disparités entre pays et selon les sexes (graphique 1). Le taux de participation à l'emploi des hommes de 50 à 65 ans est de 62% contre 43% des femmes. Les Suisses, les Suédois et les Grecs ont des taux de participation supérieurs à 70% alors que les Autrichiens, les Italiens, et les Français ont des taux inférieurs à 60%. Cette hiérarchie n'est pas la même pour les femmes. L'écart entre hommes et femmes passe de 5 points en France et en Suède, à 32 points en Espagne et même 42 points en Grèce. Il est important de rappeler que le taux d'emploi est aussi fortement influencé par les cadres législatifs qui régissent à la fois les systèmes de retraite (âge légal de départ en retraite, incitations financières) et les dispositifs permettant une sortie précoce d'activité (préretraites, dispenses de recherche d'emploi, pensions d'invalidité).

GRAPHIQUE 1 : PARTICIPATION À L'EMPLOI, PAR SEXE ET PAYS, DANS LA POPULATION 50-65 ANS



Source : SHARE, 2004

La comparaison des indicateurs d'état de santé fait ressortir aussi de grands écarts entre les pays. Par exemple, si l'on étudie la part de la population dont l'indice de masse corporelle est inférieur à 18 (extrême maigreur) ou supérieur ou égal à 30 (obésité), les femmes sont plus souvent concernées que les hommes (respectivement 19,2% et 16,4%). Cet indicateur varie dans la population masculine de 14% en Hollande et en Suisse à plus de 20% en Autriche et en Espagne et parmi les femmes de 15,2% en Suède à 24,5% en Espagne.

À la question « *au cours des 6 derniers mois, dans quelle mesure des problèmes de santé vous-ont ils empêché d'avoir des activités normales ?* », 30,8% des hommes répondent qu'ils ont été limités, mais pas fortement, et 9,4% qu'ils ont été fortement limités (tableau 1). Ces proportions sont respectivement de 37,6% et de 10,5% pour les femmes. Les populations qui se sentent les plus « limitées dans leur activité » sont celles du Nord de l'Europe avec des taux supérieurs à 40% pour les femmes (Suède, Danemark et Pays-Bas) et supérieurs à 35% pour les hommes (Danemark et Pays-Bas). Toutefois, le seul état de santé ne peut expliquer ces différences. Il existe certainement des biais de déclaration, c'est-à-dire qu'à état de santé donné et à caractéristiques socio-économiques équivalentes, les réponses à une même question diffèrent notamment en fonction des dispositifs de cessation d'activité et de la nature du marché du travail. Il est donc nécessaire de tenir compte de ces biais dans nos estimations.

TABLEAU 1 : LIMITATIONS D'ACTIVITÉ, PAR SEXE ET PAYS DE LA POPULATION 50-65 ANS

	At	De	Se	Nl	Es	It	Fr	Dk	Gr	Ch	Ens
HOMMES											
Limitation d'activité	36,51	35,88	34,62	39,53	32,86	22,72	24,38	32,88	13,47	24,89	30,76
Limitation sévère de l'activité	10,93	10,59	11,25	15,26	4,05	6,08	9,85	9,52	2,86	8,44	9,35
Effectifs	430	708	702	721	420	559	406	441	490	237	5 114
FEMMES											
Limitation d'activité ¹	38,10	39,09	42,42	47,82	35,56	34,45	30,59	43,96	20,11	31,33	37,56
Limitation sévère de l'activité	9,85	9,74	13,74	21,67	1,96	8,41	9,76	11,21	2,47	9,24	10,52
Effectifs	538	811	844	872	613	749	461	455	527	249	6119

Source : SHARE, 2004

Nous distinguons deux grands groupes de variables explicatives de la participation à l'emploi, les premières concernant la santé et les secondes, les caractéristiques sociodémographiques (tableau 2). Toutes les maladies ont un impact sur la participation à l'emploi. Toutefois, leurs conséquences sur l'activité ne sont pas identiques. Les maladies dont l'effet est le plus marqué sont assez rares aux âges considérés, pour les hommes comme pour les femmes. Il s'agit de la maladie de Parkinson (le taux d'emploi des individus atteints par cette maladie est inférieur de -71% pour les hommes et -79% pour les femmes par rapport à la situation moyenne) et les accidents vasculaires (-55% pour les hommes et -50% pour les femmes). Ensuite, il existe des différences selon les sexes. Pour les hommes, les maladies qui ont le plus d'impact sont les fractures de la hanche (- 43%), les maladies pulmonaires (- 35%) et les cancers (- 33%), alors que pour les femmes, ce sont les ostéoporoses (- 47%), les maladies cardiaques (- 44%) et le diabète (- 44%). De même, avoir un Indice de Masse Corporelle (IMC) inférieur à 18 ou supérieur ou égal à 30 diminue la participation à l'emploi : un homme, dans ce cas, voit sa probabilité d'être en emploi décroître de 11%, et cette diminution est de 23% pour les femmes.

