

Tableau 2 Odds Ratio ajustés associés aux facteurs de risque de surpoids dans le modèle d'analyse par régression logistique (n=4 030), France, 2001-2002 / Table 2 Adjusted Odds Ratio associated with risk factors of overweight in the logistic regression analysis model, France, 2001-2002

	Odds-ratio ajusté	IC	p=
L'enfant est de sexe féminin (n=2 044)	1,20	[0,98 ; 1,46]	0,073
L'enfant ne vit pas avec ses deux parents (n=554)	1,38	[1,08 ; 1,77]	0,011
Profession et catégorie socioprofessionnelle des parents			
cadre (n=817)	1	-	-
indépendant / intermédiaire / employé (n=2 555)	1,21	[0,92 ; 1,59]	0,179
ouvrier (n=835)	1,65	[1,22 ; 2,24]	0,001
Quel est le poids de naissance de l'enfant			
inférieur à 2,5 kg (n=244)	0,60	[0,39 ; 0,93]	0,021
de 2,5 à 3,8 kg (n=3 420)	1	-	-
plus de 3,8 kg (n=457)	1,38	[1,03 ; 1,84]	0,032
Un membre au moins de la famille présente un surpoids (n=1 111)	2,10	[1,70 ; 2,61]	<0,001
L'enfant grignote entre les repas (n=2 494)	1,22	[0,98 ; 1,53]	0,080
Les repas de midi sont généralement pris à la cantine (n=392)	1,51	[1,16 ; 1,95]	0,002
L'enfant regarde au moins une heure de télévision par jour (n=1 534)	1,33	[1,09 ; 1,62]	0,005

que comme variable d'ajustement. Cela peut amener à conclure que les habitudes alimentaires n'ont pas bien été prises en compte dans cette enquête. Ce constat rejoint un résultat d'une expertise collective de l'Inserm sur l'obésité infantile [3] qui pose l'hypothèse d'une sous-déclaration des apports alimentaires chez les obèses.

Dans le modèle final, la PCS des parents reste un facteur explicatif majeur du surpoids de l'enfant avec un OR à 1,65 pour les enfants d'ouvrier par rapport aux enfants de cadre (p=0,001). Ce lien montre qu'il existe, outre les habitudes de vie, les facteurs précoces, les éléments d'environnement familial pris en compte ici, un effet « PCS des parents ». Cet effet correspond à un ensemble de facteurs plus souvent présents chez les ouvriers que chez les cadres, ou agissant de façon différente selon la catégorie sociale. La littérature per-

met d'avancer des hypothèses concernant la nature de ces facteurs : il pourrait s'agir d'éléments intervenant au cours de la vie intra-utérine ou des premiers temps de vie [7] et déterminant précocement la croissance des enfants (une malnutrition foetale peut ainsi entraîner un métabolisme « d'épargne » à l'âge adulte [2]). Parmi ces facteurs précoces, le tabagisme de la mère et l'allaitement maternel ont été largement étudiés. Une autre voie de recherche amène à mettre en avant l'effet cumulé d'éléments précoces et d'un ensemble de conditions défavorables tout au long de l'enfance [8].

Conclusion

Cette étude montre qu'il existe des inégalités sociales face au risque de surpoids chez les enfants de 6 ans en Alsace. Ces inégalités ne se réduisent pas à des différences de comportements individuels de la part des enfants mais sont le fruit de mécanismes plus

complexes impliquant l'environnement familial, les conditions de croissance dès les premiers temps de la vie. La réduction des inégalités sociales de surpoids nécessite donc d'agir de façon précoce, en ciblant, outre les connaissances et habitudes de vie des enfants, les conditions dans lesquelles ils se développent dès le plus jeune âge. La promotion de la santé, comme la définit la Charte d'Ottawa, semble être l'outil privilégié pour ce type d'action de santé publique.

