

23 janvier 2007 / n° 2-3

Numéro thématique - Les inégalités sociales de santé en France en 2006 : éléments de l'état des lieux / *Special issue - Social health inequalities in France in 2006: an overview*

- p.9 **Éditorial - La réduction des inégalités de santé est au cœur de la cohésion sociale** / *Editorial - Reducing the health inequalities is the key for social cohesion*
- p.10 **Ampleur, tendance et causes des inégalités sociales de santé et de mortalité en Europe : une revue des études comparatives** / *Scope, trends and reasons for social inequalities in health and mortality in Europe: a review of comparative studies*
- p.15 **Lombalgie invalidante et situation sociale, résultats issus de l'enquête HID (Handicap-incapacité-dépendance), France** / *Disabling low back pain and social status, results from a national study in France*
- p.17 **Influence des facteurs socio-économiques sur le recours au dépistage du cancer chez les femmes du Nord – Pas-de-Calais : résultats de l'enquête décennale Santé, France, 2002** / *Impact of socioeconomic factors on the participation of women living in Nord-Pas-de-Calais to cancer screening: results of the National Health Survey, France, 2002*
- p.20 **Inégalité sociale des enfants face au surpoids en Alsace : données de la visite médicale d'admission en école élémentaire, France, 2001-2002** / *Social inequality in children's overweight in Alsace: data of the medical examination before admission to elementary school, 2001-2002*
- p.23 **Impact de l'état de santé sur le travail à temps partiel des français, approche par les maladies chroniques, France, 2002-2003** / *Impact of health status on part-time jobs of French population, approach through chronic diseases, France, 2002-2003*
- p.26 **Handicap et inégalités sociales en France, 1999** / *Disabilities and social inequalities in France, 1999*

Coordination scientifique du numéro / *Scientific coordination of the issue: Isabelle Grémy, Observatoire régional de la santé d'Île-de-France, France*

Éditorial

La réduction des inégalités de santé est au cœur de la cohésion sociale *Reducing the health inequalities is the key for social cohesion*

Martin Hirsch, Conseiller d'État, Président d'Emmaüs France, Directeur général de l'Agence nouvelle des solidarités actives

Ce numéro du Bulletin épidémiologique hebdomadaire vient étayer l'un des plus troublants paradoxes de notre système de santé : l'espérance de vie augmente régulièrement, mais les inégalités de santé ne se réduisent pas ! Certaines ont même tendance à s'aggraver. Ces inégalités sociales face à la santé sont particulièrement marquées pour les populations les plus vulnérables. Ainsi, l'espérance de vie des personnes à la rue, sans domicile fixe, est d'environ 45 ans, d'après les quelques données disponibles. Autrement dit, l'espérance de vie des plus pauvres en France est plus proche de l'espérance de vie au Sierra Léone (34 ans), pays qui a l'une des espérances de vie les plus courtes au monde, que de l'espérance de vie de l'ensemble de la population française. Autrefois, la pauvreté tuait brutalement. Aujourd'hui, elle tue tout aussi sûrement, mais plus lentement. Des inégalités qui ne touchent pas seulement les extrêmes, mais qui sont marquées entre les ouvriers et les cadres. Elles apparaissent précocement puisque dès l'école on détecte des différences dans la prise en charge des troubles de la vue, des caries dentaires et bien sûr dans l'évolution du surpoids.

Tout cela justifie amplement que l'objectif « réduire les inégalités de santé » figure dans les objectifs prioritaires de santé publique, ce qui est le cas depuis 2004. Mais que faire pour que cela ne soit pas un objectif perdu au milieu de cent et pour que les inégalités de santé se réduisent effectivement ? Les contributions rassemblées dans ce numéro donnent quelques pistes.

La première est que les politiques sociales réduisent les inégalités de santé. On a souvent dit que les formidables gains d'espérance de vie de la deuxième moitié du vingtième siècle sont autant, sinon plus, liés aux progrès de l'hygiène, des conditions de vie qu'aux innovations médicales. Pour cette moitié du vingtième et unième siècle, on pourra penser que tout ce qui réduira la précarité du travail, la précarité du logement, luttera contre la paupérisation au travail, augmentera les bas revenus, contribuera à réduire les inégalités de santé. Il y a de quoi faire...

La deuxième a trait aux politiques de prévention et de dépistage. Avec une situation contrastée. D'un côté, on voit dans ce numéro l'importance d'une politique de dépistage organisé du cancer pour réduire les inégalités. De l'autre, on constate que souvent les grandes politiques de

prévention – contre le tabac, l'alcool, les comportements alimentaires à risque – ont davantage tendance à accroître les inégalités qu'à les réduire. N'a-t-on pas vu la consommation de tabac diminuer plus vite chez les cadres que chez les personnes les plus modestes ? Cela impose de repenser les politiques de prévention pour qu'elles soient efficaces vis-à-vis des populations les plus défavorisées. On le voit très nettement en matière de nutrition, où les facteurs économiques sont déterminants et où il est difficile de préconiser de manger cinq fruits et légumes par jour quand le prix de ceux-ci est peu compatible avec un budget d'alimentation de deux ou trois euros par jour et par personne. Les campagnes de prévention doivent être, plus que toute autre politique publique, conçues en fonction de cibles prioritaires, qui sont les catégories sociales les plus modestes.

La troisième concerne l'accès au système de soins proprement dit. Ce numéro du BEH paraît au moment même où l'accès aux soins des patients bénéficiaires de la couverture maladie universelle (CMU) – et plus encore ceux qui relèvent de l'aide médicale d'État – est en question, après la mise en évidence de comportements minoritaires mais fréquents de refus de soins. Terrible désillusion, alors que la CMU avait été conçue comme la réponse indispensable, cinquante ans après la création de la sécurité sociale, aux difficultés d'accès aux soins de celles et ceux qui ne bénéficiaient pas de l'assurance maladie, ou qui ne pouvaient cotiser pour une mutuelle. Débat qui intervient quelques temps après des rapports officiels montrant que l'offre de soins est souvent inversement proportionnelle à la demande, comme le montre l'analyse réalisée par l'Observatoire national des zones urbaines sensibles, phénomène qui risque de s'aggraver avec les évolutions prévisibles de la démographie médicale. Réduire les inégalités de santé imposera de développer des modes de tarification, de rémunération des professionnels qui garantissent que le système de santé répond bien aux besoins des plus défavorisés.

La réduction des inégalités de santé est une fin en soi, probablement la priorité des politiques de santé, même si elle est terriblement complexe. Elle conditionne beaucoup d'autres politiques. Un seul exemple : la question des retraites. Si pour des raisons économiques et démographiques, il faut continuer à reculer l'âge de la retraite, comment cette contrainte peut-elle être acceptable si les inégalités d'espérance de vie restent marquées ? C'est assez logiquement le problème qui est soulevé depuis quelques années par les partenaires sociaux et qui est d'une redoutable pertinence. La réduction des inégalités de santé est donc au cœur de la cohésion sociale.

Ampleur, tendance et causes des inégalités sociales de santé et de mortalité en Europe : une revue des études comparatives

Emmanuelle Cambois (cambois@ined.fr)¹, Florence Jusot²

1 / Institut national des études démographiques, Paris, France 2 / Institut de recherche et documentation en économie de la santé, Paris, France

Résumé / Abstract

La France, comme les autres pays européens, affiche de larges inégalités sociales face à la mort et en matière de santé. Les plus instruits, les catégories de professions les plus qualifiées et les ménages les plus aisés bénéficient d'une espérance de vie plus longue et se trouvent en meilleure santé. Les conclusions convergentes d'une étude à l'autre dans les pays de l'Union et les tâtonnements pour mesurer, comprendre et réduire les disparités sociales ont porté les préoccupations et questionnements dans ce domaine du niveau national au niveau européen. Les études européennes visent à limiter les problèmes de comparaison liés aux sources et données, facilitant alors l'interprétation des différences entre pays.

Ce panorama des études comparatives européennes sur les inégalités sociales de santé et de mortalité montre que dans l'ensemble des pays européens, les mêmes maladies contribuent aux inégalités face au risque de décès (maladies cardio-vasculaires, cancers et maladies du système digestif et du système respiratoire) ou face au risque de mauvaise santé (maladies cardio-vasculaires, du système nerveux, arthrose, diabète). On retrouve également des différences sociales face à l'incapacité et à la mauvaise santé perçue partout en Europe. Différents facteurs de risque et déterminants de ces inégalités sociales sont communs aux pays européens mais peuvent être plus ou moins prégnants, expliquant certaines variations régionales dans l'ampleur des différentiels à travers l'Union européenne. Par ailleurs, les études comparatives montrent un impact de l'accès et du recours aux soins ou encore des politiques de santé sur les inégalités sociales de santé. Ces travaux participent à l'accumulation des connaissances pouvant conduire dans les années à venir à une modification des politiques sanitaires et sociales visant à réduire ces inégalités.

Scope, trends and reasons for social inequalities in health and mortality in Europe: a review of comparative studies

In France, as elsewhere in Europe, social differentials in health and mortality are large. The most educated segments of the population, the most qualified occupations or the wealthiest households can expect both to live longer and to enjoy better health. Converging patterns from one study to the other across Europe, as well as the difficulties in measuring, understanding and reducing social inequalities, have brought the concerns and questions in this field from national to European level. European studies aim to limit the comparability problems linked to data sources in order to facilitate the interpretation of differences between countries.

This overview of European comparative studies on social inequalities in health and mortality shows that in every country, the same diseases and conditions contribute to socially differentiated risks of mortality (cardiovascular, respiratory and digestive diseases, cancers) and poor health (cardiovascular diseases and diseases of the nervous system, arthritis, diabetes). There are also social differences in disability and self-perceived ill-health. Various risk factors and health determinants are common to European countries, though they may not be equally prevalent, explaining the existence of regional variations across the Union. In addition, comparative studies show how access to and use of health care services or public health policy can contribute to social differentials in health and mortality. These comparative studies increase knowledge in this field and could contribute to future health and social policy reforms designed to reduce such differentials.

Mots clés / Key words

Inégalités sociales, santé, Europe / *Social inequalities, health, Europe*

Introduction

La France affiche de larges inégalités sociales face à la mort et, plus généralement, en matière de santé : au milieu des années 1990, environ sept années séparaient l'espérance de vie à 35 ans d'un homme cadre ou occupant une profession intellectuelle supérieure de celle d'un ouvrier [1]. La France n'est pas un cas isolé et l'ensemble des pays, européens entre autres, déplorent d'importantes inégalités de santé liées à la situation socio-économique des personnes, et ce quelle que soit l'approche utilisée pour les mesurer : santé perçue, maladies, handicap ou risques de décéder. Les plus instruits, les catégories de professions les plus qualifiées et les ménages les plus aisés bénéficient d'une espérance de vie plus longue et se trouvent en meilleure santé. Les conclusions convergentes d'une étude à l'autre dans les pays de l'Union et les tâtonnements pour mesurer, comprendre et réduire les disparités sociales ont porté les préoccupations et questionnements dans ce domaine du niveau national au niveau européen. L'ampleur des écarts est-elle similaire à travers l'Europe ? Les causes de décès et les maladies sources d'inégalités sont-elles les mêmes d'un pays à l'autre ? Ces inégalités connaissent-elles partout en Europe la même évolution ? Les différences culturelles sont-elles de taille à protéger un pays ou une région de la communauté européenne ? Les facteurs de risque incriminés dans un pays sont-ils également socialement différenciés ailleurs ? Peut-on tirer les leçons des politiques de santé publique, de l'organisation sociale et du système de soins mis en place dans les pays voisins ? Face au besoin de mettre en perspective les situations des pays européens, des efforts sont déployés depuis la fin des années 1990 pour utiliser les données les plus comparables et étudier les différentiels sociaux de mortalité et de morbidité dans les pays de la communauté. Les travaux s'attachent alors à limiter les problèmes d'interprétation et de comparaison liés aux sources et données, aux différences dans les dispositifs sanitaires et sociaux ou encore aux différences culturelles dans la perception de la santé (encadré 1). S'ils ne permettent pas de répondre à toutes les questions soulevées ou de classer directement les pays, ces travaux soulignent les similitudes, convergences ou divergences dans les résultats et dessinent des tendances, par exemple géographiques, caractérisant la région européenne. Nous présentons dans cette étude une synthèse des conclusions d'articles issus de ces travaux comparatifs.

Inégalités sociales face à la mort en Europe

Les premiers résultats d'un programme de recherche européen ont mis en évidence, de manière récurrente, de fortes inégalités sociales de mortalité prématurée chez les hommes (entre 45 et 65 ans) dans 11 pays européens, autour de la période 1985-92 [2,3]. L'ampleur des écarts entre catégories de professions manuelles et non manuelles varie considérablement d'un pays à l'autre et les inégalités les plus fortes se trouvent alors en France et en Finlande. La piètre position de la France s'explique par

des différentiels de mortalité beaucoup plus larges que dans les autres pays dans la tranche d'âge 45-59 ans ; on trouve des rapports de taux de mortalité entre professions manuelles et professions non manuelles de 1,7 dans cette tranche d'âges, quand ces rapports sont inférieurs à 1,5 dans les autres pays [3]. Les inégalités de mortalité selon le niveau d'instruction, estimés alors pour les hommes et pour les femmes de cette tranche d'âges, sont là encore les plus élevés pour la France [3]. Dans les années 1980, parmi les causes de décès qui contribuaient aux inégalités de mortalité on trouvait certains cancers, des maladies du système respiratoire et du système digestif (autres que le cancer) et des maladies cardiovasculaires [3]. Pour les cancers, l'impact des facteurs sociaux était particulièrement fort pour les localisations suivantes [4] : cancers du poumon et dans la plupart des pays, cancers du foie pour les hommes et de l'œsophage, de l'estomac et de l'utérus pour les femmes. Pour quelques localisations, on trouvait un risque plus élevé dans les classes favorisées, inversant le sens des inégalités : cancer du côlon et de la peau ainsi que les tumeurs du cerveau pour les hommes et les cancers du sein ou des ovaires pour les femmes. Quant aux maladies cardiovasculaires, la surmortalité des catégories défavorisées était obser-

vée dans les pays du nord de l'Europe mais pas dans les pays du sud, France comprise ; on observait ainsi un gradient nord-sud des inégalités de mortalité par maladies cardiovasculaires [5,6].

Évolution des causes, évolution des écarts

Depuis les années 1980, la mortalité générale a fortement diminué et les causes de décès se sont modifiées, notamment avec une baisse importante de la mortalité par maladies cardiovasculaires et la mortalité par cancer pour certaines localisations (estomac, cancers de l'utérus, cancers liés à l'alcool chez les hommes) [7,8]. La question est donc de savoir si les groupes sociaux ont tous également bénéficié de l'allongement de l'espérance de vie et si les écarts entre groupes sociaux se sont accrus ou ont au contraire diminué. Différentes études nationales concluent à un maintien des écarts de mortalité, voire une aggravation des inégalités au cours du temps. L'analyse comparative pour six pays vient confirmer ce constat¹ [9]. On observe globalement une diminution moins marquée de la mortalité dans les groupes de professions manuelles

¹ Finlande, Suède, Norvège, Danemark, Angleterre et Pays de Galles, Italie (Turin) (1981-85 et 1991-95).

