



Kent Academic Repository

Dervaux, Benoit, Lenne, Xavier, Jenkins, Linda M., Hastie, Charlotte L., Poirier, Gilles, Marissal, Jean-Pierre and Palmer, Ann P. (2007) *Les Inegalites De Sante : Mesure Et Determinants Rapport du projet Interreg : La santé et les comportements de santé dans le Sud-Est de l'Angleterre et le Nord de la France*. Project report. Centre for Health Services Studies / COSPH, Canterbury

Downloaded from

<https://kar.kent.ac.uk/33283/> The University of Kent's Academic Repository KAR

The version of record is available from

This document version

UNSPECIFIED

DOI for this version

Licence for this version

UNSPECIFIED

Additional information

Versions of research works

Versions of Record

If this version is the version of record, it is the same as the published version available on the publisher's web site. Cite as the published version.

Author Accepted Manuscripts

If this document is identified as the Author Accepted Manuscript it is the version after peer review but before type setting, copy editing or publisher branding. Cite as Surname, Initial. (Year) 'Title of article'. To be published in *Title of Journal*, Volume and issue numbers [peer-reviewed accepted version]. Available at: DOI or URL (Accessed: date).

Enquiries

If you have questions about this document contact ResearchSupport@kent.ac.uk. Please include the URL of the record in KAR. If you believe that your, or a third party's rights have been compromised through this document please see our [Take Down policy](https://www.kent.ac.uk/guides/kar-the-kent-academic-repository#policies) (available from <https://www.kent.ac.uk/guides/kar-the-kent-academic-repository#policies>).



Comparison of Santé/Public Health

Health and Health Behaviour in Northern France and Southeast England
Santé et Comportements de Santé dans le Sud-est de l'Angleterre et
le Nord de la France



LES INEGALITES DE SANTE : MESURE ET DETERMINANTS

**Rapport du projet Interreg :
La santé et les comportements de santé dans le Sud-Est de l'Angleterre
et le Nord de la France**

**Benoit Dervaux, Xavier Lenne, Linda Jenkins, Charlotte Hastie,
Gilles Poirier, Jean-Pierre Marissal, Ann Palmer**

Participation et contribution au projet :

University of Kent Centre for Health Service Studies

Institut Catholique de Lille - CRESGE

University of Greenwich

Kent County Council

Observatoire Régional de la Santé du Nord-Pas de Calais

Décembre 2007

Introduction générale

Le travail sur les inégalités de santé se structure autour de deux axes principaux :

- Dans un premier temps, nous cherchons à appréhender la corrélation entre l'état de santé et la vulnérabilité de la population dans les deux régions. Dans une visée comparative, il s'agit notamment de comparer l'intensité de la relation statistique entre les taux comparatifs de mortalité et un indicateur de défaveur sociale dans le Nord de la France et dans le Sud-est de l'Angleterre, à partir de données agrégées et spatialisées ;
- Dans un second temps, nous cherchons à apprécier les inégalités de santé à partir des données d'enquêtes en population générale conduites des deux côtés de la Manche. Nous proposons une méthodologie statistique originale permettant d'identifier les principaux déterminants des variations d'état de santé entre individus.

Ce rapport est naturellement organisé en deux parties. Chaque partie aborde la question des données disponibles, présente la méthodologie statistique mobilisée et discute les résultats obtenus.

La relation entre la santé et le désavantage social est-elle de même nature et de même intensité des deux côtés de la Manche ?

Introduction

Nous cherchons à appréhender la corrélation entre l'état de santé et la vulnérabilité de la population dans les deux régions. Dans une visée comparative, il s'agit notamment de comparer l'intensité de la relation statistique entre les taux comparatifs de mortalité et un indicateur de défaveur sociale dans le Nord de la France et dans le Sud-est de l'Angleterre, à partir de données agrégées et spatialisées

Dans une première section, nous présentons les données disponibles pour construire un indicateur de défaveur sociale comparable dans les deux régions. Nous décrivons ensuite la méthodologie statistique proposée pour comparer l'intensité de la relation statistique entre les taux comparatifs de mortalité et un indicateur de défaveur sociale. Dans une deuxième section, nous présentons les résultats auxquels nous parvenons. Enfin, dans la dernière section, nous discutons les résultats obtenus et concluons.