Remerciements

Les auteurs remercient l'ensemble des professionnels des services de promotion de la santé en faveur des élèves du Bas-Rhin et du Haut-Rhin ainsi que ceux du service de santé de la ville de Strasbourg. Sans leur participation, ce travail n'aurait pas été possible. Ils remercient également J.B. Hardouin (chargé de mission à l'ORS Centre) pour son intervention technique gracieuse.

Références

- [1] Obesity: preventing and managing the global epidemic. Report of a WHO consultation. World Health Organ Tech Rep Ser. 2000; 894:i-xii, 1-253.
- [2] Basdevant A, Bas-Theron F, Combris P, Ducimetière P, Frelut ML, Laville M, et al. Obésité : bilan et évaluation des programmes de prévention et de prise en charge. In: Dériot G, editor. Rapport sur la prévention et la prise en charge de l'obésité. Paris : Sénat ; 2005.
- [3] Inserm. Obésité : dépistage et prévention chez l'enfant. Paris : Les éditions Inserm ; 2000.
- [4] Dietz WH. Health consequences of obesity in youth: childhood predictors of adult disease. Pediatrics. 1998 Mar; 101(3 Pt 2):518-25.
- [5] Cole TJ, Bellizzi MC, Flegal KM, Dietz WH. Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey. Bmj. 2000 May 6; 320(7244):1240-3.
- [6] Orsal. La santé des enfants de 6 ans en Alsace : analyse des bilans de santé scolaire 2000-2001. Strasbourg : Orsal ; 2004.
- [7] Reilly JJ, Armstrong J, Dorosty AR, Emmett PM, Ness A, Rogers I, et al. Early life risk factors for obesity in childhood: cohort study. Bmj. 2005 Jun 11; 330(7504):1357.
- [8] Goldberg M, Melchior M, Leclerc A, Lert F. Épidémiologie et déterminants sociaux des inégalités de santé. Rev Épidémiol Santé Publique. 2003 Sept; 51(4):381-401.

Impact de l'état de santé sur le travail à temps partiel des français, approche par les maladies chroniques, France, 2002-2003

Béregère Saliba^{1,2}, Bruno Ventelou (ventelou@marseille.inserm.fr)^{1,2,3}

1/ Institut national de la santé et de la recherche médicale, U379, Marseille, France 2/ Observatoire régional de la santé Provence-Alpes-Côte d'Azur, Marseille, France 3/ Centre national de la recherche scientifique, Unité 6579, Marseille, France

Résumé / Abstract

Objectifs – Comprendre comment les individus souffrant d'une affection de longue durée ajustent leur comportement sur le marché de l'emploi par le travail à temps partiel.

Méthodes – L'étude repose sur l'exploitation de l'Enquête décennale santé 2003, enquête menée par l'Insee, au cours de laquelle 35 073 personnes, représentatives de la population française entière, ont été interrogées. Le champ de l'étude a été restreint aux personnes actives occupées, âgées de 20 à 65 ans. L'état de santé est appréhendé au travers de l'indicateur « Affection de longue durée » (ALD). La démarche est économétrique : une recherche systématique de la significativité de cet indicateur est effectuée dans des modèles de régressions multiples où les variables dépendantes représentent l'occupation d'un emploi à temps partiel, choisi ou subi.

Impact of health status on part-time jobs of French population, approach through chronic diseases, France, 2002-2003

Objectives – To understand how individuals suffering from long duration diseases (or chronic diseases) cope on the labour market with part-time jobs.

Methods – The research is based on the 2003 Decennial Health Survey, conducted by the French National Institute of Statistics and Economic Studies (INSEE), on a sample of 35,073 people representative of the French population (only employed persons aged 20-65 years were considered). The impact of health status on part-time jobs is evaluated through an indicator of "chronic and costly diseases", as recognized by the French Social Security. An

Résultats – Un mauvais état de santé est associé à une plus forte probabilité de travailler à temps partiel ; calculés par l'enquête, ces recours au temps partiel pour raison de santé sont, cependant, trois fois plus nombreux que les indemnités officielles pour mi-temps thérapeutiques ; parfois enfin l'emploi à temps partiel est « subi ».