¹ Variable définie à l'aide des réponses à la question : « Pensez-vous que votre activité est limitée par des problèmes de santé ? ».

TABLEAU 2 : DÉTERMINANTS DE L'INCAPACITÉ ET DE LA PARTICIPATION À L'EMPLOI POUR L'ENSEMBLE DES PAYS

	% de la population masculine	% de la population féminine	Limitation sévère de l'activité		Participation à l'emploi	
			hommes	femmes	hommes	femmes
Maladie cardiaque	8,2	4,6	23,8*	24,0	43,2	24,0
hypertension artérielle	23,4	25,7	11,8	14,3	55,1	34,4
Cholestérol	18,2	16,0	10,5	13,3	58,8	32,1
Accident vasculaire cérébral	2,4	1,7	44,6	32,4	28,1	21,6
Diabète	7,9	6,2	16,5	21,5	44,7	24,1
Maladie pulmonaire	3,9	3,3	28,0	30,0	40,5	31,0
Asthme	3,8	4,9	15,8	21,0	56,6	40,0
Polyarthrites	9,3	18,0	21,3	19,9	45,6	29,1
Ostéoporoses	1,2	8,2	28,6	21,3	42,9	22,5
Cancer	2,8	4,9	23,4	18,1	42,1	33,8
Ulcère gastrique	5,8	4,1	18,2	21,6	54,1	36,4
Maladie de Parkinson	0,2	0,2	45,5	54,5	18,2	9,1
Cataracte	2,3	2,6	17,2	20,9	48,3	31,0
Fracture de la hanche	1,0	0,8	26,4	46,0	35,8	26,0
IMC < 18 ou >30	16,3	19,2	12,3	16,1	55,5	32,8
Participation à l'emploi	62,6	42,8	4,0	5,9	100,0	100,0
Limitation d'activité	30,8	37,6	30,4	28,0	45,0	32,8
Limitation sévère de l'activité	9,3	10,5	100,0	100,0	27,0	24,1
Primaire	19,4	22,8	12,7	10,5	49,4	23,9
Secondaire	17,8	24,1	10,7	14,0	60,6	33,6
Baccalauréat	34,6	30,3	9,3	9,9	62,0	45,3
Supérieure	28,1	22,8	6,3	7,6	73,8	68,2
Seul	12,7	15,4	14,6	14,0	54,5	44,9
Couple	48,7	50,8	9,7	11,5	59,1	43,4
Famille	38,6	33,7	7,1	7,5	69,7	40,9
Âge 50-51	11,8	12,9	6,9	7,2	85,0	64,7
Âge 52-53	13,6	13,6	6,8	10,5	83,7	59,1
Âge 54-55	13,9	13,9	10,1	9,4	80,3	56,5
Âge 56-57	13,6	14,7	9,8	10,5	73,5	47,9
Âge 58-59	13,9	13,0	10,3	13,1	63,1	41,8
Âge 60-61	13,9	13,5	8,9	10,2	43,7	25,8
Âge 62-63	13,0	11,6	11,3	11,0	30,0	17,7
Âge 64-65	6,3	6,9	11,8	14,0	20,2	8,8
Total	100,0	100,0	9,30	10,5	62,6	42,8

Share, 2004

Lecture : 23,8% des hommes et 14% des femmes, déclarant une maladie cardiaque, disent avoir aussi une forte limitation de l'activité. Leur taux de participation à l'emploi est respectivement de 43,2% et de 24%, ce qui correspond pour les hommes à une diminution de - 31% $(=(43.2-62.6)/62.6)$ par rapport à la moyenne des hommes, et respectivement de - 44% pour les femmes.