Matériel et méthodes

Construction d'un indicateur de défaveur sociale

TOWNSEND (1987)¹ définit la défaveur sociale comme « *un état observable et démontrable de désavantage relatif face à la communauté locale ou à l'ensemble de la société à laquelle appartient l'individu, la famille ou le groupe* ». Il fait la distinction entre la défaveur matérielle qui se réfère aux biens ou aux commodités de la vie moderne, et la défaveur sociale (relations familiales, au travail ou dans la communauté) qui se rapproche du concept de capital social.

De nombreux indicateurs de défaveur sociale ont été proposés dans la littérature. Des travaux sur le sujet ont été conduits au Royaume-Uni [MORRIS et CARSTAIRS (1991)², NIGGEBRUGGE et al (2005)³], au Québec [PAMPALON et RAYMOND (2000)⁴], en Nouvelle-Zélande [DUNCANSON et al (2002)⁵], en Italie [TELLO et al (2005)⁶] et depuis peu, en France [FNORS (2001)⁷, DECLERCQ et al (2005)⁸, LABBE et al (2007)⁹].

¹ TOWNSEND P (1987) Deprivation. *J Soc Policy* ; 16(2) : 125-46.

² MORRIS R, CARSTAIRS V (1991) Which deprivation ? A comparison of selected deprivation indexes. *Journal of Public Health Medicine* ; 13 (4) : 318-26.

³ NIGGEBRUGGE A, HAYNES R, JONES A, LOVETT A, HARVEY L (2005) The index of multiple deprivation 2000 access domain : a useful indicator for public health ? *Social Science & Medicine* ; 60 : 2743-53.

⁴ PAMPALON R, RAYMOND G (2000) Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec. *Maladies Chroniques au Québec* ; 21(3).

www.phac-aspc.gc.ca/publicat/cdic-mcc/21-3/b_f.html

⁵ DUNCANSON M, WOODWARD A, REID P (2002) Socioeconomic deprivation and fatal unintentional fire incidents in New Zealand 1993-1998. *Fire Safety Journal* ; 37 : 165-79.

⁶ TELLO JE, JONES J, BONIZZATO P, MAZZI M, AMADDEO F, TANSELLA M (2005) A census-based socio-economic status (SES) index as a tool to examine the relationship between mental health services use and deprivation. *Social Science & Medicine* ; 61 : 2096-105.

⁷ FNORS (2001). *Inégalités cantonales en matière de santé*. Paris, Fédération Nationale des Observatoires Régionaux de la Santé, juillet 2001, 69 pages.

<http://www.fnors.org/Fnors/Ors/Travaux/Infra.pdf>

Ces indicateurs diffèrent quant à leur mode de construction. On peut distinguer deux types d'indicateurs : les indicateurs calculés à partir d'un processus d'agrégation additif des variables retenues (processus de « scoring »), d'une part et les indicateurs construits à partir d'une analyse statistique multidimensionnelle des données, d'autre part. Les premiers prennent en compte un nombre limité de variables, agrégées sur la base d'un système de pondérations défini a priori (par exemple, l'indice de Townsend). Les seconds considèrent un nombre plus important de variables et le système de pondérations étant déterminé, de manière endogène, par calcul sur la base de critères statistiques (par exemple, l'IMD¹⁰ utilisé par le NHS). La plupart des indicateurs de défaveur sociale développés récemment appartiennent à la seconde catégorie (Cf. Annexe 1).

La qualité métrologique de ces indicateurs est testée en calculant la corrélation entre la mesure de la défaveur sociale et certaines caractéristiques de la population (par exemple, l'état de santé de la population [MORRIS et CARSTAIRS (1991)¹¹]).

Dans le cadre de ce travail, l'indice de Townsend a été retenu. Cet indicateur est obtenu par la somme de quatre variables socioéconomiques centrées réduites :

- pourcentage de chômeurs ;
- pourcentage de logements surpeuplés (plus d'une personne par pièce) ;
- pourcentage de non propriétaires ;
- pourcentage de ménages sans voiture.

Deux raisons principales ont gouverné à ce choix. En premier lieu, les informations nécessaires pour construire l'indice de Townsend sont facilement disponibles. Les données proviennent du recensement de 1999 pour la France et du recensement 2001 pour l'Angleterre. L'interprétation des variables ne pose pas de problème particulier. La construction d'un indice de défaveur multiple similaire à celui utilisé par le NHS s'est heurtée, dans le cas français, soit aux difficultés d'obtention de données statistiques ayant trait à certains domaines du désavantage social (par exemple, les données ayant trait à la criminalité, à la pollution atmosphérique, aux accidents sur la voie publique), soit au caractère non comparable des données entre les deux régions, notamment en termes de nature et de conditions d'attribution des prestations sociales. En second lieu, les qualités métrologiques de l'indice de Townsend sont bien établies dans la littérature.