Discussion-Conclusion – Les personnes malades chroniques se retirent nettement du marché du travail, et ces retraits ne sont que partiellement compensés par le système de protection sociale.

Mots clés / Key words

État de santé, travail à temps partiel, régression logistique, inégalités de santé / *Health status, part-time job, logistic regression, health inequalities*

Introduction

Cette étude repose sur l'exploitation de l'enquête décennale santé 2003. Elle vise à comprendre comment les individus souffrant d'une affection de longue durée s'ajustent sur le marché de l'emploi, compte tenu de leurs caractéristiques socio-économiques et du système de protection sociale français, qui – en principe – autorise une certaine flexibilité dans cette démarche. Les questions évoquées sont les suivantes : l'état de santé détermine-t-il la durée choisie du travail ? Ou bien, l'état de santé se solde-t-il par une perte d'employabilité créant de ce fait un retrait subi du marché du travail (l'horaire réduit n'étant accepté que faute de trouver un emploi à temps plein) ? Parmi les personnes travaillant à temps partiel, plus d'un tiers déclare ne pas avoir choisi le temps partiel – et vivre ainsi une forme de sous-emploi. Il sera alors intéressant de comparer les facteurs associés au travail à temps partiel choisis à ceux associés au temps partiel subi. Finalement, peut-on dire que le système de protection sociale fonctionne bien et que les malades, malgré leur état de santé dégradé, sont rendus égaux du point de vue du marché du travail ? Le croisement en France de données de santé avec des variables touchant à l'emploi est rare. Les analyses permises par l'enquête emploi de l'Insee utilisent une échelle de santé subjective (ou « ressentie ») – voir [1,2] par exemple. De leur côté, les enquêtes en santé sont très peu détaillées pour ce qui concerne le travail. Certaines études étudient la relation état de santé/choix au travail au travers d'une maladie chronique particulière (VIH, [3,4], Cancer [5]), mettant en évidence un impact négatif de la maladie sur le taux d'emploi. Le travail fourni ici tente de généraliser ces résultats, en comparant systématiquement les individus touchés par différentes maladies chroniques (ou « longues ») à l'ensemble de la population française, sans biais d'échantillonnage et sur une gamme de comportements au travail relativement large.

Matériel et méthodes

Les données d'enquête et la population d'étude

Les données analysées sont issues de l'Enquête décennale santé 2002-2003, enquête menée par l'Insee. Depuis 1960, ces enquêtes permettent d'étudier l'état de santé et le comportement des Français face au risque maladie. Au cours de l'enquête 2003, 35 073 personnes ont été interrogées répar-

econometric approach is adopted: a systematic research of the health status significance is realized in logistic regression models in which the dependent variables represent part-time jobs.

Results – *Bad health is associated with a higher probability of having a part-time job, chosen and not. These recourses to part-time jobs for health reasons are three times more frequent than the official compensations granted by the Social Security.*

Discussion-Conclusion – *Persons with chronic diseases withdraw from the US labour market; but these retreats are only partially compensated.*

principal motif de prise en charge à 100 % d'un assuré social par l'assurance maladie (les personnes enquêtées devaient déclarer si elles bénéficiaient de ce dispositif). Cet indicateur sera considéré par la suite (dans la discussion) comme un indicateur d'un mauvais état de santé « chronique ».

L'analyse statistique

La démarche est économétrique ; des modèles de régression logistique sont mis en œuvre afin de déterminer les facteurs associés au travail à temps partiel. Est effectuée une recherche systématique de la « significativité » de la variable de santé (décrite ci-dessus) dans des modèles de régression multiple dont les variables dépendantes représentent l'occupation d'un emploi à temps partiel. Ces analyses ont été réalisées sous SAS 9.1, à l'aide de la procédure spécifique aux échantillons pondérés : *surveylogistic*.