Encadré 1 Difficultés méthodologiques pour la mesure et la comparaison des différences sociales de santé

Les premières revues de littérature internationales ont montré la quantité d'études portant sur les inégalités de mortalité et la difficulté de comparer leurs résultats [36,37,38]. Les données en santé et l'enregistrement des décès diffèrent d'un pays à l'autre, voire entre les régions d'un même pays. La diversité des recueils statistiques et des outils de mesure utilisés constituent un premier obstacle à la comparaison des niveaux et écarts de santé (méthodes de collecte des données, codage des causes de décès, indicateurs de santé...). Les études comparatives se heurtent aussi à la diversité des critères retenus pour refléter l'appartenance sociale (revenus, instruction, profession, possessions...), qui ont chacun un rôle spécifique sur la santé à travers les déterminants de la santé qu'ils représentent plus particulièrement : conditions de vie en général, conditions de travail, connaissances des facteurs de risque ou des systèmes de soins... Ces critères sociaux ont de surcroît un sens différent selon les pays : les systèmes éducatifs ou les groupes de professions distribuent les populations sur un « gradient social » propre à chaque pays, voire à chaque époque dans un pays (évolution de l'accès à l'instruction ou des secteurs d'activité et professions). La comparaison des différentiels de mortalité ou de santé d'un pays à l'autre, nécessite non seulement l'utilisation de données comparables mais aussi une analyse de la « signification » sociale, culturelle et administrative des groupes constitués ou encore de leur « place » relative dans l'organisation de la société.

Par ailleurs, la définition de la santé, les dispositifs de mesure et les indicateurs utilisés sont variables. Dans la majorité des cas, la mesure de la santé à l'échelle de la population passe par des enquêtes déclaratives effectuées auprès des ménages. Outre les différences dans les protocoles d'enquête, dans le choix des domaines d'intérêt à renseigner ou dans les instruments de mesure utilisés pour le faire [39], il existe aussi des différences culturelles dans la manière de percevoir et de déclarer des problèmes de santé ou le recours aux soins. Les informations recueillies auprès des personnes sont le résultat d'une équation faite de multiples composantes de ce que savent les personnes sur leur état de santé (qui dépend en partie du développement des connaissances et pratiques médicales du pays), de la propension de chacun à déclarer des problèmes de santé selon comme il les vit (ressenti, adaptation à son état, impact sur la vie quotidienne...). Par ailleurs, au sein d'un même pays, ces composantes sont socialement différenciées et interviennent dans la mesure même des inégalités observées, ajoutant encore de la difficulté dans l'interprétation des inégalités sociales de santé à travers l'Europe. Enfin, les facteurs sociaux n'ont pas tous le même impact sur les différents problèmes de santé : une étude montrait que les conditions de vie matérielles du moment, en particulier le revenu, explique une grande partie des inégalités de mauvaise santé perçue [22] et une autre étude suggérait un impact plus important de l'instruction face aux maladies cardiaques [30]. Dès lors, l'ampleur des écarts est susceptible de varier, y compris pour une même population, selon les indicateurs de santé utilisés et les critères sociaux retenus.

ou encore pour les moins instruits. On retrouve cette tendance pour l'ensemble des causes et en particulier pour la mortalité par maladies cardiovasculaires (excepté dans l'étude sur Turin) : la diminution de la mortalité est en partie liée à une sensibilisation à certains facteurs de risque (diminution de la consommation de tabac par exemple) qui semble avoir eu pour effet de creuser l'écart en s'appliquant davantage aux catégories les plus favorisées. Pour certaines causes, on observe même un accroissement des taux de mortalité dans les groupes les moins favorisés au cours des années 1980 : cancers du poumon ou du sein, maladies respiratoires, maladies du système digestif, accidents [9]. Des études plus récentes montrent aussi que les inégalités sociales de mortalité persistent aux âges élevés [10] et ce y compris parmi ceux qui ont atteint 90 ans [11].

L'ordre des causes de décès incriminées dans les inégalités sociales de santé dans la décennie 1990 s'est un peu modifié par rapport à la situation des années 1980 décrite plus tôt. Chez les hommes dans les années 1990, les cinq principales causes de décès qui induisent des différences sociales de taux de mortalité sont les cardiopathies ischémiques, les cancers du poumon, les maladies du système respiratoire (maladies pulmonaires chroniques obstructives), les maladies cérébrovasculaires et les autres maladies cardiovasculaires. Pour les femmes, il s'agit des cardiopathies ischémiques, des maladies cérébrovasculaires, pneumonies et maladies du système respiratoire (maladies pulmonaires chroniques obstructives)². La contribution des maladies cardiovasculaires et respiratoires aux inégalités sociales de mortalité augmente avec l'âge [10]. Les données françaises sur les causes de décès responsables d'inégalités sociales s'inscrivent dans cette tendance européenne et indiquent une influence croissante, au cours des années 1990, du diabète et des maladies respiratoires comme facteurs de la surmortalité des ouvriers et des employés par rapport aux cadres supérieurs [12].

En Europe, dans les années 1990, les maladies cardiovasculaires, très prévalentes, sont ainsi en tête des affections responsables des différences sociales de mortalité, en particulier chez les femmes pour lesquelles elles expliquent 60 % des différences de mortalité entre les plus instruits et les moins instruits (contre 40 % chez les hommes) [10]³. Les pays du nord de l'Europe, avec un risque bien plus important dans les groupes les moins favorisés, présentent encore des écarts plus importants que les pays du sud, maintenant le gradient nord-sud observé dans les années 1980 pour ce groupe de causes de mortalité. Cependant, parmi les causes de décès par maladies cardiovasculaires, on note des tendances différentes pour les accidents vasculaires cérébraux et les cardiopathies ischémiques [10,13]. Le gradient nord-sud existe pour les cardiopathies ischémiques. Il est d'autant plus prononcé qu'on constate même un désavantage des plus éduqués en Italie par rapport aux moins éduqués, renversant l'inégalité sociale dans ce pays par rapport à la situation en Europe du nord [10]. La tendance géographique est en revanche inexistante pour la mortalité par

maladies cérébrovasculaires : elles participent aux inégalités sociales partout en Europe, pour les hommes comme pour les femmes et les écarts sont similaires d'un pays à l'autre (seule l'Autriche affiche des écarts plus importants dans cette étude) [14] ; les inégalités en matière de mortalité par accidents vasculaires cérébraux diminuent légèrement avec l'âge. Par ailleurs, alors que les inégalités liées aux maladies cardiovasculaires en général ont augmenté au cours des années 1980, du fait d'une diminution moins marquée dans les groupes sociaux les moins favorisés, les écarts sont restés stables pour les accidents vasculaires cérébraux au cours de la même période, avec une diminution équivalente de la mortalité dans tous les groupes sociaux [15] ; excepté en Norvège où les différences sociales en la matière se sont accrues.

La contribution des cancers aux inégalités de mortalité est de 24 % chez les hommes et 11 % chez les femmes [10]³. Le poids des cancers dans les inégalités est cependant très variable selon la localisation et les évolutions au cours du temps de ces maladies diffèrent grandement entre autre du fait d'une augmentation des risques de décéder attribués à certains cancers dans les groupes défavorisés [9]. Ainsi, les inégalités sociales de mortalité par cancer du sein qui étaient aux dépens des groupes les plus favorisés dans les années 1980 ont disparu dans certains pays [10] ; c'est le cas de la France, pour les femmes de 20 à 79 ans [16]. Du fait de l'accroissement des risques de mortalité par cancers du poumon pour les plus défavorisés dans les années 1980, cette cause de décès est encore l'une des premières causes d'inégalités face à la mort chez les hommes [10]. Contrairement aux maladies ischémiques, les cancers contribuent moins aux inégalités sociales de mortalité aux âges élevés. Il n'y a pas de tendance géographique marquée concernant la contribution des cancers aux inégalités sociales de mortalité.

Les causes externes (accidents, suicides, homicides), contribuent aux inégalités sociales chez les hommes (5 %) mais pas chez les femmes [10]³. La mortalité par accident de la circulation est socialement marquée, du moins chez les hommes [17]. C'est aussi le cas pour la mortalité par suicide, même si l'ampleur des écarts diffère d'un pays à l'autre [18]. Si la contribution des causes externes aux inégalités de mortalité ne semble pas majeure, elle reste un enjeu important en santé publique car ces causes de décès sont prédominantes chez les plus jeunes, peu touchés par les autres.

Des inégalités de santé perçue, face aux maladies...

Les études comparatives européennes ont aussi porté sur la comparaison des inégalités sociales de santé, incluant les maladies létales comme les non létales, les incapacités ou encore l'état de santé perçu, qui reflète, en plus des maladies, des notions de qualité de vie.

Les premières études, portant sur les années 1980, concluaient à des inégalités en matière de mauvaise santé perçue d'ampleur variable d'un pays à l'autre et sans gradient géographique clair⁴ [2]. Les

études plus récentes indiquent que les inégalités sociales de santé perçue n'ont pas décliné au cours du temps : on constate même une augmentation des risques relatifs (odds ratios) de mauvaise santé perçue selon le niveau d'instruction pour les femmes et selon le niveau de revenu pour les deux sexes (en particulier Espagne et Italie, ainsi qu'aux Pays-Bas pour les femmes) [19]. Ainsi, dans les années 1990, la bonne santé perçue reste fortement liée au niveau d'instruction, au revenu ainsi qu'à d'autres critères sociaux, et ce jusqu'aux âges élevés [20,21,22].

Ces inégalités de santé perçue sont confirmées par des inégalités face aux maladies et troubles divers, létaux et non létaux (tableau 1) [23]. Les prévalences des groupes de maladies mesurées par des enquêtes déclaratives, comme celles utilisées dans ce type d'étude, peuvent varier grandement d'un pays à l'autre du fait de différences liées à la manière de recueillir l'information dans les enquêtes ou encore à la manière qu'ont les personnes dans les pays de connaître, de percevoir et de déclarer leur état de santé (encadré 1). De fait, le contenu des groupes de maladies peut varier entre pays rendant les comparaisons internationales difficiles, tant pour les prévalences que pour les différences sociales de prévalences [23]. On constate toutefois que les conclusions sont récurrentes d'un pays à l'autre. Parmi les maladies socialement différenciées, on retrouve certaines causes de mortalité différentielle : les accidents vasculaires-cérébraux et autres maladies cardiovasculaires ou les maladies respiratoires. Et comme pour la mortalité, on trouve des différences sociales en matière de maladies cardiovasculaires plus marquées dans les pays d'Europe du nord qu'en Europe du sud [23]. Pour les cancers, les différences de prévalence entre groupes sociaux ne sont globalement pas significatives, alors que ce groupe de maladies contribue aux inégalités de mortalité, au moins pour les hommes. La diversité des cancers et les biais de déclaration liés à des différences sociales dans les diagnostics peuvent expliquer en partie ce résultat. On suppose aussi que la combinaison de différences sociales en matière d'incidence des cancers et de chances de survie associées participe à ce résultat [24]. On voit par ailleurs apparaître des inégalités sociales pour d'autres pathologies, telles que le diabète, l'arthrose et les maladies du système nerveux (paralysies, maladie de Parkinson, épilepsie...) (tableau 1).

² On observe également un rôle important des cancers de l'estomac qui ressortent en tête des causes de mortalité responsables d'inégalités sociales lorsqu'on les exprime en terme de risques relatifs. Cette cause de décès a fortement diminué au cours du temps mais elle reste extrêmement socialement différenciée.

³ Ce pourcentage représente la part que chaque cause de décès occupe dans la différence entre le taux de mortalité totale des plus instruits et celui des moins instruits.

⁴ A noter, il existe en Europe un gradient nord-sud dans la prévalence générale de la bonne santé perçue : les pays du nord affichent une meilleure santé perçue que les pays du sud, et on suppose des différences culturelles dans la manière de percevoir et de déclarer la bonne ou la mauvaise santé dans les régions d'Europe (encadré 1).

Tableau 1 Inégalités dans la prévalence de maladies chroniques déclarées selon le niveau d'instruction, des hommes et femmes de 25 à 79 ans, années 1990 (Odds ratios des risques des moins éduqués vs des plus éduqués, contrôlés sur l'âge) | *Table 1* Inequalities in the prevalence of self reported chronic conditions by level of education among men and women aged 25-79 years, 1990's (odds ratios for the least educated vs the most educated, controlling for age)

	Finlande	Danemark	Grande-Bretagne	Pays-Bas	Belgique	France	Italie	Espagne
Accidents cérébro-vasculaires			2,23 ^a	1,65 ^a	1,38	1,30 ^a	1,47 ^a	1,31 ^b
Maladies du système nerveux	1,06	1,14	1,29 ^a	1,39	1,99 ^a	0,97	1,85 ^a	
Diabète		1,16	1,26	1,60 ^a	1,98 ^a	1,45 ^a	1,59 ^a	1,99 ^a
Arthrose			1,73 ^a	1,48 ^a	1,44 ^a			
Hypertension		1,03	1,33 ^a	1,17 ^a	1,22 ^a	1,42 ^a	1,26 ^a	1,15
Ulcères du duodénum ou de l'estomac		2,16 ^a	1,46 ^a	2,24 ^a		1,73 ^a	1,35 ^a	1,45
Maladies génito-urinaires	0,84		0,91	1,27 ^a	1,43 ^a	0,86 ^a	0,63 ^a	1,23 ^b
Céphalées / migraines		1,72 ^a	1,05	1,25 ^a	1,34 ^a	1,19 ^a	1,37 ^a	
Maladies osteo-articulaires				1,61 ^a	1,54 ^a	1,43 ^a		
Maladies du foie et de la vésicule biliaire				1,80 ^a	1,55 ^a	1,20	1,19 ^a	
Maladies chroniques respiratoires	1,07	1,44 ^a	1,34 ^a	1,23 ^a	1,70 ^a	1,19	1,69 ^a	1,82 ^a
Maladies cardiaques			1,29 ^a	1,20	1,63 ^a	1,07	1,09	0,89
Maladies du dos et de la moelle épinière		1,16	0,90	1,17 ^a	1,53 ^a	1,09		
Cancers	0,86		1,20	1,23	1,08	0,90	0,98	
Calculs néphrétiques et autres maladies du rein			1,11	0,95	1,22	0,98	1,19 ^a	
Maladies de la peau	0,96	0,85	0,89	1,12	1,09	0,95		1,14 ^b
Allergies		0,53 ^a			0,79 ^a		1,03	0,77

Source : Dalstra JA et coll. 2005 [23]

^aOdds ratios significativement différents de 1, intervalle de confiance à 95 %

^bChiffres concernant la Catalogne

Grille de lecture : l'odds-ratio tend vers la valeur de la prévalence relative pour les personnes les moins éduquées par rapport aux personnes les plus éduquées

... des inégalités en matière d'incapacités

Les maladies ou les accidents sont susceptibles de fragiliser les personnes ou d'avoir des répercussions sur leurs fonctions et activités : dès lors, on s'attend à retrouver des inégalités sociales en matière de handicap et d'incapacité. En effet, les données du panel européen des ménages affichent des inégalités sociales en matière de « limitations d'activité » dans les années 1990, qu'on les mesure par des différences de prévalences selon le niveau d'instruction aux âges actifs [25] ou par des risques relatifs (odds ratios) selon le revenu ou le niveau d'instruction aux âges élevés (60-80 ans) [20]. Les estimations d'espérances de vie sans incapacité indiquent que les plus favorisés ont non seulement des chances de survie plus importantes, mais ils peuvent aussi espérer vivre plus longtemps sans incapacité au sein de cette vie plus longue, pour les hommes et femmes et quel que soit la manière de mesurer l'incapacité : c'est entre autre le cas en France pour les hommes ouvriers comparés aux hommes cadres en 1980 et en 1991 [26]. Ainsi, les moins favorisés cumulent de plus forts risques de mortalité et d'incapacité à tous les âges.