Les caractéristiques sociodémographiques influent aussi sur la participation à l'emploi. Ainsi pour un homme, avoir un niveau d'éducation équivalent au primaire diminue le taux de participation à l'emploi de 21%, alors que ce même taux augmente de 18% pour ceux qui ont un niveau d'étude supérieur. Ces différences sont proportionnellement plus importantes pour les femmes (respectivement - 44% et + 59%). On retrouve ce même phénomène en fonction de l'âge, les individus de 50 à 51 ans ont un taux de participation plus élevé que ceux de 64 à 65 ans. Il passe de 85 points à 20,2 points pour les hommes mais la décroissance est relativement plus forte pour les femmes (de 64,7 points à 8 points). La seule évolution divergente selon les sexes concerne le statut familial : le fait d'être en couple ou d'avoir une famille (c'est-à-dire d'avoir des enfants) a un effet positif sur la participation à l'emploi des hommes et négatif sur celle des femmes.

Même si ces premières analyses descriptives livrent des résultats intéressants, il est impossible de conclure avec précision sur l'impact de la santé sur la participation à l'emploi. L'étude économétrique qui suit a pour but de valider l'hypothèse selon laquelle la santé joue un rôle sur la participation à l'emploi. L'une des difficultés de l'exercice résidant dans la mesure de la santé, nous tenterons d'approcher la mesure de la « vraie » incapacité en contrôlant les différents biais évoqués.

L'estimation de l'impact de la santé sur la participation à l'emploi

Dans l'étape préliminaire à notre analyse, pour confirmer la pertinence de la modélisation, nous estimons l'équation de participation à l'emploi² en introduisant directement l'équation de la notion d'incapacité réelle. Nous obtenons donc une équation de participation à l'emploi qui dépend directement de la santé et des variables sociodémographiques. Nous construisons deux modèles pour chaque sexe : dans le premier (A), nous introduisons uniquement la forte limitation d'activité et dans le second (B), les variables de santé (maladie et IMC) et la forte limitation d'activité³. Les résultats présentés dans le tableau 3 montrent qu'il existe un effet négatif de la forte limitation d'activité sur la participation à l'emploi. Le fait de déclarer « être fortement limité dans son activité » diminue la probabilité de participer à l'emploi de 43 points pour les hommes (25 points pour les femmes) si l'on ne prend pas en considération les autres indicateurs de santé. Cette diminution est de 39 points pour les hommes (22 points pour les femmes) si l'on prend en considération les maladies et de l'IMC.

Les variables de santé semblent aussi avoir un effet négatif, significatif ou non, sur l'emploi. Ainsi, la prévalence de certaines maladies dégrade la participation à l'emploi. En observant les effets marginaux, il est possible de hiérarchiser l'impact des maladies sur la participation à l'emploi. Ainsi, les maladies dont l'impact est le plus élevé, après contrôle de la limitation d'activité et de l'IMC, sont, pour les hommes, la fracture de la hanche (-27 points), les accidents vasculaires cérébraux (-21 points) et le cancer (-14 points) ; et pour les femmes, les accidents vasculaires cérébraux (-17 points), les maladies cardiaques (-11 points) et le diabète (-10 points). Toutefois, ce ne sont pas les maladies les plus fréquentes. À contrario,

² Il s'agit ici d'évaluer la participation au marché de l'emploi c'est-à-dire d'évaluer la probabilité d'être actif occupé (chômeurs exclus)

³ D'autres combinaisons ont été testées (maladies seules, IMC seul, limitations d'activité seules) mais elles ne sont pas présentées ici pour simplifier les tableaux.

plusieurs maladies (hypertension artérielle, cholestérol, asthme, ostéoporoses, ulcère gastrique) n'ont pas d'impact significatif sur la participation à l'emploi.

Les effets classiques des variables sociodémographiques sur la participation à l'emploi se retrouvent aussi. Le niveau d'étude a un effet positif sur la participation à l'emploi. L'avancée en âge réduit l'offre de travail des seniors à partir de 56 ans de manière significative pour les hommes et dès 54 ans pour les femmes compte-tenu en particulier des différents dispositifs de cessation précoce d'activité mis en place. Par ailleurs, les hommes vivant en couple ou avec d'autres personnes, ont une participation à l'emploi plus élevée que ceux qui vivent seuls, et inversement pour les femmes.