Résultats

Impact de l'état de santé sur le travail à temps partiel

Parmi la population d'étude, près de 15 % déclarent travailler à temps partiel (28,4 % des femmes et 3,4 % des hommes). Le tableau 1 donne les proportions de personnes travaillant à temps partiel

ties en 14 813 ménages : cet échantillon est représentatif de la population résidant en France en 2002-2003. Les populations ont été suivies en cinq vagues d'enquête, réparties sur l'année entière. Trois visites à domicile ont eu lieu et le taux de réponse à cette enquête est de plus de 85 %. Des poids d'échantillonnage calculés par l'Insee ont permis de corriger le biais de non-réponse et d'assurer la représentativité de la population interrogée, en rendant ainsi l'échantillon de 35 073 individus représentatif de la population française entière. Le champ de l'étude a été restreint aux personnes actives occupées, âgées de 20 à 65 ans, personnes de référence de leur ménage ou conjoints de la personne de référence appartenant à des ménages mono-actif ou bi-actifs. L'échantillon utilisé dans cette étude est composé de 11 569 individus constituant un échantillon représentatif des 18 979 453 Français répondant à ces critères.

L'indicateur d'état de santé considéré: l'affection de longue durée (ALD)

Il s'agit d'affections comportant un traitement prolongé et une thérapeutique particulièrement coûteuse, inscrites sur une liste de 30 affections de longue durée établie par décret, et constituant le

Tableau 1 Proportion d'actifs occupés travaillant à temps partiel, selon le sexe, la classe d'âge et l'état de santé, France, 2002-2003 / *Table 1* Proportion of people with part-time jobs, by gender, age group and health status, France, 2002-2003

Enquête décennale santé, France, 2002-2003									
	Proportion de personnes travaillant								
	A temps partiel (choisi ou subi)		A temps partiel choisi		A temps partiel subi				
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes			
20 à 29 ans	4,2 %	20,0 %	1,8 %	7,6 %	2,4 %	12,4 %			
30 à 39 ans	2,7 %	31,4 %	1,1 %	22,0 %	1,6 %	9,4 %			
40 à 49 ans	2,5 %	29,4 %	0,9 %	20,9 %	1,6 %	8,5 %			
50 à 65 ans	5,2 %	29,3 %	3,5 %	19,1 %	1,7 %	10,2 %			
Total	3,4 %	28,4 %	1,7 %	18,6 %	1,7 %	9,8 %			
Enquête décennale santé, France, 2003									
	A temps partiel (choisi ou subi)			A temps partiel choisi			A temps partiel subi		
	Tous sexes confondus	Hommes	Femmes	Tous sexes confondus	Hommes	Femmes	Tous sexes confondus	Hommes	Femmes
Personnes atteintes d'une ALD	19,3 %	7,3 %	35,1 %	12,5 %	4,8 %	22,7 %	6,8 %	2,5 %	12,4 %
Personnes non atteintes d'une ALD	14,6 %	3,1 %	28,0 %	9,2 %	1,4 %	18,3 %	5,4 %	1,7 %	9,7 %

Tableau 2 Facteurs associés au travail à temps partiel, odds ratio, enquête décennale santé, France, 2002-2003
Table 2 Factors associated with part-time jobs, odds ratio, Decennial Health Survey, France, 2002-2003