Facteurs, déterminants et causes des inégalités sociales de santé en Europe

Les facteurs de risques ou déterminants de la mauvaise santé qui contribuent aux inégalités sociales face à la santé ou à la mort sont multiples. Certains sont liés aux conditions de vie matérielles des personnes (logement, alimentation, accès aux biens de consommations...), y compris celles vécues durant l'enfance. D'autres sont liés à un environnement « physique » ou social délétère, que ce soit au domicile ou sur le lieu de travail : expositions à des produits toxiques, nuisances sonores, conditions de travail physiquement pénibles, horaires de travail décalés, sentiment d'insécurité, manque d'autonomie, de reconnaissance ou de soutien... [27]. Les études montrent que de nombreux facteurs liés à la mauvaise santé sont plus présents dans les groupes de populations les moins instruits, parmi les revenus les plus faibles ou dans les professions manuelles non qualifiées. Les analyses sur ces facteurs à l'échelle européenne sont rares et difficiles à conduire. Les études européennes contribuent plutôt à éclairer les différences liées aux conditions de vie à travers le rôle du revenu, sur des facteurs

liés à des comportements individuels « à risque » (tabac, alcool, nutrition), ou sur des facteurs liés aux différences d'accès et de recours aux soins.

Concernant les comportements individuels, on trouve généralement des conclusions similaires dans les différents pays européens indiquant des différences sociales en matière de consommation d'alcool et de tabac, d'indicateurs de poids et de taille et d'alimentation (consommation de légumes frais). Pour autant, les liens entre ces facteurs et le statut social sont inégalement marqués et de ce fait ces facteurs contribuent différemment aux écarts de mortalité ou de santé selon le pays ou la région [3]. La consommation de légumes frais, liée à des effets protecteurs en matière de santé, est moins socialement différenciée dans les pays du sud de l'Europe qu'au nord. La consommation excessive d'alcool, liée aux maladies cérébrovasculaires, maladies du système digestif ou encore aux accidents, apparaîtrait déterminante dans les inégalités sociales de mortalité en France, en Finlande et en Irlande mais ne contribuerait que faiblement aux inégalités de mortalité au Danemark, aux Pays-Bas et en Espagne [3]. Quant à la consommation de tabac, elle apparaît plus importante pour les hommes et les femmes à niveau d'instruction bas dans les pays du nord, alors que dans les pays du sud, il y a peu de différence, voire même une différence en défaveur des plus instruites pour les femmes par exemple en Espagne. Ces différences géographiques expliqueraient le gradient nord-sud des disparités de mortalité par maladies cardiovasculaires et plus spécifiquement par cardiopathies ischémiques [6,28]. La consommation de tabac connaît des évolutions différentes au cours des années 1990 dans les groupes sociaux en Europe, selon le pays et selon le sexe [29]. Dans plusieurs pays, la diminution est plus importante parmi les moins instruits (hommes et femmes britanniques et hommes italiens) alors que pour d'autres, la diminution s'avère plus forte pour les plus instruits (pour les femmes dans les pays nordiques, en Espagne et en Italie).

Par ailleurs, une étude internationale sur les maladies cardiovasculaires comprenant des mesures de facteurs de risques de ces maladies (tension artérielle, cholestérol, indices de masse corporelle...) montrent de larges différences selon le niveau d'instruction pour plusieurs facteurs dans la plupart des pays où ces études ont pu être réalisées, comme par exemple la République Tchèque [30].

Concernant le rôle des soins dans les inégalités de santé, il existe des différences sociales dans la manière de repérer et de traiter les troubles et maladies, ou encore dans les chances d'en limiter les conséquences en terme d'incapacité ou de mortalité. Ainsi, par exemple, l'avantage des plus favorisés en matière de mortalité par maladies coronariennes ne provient pas seulement d'une moindre exposition à l'ensemble des facteurs de risques mais aussi d'un traitement plus systématique et plus efficace de cette pathologie, limitant leur risque létal chez les plus favorisés [31]. Les travaux du groupe européen *Ecuity* soulignent le rôle des

politiques sanitaires et du recours aux soins dans les inégalités d'état de santé perçue, liées au revenu, et les différences en la matière entre pays [32]. Et on constate par exemple que la mise en place de la CMU en France, dispositif visant à réduire les barrières financières à l'accès aux soins, a effectivement permis un rattrapage des consommations de soins parmi les personnes qui sont devenues bénéficiaires [33]. Cependant les déterminants du recours, de l'offre et de l'accès aux soins ou encore des prescriptions et de leur efficacité sont complexes et liés aux situations sociales et les pays qui proposent un accès universel aux systèmes de santé ne parviennent pas à éliminer totalement les différences sociales de soins [34].

Conclusion

Ces travaux européens mettent en évidence des inégalités sociales face aux maladies, aux incapacités et à la mort dans l'ensemble des pays d'Europe. Ces inégalités ne sont pas de même ampleur partout, sans que l'on puisse facilement dissocier la part des problèmes de mesure de celle des différences nationales. On retrouve cependant dans la plupart des pays les mêmes causes de décès ou les mêmes facteurs responsables de ces inégalités, parfois plus prégnants dans certaines régions expliquant un gradient géographique des différentiels. Ces comparaisons internationales offrent ainsi des éléments de cadrage pour les recherches épidémiologiques menées à l'échelle nationale ou auprès de populations particulières. Ces travaux contribuent également à la reconnaissance des inégalités sociales comme problème de santé publique à l'échelle nationale ainsi qu'un niveau européen [35]. Enfin, même s'ils sont à visée le plus souvent descriptive qu'explicative, ils permettent de démêler les effets d'âge et de période et participent à l'accumulation des connaissances sur les facteurs explicatifs pouvant conduire dans les années à venir à une modification des politiques sanitaires et sociale visant à réduire ces inégalités.

Références

[1] Monteil C, Robert-Bobée I. Les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes. *Insee Première*. 2005; 1025:1-4.

[2] Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AE, Groenhouf F, Geurts JJ. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. *The EU Working Group on Socio-economic Inequalities in Health*. *Lancet*. 1997; 349(9066): 1655-9.

[3] Kunst AE, Groenhouf F, Mackenbach JP. and EU Working Group on Socio-economic Inequalities in Health, "Inégalités sociales de mortalité prématurée : La France comparée aux autres pays européens", in Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T. *Les Inégalités sociales de Santé*, Paris : La Découverte/Inserm, 2000:53-68.

[4] Faggiano F, Partanen T, Kogevinas M, Boffetta P. Socio-economic differences in cancer incidence and mortality. *International Agency Research on Cancer Scientific Publications* 1997; 138:65-176.

[5] Mackenbach JP, Cavelaars AE, Kunst AE, Groenhouf F. Socioeconomic inequalities in cardiovascular disease mortality; an international study. *Eur Heart J*. 2000; 21(14):1141-51.

[6] Kunst AE, Groenhouf F, Andersen O, Borgan JK, Costa G, Desplanques G, Filakti H, Giraldes Mdo R, Faggiano F, Harding S, Junker C, Martikainen P, Minder C, Nolan B, Pagnanelli F, Regidor E, Vagero D, Valkonen T, Mackenbach JP.

Occupational class and ischemic heart disease mortality in the United States and 11 European countries. *Am J Public Health*. 1999; 89(1):47-53.

[7] Meslé F. Progrès récents de l'espérance de vie en France : les hommes comblent une partie de leur retard. *Population* 2006; 4.

[8] Remontet L, Esteve J, Bouvier A-M, Grosclaude P, Launoy G, Menegoz F, Exbrayat C, Tretare B, Carli PM, Guizard AV, Troussard X, Berceilli P, Colonna M, Halna J-M, Hedelin G, Mace-Lesece J, Peng J, Buemi A, Velten M, Jouglu E, Arveux P, Le Bodic L, Michel E, Sauvage M, Schwartz C, Faivre J. Incidence et mortalité par cancer en France pour la période 1978-2000 *RESP* 2003; 51(1):3-30.

[9] Mackenbach JP, Bos V, Andersen O, Cardano M, Costa G, Harding S, Reid A, Hemstrom O, Valkonen T, Kunst AE. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiol*. 2003; 32(5):830-7.

[10] Huisman M, Kunst AE, Bopp M, Borgan JK, Borrell C, Costa G, Deboosere P, Gadeyne S, Glickman M, Marinacci C, Minder C, Regidor E, Valkonen T, Mackenbach JP. Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations. *Lancet*. 2005; 365(9458):493-500.

[11] Huisman M, Kunst AE, Andersen O, Bopp M, Borgan JK, Borrell C, Costa G, Deboosere P, Desplanques G, Donkin A, Gadeyne S, Minder C, Regidor E, Spadea T, Valkonen T, Mackenbach JP. Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations. *J Epidemiol Community Health*. 2004; 58(6):468-75.

[12] Jouglu E, Rican S, Pequignot F, Le Toulllec A. La mortalité en Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T (éd). *Les inégalités sociales de santé*. Paris, La Découverte/Inserm, 2000.

[13] Avendano M, Kunst AE, Huisman M, Lenthe FV, Bopp M, Regidor E, Glickman M, Costa G, Spadea T, Deboosere P, Borrell C, Valkonen T, Gisser R, Borgan JK, Gadeyne S, Mackenbach JP. Socioeconomic status and ischaemic heart disease mortality in 10 western European populations during the 1990s. *Heart*. 2005; 92(4):461-7.

[14] Avendano M, Kunst AE, Huisman M, van Lenthe F, Bopp M, Borrell C, Valkonen T, Regidor E, Costa G, Donkin A, Borgan JK, Deboosere P, Gadeyne S, Spadea T, Andersen O, Mackenbach JP. Educational level and stroke mortality: a comparison of 10 European populations during the 1990s. *Stroke*. 2004; 35(2):432-7.

[15] Avendano M, Kunst AE, van Lenthe F, Bos V, Costa G, Valkonen T, Cardano M, Harding S, Borgan JK, Glickman M, Reid A, Mackenbach JP. Trends in socioeconomic disparities in stroke mortality in six European countries between 1981-1985 and 1991-1995. *Am J Epidemiol*. 2005; 161(1):52-61.

[16] Menvielle G, Leclerc A, Chastang JF, Luce D for the EDISC group (2006): Social inequalities in breast cancer mortality among French women: disappearing educational disparities from 1968 to 1996. *British Journal of Cancer*, 94, 152-5.

[17] Borrell C, Plasencia A, Huisman M, Costa G, Kunst A, Andersen O, Bopp M, Borgan JK, Deboosere P, Glickman M, Gadeyne S, Minder C, Regidor E, Spadea T, Valkonen T, Mackenbach JP. Education level inequalities and transportation injury mortality in the middle aged and elderly in European settings. *Inj Prev*. 2005; 11(3):138-42.

[18] Lorant V, Kunst AE, Huisman M, Costa G, Mackenbach J; EU Working Group on Socio-Economic Inequalities in Health. Socio-economic inequalities in suicide: a European comparative study. *Br J Psychiatry*. 2005; 187:49-54.

[19] Kunst AE, Bos V, Lahelma E, Bartley M, Lissau I, Regidor E, Mielck A, Cardano M, Dalstra JA, Geurts JJ, Helmert U, Lennartsson C, Ramm J, Spadea T, Strongegger WJ, Mackenbach JP. Trends in socioeconomic inequalities in self-assessed health in 10 European countries. *Int J Epidemiol*. 2005; 34(2):295-305.

[20] Huisman M, Kunst AE, Mackenbach JP. Socioeconomic inequalities in morbidity among the elderly; a European overview. *Soc Sci Med*. 2003; 57(5):861-73.

[21] Mackenbach JP, Martikainen P, Looman CWN, Dalstra JA, Kunst AE, Lahelma E, members of the SEDHa working group. The shape of the relationship between income and self-assessed health: an international study. *Int J Epidemiol*. 2005; 34(2):286-93.

[22] Dalstra JA, Kunst AE, Mackenbach JP, EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. A comparative appraisal of the relationship of education, income and housing tenure with less than good health among the elderly in Europe. *Soc Sci Med*. 2006; 62(8):2046-60.

[23] Dalstra JA, Kunst AE, Borrell C, Breeze E, Cambois E, Costa G, Geurts JJ, Lahelma E, Van Oyen H, Rasmussen NK, Regidor E, Spadea T, Mackenbach JP. Socioeconomic differences in the prevalence of common chronic diseases: an overview of eight European countries. *Int J Epidemiol*. 2005; 34(2):316-26.

[24] Herbert C, Launoy G. Les cancers. In Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T. *Les Inégalités sociales de Santé*, Paris: La Découverte/Inserm, 2000: 239-66.

[25] Cambois E. Disability and social participation in Europe. Luxembourg: Official Publication of the European communities, Eurostat Collection Key Indicators 2001, pp 81.

[26] Cambois E, Robine JM, Hayward MD. Social inequalities in disability-free life expectancy in the French male population, 1980-1991. *Demography* 2001; 38(4):513-24.

[27] Goldberg M, Melchior M, Leclerc A, Lert F. Les déterminants sociaux de la santé : apports récents de l'épidémiologie sociale et des sciences sociales de la santé. *Sciences sociales et santé* 2002; 20(4):75-128.

[28] Cavelaars AE, Kunst AE, Geurts JJ, Crialesi R, Grotvedt L, Helmert U, Lahelma E, Lundberg O, Matheson J, Mielck A, Rasmussen NK, Regidor E, do Rosario-Giraldes M, Spuhler T, Mackenbach JP. Educational differences in smoking: international comparison. *British Medical Journal* 2000; 320(7242): 1102-7.

[29] Giskes K, Kunst AE, Benach J, Borrell C, Costa G, Dahl E, Dalstra JA, Federico B, Helmert U, Judge K, Lahelma E, Moussa K, Ostergren PO, Platt S, Prattala R, Rasmussen NK, Mackenbach JP. Trends in smoking behaviour between 1985 and 2000 in nine European countries by education. *J Epidemiol Community Health*. 2005; 59(5):395-401.

[30] Bobak M, Hertzman C, Skodova Z, Marmot M. Socio-economic status and cardiovascular risk factors in Czech Republic. *Int J Epidemiol*. 1999; 28:46-52.

[31] Lang T, Ducimetiere P, Arveiler D, Amouyel P, Ferrieres J, Ruidavets JB, Montaye M, Haas B, Bingham A. Is hospital care involved in inequalities in coronary heart disease mortality? Result from the French WHO-MONICA project in men aged 30-64. *Journal of Epidemiology Community Health*, 1997; 52(10):665-71.

[32] Van Doorslaer E, Koolman X. Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe. *Health Economics* 2004; 13(7):629-47.

[33] Raynaud D. L'impact de la CMU sur la consommation individuelle de soins. *Études et Résultats*, 2003; 229.

[34] Couffinhal A, Dourgnon P, Geoffard PY, Grignon M, Jusot F, Lavis J, Naudin F, Polton D. Politiques de réduction des inégalités de santé, quelle place pour le système de santé ? Un éclairage européen. Première partie : les déterminants des inégalités sociales de santé et le rôle du système de santé. *Questions d'économie de la santé, Irdes, "Synthèse"* 2005; 92:1-6.