Comme nous l'avons précisé précédemment, nous devons considérer l'existence de biais de report dans la déclaration de la variable d'incapacité. La plupart des maladies (hormis le cholestérol et l'asthme) jouent positivement et de manière significative sur la déclaration d'une incapacité. La hiérarchie des maladies, établie par ordre décroissant des effets marginaux sur l'incapacité, n'est pas équivalente à celle mesurant l'impact des maladies sur la participation à l'emploi. Ainsi, par exemple, la prévalence d'une maladie de Parkinson n'a pas d'effet sur la participation à l'emploi ; en revanche elle est la maladie la plus incapacitante (+ 42 points pour les femmes et + 32 points pour les hommes sur la déclaration d'une limitation d'activité). Le même constat peut être réalisé dans la population féminine pour la fracture de la hanche, dont l'influence sur la déclaration de limitation est importante (+ 32 points) mais nulle quant à la participation à l'emploi. Toutefois, ce résultat doit être considéré avec prudence au vu de la prévalence de ces maladies. Par ailleurs, l'IMC ne joue aucun rôle sur la déclaration de limitations d'activités chez les hommes mais augmente de 3 points celle des femmes. Il semble que l'âge des individus n'ait aucune incidence sur la déclaration d'incapacité (c'est-à-dire la limitation d'activité). En fait, les variables de maladie capturent l'information de l'âge⁴ c'est-à-dire qu'il existe une très forte corrélation entre l'apparition des maladies et l'avancée en âge. Le niveau d'éducation a une incidence forte sur l'incapacité, un niveau d'éducation élevé a un rôle protecteur et contribue à baisser la probabilité de déclarer une incapacité (- 6 points pour les hommes et - 4 points pour les femmes). La structure familiale intervient également. Pour les deux sexes, une personne vivant en couple ou avec des enfants déclare moins d'incapacité qu'un célibataire.

Dès lors, pour prendre en considération l'importance des variables de santé et socioéconomiques sur la déclaration d'incapacité afin de mesurer la participation à l'emploi, nous utiliserons une *proxy* de l'incapacité correspondant à l'estimation de l'incapacité réalisée avec les variables sociodémographiques, de maladies et l'IMC. L'effet de l'incapacité sur la participation à l'emploi semble plus fort lorsqu'on utilise une *proxy* de l'incapacité que lorsqu'on introduit directement les variables de santé, et l'effet marginal sur l'emploi associé à l'incapacité est plus élevé chez les hommes que chez les femmes, résultat confirmé par Kreider (1999).

⁴ Si l'on retire les maladies, les coefficients associés à l'âge deviennent alors significatifs.

TABLEAU 3 : ESTIMATION DE L'ÉQUATION DE PARTICIPATION À L'EMPLOI AVEC INTRODUCTION DIRECTE DE L'ÉTAT DE SANTÉ, POPULATION 50-65 ANS