La prise en compte du pourcentage de ménages possédant au moins un véhicule dans l'indice de Townsend soulève questions. CHRISTIE et FONE (2003)¹² montrent

⁸ DECLERCQ C, LABBE E, OBEIN L, POIRIER G, LACOSTE O (2004) *Inégalités socio-spatiales de mortalité dans la région Nord - Pas-de-Calais*. Lille, Observatoire Régional de la santé du Nord/Pas-de-Calais, décembre 2004, 106 pages.

<http://www.orsnpdc.org/etudes/129868.html>

⁹ LABBE E, MOULIN JJ, GUEGUEN R, SASS C, CHATAIN C, GERBAUD L (2007) Un indicateur de mesure de la précarité et de la « santé sociale » : le score EPICES. L'expérience des Centres d'examen de santé de l'Assurance maladie. *Revue de l'IREES* ; 53(1) : 3-49.

¹⁰ IMD : Indice of Multiple Deprivation.

¹¹ Ibid.

¹² CHRISTIE SML, FONE DL (2003) Does car ownership reflect socio-economic disadvantage in rural areas ? A cross-sectional geographical study in Wales, UK. *Public Health* ; 117: 112-6.

que l'introduction ou non de cet item modifie de manière significative la position relative des aires rurales par rapport aux aires urbaines et semi-urbaines. Nous proposons donc de recourir à deux évaluations du niveau de défaveur sociale : une première évaluation intégrant l'ensemble des items de l'indice de Townsend et une seconde excluant la possession d'un véhicule.

Méthodologie statistique

On cherche à établir l'intensité de la relation entre la défaveur sociale et l'état de santé de la population, appréhendé au travers de la mortalité.

On estime l'équation suivante :

$$\overline{SMR}_i = \alpha_0 + \alpha_1 I_N + \beta_0 \overline{Dep}_i + \beta_1 I_N \overline{Dep}_i + \bar{\varepsilon}_i$$

I_N est une variable indicatrice (dummy) prenant la valeur 1 pour les cantons du Nord/Pas-de-Calais.

L'équation est estimée sur l'ensemble des cantons du Nord/Pas-de-Calais et des *Electoral Wards* du Sud-est de l'Angleterre pour les principales causes de mortalité. Les cantons et les *Electoral Wards* sont repérés par l'indice i . Pour chaque zone géographique, on dispose du taux standardisé de mortalité et l'indice Townsend de défaveur sociale. La mortalité étant ajustée par rapport au sexe et à l'âge, il n'est pas nécessaire d'intégrer ces variables dans le modèle. Dans la mesure où la régression est réalisée sur données agrégées, puisque la taille des zones géographiques varie, il est nécessaire de tenir compte de l'hétéroscédasticité des termes aléatoires pour l'estimation des coefficients et de leurs écarts-type.

Deux hypothèses sont successivement testées :

Hypothèse 1 : $\alpha_1 = 0$. Si cette hypothèse tient, la mortalité est identique des deux côtés de la Manche.