[35] Couffinhal A, Dourgnon P, Geoffard PY, Grignon M, Jusot F, Lavis J, Naudin F, Polton D. Politiques de réduction des inégalités de santé, quelle place pour le système de santé ? Un éclairage européen. Deuxième partie : quelques expériences européennes. *Questions d'économie de la santé, Irdes, "Synthèse"* 2005; 93:1-8.

[36] Surault P. L'inégalité devant la mort : analyse socio-économique de ses déterminants. Paris : Economica 1979, pp140.

[37] Aiach P, Carr-Hill R, Curtis S, Illsley R. Les inégalités sociales de santé en France et en Grande Bretagne. Paris : Inserm La Documentation Française, 1987, 205p.

[38] Feinstein JS. The relationship between socio-economic status and health: a review of the literature. *The Milbank Quarterly* 1993; 71(2):279-322.

[39] Barnay T, Jusot F, Rochereau T, Sermet C. Les mesures de la santé et de l'activité sont-elles comparables dans les enquêtes européennes ? in Méthodes d'enquêtes et sondages : Pratiques européenne et nord-américaine, Lavallée P et Rivest LP (dir) Dunod, collection cours et cas pratiques, 2006:107-10.

Lombalgie invalidante et situation sociale, résultats issus de l'enquête HID (Handicap-incapacité-dépendance), France

Annette Leclerc (annette.leclerc@st-maurice.inserm.fr)^{1,2}, Jean-François Chastang^{1,2}, Isabelle Regnard^{1,2}, Jean-François Ravaud^{3,2}

1 / Inserm, U687, Saint-Maurice, France 2 / Université Paris 11, IFR69, Saint-Maurice, France 3 / Inserm U502, Villejuif, France

Résumé / Abstract

Objectifs – Décrire les relations entre lombalgie invalidante et situation sociale en France.

Méthodes – Les données utilisées ont été celles de l'enquête nationale HID menée en 1999 auprès des ménages, pour la tranche d'âge 30-64 ans, et celles de l'étape longitudinale menée en 2001 ; la catégorie « lombalgie invalidante » a été construite à partir des réponses en clair données par les sujets.

Résultats – Les sujets souffrant de lombalgie invalidante sont relativement plus nombreux dans les catégories ouvrières ; un lien avec la situation sociale dans l'enfance est aussi observé. En dépit des limitations dont ils souffrent, une grande majorité des lombalgiques est en activité, les professions ouvrières étant sur-représentées parmi les actifs. Les évolutions socialement défavorables, telles que la perte d'emploi, sont plus fréquentes parmi les lombalgiques que dans la population française.

Discussion-Conclusion – Les résultats documentent des inégalités intervenant tout au long de la vie, depuis l'enfance jusqu'à l'âge adulte, avant que la maladie n'existe et dans les conséquences une fois qu'elle est survenue. Des interventions utiles pour réduire les inégalités peuvent être identifiées, qu'il s'agisse en particulier de la prévention précoce en milieu de travail, et de l'aide au maintien en activité de travailleurs souffrant de limitations.

Disabling low back pain and social status, results from a national study in France

Objective – Describe the relationships between disabling low back pain (LBP) and social status in France.

Methods – The data were issued from the HID survey, a national survey on disability and handicap. Data from the two waves, 1999 and 2001, were used, for the age group 30-64 years. The definition for cases of disabling LBP was based on the description of health problems at the survey interview.

Results – Subjects suffering from disabling LBP were over-represented in the working-class categories: a relationship with the social status in childhood was also observed. Despite the limitations, a large majority of cases were employed, more often (than in the general population) as manual workers. Over a two year period, negative changes in employment status were observed for cases more often than in the general population.

Discussion-Conclusion – The results show inequalities occurring during childhood and adulthood before the onset of the diseases as well as their consequences once the disease appears. Different types of useful interventions could reduce inequalities in this field such as early prevention at the workplace, and policies aiming at keeping at work disabled subjects.

Mots clés / Key words

Inégalités, social, lombalgie, travail / Inequalities, social, low-back pain, occupation

Introduction

Les lombalgies sont des problèmes de santé fréquents dans la population, source de limitations importantes et de difficultés du point de vue de l'emploi, ceci d'autant plus que la population concernée est relativement jeune. Cependant, les lombalgies sont rarement étudiées du point de vue des inégalités sociales de santé alors même que de nombreux facteurs de risque de lombalgie, portant sur l'exposition physique au travail, sont inégalement répartis socialement [1].

Les résultats présentés sont issus d'un projet de recherche mené à partir des données de l'enquête HID (Handicap, incapacité, dépendance), qui a l'avantage de fournir des informations valides pour l'ensemble de la population française. D'autres résultats de ce projet ont été publiés, avec des détails sur les méthodes [2]. L'objectif est ici de décrire, pour la population française, les relations entre lombalgie invalidante et situation sociale. Les données permettent de documenter le rôle de la situation sociale comme déterminant de la santé, et aussi d'aborder la question des conséquences sociales de la maladie.

Méthodes

L'enquête HID

L'objectif principal de l'enquête HID était de documenter, dans la population française et sans restriction d'âge, la fréquence des incapacités et handicaps, et les facteurs liés à ces limitations. La méthodologie de l'enquête est similaire à celle d'autres enquêtes centrées sur les incapacités [3,4]. Les personnes présentant des incapacités sont volontairement sur-représentées, mais l'échantillon comporte aussi des sujets sans incapacité, ce qui permet, en tenant compte de pondérations, d'estimer des fréquences pour l'ensemble de la population. Les données utilisées ici ont été principalement celles de l'enquête de 1999 auprès des ménages, pour la tranche d'âge 30-64 ans, soit 6 929 sujets pour cette classe d'âge. Les données de l'étape longitudinale menée en 2001 ont permis d'étudier le devenir des sujets que nous avons classés lombalgiques en 1999 [5,7]. En 2001 comme en 1999, les sujets de l'enquête ont été interrogés à domicile par un enquêteur de l'Insee.

Lombalgie invalidante, définition

Les sujets de l'enquête HID sont considérés comme présentant une incapacité, s'ils déclarent une diffi-

culté ou limitation présente depuis six mois ou devant durer plus de six mois, un besoin d'aide, une prothèse, ou qu'ils perçoivent une rente ou une source de revenu due à un problème de santé. Les sujets classés « lombalgiques » dans notre étude, présentent tous une incapacité selon cette définition. De plus l'origine de l'incapacité doit être une lombalgie commune. L'enquête n'étant pas destinée à étudier spécifiquement la lombalgie, il a fallu construire cette catégorie. La définition a été basée sur les termes employés par les sujets pour décrire (en clair) les problèmes de santé à l'origine des incapacités qu'ils signalent. Les termes suivants ont été retenus : lombalgie, lombaire, dos, dorsale (dorsaux), disque, discal, sciatique, lumbago, vertèbre, crural, ainsi que quelques associations de termes (par exemple : douleur ET rein).

Par ailleurs, nous avons établi de la même façon une liste d'une quarantaine de problèmes de santé graves ou pouvant être la cause des douleurs lombaires, dont la présence constituait un critère d'exclusion du groupe des « cas ».

Ces définitions ont été comparées au codage effectué par les médecins codeurs, basé sur la classification OMS. L'approche basée sur les termes employés

par les personnes enquêtées a été préférée car elle était simple et globalement en accord avec le codage des médecins.

Situation sociale, situation par rapport à l'emploi

Concernant la situation sociale, deux indicateurs ont été utilisés ; le premier est la PCS (Profession et catégorie socioprofessionnelle) définie à partir de la profession actuelle (pour ceux qui sont en activité) ou de la profession la plus longtemps exercée. Le second est la PCS du père, qui renseigne sur la situation sociale dans l'enfance.

La situation vis-à-vis de l'emploi a été décrite en utilisant les principales catégories habituellement utilisées en France : actif, chômeur (en recherche d'emploi), retraité, femme au foyer (pour les femmes), et « autre inactif » ; cette dernière catégorie regroupe des personnes dont le revenu principal est une rente invalidité de la Sécurité sociale, ou l'Allocation adulte handicapé, ou une rente pour accident de travail ou maladies professionnelles.

Méthodes statistiques

Les résultats sont, sauf indication contraire, des estimations au niveau de l'ensemble de la population, avec une approche avant tout descriptive. En ce qui concerne l'évolution en deux ans, les effectifs (sans pondération) observés dans certaines catégories de lombalgiques - par exemple : chômeurs ayant retrouvés un emploi - ont été comparés à des effectifs attendus. Ces derniers ont été calculés à partir des probabilités de changement de situation estimées par l'enquête pour l'ensemble de la population française, tenant compte de la structure d'âge.

Résultats

Fréquence des lombalgies invalidantes

Dans l'enquête de 1999, un total de 1 289 sujets (effectif non-pondéré) souffrent de lombalgie invalidante. En tenant compte des pondérations, ceci

correspond à plus de 2 millions de personnes de 30 à 64 ans en France (2 007 675), soit une fréquence estimée de 7,9 % pour les hommes et 7,5 % pour les femmes.

Situation sociale

La situation sociale des lombalgiques et des non-lombalgiques est décrite dans les tableaux 1 et 2.

Concernant les hommes, les comparaisons entre lombalgiques et non lombalgiques montrent que, autant que les non-lombalgiques, les lombalgiques exercent ou ont exercé une profession. En effet, plus de 99 % d'entre eux peuvent être classés selon ce critère. Parmi les lombalgiques, certaines catégories, principalement les ouvriers qualifiés, sont surreprésentés ; à l'inverse les cadres sont sous-représentés. Concernant la profession du père, avoir eu un père cadre ou profession intermédiaire est relativement rare parmi les lombalgiques, qui sont à l'inverse plus souvent fils d'agriculteur.

Les femmes lombalgiques ont plus rarement (que les non-lombalgiques) travaillé comme cadre ou dans une profession intermédiaire. Les professions mieux représentées parmi les femmes lombalgiques sont les artisans et commerçantes, les ouvrières qualifiées et non qualifiées, les emplois chez des particuliers. Concernant la profession du père, on retrouve un lien avec la profession d'agriculteur, et un déficit de pères cadres ou profession intermédiaires parmi les lombalgiques.

Situation vis-à-vis de l'emploi

La majorité des lombalgiques chroniques occupent un emploi, c'est le cas de 71,5 % des hommes lombalgiques (77,7 % dans la population générale masculine de même âge) et de 53,5 % des femmes lombalgiques (60,2 % dans la population générale). Parmi ces lombalgiques en activité, un pourcentage infime (1 à 2 %) occupe des emplois réservés à des travailleurs handicapés.

Parmi les lombalgiques qui travaillent, les ouvriers sont surreprésentés (47,8 % d'ouvriers parmi les hommes lombalgiques en activité, *versus* 34 % dans la population générale, 26,3 % *versus* 15,1 % pour les femmes).

Par rapport à la population générale, les lombalgiques sont plus souvent retraités ou « autres inactifs » ; les femmes lombalgiques sont moins souvent « femmes au foyer » que les femmes de même âge en France.

Lombalgie invalidante, un handicap vis-à-vis de l'accès ou du maintien dans l'emploi

L'évolution de la situation professionnelle des hommes et des femmes lombalgiques en 1999, en activité ou au chômage à cette date, est décrite dans le tableau 3.

Quels que soient le sexe et la situation en 1999, l'échantillon de 2001 comporte plus de lombalgiques devenus « autres inactifs » en 2001 que ce à quoi on pourrait s'attendre à partir des évolutions dans la population française.

Parmi les lombalgiques en activité, les femmes sont relativement nombreuses à être devenues chômeuses, et elles ont moins souvent conservé une activité professionnelle que les femmes actives en population générale. Les mêmes tendances sont observées pour les hommes, sans que les différences soient cependant significatives. Concernant le passage à la retraite, aucune tendance générale ne se dégage.

En ce qui concerne les chômeurs de 1999, seulement 19 hommes lombalgiques ont retrouvé un emploi alors que l'on s'attend à en observer 38. A l'inverse les chômeurs toujours au chômage devraient être au nombre de 22 alors que l'on en observe 38. De même, on s'attendait à avoir une seule personne devenir « autre inactif » et pourtant sept lombalgiques figurent dans cette catégorie. Toutes ces différences sont significatives. Les chômeurs devenus retraités sont sous-représentés ici mais la différence n'est pas significative.

Tableau 1 PCS¹ et PCS du père, selon le statut lombalgique, pour les hommes, France / Table 1 Socioeconomic status and father's socioeconomic position, and low back pain in men, France

	PCS personnelle ²		PCS du père	
	Lombalgique	Non lombalgique	Lombalgique	Non lombalgique
Agriculteur	6,86	4,27	20,9	12,91
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	12,64	13,27	11,49	11,00
Cadre	8,25	16,68	4,24	9,85
Profession intermédiaire	10,43	19,95	8,06	15,69
Employé	10,34	13,68	6,76	9,06
Ouvrier qualifié	40,13	24,11	41,79	35,36
Ouvrier non qualifié	10,97	7,69		
Inactif ou non codable	0,39	0,34	5,13	4,08
Total	100	100	100	100

¹PCS : profession et catégorie socio-professionnelle

²Selon la profession actuelle pour ceux qui travaillent, selon la profession la plus longtemps exercée pour ceux qui ne travaillent pas

Tableau 2 PCS¹ et PCS du père, selon le statut lombalgique, pour les femmes, France / Table 2 Socioeconomic status and father's socioeconomic position, and low back pain in women, France

	PCS personnelle ²		PCS du père	
	Lombalgique	Non lombalgique	Lombalgique	Non lombalgique
Agriculteur	3,58	2,57	17,08	11,37
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	7,69	3,57	13,75	13,50
Cadre	5,84	10,52	3,93	9,00
Profession intermédiaire	6,60	13,46	6,83	12,33
Employé	31,40	31,05	9,67	8,14
Ouvrier qualifié	8,84	5,81	42,97	39,81
Ouvrier non qualifié	8,69	5,96		
Profession de santé	5,47	8,06	(3)	
Service aux particuliers	18,01	14,15	(4)	
Inactif ou non codable	3,79	4,85	4,24	2,39
Total	100	100	100	100

¹PCS : profession et catégorie socio-professionnelle

²Selon la profession actuelle pour ceux qui travaillent, selon la profession la plus longtemps exercée pour ceux qui ne travaillent pas

(3) Classé avec « profession intermédiaire »

(4) Classé avec « employé »

Tableau 3 Évolution de 1999 à 2001 - Effectifs observés parmi les sujets lombalgiques en 1999, et effectifs attendus, France / Table 3 Changes between 1999 and 2001 - Observed and expected numbers among low back pain cases, France

Variables	Hommes			Femmes		
	Eff OBS	Attendus	Signification	Eff OBS	Attendus	Signification
Actif 99 - Actif 01	224	231,49	NS	138	166,784	**
Actif 99 - Chômeur 01	11	8,22	NS	18	5,941	**
Actif 99 - Retraité 01	9	13,57	NS	7	4,858	NS
Actif 99 - Autre inactif 01	13	3,72	**	15	0,418	**
Chômeur 99 - Actif 01	19	37,84	**	9	15,170	NS
Chômeur 99 - Chômeur 01	38	21,62	**	33	37,760	NS
Chômeur 99 - Retraité 01	7	10,16	NS	4	0,560	**
Chômeur 99 - Autre inactif 01	7	1,38	**	8	0,510	**

** Différence significative au seuil 5 %

En ce qui concerne les femmes lombalgiques au chômage en 1999, seulement neuf d'entre elles ont retrouvé un emploi (alors que l'effectif attendu est de 15) mais cette différence n'est pas significative. Au contraire, parmi les femmes lombalgiques au chômage en 1999 celles devenues retraitées ou « autres inactives » en 2001 sont surreprésentées. On s'attendait à avoir une seule femme pour chacune de ces catégories alors que l'on observe dans la population de lombalgiques quatre femmes à la retraite en 2001 et huit qui sont devenues « autres inactives ».