	Hommes				Femmes			
	A		B		A		B	
	Coef	Effet marginal	Coef	Effet marginal	Coef	Effet marginal	Coef	Effet marginal
Maladie cardiaque			-0,23**	-0,09			-0,29*	-0,11
Hypertension artérielle			-0,01	-0,00			-0,02	-0,01
Cholestérol			0,06	0,02			-0,07	-0,03
Accident vasculaire cérébral			-0,55**	-0,21			-0,49**	-0,17
Diabète			-0,22**	-0,08			-0,26**	-0,10
Maladie pulmonaire			-0,27**	-0,11			-0,07	-0,03
Asthme			-0,10	-0,04			-0,11	-0,04
Polyarthrites			-0,04	-0,01			-0,18**	-0,07
Ostéoporoses			-0,02	-0,01			-0,18**	-0,07
Cancer			-0,37**	-0,14			-0,25**	-0,09
Ulcère gastrique			-0,03	-0,01			0,14	0,05
Maladie de Parkinson			-0,63	-0,25			-0,27	-0,10
Cataracte			-0,10	-0,04			0,03	0,01
Fracture de la hanche			-0,69**	-0,27			-0,35	-0,13
IMC < 18 ou >30			-0,13**	-0,05			-0,12**	-0,05
Forte limitation d'activité	-1,15**	-0,43	-1,02**	-0,39	-0,74**	-0,25	-0,62**	-0,22
Secondaire	0,17**	0,06	0,15**	0,05	0,17*	0,07	0,16**	0,06
Baccalauréat	0,28**	0,10	0,25**	0,09	0,44**	0,17	0,41**	0,16
Supérieure	0,54**	0,19	0,50**	0,17	0,88**	0,34	0,85**	0,33
Couple	0,26**	0,10	0,26**	0,09	-0,10*	-0,04	-0,11**	-0,04
Famille	0,35**	0,13	0,34**	0,12	-0,23**	-0,09	-0,24**	-0,09
Âge 52-53	-0,03	-0,01	-0,05	-0,02	-0,11	-0,04	-0,09	-0,04
Âge 54-55	-0,09	-0,03	-0,08	-0,03	-0,26**	-0,10	-0,22**	-0,08
Âge 56-57	-0,36**	-0,14	-0,36**	-0,14	-0,47**	-0,17	-0,42**	-0,15
Âge 58-59	-0,69**	-0,27	-0,67**	-0,26	-0,61**	-0,21	-0,55**	-0,20
Âge 60-61	-1,25**	-0,47	-1,22**	-0,46	-1,14**	-0,35	-1,10**	-0,34
Âge 62-63	-1,57**	-0,56	-1,55**	-0,55	-1,44**	-0,40	-1,39**	-0,39
Âge 64-65	-1,86**	-0,61	-1,84**	-0,60	-1,78**	-0,42	-1,74**	-0,41
Autriche	-0,26**	-0,10	-0,27**	-0,10	-0,78**	-0,26	-0,81**	-0,27
Allemagne	0,19**	0,07	0,20**	0,07	-0,20**	-0,08	-0,22**	-0,08
Suède	0,91**	0,27	0,92**	0,27	0,66**	0,26	0,63**	0,25
Pays-Bas	0,41**	0,14	0,41**	0,14	-0,26*	-0,10	-0,30**	-0,11
Espagne	0,33**	0,11	0,35**	0,12	-0,43**	-0,15	-0,42**	-0,15
Italie	-0,10	-0,04	-0,11	-0,04	-0,59**	-0,21	-0,60**	-0,21
Danemark	0,39**	0,13	0,42**	0,14	0,08	0,03	0,09	0,03
Grèce	0,39**	0,13	0,38**	0,13	-0,70**	-0,24	-0,73**	-0,25
Suisse	0,95**	0,27	0,93**	0,26	0,25**	0,10	0,19*	0,07

constante	0,31**	0,41**	0,42**	0,55**	
Max de vraisemblance	-2496,6	-2458,8	-3142,7	-3099,2	
Prob. Observée		0,626	0,626	0,428	0,428
Prob. Estimée		0,656	0,656	0,400	0,396
Nb d'obs	5 114	5 114	6 119	6 119	

Note : Les références sont respectivement les suivantes pour chaque groupe de variables : les individus qui ne déclarent pas de maladie, IMC=[18 ;30], aucune limitation ou faible limitation d'activité, primaire, célibataire, âge 50-51 ans et France.

Seuils de significativité : * <0,10 ; ** <0,05

TABLEAU 4 : ESTIMATION DE L'ÉQUATION D'INCAPACITÉ⁵, POPULATION 50-65 ANS

	Hommes		Femmes	
	Coef,	Effet marginal	Coef,	Effet marginal
Maladie cardiaque	0,64**	0,12	0,33**	0,05
Hypertension artérielle	-0,01	-0,00	0,12**	0,02
Cholestérol	-0,13*	-0,02	-0,03	-0,00
Accident vasculaire cérébral	1,12**	0,27	0,58**	0,11
Diabète	0,25**	0,04	0,31**	0,05
Maladie pulmonaire	0,63**	0,12	0,45**	0,08
Asthme	0,05	0,01	0,22	0,03
Polyarthrites	0,58**	0,10	0,55**	0,10
Ostéoporoses	0,46**	0,08	0,45**	0,08
Cancer	0,64**	0,12	0,30*	0,05
Ulcère gastrique	0,28**	0,04	0,34*	0,06
Maladie de Parkinson	1,21**	0,32	1,47*	0,42
Cataracte	0,31**	0,05	0,30	0,05
Fracture de la hanche	0,62**	0,12	1,20**	0,32
IMC < 18 ou >30	0,06	0,01	0,23**	0,03
Secondaire	-0,20**	-0,02	-0,09	-0,01
Baccalauréat	-0,34**	-0,04	-0,19**	-0,02
Supérieure	-0,53**	-0,06	-0,38**	-0,04
Couple	-0,30**	-0,04	-0,19**	-0,03
Famille	-0,26**	-0,03	-0,22**	-0,03
Âge 52-53	0,03	0,00	0,15	0,02
Âge 54-55	0,16	0,02	0,03	0,00
Âge 56-57	0,07	0,01	0,02	0,00
Âge 58-59	0,13	0,02	0,10	0,01
Âge 60-61	-0,12	-0,01	-0,07	-0,01
Âge 62-63	0,04	0,01	-0,03	-0,00
Âge 64-65	0,11	0,02	0,07	0,01