	Temps partiel Vs. temps plein (1)			Temps partiel choisi Vs. temps plein (2)			Temps partiel subi Vs. temps plein (3)		
	Tous sexes confondus	Hommes	Femmes	Tous sexes confondus	Hommes	Femmes	Tous sexes confondus	Hommes	Femmes
Être atteint d'une ALD	1,65 ^a	2,00 ^a	1,51 ^a	1,81 ^a	2,71 ^a	1,57 ^b	1,50 ^b	1,31	1,53 ^c
Être de sexe masculin	0,10 ^a	—	—	0,07 ^a	—	—	0,16 ^a	—	—
Classe d'âge (réf. : 20 à 29 ans)									
30 à 39 ans	1,36 ^a	0,60 ^b	1,70 ^a	2,36 ^a	0,50 ^b	3,13 ^a	0,76 ^c	0,71	0,82
40 à 49 ans	1,38 ^a	0,54 ^b	1,77 ^a	2,37 ^a	0,33 ^a	3,36 ^a	0,77	0,86	0,78
50 à 65 ans	1,66 ^a	1,21	1,83 ^a	2,67 ^a	1,11	3,16 ^a	1,03	1,20	1,03
Résider en Ile-de-France	0,52 ^a	0,61 ^b	0,50 ^a	0,60 ^a	0,47 ^a	0,62 ^a	0,35 ^a	0,89	0,26 ^a
Être de nationalité étrangère	1,55 ^a	1,28	1,62 ^a	1,41 ^b	1,69	1,39 ^b	1,89 ^a	0,92	2,21 ^a
Existence d'un enfant de moins de 3 ans	1,48 ^a	1,06	1,67 ^a	1,67 ^a	0,93	1,88 ^a	1,17	1,19	1,23
Nombre de périodes de chômage (réf. : aucune)									
Une seule	1,24 ^b	2,44 ^a	1,06	0,97	1,12	0,94	1,85 ^a	6,06 ^a	1,40 ^b
Deux ou plus	1,50 ^a	3,10 ^a	1,23 ^c	0,86	0,99	0,82	2,78 ^a	7,92 ^a	2,18 ^a
Logarithme du salaire horaire+	2,24 ^a	2,45 ^a	2,46 ^a	3,08 ^a	3,94 ^a	3,16 ^a	1,71 ^a	1,27	1,95 ^a
Catégorie socio-professionnelle (réf. : cadre)									
Ouvrier	1,95 ^a	1,71 *	2,16 ^a	1,67 ^a	1,48	1,87 ^a	2,89 ^a	1,99	3,64 ^a
Employé	3,68 ^a	3,96 ^a	3,82 ^a	3,22 ^a	3,18 ^a	3,37 ^a	6,10 ^a	4,84 ^a	6,83 ^a
Artisan commerçant	1,03	0,52	1,32	1,27	0,81	1,51	0,74	0,19	1,16
Professions intermédiaires	1,43 ^a	1,51	1,48 ^a	1,62 ^a	1,76*	1,68 ^a	1,17	1,35	1,15
Occupation actuelle du conjoint (réf. : pas de conjoint)									
Conjoint actif occupé avec salaire <1 500 €	1,97 ^a	0,46 ^a	2,85 ^a	3,61 ^a	0,67	4,78 ^a	1,21	0,36 ^a	1,67 ^a
Conjoint actif occupé avec salaire ≥1 500 €	1,98 ^a	0,75	2,35 ^a	3,52 ^a	1,14	4,03 ^a	0,78	0,44 ^c	0,91
Conjoint chômeur	1,88 ^a	0,91	2,10 ^a	2,46 ^a	1,77	2,40 ^a	1,50 ^c	0,56	1,89 ^b
Conjoint inactif	1,01	0,47 ^a	1,12	1,20	0,52*	1,11	0,91	0,46 ^c	1,23
Conjoint retraité	1,67 ^a	0,97	1,99 ^a	2,76 ^a	1,72	3,16 ^a	1,07	<0.001++	1,31
N	11 569	6 034	5 535	10 992	5 940	5 052	10 412	5934	4 478
N pondéré	18 979 453	10 280 411	8 699 042	17 944 725	10 102 021	7 842 705	17 196 709	10 111 568	7 085 141

Significativité de la variable dans le modèle de régression multiple : ^aau seuil de 1 %, ^bau seuil de 5 %, ^cau seuil de 10 %

+ : le salaire de l'individu est calculé sur la base d'une individualisation des revenus des ménages. Puis, le salaire horaire est obtenu en divisant ce salaire par le nombre d'heures de travail mensuelles déclaré à la date de l'enquête. Le passage au logarithme est classique, et traduit un effet non linéaire du niveau de salaire sur l'offre de travail.

++ : cette valeur n'est pas calculable, la catégorie homme à temps partiel subi avec une conjointe retraitée n'étant pas observée.

avec la distinction choisi et subi, selon le sexe et la classe d'âge d'une part, et selon le sexe et le fait de souffrir ou non d'une ALD d'autre part.