Parmi les lombalgiques le risque de devenir « autre inactif » est donc accru, quelque soit le sexe et la situation de départ, actif ou chômeur, et les autres évolutions défavorables sont aussi plus fréquentes que dans la population générale : ne plus être en activité (pour des lombalgiques actifs en 1999), devenir chômeur, ou rester au chômage.

Discussion - Conclusion

Les résultats présentés documentent des inégalités intervenant tout au long de la vie : être enfant de cadre ou de profession intermédiaire est un facteur protecteur vis-à-vis d'une lombalgie invalidante à l'âge adulte ; exercer une profession ouvrière, particulièrement parmi les hommes, est un facteur de risque très important, ce qui est cohérent avec les connaissances sur le rôle des expositions professionnelles ; de plus, une fois que la lombalgie est établie, l'avenir professionnel est compromis, car il devient difficile de se maintenir en activité, et, pour les demandeurs d'emploi, de retrouver un emploi. Les mécanismes de construction des inégalités tout au long de la vie ne sont connus que partiellement [8] ; on peut en particulier, ici, s'interroger sur le rôle que joue la profession du père, sachant que les lombalgies évoquées sont, pour la quasi-tota-

lité d'entre elles, apparues à l'âge adulte. A différents niveaux, des interventions utiles pour réduire les inégalités peuvent cependant être identifiées, qu'il s'agisse en particulier de la prévention précoce en milieu de travail, et de l'aide au maintien en activité de travailleurs souffrant de lombalgies chroniques.

Remerciements

Ce travail a bénéficié d'un financement dans le cadre du programme HID 2002.

Références

- [1] Dionne CE, von Korff M, Koepsell TD, Barlow W, Checkoway H. Formal education and back pain: a review. *J Epid Com Health* 2001; 55(7):455-68.
- [2] Leclerc A, Chastang J-F, Ozguler A, Ravaud J-F. Chronic back problems among persons 30-64 years old in France. *Spine* 2006; 31(4):479-84.
- [3] Cole DC, Ibrahim SA, Shannon HS, Scott F, Eyles J. Work correlates of back problems and activity restriction due to musculoskeletal disorders in the Canadian national population health survey (NPHS) 1994-5 data. *Occup Environ Med* 2001; 58:728-34.
- [4] Zwerling C, Whitten PS, Sprince NL, Davis CS, Wallace RB, Blanck PD, Heeringa SG. Workforce participation by persons with disabilities: the National Health Interview Survey Disability supplement, 1994 to 1995. *JOEM* 2002; 44(4):358-64.
- [5] Ravaud J-F, Letourmy A, Ville I. Identifying the population with disability: the approach of an INSEE survey on daily life and Health. *Population -E* 2002, 57(3):529-52.
- [6] Mormiche P. L'enquête HID de l'Insee. Objectifs et schéma organisationnel. *Courrier des statistiques*, 1998, 87/88:7-18.
- [7] Leclerc A, Chastang J-F, Regnard I. Incapacités, situation par rapport à l'emploi et inégalités sociales : l'exemple des lombalgies dans la population de 30 à 64 ans. Rapport de fin de contrat, 2004.
- [8] Goldberg M, Melchior M, Leclerc A, Lert F. Epidémiologie et déterminants sociaux des inégalités sociales de santé. *Revue d'épidémiologie et de santé publique* 2003 ; 51:381-401.

Influence des facteurs socio-économiques sur le recours au dépistage du cancer chez les femmes du Nord – Pas-de-Calais : résultats de l'enquête décennale Santé, France, 2002

Hélène Prouvost (h.prouvost@orsnpsc.org), Gilles Poirier
Observatoire régional de la santé Nord-Pas-de-Calais, Loos, France

Résumé / Abstract

Objectifs – Mesurer l'influence des facteurs socio-économiques sur la pratique du dépistage du cancer du sein ou du col de l'utérus à partir des résultats de l'enquête décennale Santé de l'Insee de 2002 dans la région Nord – Pas-de-Calais.

Méthodes – Les questions sur le dépistage ont été posées aux femmes de plus de 39 ans pour la mammographie (N=858 pour l'échantillon régional) et aux femmes âgées de 21 à 70 ans pour le frottis gynécologique (N=1 126). Le statut socio-économique a été apprécié à partir de données individuelles et à partir de données concernant le ménage dans lequel vit la femme. L'analyse a été réalisée en prenant en compte le plan de sondage pour l'estimation des différents paramètres.

Résultats – Dans la région, 69,2 % des femmes ont bénéficié d'une mammographie au moins une fois dans leur vie et 88,1 % des femmes ont déjà fait un frottis. Le fait de vivre dans un ménage aux revenus élevés et d'avoir fait des études augmente la participation au dépistage du cancer du sein ou

Impact of socioeconomic factors on the participation of women living in Nord-Pas-de-Calais to cancer screening: results of the National Health Survey, France, 2002

Objectives – To study the impact of socioeconomic factors on the attendance to breast and cervix cancers screening, based on the results of the Insee decennial health survey in 2002 for the Nord – Pas-de-Calais area.

Methods – In the National Health Survey, questions on the breast screening were asked to women over 39 years (N=858 in Nord – Pas-de-Calais area) and questions on cervix uteri screening were asked to women between 21-70 years (N=1126 in Nord – Pas-de-Calais area). Socioeconomic status was assessed with individual data or with data concerning the woman's household. Data were analyzed taking into account the complex survey samples for assessing different parameters.

Results – In the Nord – Pas-de-Calais area, 69,2% of women had received at least one screening mammography and 88,1% one screening cervical

du col de l'utérus. Le fait d'avoir réalisé les examens depuis moins de deux ans, est fortement lié à l'âge de la femme.

Conclusion – Les inégalités socio-économiques de participation au dépistage du cancer du sein et du col de l'utérus peuvent contribuer à la surmortalité observée dans la région. Les campagnes de dépistage organisées doivent s'efforcer de toucher les femmes au statut socio-économique bas.

Mots clés / Key words

Dépistage, facteurs socio-économiques, cancer du sein, cancer du col de l'utérus, région Nord – Pas-de-Calais / Screening, socioeconomic factors, cancer of the breast, cancer of the cervix uteri, France, Nord – Pas-de-Calais area

Introduction

L'incidence du cancer du sein estimée dans la région Nord – Pas-de-Calais, comme au niveau national, a pratiquement doublé entre 1980 et 2000 [1] alors que sur la même période, le nombre de décès par cancer du sein a très peu évolué (875 en 2000 *versus* 648 en 1980). Ces données peuvent être mises en relation avec l'amélioration de l'efficacité thérapeutique et le diagnostic précoce ou le dépistage. En revanche, la région reste en tête des régions françaises en terme de mortalité par cancer du sein, avec un taux standardisé de mortalité pour 100 000 en 2002 de 43,19 *versus* 33,04 en France [2].

Le dépistage individuel du cancer du col de l'utérus est une pratique bien développée en France et le taux d'incidence se rapproche des taux observés dans les pays où il existe un dépistage organisé du cancer du col de l'utérus. Mais là encore, la région se distingue par un taux d'incidence estimée plus élevé que celui de la France (9,9 *versus* 8,8/100 000) et fait partie des régions les plus touchées par ce cancer [2].

De nombreux facteurs sont évoqués pour expliquer les inégalités de mortalité par cancer et d'incidence, et notamment l'influence des facteurs socio-économiques sur la pratique du dépistage [3]. En effet, des études réalisées en France comme à l'étranger montrent que le statut socio-économique détermine fortement à la fois le risque de cancer et son pronostic [4] mais aussi sa participation au dépistage [5]. Les résultats de la dernière enquête décennale Santé de l'Institut national de la statistique et des études économiques-Insee (2002) nous ont permis d'étudier, l'influence des facteurs socio-économiques sur la participation au dépistage du cancer du sein et du col de l'utérus dans la population du Nord – Pas-de-Calais.

Matériel et méthodes

L'enquête Santé 2002 de l'Insee a été réalisée par sondage stratifié et repose sur un échantillon de logements représentatifs au niveau national. Le recueil des informations a été effectué au cours de trois visites espacées d'un mois. L'enquête a bénéficié d'une extension régionale dans cinq régions, dont le Nord – Pas-de-Calais, avec ainsi la possibilité de disposer d'un échantillon représentatif au niveau régional.

L'échantillon national se compose de 35 073 individus ayant répondu aux questionnaires des trois visites. En Nord – Pas-de-Calais l'échantillon com-

porte 4 033 individus, le taux de participation aux trois visites est de 86,5 % et il est comparable dans les deux départements de la région (86,4 % dans le Nord et 86,9 % dans le Pas-de-Calais). Les questions concernant la réalisation d'une mammographie ont été posées aux femmes de plus de 39 ans, et n'ont été retenues pour ce travail que les femmes ayant fait une mammographie de dépistage (soit 858 femmes) en excluant celles ayant subi une mammographie à visée diagnostique. Les questions sur la réalisation d'un frottis gynécologique ont été posées aux femmes âgées de 21 à 70 ans (soit 1 126 femmes). Le statut socio-économique a été apprécié à partir de données concernant la femme elle-même (niveau d'étude, situation par rapport à l'emploi et couverture médicale), et le ménage dans lequel elle vit (existence d'un revenu provenant du RMI, niveau de vie estimé à partir du revenu annuel pondéré par les unités de consommation du ménage). L'âge de la femme au moment de l'enquête et le fait qu'elle ait eu des enfants ont aussi été pris en considération. Les analyses ont été réalisées avec le logiciel R en prenant en compte le plan de sondage pour l'estimation des différents paramètres présentés [6]. Après une analyse univariée, l'ensemble des variables a été introduit dans un modèle de régression logistique.

Conclusion – Socioeconomic inequalities in participation to breast and cervix uteri screening can contribute to the excess of mortality by breast and cervix cancers in the Nord – Pas-de-Calais area and must be taken into account in the organization of screening programmes.

porte 4 033 individus, le taux de participation aux trois visites est de 86,5 % et il est comparable dans les deux départements de la région (86,4 % dans le Nord et 86,9 % dans le Pas-de-Calais). Les questions concernant la réalisation d'une mammographie ont été posées aux femmes de plus de 39 ans, et n'ont été retenues pour ce travail que les femmes ayant fait une mammographie de dépistage (soit 858 femmes) en excluant celles ayant subi une mammographie à visée diagnostique. Les questions sur la réalisation d'un frottis gynécologique ont été posées aux femmes âgées de 21 à 70 ans (soit 1 126 femmes). Le statut socio-économique a été apprécié à partir de données concernant la femme elle-même (niveau d'étude, situation par rapport à l'emploi et couverture médicale), et le ménage dans lequel elle vit (existence d'un revenu provenant du RMI, niveau de vie estimé à partir du revenu annuel pondéré par les unités de consommation du ménage). L'âge de la femme au moment de l'enquête et le fait qu'elle ait eu des enfants ont aussi été pris en considération. Les analyses ont été réalisées avec le logiciel R en prenant en compte le plan de sondage pour l'estimation des différents paramètres présentés [6]. Après une analyse univariée, l'ensemble des variables a été introduit dans un modèle de régression logistique.

Résultats

Dépistage du cancer du sein

Dans la région, 69,2 % des femmes de plus de 40 ans ont subi au moins une fois dans leur vie une mammographie, mais seulement la moitié déclare avoir fait cet examen depuis moins de 2 ans

(tableau 1). C'est moins qu'en France puisque 77,1 % des femmes de l'échantillon national déclarent avoir déjà passé une mammographie et 56,6 % avoir fait une mammographie depuis moins de 2 ans ; par contre, à l'échelle départementale, on n'observe pas de différence significative entre le Nord et le Pas-de-Calais (respectivement 69,3 % et 69,1 %). C'est entre 60 et 64 ans que les femmes sont les plus nombreuses à avoir bénéficié d'un dépistage du cancer du sein (tableau 2). Concernant les caractéristiques socio-économiques, les femmes vivant dans un ménage percevant le RMI sont beaucoup moins nombreuses à avoir déjà bénéficié d'un dépistage (36 % *versus* 70,4 %), et à avoir fait une mammographie depuis moins de 2 ans (27,5 % *versus* 50 %). La proportion de femmes ayant bénéficié d'un dépistage du cancer du sein est beaucoup moins élevée chez les femmes vivant dans un ménage à faibles revenus annuels (inférieurs au premier quartile soit environ 9 000 € par an) ainsi que chez celles bénéficiant de la Couverture maladie universelle (CMU). On observe un meilleur accès au dépistage et une meilleure surveillance chez les femmes occupant un emploi (76,4 %) ou ayant exercé une activité professionnelle (67,6 %), alors que les personnes au chômage et inactives sont moins nombreuses à avoir passé une mammographie (respectivement 59,2 % et 52,7 %). Enfin, 74,9 % des femmes ayant fait des études secondaires ou supérieures ont fait la démarche de se faire dépister mais cette proportion est inférieure pour les femmes ayant un niveau d'étude primaire (62,1 %). Après prise en compte de l'ensemble des variables, les facteurs associés au fait d'avoir déjà bénéficié

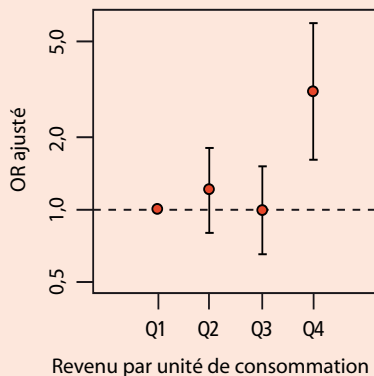
Tableau 1 Prévalence du dépistage du cancer du sein et du col de l'utérus en France, dans la région Nord – Pas-de-Calais et ses départements (pourcentages redressés* et intervalles de confiance), France, 2002 / **Table 1** Prevalence of participation to screening of breast and cervix cancers in France, in Nord – Pas-de-Calais area and its department (weighted percentage and confidence interval), France, 2002

	France	Région	Nord	Pas-de-Calais
Avoir fait une mammographie une fois dans sa vie	77,1 [76,1 - 78,1]	69,2 [65,9 - 72,6]	69,3 [65,1 - 73,6]	69,1 [63,6 - 74,6]
Avoir fait une mammographie depuis deux ans	56,6 [55,4 - 57,8]	49,2 [45,6 - 52,8]	49,9 [45,4 - 54,4]	48,1 [42,2 - 54,0]
Avoir fait un frottis une fois dans sa vie	93,0 [92,5 - 93,6]	88,1 [86,0 - 90,2]	89,1 [86,6 - 91,6]	86,5 [82,8 - 90,3]
Avoir fait un frottis depuis deux ans	72,6 [71,7 - 73,6]	61,6 [58,5 - 64,6]	64,7 [61,0 - 68,4]	56,1 [51,0 - 61,2]

* Les pourcentages et les intervalles de confiance sont estimés en prenant en compte le plan de sondage et le redressement des non-réponses réalisé par l'Insee

d'une mammographie de dépistage sont le fait d'avoir fait des études (OR ajusté : 1,7 ; intervalle de confiance à 95 % (IC) : 1,1-2,5), les revenus annuels du ménage (figure 1) et particulièrement les revenus supérieurs au quatrième quartile (OR ajusté : 3,1 ; IC : 1,6-6,2). Quand on s'intéresse aux mammographies récentes, seul l'âge reste associé au fait d'avoir réalisé une mammographie depuis moins de deux ans.