⁵ L'incapacité désigne la forte limitation d'activité

Autriche	0,25*	0,04	0,11	0,02
Allemagne	0,26**	0,04	0,17	0,02
Suède	0,22*	0,03	0,40**	0,07
Pays-Bas	0,44**	0,07	0,65**	0,12
Espagne	-0,56**	-0,05	-1,04**	-0,08
Italie	-0,38**	-0,04	-0,26**	-0,03
Danemark	0,08	0,01	0,12	0,02
Grèce	-0,53**	-0,05	-0,78**	-0,06
Suisse	0,12	0,02	0,10	0,01
Constante	-1,26**		-1,49**	
Max de vraisemblance	-1322,1		-1705,0	
Prob. Observée		0,093		0,105
Prob. Estimée		0,065		0,069
Nb d'obs	5 114		6 119	

Source : SHARE, 2004

Note : Les références sont respectivement les suivantes pour chaque groupe de variables : les individus qui ne déclarent pas de maladie, IMC=[18 ;30], aucune limitation ou faible limitation d'activité, primaire, célibataire, âge 50-51 ans et France. Seuils de significativité : * <0,10 ; ** <0,05

Conclusion

En utilisant la modélisation de Bound (1991), reprise par Campolieti (2002), nous mettons en évidence pour 10 pays européens l'importance de la santé sur la participation au marché du travail. Si des variables sociodémographiques semblent déterminer le maintien en emploi après 50 ans tels qu'un haut niveau d'étude ou la vie en couple (pour les hommes), les variables d'état de santé sont aussi très significatives. Elles influent sur la participation à l'emploi, mais de manière différente selon le sexe. L'impact des maladies sur la participation à l'emploi, en particulier, est très différencié selon le sexe. Si l'on observe directement la corrélation entre forte limitation d'activité et participation à l'emploi, le lien semble plus fort chez les hommes que chez les femmes.

La prise en compte de la santé comme un facteur diminuant l'offre de travail des seniors devrait faire l'objet d'une attention particulière des décideurs politiques. Le développement de politique de prévention de certaines maladies dont l'impact sur l'emploi est élevé (comme les accidents vasculaires cérébraux) pourrait être une piste de réflexion intéressante pour augmenter les taux d'emploi des seniors.

TABLEAU 5 : ESTIMATION DE L'ÉQUATION DE PARTICIPATION À L'EMPLOI EN DEUX ÉTAPES

	Hommes		Femmes	
	Coef.	Effet marg	Coef.	Effet marg
Proxy de l'incapacité (+)	-2,59**	-0,71	-2,43**	-0,49
Secondaire	0,11	0,04	0,14**	0,06
Baccalauréat	0,18**	0,07	0,37**	0,14
Supérieure	0,40**	0,14	0,76**	0,29
Couple	0,17**	0,06	-0,17*	-0,07
Famille	0,26**	0,10	-0,31**	-0,12
Âge 52-53	-0,03	-0,01	-0,06	-0,02
Âge 54-55	-0,03	-0,01	-0,22**	-0,08
Âge 56-57	-0,32**	-0,12	-0,43**	-0,16
Âge 57-58	-0,61**	-0,24	-0,53**	-0,19
Âge 60-61	-1,19**	-0,45	-1,11**	-0,35
Âge 62-63	-1,48**	-0,54	-1,40**	-0,39
Âge 64-65	-1,75**	-0,59	-1,71**	-0,41
Autriche	-0,23**	-0,09	-0,76**	-0,25
Allemagne	0,23**	0,08	-0,17**	-0,06
Suède	0,91**	0,28	0,75**	0,29
Pays-Bas	0,50**	0,17	-0,06	-0,02
Espagne	0,24**	0,08	-0,57**	-0,20
Italie	-0,17*	-0,06	-0,64**	-0,22
Danemark	0,40**	0,14	0,13	0,05
Grèce	0,29**	0,10	-0,82**	-0,269
Suisse	0,89**	0,26	0,23	0,09
Constante	0,55**		0,65**	
Max de vraisemblance	-2566,8		-3146,4	
Prob. Observée		0,626		0,428
Prob. Estimée		0,651		0,398
Nb d'obs	5 114		6 119	