Un simple test statistique univarié montre que les personnes souffrant d'une ALD sont significativement surreprésentées parmi les personnes occupant un emploi à temps partiel ($p < 0,01$). Afin de confirmer la relation tout en tenant compte des caractéristiques socio-économiques individuelles, le tableau 2 présente les résultats de 3 régressions logistiques multiples où la variable expliquée est ajustée sur les autres variables classiquement admises [1,2] comme des facteurs explicatifs du passage au temps partiel.

La relation qui nous intéresse dans cette étude étant celle liant la présence d'une affection de longue durée au travail à temps partiel, aucun commentaire ne sera fait sur les autres facteurs.

Les déterminants du travail à temps partiel, analyse générale

Les résultats issus de la modélisation du travail à temps partiel (tableau 2, (1)), tous sexes confondus et sans tenir compte du caractère subi ou choisi du phénomène, montrent que l'affection de longue durée est positivement associée à une probabilité de travailler à temps partiel. En effet, toutes choses égales par ailleurs, une personne atteinte d'une ALD, relativement à une personne non atteinte d'une ALD a 1,65 fois plus de « chances » de travailler à temps partiel plutôt qu'à temps plein.

Pour les deux sexes considérés séparément, la présence d'une maladie chronique a un effet positif et très significatif ($p\text{-value} < 0,01$) sur la probabilité de travailler à temps partiel (avec un OR égal à 2 pour les hommes contre un OR égal à 1,5 pour les femmes).

Les déterminants du travail à temps partiel choisi comparés aux déterminants du travail à temps partiel subi

Nous prenons comme population de référence les individus travaillant à temps plein. Pour le temps partiel choisi, les individus comparés à la population de référence sont ceux travaillant à temps partiel et ayant répondu « oui » à la question *Avez-vous choisi de travailler à temps partiel ?* Pour le temps partiel subi, ne sont comparés à cette population de référence que les individus ayant répondu « non » à la question.

Dans l'analyse de la décision individuelle de travailler à temps partiel (tableau 2, (2)), *tous sexes confondus*, l'existence d'une ALD a un effet positif et très significatif sur la probabilité de choisir de réduire son temps de travail. En effet, toutes choses égales par ailleurs, une personne malade chronique, relativement à une personne sans maladie chronique, a 1,8 fois plus de chances d'opter pour le temps partiel.

Les facteurs associés au travail à temps partiel subi (tableau 2, (3)), sont voisins de ceux connus pour expliquer le chômage. Cependant, l'ALD reste dans cette régression *significative au*

seuil de 5 %. Le même modèle du temps partiel subi, testé successivement sur la population masculine et sur la population féminine¹, suggère que le phénomène est net surtout chez les femmes (variable ALD non significative pour les hommes, peut-être faute de puissance statistique pour les tests – dans l'échantillon non pondéré, le temps partiel subi concerne une centaine d'hommes).

Discussion et conclusion

Des relations statistiquement significatives entre un mauvais état de santé et plusieurs variables liées à la durée du travail sont mises en évidence dans cette étude. Ce travail démontre que les affections de longue durée engendrent de façon systématique des inégalités en termes de durée de travail, voire de sous-emploi – sous la forme de temps partiel subi, s'apparentant alors à un chômage « masqué ». Une analyse du nombre d'heures travaillées par semaine (avec la méthode des moindres carrés ordinaires, non présentée ici) renforce les résultats précédents, à savoir que la présence d'une ALD joue négativement et de façon très significative sur le nombre d'heures travaillées. Si l'on

¹ Les déterminants du travail à temps partiel peuvent être relativement différents chez les hommes et chez les femmes, d'où la nécessité de présenter une analyse séparée. Mais les estimations centrales des odds-ratio, chez les hommes et chez les femmes, s'avèrent relativement peu différentes de celles obtenues pour la population « tous sexes confondus » ; ce qui autorise une approche tous sexes confondus, également présentée dans ce texte, ceci afin de conserver la « puissance » des analyses statistiques mises en œuvre.

accepte que l'indicateur ALD approxime correctement l'état de santé « chronique »², ces résultats montrent de manière générale l'existence d'inégalités d'accès à l'emploi des personnes souffrant de maladies chroniques.