Figure 1 Réalisation d'une mammographie en fonction du niveau de vie du ménage. Odds ratio ajustés et IC à 95 %, France, 2002
Figure 1 Realization of a screening mammography according to income of women's household. Odds ratio and CI, France, 2002



Dépistage du cancer du col de l'utérus

La proportion de femmes de la région à avoir réalisé un frottis est élevée (88,1 %) mais reste inférieure à ce qui est observé pour la France (93 %) (tableau 1). La proportion de frottis réalisés depuis moins de deux ans dans le Nord (64,7 %) est proche du niveau national, mais elle est beaucoup plus faible pour le Pas-de-Calais (56,1 %).

Si les femmes entre 40 et 60 ans sont nombreuses à avoir fait un frottis (90 %), seulement 60,8 % d'entre elles y ont eu recours il y a moins de deux ans alors que l'incidence du cancer du col de l'utérus est à son maximum dans cette tranche d'âge (tableau 2).

Les femmes occupant un emploi sont nombreuses à avoir déjà fait un frottis (93,3 %), et cette proportion est comparable à celle observée pour les femmes au foyer (90,4 %). La proportion de frottis varie selon que les femmes aient eu ou non des enfants (91,2 % *versus* 75,1 %) mais cela n'est plus observé dans le cas d'un examen réalisé il y a moins de deux ans. Comme pour la mammographie, le dépistage du cancer du col de l'utérus est moins fréquent chez les femmes d'un niveau d'études primaires (78,8 % *versus* 92,5 %). Les femmes vivant dans des ménages à revenus modestes (inférieurs au premier quartile) sont aussi moins nombreuses à avoir déjà bénéficié d'un frottis (83,3 %) et cela est encore vrai quand il s'agit d'un examen récent (53,7 %).

Après prise en compte des différentes variables dans un modèle logistique, si l'âge de la femme n'est pas associé au fait d'avoir déjà fait un frottis, il intervient significativement sur la réalisation récente de l'examen, et au-delà de 40 ans, elles

Tableau 2 Avoir bénéficié d'une mammographie chez les femmes de plus de 39 ans ou d'un frottis chez les femmes de 21 à 70 ans selon les facteurs socio-économiques (pourcentages redressés), France, 2002 | **Table 2** Having received a screening mammography for women over 39 years or a screening cervical smear for women between 21 and 70 years according to socioeconomic factors (weighted percentage), France, 2002

Variable	Avoir déjà fait une mammo. (%)	Avoir fait une mammo. depuis moins de 2 ans (%)	Avoir déjà fait un frottis (%)	Avoir déjà fait un frottis depuis moins de 2 ans (%)
Âge mammographie				
40-49ans	64,5	46,7		
50-54ans	76,8	63,6		
55-59ans	86,0	73,4		
60-64 ans	89,5	68,8	–	–
65-69 ans	79,1	51,6		
70-74 ans	65,0	32,2		
plus de 75 ans	43,8	20,4		
p	***	***		
Âge frottis				
21-29 ans			85,8	73,1
30-39 ans	–	–	93,0	72,9
40-49 ans			92,1	65,5
50-59 ans			89,5	54,8
69-70 ans			80,7	39,8
p			***	***
Nullipare				
Oui	68,9	49,3	78,8	58,0
Non	72,8	48,5	92,5	62,4
p	NS	NS	***	NS
RMI				
Oui	36,0	27,5	72,6	49,2
Non	70,4	50,0	89,0	62,3
p	***	*	**	NS
Niveau d'étude				
Primaire	62,1	40,2	78,8	42,1
Secondaire et supérieur	74,9	56,2	92,2	68,9
p	***	***	***	***
Revenu annuel par unité de consommation^a				
1 ^{er} quantile	62,5	40,0	83,3	53,7
2 ^e quantile	67,5	48,1	88,0	60,8
3 ^e quantile	68,4	51,2	89,4	64,4
4 ^e quantile	88,0	68,1	96,0	74,0
p	***	***	***	***
Situation par rapport à l'emploi				
Occupe un emploi	76,4	62,9	93,3	72,1
Chômeur	59,2	46,9	77,8	63,5
Retraité	67,6	42,9	82,3	58,1
Au foyer	68,6	43,7	90,4	42,7
Autres inactifs et étudiants	52,7	36,3	68,2	32,2
p	**	***	***	***
Couverture maladie universelle				
Bénéficiaire de la CMU	35,9	23,2	71,3	55,3
Non bénéficiaire de la CMU	70,8	50,5	89,4	62,0
p	***	**	***	NS

^aQ1 : < 9 320 € - Q2 : 9 230 à 13 288 € - Q3 : 12 288 à 19 048 € - Q4 : > 19 048 € - *p<0,05 - **p<0,01 - ***p<0,001 - NS : non significatif

sont deux à quatre fois moins nombreuses à avoir fait un frottis depuis moins de deux ans. Les autres facteurs associés sont le fait d'avoir fait des études (OR ajusté : 3,1 ; IC : 1,8-5,4) ainsi que le niveau de revenus annuels du ménage, et de façon très nette pour les revenus supérieurs au quatrième quartile (OR ajusté : 4,2 ; IC : 1,6-11,2) et le fait d'avoir eu des enfants (OR ajusté : 4,9 ; IC : 3,0-8,1). Ces facteurs sont aussi associés à la réalisation d'un frottis au cours des deux dernières années.

Discussion

L'enquête Santé de l'Insee est une des rares enquêtes françaises dans lesquelles sont disponibles à la fois des données de santé et des données sur la

situation économique du ménage, notamment le revenu, et des données fortement corrélées au revenu.

L'analyse des facteurs associés au dépistage du cancer du sein révèle une forte influence de l'âge. L'absence de différence entre les pourcentages de mammographie dans les deux départements – alors qu'il n'y avait pas dans le Pas-de-Calais de programme de dépistage organisé au moment de l'enquête, contrairement au Nord où il existait depuis 1997 – laisse supposer l'importance de la pratique du dépistage individuel. Une revue de la littérature a d'ailleurs mis en évidence que la coexistence d'un dépistage organisé et individuel jouait un rôle néga-

tif dans la participation au dépistage organisé [7]. Par ailleurs, le dépistage individuel est plus fréquent chez les personnes ayant un niveau socio-économique élevé [8]. Les résultats concernant les facteurs socio-économiques montrent, de même, une nette influence des revenus sur la participation au dépistage. Dans notre échantillon, la fréquence de réalisation d'une mammographie est moins importante chez les femmes vivant dans des ménages à faibles revenus, bénéficiant du RMI ou de la CMU. Concernant les revenus, cette tendance demeure quand on ne prend en compte que les femmes ayant été la cible d'un programme de dépistage entre 1997 et 2002 (soit celles âgées de 50 à 79 ans au moment de l'enquête et résidant dans le département du Nord). Le fait que les femmes bénéficient, dans le cadre d'un programme de dépistage organisé, de la prise en charge de l'acte mammographique ne suffit pas à supprimer les différences de recours au dépistage selon le niveau de revenus. Les problèmes qui conduisent à accentuer les difficultés d'accès aux soins pour les populations défavorisées (autres priorités, démarche ressentie comme complexe) se retrouvent ici dans le dépistage [9], même quand il existe, comme c'est le cas dans le département du Nord, des campagnes organisées de dépistage.

La participation au dépistage du cancer du col de l'utérus dans la région est élevée, mais on observe, comme à l'échelle nationale, une baisse de la surveillance chez les femmes de plus de 50 ans, pouvant correspondre soit à la survenue de la ménopause soit à un effet génération [10]. Les recommandations sur la réalisation d'un frottis concernent les femmes âgées de 25 à 65 ans. La diminution de la participation au dépistage chez les femmes de 50 à 65 ans intervient à un âge où l'incidence du cancer du col de l'utérus est encore élevée. Dans la région Nord – Pas-de-Calais, la participa-

tion au dépistage du cancer du col de l'utérus est associée au niveau de vie, au niveau d'étude et au fait d'avoir eu des enfants. Le fait que la pratique d'un frottis est plus faible chez les femmes ayant un statut socio-économique bas a été observé dans d'autres études [3,8,10]. Par ailleurs, ces femmes consultent aussi moins souvent un gynécologue [10]. Il n'existe pas en France de dépistage organisé du cancer du col de l'utérus. Il repose sur les médecins généralistes et les spécialistes. Le dépistage fait par les généralistes est plus orienté que celui des gynécologues vers les femmes au statut socio-économique bas. Cependant, le dépistage est moins pratiqué chez le généraliste ce qui contribue à accentuer la différence de recours au dépistage en fonction du statut socio-économique des femmes. Pour les femmes de la région ayant fait un frottis, 17 % de ces examens ont été prescrits par un médecin généraliste et 83 % par un gynécologue ou un obstétricien. De même, la différence que l'on observe pour le dépistage récent entre les deux départements peut aussi être mise en relation avec le déficit de gynécologues plus important dans le Pas-de-Calais que dans le Nord [11].

Conclusion

Dans la région Nord – Pas-de-Calais, la mortalité par cancer est importante et la situation économique est par ailleurs l'une des plus dégradées de France : les ménages du Nord – Pas-de-Calais déclarent un revenu médian nettement inférieur à celui de la France de province, et l'écart entre les revenus les plus modestes et les revenus supérieurs est plus important que la moyenne nationale [12]. L'analyse des données issues de l'enquête décennale Santé de l'Insee nous a permis de mesurer l'influence des facteurs socio-économiques, et particulièrement l'effet du revenu du ménage et du niveau d'études sur la pratique du dépistage du cancer du sein et du col de l'utérus. Même si elles

ne sont pas les seules inégalités en matière de cancer (inégalité d'incidence, de survie) [4], les inégalités de participation au dépistage peuvent contribuer à la surmortalité observée dans la région et les campagnes de dépistage organisé doivent s'efforcer de les prendre en compte, par exemple par des actions d'information ciblées vers les femmes au statut socio-économique bas, afin d'en limiter l'impact.

Références

- [1] Remontet L, Estève J, Bouvier AM, Grosclaude P, Launoy G, Menegoz F et al. Cancer incidence and mortality in France over the period 1978-2000. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2003; 51:3-30.
- [2] Plan cancer 2003-2006. Ce qui a changé. Institut national du cancer. Avril 2006.
- [3] Segnan N. Socioeconomic status and cancer screening. In: Kogevinas M, Pearce N, Susser M, Boffetta P. *Social inequalities and cancer*. Lyon: International agency for research on cancer, 1997.
- [4] Herbert C, Launoy G. Les Cancers. In: Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T. *Les inégalités sociales de santé*. Paris: La découverte, 2000.
- [5] Dupont N, Ancelle-Parck R. Do socio-demographic factor influence mammography use of French women? Analysis of a French cross-sectional survey. *Eur J Cancer Prev*. 2006; 15:219-24.
- [6] Lumley T. Analysis of complex survey samples. *Journal of Statistical Software* 2004; 9:8.
- [7] Soler-Michel P, Courtial I, Bremond A. Participation secondaire des femmes au dépistage organisé du cancer du sein – Revue de la littérature. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2005; 53:549-67.
- [8] Lorant V, Boland B, Humblet P, Deliege D. Equity in prevention and health care. *J Epidemiol Community Health* 2002; 56:510-6.
- [9] Bertolotto F, Joubert M, Leroux M, Ruspoli S, Ancelle-Park R, Jestin C, et al. Facteurs sociaux de l'absence de participation aux campagnes de dépistage organisé du cancer du sein. *BEH* 2003; 4:24-25.
- [10] Guilbert P, Baudier F, Gautier A. CFES-Baromètre santé 2000. Résultats. Vanves : Comité français d'éducation pour la santé, 2000.
- [11] Lacoste O, Brosh S, Cascalès J. Atlas des professions de santé du Nord – Pas-de-Calais. Observatoire régional de la santé Nord – Pas-de-Calais. 2005.
- [12] Gravelot P. Niveaux des revenus fiscaux et disparités territoriales. Profils Nord – Pas-de-Calais. Insee 2005.

Inégalité sociale des enfants face au surpoids en Alsace : données de la visite médicale d'admission en école élémentaire, France, 2001-2002

Dominique Fernandez (info@orsal.org)¹, Hervé Polesi¹, Brigitte Schweitzer², Liliane Danièle², Nicole Schauder¹, Monique Seiller², Jeanne Kochanowski², Frédéric Imbert¹

1 / Observatoire régional de la santé d'Alsace, Strasbourg, France 2 / Académie de Strasbourg, France

Résumé / Abstract

Introduction – L'Organisation mondiale de la santé classe l'obésité comme épidémie mondiale, en France cette affection est en augmentation chez les enfants. Il a été montré que le surpoids des enfants était lié à la situation socio-économique des parents : l'objectif de cette analyse est de vérifier ce lien et d'étudier ses déterminants en Alsace à partir des données de la visite médicale d'admission en école élémentaire.

Méthode – Une étude transversale a été réalisée auprès d'enfants de grande section de maternelle. Le critère de surpoids est l'Indice de masse corporelle (IMC) comparé aux seuils fixés par l'International Obesity Task Force en 2000, le critère socio-économique est le classement du couple parental selon la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles. Une analyse multivariée par régression logistique a été réalisée.

Social inequality in children's overweight in Alsace: data of the medical examination before admission to elementary school, France, 2001-2002

Introduction – Obesity is considered as a global epidemic by the World Health Organization and is increasing in children in France. Evidence has been provided that children's overweight is associated with parental socio-economic status. The aim of this analysis is to check whether this association exists in the French region Alsace, and to study its determinants. We use data from the medical examination before admission to elementary school.

Method – A cross-sectional study has been realised in the population of children attending the third year of kindergarten. Overweight (including

Résultats – 4 460 élèves ont été vus, la prévalence du surpoids (incluant l'obésité) est de 15,1 % [13,8 % ; 16,5 %], elle est de 19,7 % pour les enfants d'ouvriers, 11,2 % pour les enfants de cadres, et 14,9 % pour les autres ($p < 0,001$). Cette différence reste significative après ajustement sur les autres facteurs de risque : avoir des parents ouvriers est associé à un Odds Ratio ajusté de 1,65 ($p = 0,001$) la catégorie de référence étant les parents cadres.

Discussion-Conclusion – On retrouve un gradient social du surpoids (incluant l'obésité) chez les enfants de six ans en Alsace, ce gradient ne se réduit pas à des différences de comportements individuels. Réduire les inégalités sociales de surpoids passe donc par une démarche globale de promotion de la santé.