(+) Effet marginal à la moyenne

Note : Les références sont respectivement les suivantes pour chaque groupe de variables : les individus qui ne déclarent pas de maladie, IMC=[18 ;30], aucune limitation ou faible limitation d'activité, primaire, célibataire, âge 50-51 ans et France

Seuils de significativité : * <0,10 ; ** <0,05

BIBLIOGRAPHIE

- ANDERSON, K.H. and R.V. BURKHAUSER (1984), « The Importance of the Measure of Health in Empirical Estimates of the Labour Supply of Older Men », *Economic Letters*, Vol. 16, pp. 375-80.
- BARNAY T. (2005), « Santé déclarée et cessation d'activité », *Revue Française d'Économie*, n°2/vol. 20, octobre, p 73-106.
- BERKOVEC J. et STERN S. (1991), « Job Exit Behavior », *Econometrica*, vol.59, n°9, pp. 189-210.
- BLANCHET, BRUGIAVINI et RAINATO, (2005), « Pathways to retirement », in *Health, ageing and Retirement in Europe, First Results From the Survey of Health Ageing and Retirement in Europe, SHARE*, p 246-252.
- BLANCHET D., DEBRAND T., DOURGNON P. et POLLET P.,(2005), « Enquête SHARE 2004 – Rapport de clôture » IRDES, 69 pages.
- BLANCHET D., DEBRAND T., 2005, *Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne. Questions d'économie de la santé n° 103. Décembre 2005. Série « Résultats »*. 4 pages.
- BOUND J. (1991), « Self-Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models », *Journal of Human Resources*, vol. 26, pp. 106-138.
- BOUND J., SCHOENBAUM M., STINEBRICKNER T.R., WAIDMANN T. (1999), « The Dynamic Effects of Health on the Labor Force Transitions of Older Workers », *Labour Economics*, vol. 6, pp. 179-202.
- CAMPOLIETI M. (2002), « Disability and the labor force participation of older man in Canada », *Labour economics*, 405-32.
- CURRIE J., MADRIAN B.C. (1999), « Health, Health Insurance and the Labor Market », in *Handbook of Labor Economics*, Ashenfelter O., D. Card, (eds), Amsterdam, North Holland, pp. 3309-3416.
- DWYER D.S., MITCHELL O.S. (1999), « Health Problems as Determinants of Retirement : Are Self-rated Measures Endogenous ? », *Journal of Health Economics*, 18-2, pp. 173-193.
- IDLER, E. et S. KASL. (1995), « Self-ratings of Health : Do They also Predict Change in Functional Ability ? » *Journal of Gerontology : Social Sciences* 50(6) : S344-S353.
- KERKHOFS M., LINDEBOOM M., THEEUWES J. (1999), « Retirement, Financial Incentives and Health », *Labour Economics*, vol. 6, pp. 203-227.
- KREIDER, BRENT. 1999. « Latent Work Disability and Reporting Bias. », *Journal of Human Resources* 34(4) :734-769.
- OCDE (2004), « OECD Employment outlook », *Statistical Analysis*.
- RUST J. et PHELAN C. (1997), « How Social Security and Medicare Affect Retirement Behavior in a World of Incomplete Markets », *Econometrica*, vol 65, n°4, pp. 781-831.
- STRAUSS J., THOMAS D. (1998), « Health, Nutrition and Economic Development », *Journal of Economic Literature*, vol. 35, pp. 766-817.
- THOMAS D., FRANKENBERG E. (2000), « Links Between Women's Health and Labor Market outcomes in Indonesia », *Human Capital, Reproductive Health Programs, and the Role of Women in the Household and Broader Economy*, Rand, Working Paper, 2.
- VOLKOFF S., MOLINIÉ S. et JOLIVET A., (2000), « Efficaces à tout âge », *Dossier n°16, Centre d'Études sur l'Emploi*, 126 p.