Parmi les limites de cette étude, on doit évoquer le risque « d'endogénéité » de la variable ALD, à savoir qu'une partie de la corrélation pourrait être inverse : le fait de bénéficier de mauvaises conditions d'emploi (dont « subir son temps partiel » serait un indicateur) pourrait statistiquement créer une plus forte disposition à l'inscription en ALD. Les personnes qui ne travaillent pas, peuvent d'une part, chercher à rationaliser leur choix en rapportant plus systématiquement des problèmes de santé – l'inscription en ALD a une (petite) composante subjective³ – d'autant que des enjeux d'indemnisation ou de revenus de substitution sont présents à la clé. D'autre part, elles peuvent être objectivement plus malades en conséquence de leur statut social dégradé, ceci pour certaines ALD du moins, comme par exemple l'état dépressif sévère. Toutefois nos régressions ayant systématiquement utilisé des variables socioéconomiques comme variables de contrôle de la relation santé/précarité au travail, les effets passant par les « milieux sociaux » ont déjà été pris en compte dans l'analyse : le risque d'endogénéité de la variable ALD est alors grandement diminué. Un test d'endogénéité dans un modèle probit bivarié nous a en outre permis de montrer que, d'un point de vue statistique, cet effet pouvait être écarté (Statistique de test du Chi2 de Wald égale à 0,022 ; $p > \chi^2 = 0,882$). Les personnes malades chroniques se retirent massivement et nettement du marché du travail. Ce résultat n'est pas étonnant en soi, il semble assez normal que des personnes « malades » choi-

sisent un retrait au moins partiel du monde du travail ; le résultat est même cohérent avec le système de protection sociale, qui met en place un dispositif explicite pour faciliter ce choix (le temps partiel thérapeutique).

Ce qui est étonnant, ce sont ces deux points :

- le phénomène dépasse le cadre des mi-temps thérapeutiques ; qui en principe assurent seuls une certaine neutralité monétaire de la décision de retrait... Pour avoir une idée de l'ampleur du phénomène, le nombre de recours au temps partiel pour raison de santé, évalué par l'enquête décennale, est de 263 789 personnes en France en 2003. Nous avons comparé ce chiffre au nombre officiel de recours à l'indemnisation pour mi-temps thérapeutique auprès de l'assurance maladie. Sur une donnée représentative⁴, on constate que moins de 30 % de la masse des temps partiels déclarés « pour raison maladie » ont pu donner lieu à une indemnisation – soit que les personnes n'expriment pas leurs demandes d'indemnisation, soit qu'elles n'entrent pas dans les critères. D'après l'enquête, le phénomène de retrait du marché du travail pour raison maladie semble donc largement dépasser la « partie émergée de l'iceberg », à savoir le cadre des temps partiels thérapeutiques.
- le phénomène est parfois subi plutôt que choisi, ceci en s'en tenant au déclaratif explicite de l'individu sur le caractère involontaire du passage au temps partiel.

Ces deux points font peser le doute sur le caractère complet du dispositif de protection sociale (au sens d'une assurance « complète », qui répare totalement les risques encourus et leurs conséquences) ; tout en mettant en évidence un risque d'exclusion des malades chroniques du monde du travail.

Remerciements

Les auteurs remercient l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (Insee) qui a conçu l'Enquête Décennale Santé ; et particulièrement J.L. Lanoë (Inserm) qui a dirigé les travaux liés à l'enquête. Ils remercient également le Conseil régional Provence-Alpes-Côte-d'Azur pour son soutien financier permettant l'exploitation de la base.