Mots clés / Key words

Surpoids, enfant, inégalité de santé / Overweight, child, health inequalities

Introduction

En 2000, l'Organisation mondiale de la santé (OMS), qualifie l'obésité d'épidémie mondiale [1]. Elle estime à un milliard le nombre de personnes en surpoids à travers le monde. Cette affection, facteur de risque de pathologies chroniques (cancers, maladies cardiovasculaires, diabète de type 2) n'épargne pas la France, les études réalisées y montrent une augmentation de la prévalence de l'obésité, particulièrement chez les enfants [2,3]. Or l'obésité infantile est non seulement la cause de maladies chez l'enfant, mais entraîne également des conséquences sur leur santé à l'âge adulte, en terme de surpoids [3] et de pathologies associées [4].

Le lien entre le surpoids et le faible statut socio-économique dans les pays industrialisés a été largement établi, aussi bien chez les adultes [2] que chez les enfants [3].

L'objectif de cette analyse est d'étudier le gradient social du surpoids (incluant l'obésité) chez les enfants de six ans en Alsace et d'analyser les facteurs associés à ce gradient.

Ce travail se base sur des données recueillies pendant l'année scolaire 2001-2002 au cours des visites médicales d'admission en école élémentaire. Ces dernières sont organisées chaque année par les services de promotion de la santé en faveur des élèves du Bas-Rhin et du Haut-Rhin, ainsi que par le service de santé de la ville de Strasbourg.

Méthode

Population cible

La population cible est l'ensemble des enfants scolarisés en grande section de maternelle pendant l'année scolaire 2001-2002 dans un établissement situé en Alsace.

Échantillonnage

Nous avons réalisé un sondage aléatoire à deux degrés stratifié géographiquement sur la circonscription scolaire ainsi que sur le critère « zone d'éducation prioritaire (ZEP)/non ZEP » avec un taux de sondage de 25 %. Dans chaque établissement tiré au sort, la totalité des élèves en grande section a été incluse (sondage en grappe).

Modalités de recueil

Le recueil des informations a été fait au cours de la visite médicale d'admission par un médecin ou un infirmier scolaire, les enfants étant accompagnés d'un parent. La fiche de recueil, réalisée par l'Observatoire régional de la santé d'Alsace (Orsal) en collaboration avec les services concernés, permettait de renseigner, outre les données issues de l'examen clinique (poids, taille...), les caractéristiques sociodémographiques de l'enfant, ses antécédents médicaux et des éléments concernant son mode de vie (nutrition, activités), ces derniers étant de nature strictement déclarative.

L'étude a obtenu un avis favorable de la Commission nationale informatique et Liberté (numéro 706-572).

L'indicateur de surpoids

L'indicateur utilisé pour mesurer le statut pondéral des enfants est l'Indice de masse corporelle (IMC). Les seuils de surpoids et d'obésité adaptés aux enfants, définis par l'International Obesity Task Force de l'OMS en 2000 [5] ont été utilisés. Ces seuils, différents de ceux des adultes varient selon le sexe et l'âge considéré. Sauf mention contraire, dans cet article on entendra toujours par surpoids le « surpoids incluant l'obésité ».

L'indicateur de statut socio-économique de la famille

L'indicateur du statut socio-économique de la famille de l'enfant est le classement selon la nomenclature des Professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) de l'Insee (Institut national de la statistique et des études économiques) des parents. Elle correspond à la PCS la plus « favorable » dans le couple, selon le gradient suivant : ouvrier (le moins favorable), employé, profession intermédiaire, indépendant, cadre (le plus favorable).

Outils statistiques

L'analyse statistique des données a été réalisée à l'aide du logiciel Stata 7 (sauf test d'adéquation : Stata 9), en prenant en compte l'effet de la structure d'échantillonnage à plusieurs degrés.

Dans l'analyse univariée, les différences ont été testées par le Chi2 de Pearson corrigé (fonction svytab).

obesity) has been determined by comparison of the Body Mass Index with the cut off points defined by the International Obesity Task Force in 2000, the socioeconomic indicator is the parental socio-occupational category.

Results – 4 460 pupils have been examined, the prevalence of overweight (including obesity) is 15.1% [13.8% ; 16.5%], it raises up to 19.7% for manual workers' children, 11.2% for management level workers's children and 14.9% for the others ($p < 0.001$). That difference is significant after adjustment on the other risk factors: having manual workers parents is associated with an adjusted odds ratio of 1.65 ($p = 0.001$) (OR=1 for management level workers).

Discussion-Conclusion – We observe a social gradient in 6 year old children's overweight (including obesity) in Alsace. This gradient is not limited to differences in individual behaviour. Reducing social inequalities in overweight requires a global health promotion policy.

Une analyse par régression a été réalisée en choisissant comme variable résultat la variable dichotomique « être en surpoids » (fonction svylogit). Le modèle initial incluait l'ensemble des facteurs statistiquement liés au surpoids au seuil de 20 %. La sélection des variables restant dans le modèle final a été faite selon une stratégie pas à pas non automatique.

L'adéquation du modèle a été testée par une fonction adaptée aux plans de sondage complexes (fonction svylogitgof).

Résultat

Caractéristiques de l'échantillon

Ont été tirés au sort 216 établissements scolaires et 4 460 élèves ont été inclus dans l'enquête entre février et mai 2002. L'âge moyen des enfants est de 70 mois (cinq ans et 10 mois), 95 % d'entre eux ont entre 65 et 76 mois. L'échantillon compte 51 % de garçons.

La répartition des couples de parents selon la PCS est significativement différente de celle attendue au regard des données du recensement de la population de 1999.

Les résultats de l'analyse univariée

Taux de surpoids et d'obésité

Le taux de surpoids s'élève à 15,1 % avec un intervalle de confiance (IC) de [13,8 % ; 16,5 %]. Le taux d'obésité s'élève à 4,7 % avec un IC de [4,0 % ; 5,5 %].

Les facteurs statistiquement liés au surpoids

L'ensemble des facteurs statistiquement liés au surpoids (avec $p \leq 20$ %) est listé dans le tableau 1. Si le taux de surpoids moyen est de 15,1 % dans notre échantillon, ce taux est nettement plus élevé parmi les enfants d'ouvrier (19,7 %) ou les enfants scolarisés en ZEP (20,2 %). Ces facteurs sociaux sont complétés par des facteurs familiaux (23,2 % de surpoids quand au moins une personne de la famille est en surpoids) ou comportementaux (regarder au moins une heure de télévision par jour est associé à un surpoids dans 18,9 % des cas). Le poids à la naissance est lui aussi associé au surpoids (18,9 % de surpoids pour les enfants dont le poids de naissance était supérieur à 3,8 kg).

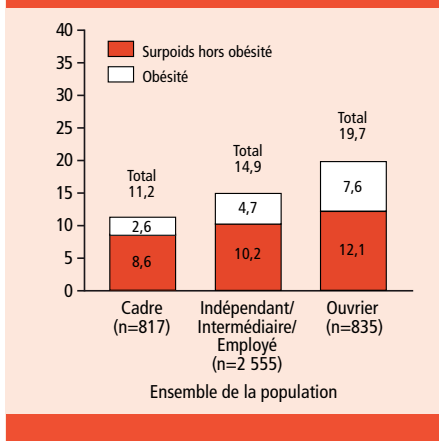
Tableau 1 Pourcentage d'enfants en surpoids (incluant l'obésité) selon différents facteurs de risque, France, 2001-2002 / **Table 1** Percentage of children with overweight (including obesity) by different risk factors, France, 2001-2002

	Proportion d'enfants en surpoids	p=
Proportion globale d'enfants en surpoids	15,1	
L'enfant est de sexe féminin (n=2 044)	16,4	0,035
L'enfant est scolarisé en ZEP (n=521)	20,2	0,009
La mère de l'enfant ne sait pas écrire le français (n=315)	18,6	0,083
L'enfant ne vit pas avec ses deux parents (n=554)	20,3	0,001
Profession et catégorie socioprofessionnelle des parents		<0,001
Cadre (n=817)	11,2	
Indépendant / intermédiaire / employé (n=2 555)	14,9	
Ouvrier (n=835)	19,7	
Le père n'est pas en activité professionnelle (n=229)	20,3	0,009
A quel terme l'enfant est-il né		0,174
Grand prématuré (inf. à 32 semaines) (n=27)	6,5	
Prématuré (32 à 36 semaines) (n=180)	13,1	
A terme (n=3920)	15,2	
Ne sait pas (n=62)	22,3	
Quel est le poids de naissance de l'enfant		0,009
Inférieur à 2,5 kg (n=244)	9,7	
De 2,5 à 3,8 kg (n=3420)	14,9	
Plus de 3,8 kg (n=457)	18,7	
Un membre au moins de la famille présente un surpoids (n=1111)	23,2	0,000
La composition du menu des repas familiaux est plutôt influencé par		0,026
Les habitudes familiales (n=2 403)	15,2	
La santé (n=1 082)	14,7	
Le budget (n=99)	26,9	
Le temps de préparation (n=404)	15	
Autres (n=133)	11,8	
Le petit déjeuner n'est pas complet (n=1 044)	16,7	0,059
L'enfant grignote entre les repas (n=2 494)	16,6	0,004
Les repas de midi sont généralement pris à la cantine (n=392)	19,5	0,006
Combien de repas sont pris en regardant la télévision		0,003
Aucun (n=2 709)	13,9	
1 (n=1 039)	16,1	
2 (n=275)	18,5	
3 (n=207)	21,9	
Le petit déjeuner n'est pas pris en famille (n=791)	16,6	0,204
L'enfant a un poste de télévision dans sa chambre (n=556)	17,9	0,049
L'enfant regarde au moins une heure de télévision par jour (n=1 534)	18,6	0,000
L'enfant joue à l'extérieur		0,050
Tous les jours (n=2 869)	14,4	
2 à 3 fois par semaine (n=1 054)	16,8	
Une fois par semaine (n=160)	20,2	
Moins souvent (n=94)	10,9	
Dors moins de 11 heures par nuit (n=1 878)	16,3	0,077

Seuls sont retenus dans ce tableau les facteurs statistiquement associés au surpoids (incluant l'obésité) au seuil de 20 %. Note de lecture : par exemple, en quatrième ligne on peut lire que 554 enfants de l'échantillon ne vivaient pas avec leurs deux parents. 20,2 % de ces enfants sont classés comme étant en surpoids. Ce pourcentage est significativement supérieur au taux moyen de surpoids qui s'élève à 15,1 % (p=0,001).

Figure 1 Pourcentage d'obésité et de surpoids (excluant l'obésité) chez les enfants selon la PCS des parents, France, 2001-2002

Figure 1 Percentage of obesity and overweight (not including obesity) amongst children by socio occupational category of parents, France, 2001-2002



Le pourcentage des enfants obèses et en surpoids (hors obésité) est présenté dans la figure 1. L'écart entre les enfants d'ouvrier et de cadre s'observe aussi bien en terme de surpoids hors obésité (respectivement 12,1 % et 8,6 %) que d'obésité (respectivement 7,6 % et 2,6 %).

Les résultats de la régression logistique

Dans le modèle final (tableau 2) le lien entre la PCS des parents et le surpoids de l'enfant est significatif après ajustement sur les autres facteurs. Les parents cadres constituent la catégorie de référence : avoir des parents ouvriers est associé à un Odds-ratio ajusté (ORa) de 1,65 (IC : [1,22 ; 2,24] et p=0,001) et avoir des parents « ni ouvrier, ni cadre » à un ORa de 1,21 (IC : [0,92 ; 1,59] et p=0,179). Parmi les facteurs retenus dans ce modèle, seul le sexe et le grignotage ne sont pas significativement liés au surpoids. Avoir un membre de la famille en surpoids est associé à un ORa élevé (2,10 IC [1,70 ; 2,61] p<0,001).

Discussion

Des limites de la visite médicale d'admission comme lieu d'observation de l'obésité infantile

La visite médicale d'admission est un moment privilégié d'observation sanitaire, qui permet de toucher la quasi-totalité des enfants d'une classe d'âge et dont l'annualité peut permettre un suivi des indicateurs de santé des enfants de cinq à six ans [6]. Concernant notre étude, elle présente une limite importante, celle du mode de recueil des habitudes de vie des élèves, uniquement déclaratif *a posteriori*, en colloque singulier avec un professionnel de santé. Il existe un risque de sous-déclaration des comportements alimentaires connus comme défavorables. Certains facteurs de risque n'ont pas été étudiés dans ce travail, en particulier l'allaitement maternel et le tabagisme de la mère qui ne sont pas sans influence sur le surpoids des enfants. Une autre limite est liée à l'échantillon : il semble qu'il ne soit pas représentatif de la population régionale en ce qui concerne la PCS des parents, si on se réfère aux données du recensement de 1999.

La PCS des parents a une place centrale parmi les facteurs de risque de surpoids

Les résultats de cette étude corroborent largement ceux de la littérature concernant les facteurs de risque de surpoids infantile.

L'analyse univariée fait apparaître 14 facteurs statistiquement liés au surpoids (p<5 %) auxquels s'ajoutent cinq facteurs supplémentaires liés de façon moins forte (p compris entre 5 % et 20 %). Tous ont été introduits dans le modèle initial de régression. Il convient de noter qu'en dehors du sexe de l'enfant, tous les facteurs sont distribués de manière inégale selon la PCS. Cette répartition joue toujours dans le sens d'un excès de risque d'être en surpoids parmi les enfants d'ouvriers. La seule exception est le fait de manger à la cantine : les enfants de cadre y mangent plus souvent que les enfants d'ouvrier et il s'agit d'un facteur de risque d'obésité dans cette étude.

Il est intéressant de relever que les facteurs associés à la PCS sont de natures très diverses. Il s'agit aussi bien de comportements alimentaires (grignoter entre les repas) que de facteurs intervenant très précocement dans la vie des enfants (poids à la naissance) ou encore d'éléments de l'environnement familial (avoir des parents en surpoids, ne pas vivre avec ses deux parents). Cette variété de facteurs de risque liés à la PCS amène à dépasser l'hypothèse selon laquelle les comportements individuels expliqueraient à eux seuls l'inégalité sociale face au surpoids.

Après prise en compte des autres facteurs de risque, la PCS des parents reste un élément majeur dans le surpoids des enfants

L'analyse multivariée permet de faire ressortir les principales variables déterminantes en terme de surpoids des enfants. Elle permet en outre d'ajuster les OR associés à ces facteurs et donc de connaître le rôle propre de chacun d'entre eux.

Le premier constat concernant le modèle final de régression logistique est qu'il n'intègre qu'un seul facteur lié à l'alimentation, le « grignotage entre les repas », et que son rôle sur le surpoids n'est pas significatif. Il n'a été introduit dans le modèle

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, Ducimetrière 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.

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

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

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 %
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 -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-

sissent 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 Prév* 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, disadvantages, social inequalities

Introduction

La part croissante des problèmes de santé chroniques et invalidants fait de leur retentissement sur la vie quotidienne un enjeu social majeur. Ceci incite à compléter l'abord épidémiologique traditionnel en prenant en compte dans la description des états de santé, outre la mortalité et la morbidité, les conséquences fonctionnelles et sociales de cette dernière. Le concept de handicap (encadré) permet de prendre en compte différents niveaux (la déficience, l'incapacité, le désavantage) qui jalonnent le processus reliant une maladie invalidante ou un accident à un désavantage social ; ce concept – qui renvoie à des caractéristiques individuelles mais aussi à l'environnement physique et social – permet d'aborder sous un jour nouveau la question des inégalités sociales de santé, jusque-là majoritairement traitée en termes d'accès aux soins ou de différentiel de taux de mortalité ou de morbidité. Cet article aborde, à ces trois niveaux, les relations entre santé et situation sociale et objective un effet d'amplification¹ des inégalités sociales entre ces différents niveaux.