Références

- [1] Bourreau-Dubois C, Guillot O, Jankeliowitch-Laval E. Le travail à temps partiel féminin et ses déterminants. *Eco et Stat* 2002 ; n°349-350:41-61.
- [2] Tessier P, Wolff FC. Offre de travail et santé en France. *Eco et Pré* 2005-2 ; n°168.
- [3] Dray-Spira R, Lert F. Social health inequalities during the course of chronic HIV disease in the era of highly active antiretroviral therapy. *AIDS* 2003, 17:283-290.
- [4] Dray-Spira R, Lert F, Marimoutou C, Bouhnik AD, Obadia Y. Socio-economic conditions, health status and employment among persons living with HIV/AIDS in France in 2001. *AIDS Care* 2003, 15:739-48.
- [5] Le Corroller, AG, Malavolti L, Mermilliod C, 2006, « les conditions de vie des patients atteints du cancer deux ans après le diagnostic », *Études et Résultats*, numéro 486, mai.

² Nous considérons ALD comme une « proxy » de la maladie chronique. L'identité n'est pas parfaite. Il existe d'autres maladies chroniques qui ne sont pas reconnues par le système ALD ; et à l'inverse, certaines maladies reconnues comme ALD n'ont pas vraiment le caractère chronique.

³ Cette composante « subjective » – ou relative aux problèmes sociaux – est nécessairement limitée par le fait que l'inscription en ALD fait l'objet d'une double reconnaissance, médicale et administrative.

⁴ Ce rapport a été calculé à partir d'une comparaison des données régionales de l'enquête décennale santé et des données issues d'un dénombrement réalisé par l'Urcam Paca (obtenues sur interrogation directe du service statistique de l'Urcam par l'Ors Paca). En région, le rapport entre le nombre de personnes (pondérées) déclarant, dans l'enquête, travailler à temps partiel pour des raisons de santé ou à cause d'un handicap ou d'une incapacité et le nombre de personnes bénéficiant d'une indemnisation pour mi-temps thérapeutique en Paca est de l'ordre de 3,6 (24 679 : 6 900 = 3,6).

Handicap et inégalités sociales en France, 1999

Vincent Boissonnat (Vincent.BOISSONNAT@sante.gouv.fr)¹, Pierre Mormiche²

1 / Centre de recherche sur la santé, le social et le politique, Université Paris 13-Inserm-EHESS, Bobigny, France 2 / Institut national de la statistique et des études économiques, Paris, France

Résumé / Abstract

Objectifs – Décrire les relations entre catégories socioprofessionnelles et handicap, aux trois niveaux de la classification de Wood (déficiences, incapacités et désavantages).

Méthode – Les données utilisées ont été celles de l'enquête nationale HID menée en 1999 par l'Insee auprès des ménages. Toutes les tranches d'âge ont été prises en compte dans l'analyse, sauf celle de l'accès à l'emploi qui n'a concerné que les tranches d'âge 20-59 ans.

Résultats – Les déficiences sont d'autant plus fréquentes que les personnes qui les déclarent sont situées plus bas sur l'échelle sociale. Ces inégalités se prolongent et s'amplifient quand on passe des déficiences aux incapacités puis au désavantages. On constate un continuum entre les différentes catégories socioprofessionnelles : ces inégalités ne concernent pas qu'une frange vulnérable de la société.

Discussion – L'ampleur des inégalités constatées, croissantes selon les trois niveaux étudiés, amène à interroger l'efficacité des dispositifs de compensation.

Disabilities and social inequalities in France, 1999

Objectives – To describe the relations between socioprofessional categories and handicap, at the three Wood levels of classification (deficiencies, incapacities and disadvantages).

Methods – We used the data of the HID national survey carried out in families by the INSEE in 1999. All age groups were considered in the study, except for the group of access to employment that concerned the 20-59 year old only.

Results – Impairments are more frequent in persons with low social level. These inequalities increase when passing from deficiencies to incapacities, and to disadvantages. A continuum between the different socioprofessional categories was observed: these inequalities concern more than only a vulnerable part of the community.

Discussion – The extent of the reported inequalities, increasing with the three studied levels, brings us to address the effectiveness of compensation schemes.

Mots clés / Key words

Handicap, déficiences, incapacités, désavantage, inégalités sociales / Impairments, disabilities, disadvantages, social inequalities