Méthodologie

Les données sont issues de l'enquête « *Handicaps-incapacités-dépendance* » de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). L'enquête s'est poursuivie sur quatre ans et les résultats présentés ici sont issus des données recueillies en 1999. Il s'agit de la première et seule enquête² française conduite en population générale et destinée à fournir des données sur le handicap. L'échantillon est représentatif de tous les âges³ et tous les lieux d'habitat ; il comprend environ 15 000 personnes vivant en institution et 17 000 personnes vivant en domicile ordinaire mais les données analysées ici ne concernent que ces dernières. Le plan d'échantillonnage a été décrit en détail par Pierre Mormiche [2]. Le repérage de la position sociale a recours à la catégorie socioprofessionnelle (CPS) de la personne de référence, selon la méthode et la nomenclature classiques de l'Insee ; l'enquête ne permet donc pas d'appréhender le rôle aujourd'hui croissant joué par la précarité et le chômage parmi les facteurs de différenciation sociale. Les données ont été traitées avec le logiciel SAS.

Résultats

Les déficiences déclarées par catégorie socioprofessionnelles

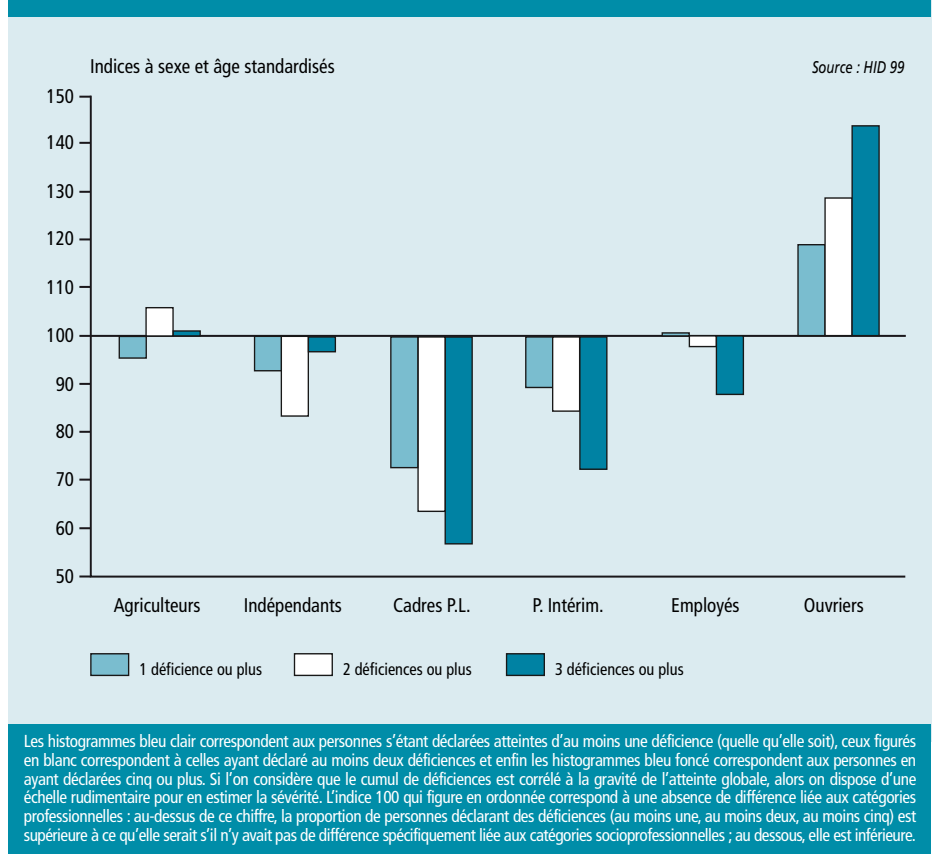
Les déficiences correspondent, par définition (encadré), à des caractéristiques individuelles proches de données de morbidité. Aussi leur distribution sociale est-elle proche de celle déjà constatée en termes de morbidité et de mortalité [3]. La figure 1 décrit par catégories socioprofessionnelles le nombre de déficiences déclarées, après standardisation sur le sexe et l'âge.

¹ On en trouvera une approche plus détaillée dans Mormiche et Boissonnat [1].

² Une nouvelle enquête nationale est en préparation et devrait être conduite en 2008.

³ Toutefois les résultats concernant l'accès à l'emploi ont été obtenus à partir des personnes en âge de travailler, soit de 20 à 59 ans.

Figure 1. Déficiences déclarées selon la catégorie socioprofessionnelle, France, 1999
Figure 1. Declared deficiencies by socioprofessional category, France, 1999



Il apparaît très clairement une opposition entre les familles de milieu ouvrier et celles dont la personne de référence est cadre ou exerce une profession libérale. Et l'inégalité sociale croît avec le nombre de déficiences déclarées : la proportion de personnes déclarant au moins une déficience est 1,65 fois plus grande chez les ouvriers que chez les cadres ; pour au moins deux déficiences, le rapport passe à 2 ; il atteint 2,55 pour cinq déficiences ou plus. En passant des cadres aux professions intermédiaires, puis aux employés, on constate un continuum dont le gradient épouse la hiérarchie sociale.

En outre, après standardisation sur l'âge, le nombre moyen de déficiences pour les hommes est 2,2 fois supérieur chez les ouvriers que chez les cadres alors que ce rapport n'est que de 1,6 pour les femmes : l'inégalité en termes de déficiences selon le milieu social est plus prononcée chez les hommes que chez les femmes.

Les incapacités selon les catégories socioprofessionnelles

Pour vérifier si les déficiences entraînent ou non les mêmes incapacités selon le milieu social, nous avons étudié la distribution des incapacités selon les catégories socioprofessionnelles et les résultats (toujours standardisés sur le sexe et l'âge) sont présentés dans la figure 2.

On retrouve un même gradient que celui déjà décrit pour les déficiences : plus le milieu social s'élève et moindre est alors la prévalence des incapacités. Cette corrélation positive n'est pas inattendue puisque, pour partie au moins, les incapacités procèdent des déficiences et qu'en outre ce résultat recoupe ceux antérieurement obtenus à partir d'autres bases de données [4,5].

Pour l'ensemble des incapacités (au moins une incapacité) ou un niveau modéré (au moins deux) l'inégalité est plus marquée que pour les déficiences

Encadré Le concept de handicap

Le concept de handicap⁴ recouvre trois niveaux :

- un niveau lésionnel, celui des *déficiences*. Une déficience se définit comme toute perte, malformation, anomalie d'un organe, d'une structure ou d'une fonction mentale, psychologique, physiologique ou anatomique (il s'agit là de caractéristiques individuelles proches de données de morbidité) ;
- un niveau fonctionnel, celui des *incapacités*. Une incapacité correspond à une réduction ou une perte (dus à une déficience) de la capacité d'accomplir une activité d'une façon jugée normale ;
- un niveau situationnel, celui des *désavantages*. Il y a désavantage social si une déficience ou une incapacité limite ou interdit l'accomplissement d'un rôle considéré comme normal, compte tenu du sexe, de l'âge et des facteurs socioculturels.

⁴ Selon la *Classification internationale des handicaps (CIH)* proposée par Wood et adoptée par l'OMS en 1976 (révisée depuis et remplacée par la *Classification internationale du fonctionnement, du handicap et de la santé (CIF)*.

Figure 2 Incapacités déclarées selon la catégorie socioprofessionnelle, France
 Figure 2 Declared disabilities by socioprofessional category, France

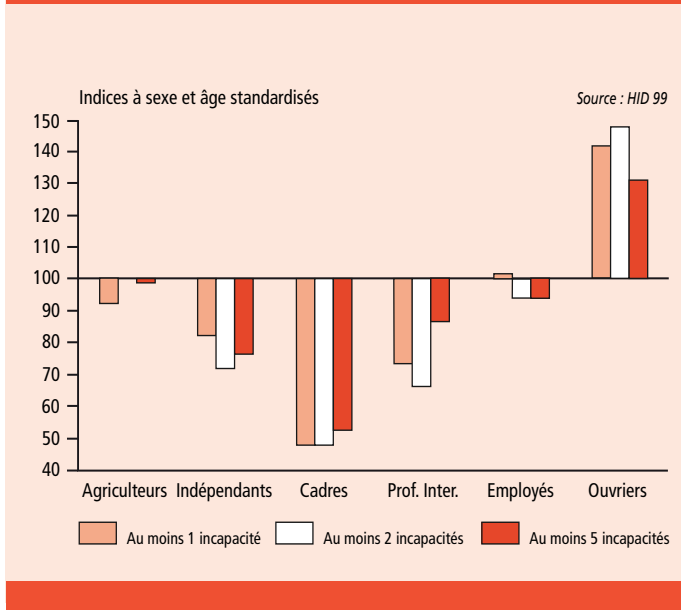
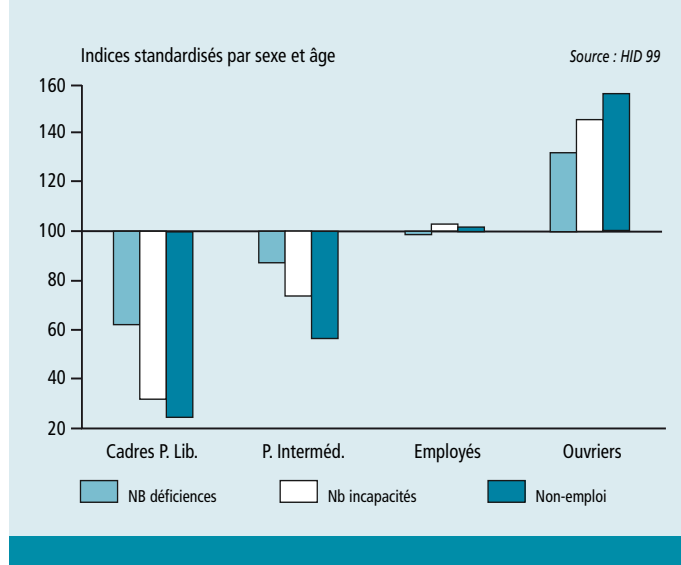


Figure 3 Déficiences, incapacités et non-emploi déclarés selon la catégorie socioprofessionnelle (personnes de 20 à 59 ans), France
 Figure 3 Reported deficiencies, disabilities and unemployment, by socio-professional category (persons aged 20 to 5), France



(rapports ouvriers/cadres de l'ordre de 3). Ceci suggère qu'un milieu social plus favorable permet de mieux surmonter des déficiences faibles ou modérées (les plus nombreuses). En revanche, alors que le contraste était plus prononcé en cas de cumul de déficiences, c'est ici l'inverse : les écarts entre catégories socioprofessionnelles sont moins marqués quand les personnes présentent plus d'incapacités. Il semble ainsi qu'au delà d'un seuil de sévérité, le milieu social d'appartenance ne suffit plus à éviter la traduction des déficiences en incapacités. Néanmoins, globalement, le processus qui conduit des déficiences (premier niveau du handicap) aux incapacités (deuxième niveau) accroît donc les inégalités.

Le désavantage social selon les catégories socioprofessionnelles

Le désavantage social recouvre l'ensemble des restrictions auxquelles sont confrontées dans leur vie quotidienne les personnes présentant des déficiences ou des incapacités. Une définition aussi globale n'est pas opératoire pour l'analyse, aussi nous bornerons nous ici à étudier une seule dimension, celle de l'accès à l'emploi des 20-59 ans. Nous avons construit un indicateur de « non-emploi » permettant de dénombrer les personnes qui, pour une raison de santé, n'ont jamais travaillé ou ont perdu leur dernier emploi. La distribution du non-emploi selon les catégories socioprofessionnelles, toujours standardisée sur le sexe et l'âge, est confrontée dans la figure 3 à ceux précédemment obtenus pour les déficiences et les incapacités.

On retrouve en plus accusé, le gradient déjà observé pour la répartition des déficiences et des incapacités, les personnes de milieu ouvrier étant beaucoup plus souvent en situation de non-emploi pour raison de santé que celles de milieu cadre. Si les personnes handicapées, prises dans leur ensemble, paraissent désavantagées en termes d'accès à l'emploi par rapport à la population générale [6], ce désavantage n'est pas également réparti : il s'avère d'autant plus fort que les personnes appartiennent aux catégories socioprofessionnelles les moins élevées et cette disparité sociale d'accès à l'emploi des personnes handicapées est deux fois plus importante que celle constatée en population générale [7].

Discussion

Ce travail a permis de souligner l'ampleur des inégalités sociales aux trois niveaux constitutifs du handicap (déficiences, incapacités, désavantage) et apporte ainsi une vérification empirique de disparités sociales à ces différents niveaux. En outre, les disparités entre catégories socioprofessionnelles se creusent quand on passe des déficiences aux incapacités puis au désavantage : l'écart maximum observé selon les catégories socioprofessionnelles en termes d'accès à l'emploi de personnes handicapées est effectivement bien supérieur (rapport de un à près de six et demi) à l'écart constaté pour les incapacités (rapport de un à quatre et demi), lui-même plus prononcé que celui estimé pour les déficiences (de l'ordre du simple au double). On pouvait s'y attendre si l'on considère que plus on s'approche des rôles sociaux et plus la relation entre handicap et inégalité sociale devient forte ;

mais cela amène toutefois à s'interroger sur l'efficacité des dispositifs de compensation. Enfin, les gradients mis en évidence entre les différentes catégories socioprofessionnelles ne restituent pas une image duale de la société, mais au contraire un continuum, déjà observé à propos des inégalités de santé, qui montre que ces inégalités ne concernent pas qu'une frange vulnérable de la société. Ces résultats devraient contribuer à la fois au débat général sur la réduction des inégalités et à celui plus spécifique à la question du handicap, à l'heure où cette dernière est érigée au rang de priorité collective.

Références

[1] Mormiche P, Boissonnat V. 2003, Handicap et inégalités sociales : premiers apports de l'enquête « handicaps, Incapacités, dépendance », Revue française des affaires sociales, 1-2:267-285.
 [2] Mormiche P. L'enquête HID de l'Insee. Objectifs et schéma organisationnel, Courrier des statistiques, 1998; 87-88:7-18.
 [3] Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T. (Eds), 2000, Les inégalités sociales de santé, Inserm - La Découverte, Paris.
 [4] Colvez A, Saintot M, Scali J. 1994, Les inégalités en matière d'incapacités chroniques dans la population française vivant à domicile, in Bouchayer F. (Ed.), Trajectoires sociales et inégalités. Recherches sur les conditions de vie, Erès, Ramonville Saint-Anne : 161-175.
 [5] Ravaut J-F, Huet E, Paicheler H. 1994, Handicaps et inégalités liés aux déficiences et incapacités fonctionnelles in Bouchayer F. (Ed) Trajectoires sociales et inégalités. Op. cit. : 141-60.
 [6] Amar M, Amira S. 2003, Incapacités, reconnaissance administrative du handicap et accès à l'emploi : les apports de HID. Revue française des affaires sociales, 1-2:151-165.
 [7] Aerts AM, Bigot JF, 2002, Enquête sur l'emploi de mars 2002 : Chômage et emploi en hausse, Insee Première, 857:1-4.