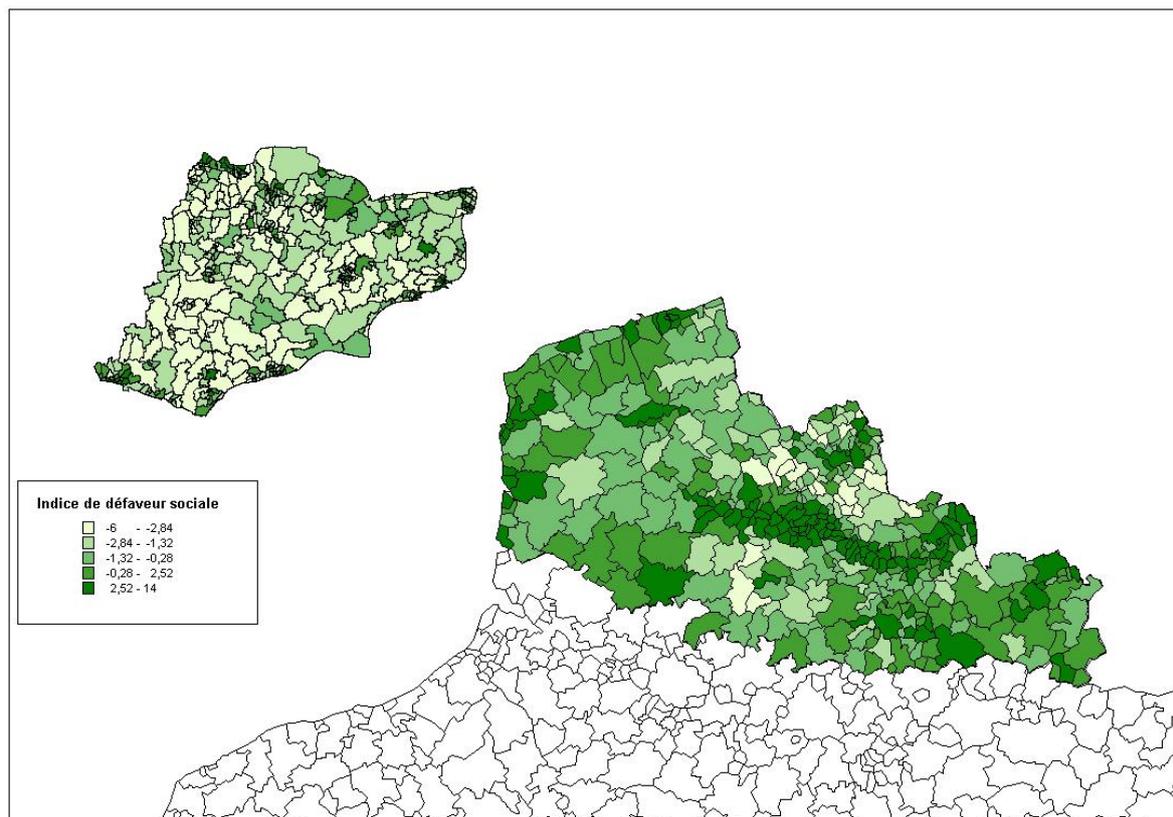
Hypothèse 2 : $\beta_1 = 0$. Sous cette hypothèse, la relation entre la mortalité et la défaveur sociale est de même intensité dans le Nord de la France et dans le Sud-est de l'Angleterre.

Résultats

Le niveau de défaveur sociale dans les deux régions

Le niveau de défaveur sociale par canton dans la région Nord-Pas-de-Calais et par Electoral Ward dans le Sud-est de l'Angleterre est distribué spatialement comme suit.

Figure 1 : Distribution spatiale de la défaveur sociale (indice de Townsend)



Le niveau moyen de défaveur sociale est supérieur dans le département du Pas-de-Calais par rapport au département du Nord. Certaines zones se distinguent : la zone délimitant l'ancien bassin minier, les zones portuaires de Dunkerque, Boulogne-sur-Mer, Calais et Etaples, certains cantons de la Métropole (cantons de Tourcoing, Roubaix...). Dans le sud-est de l'Angleterre, les zones défavorisées sont situées au nord-est du Kent (Margate), ainsi que dans plusieurs secteurs du littoral (Dover, Folkestone...). Des deux côtés de la Manche, les zones côtières semblent se caractériser par un niveau de défaveur sociale élevé.

La corrélation entre la défaveur sociale et la mortalité

La mortalité globale est plus élevée dans le Nord/Pas-de-Calais que dans le Sud-est de l'Angleterre pour les hommes. L'inverse vaut pour les femmes. En ce qui concerne la mortalité prématurée (avant 65 ans), le Nord/Pas-de-Calais se

distingue nettement du Sud-est de l'Angleterre quel que soit le sexe considéré. La surmortalité prématurée est plus marquée pour les hommes que pour les femmes.

L'interprétation des résultats par type de mortalité est rendue plus délicate par la difficulté de prendre en compte correctement les phénomènes de mortalité compétitive dans l'analyse. La mortalité par cancer des hommes est supérieure dans le Nord/Pas-de-Calais que dans le Sud-est de l'Angleterre. Pour les autres causes de décès des hommes, la situation du Nord/Pas-de-Calais apparaît plus favorable. La mortalité des femmes est plus importante dans le Sud-est de l'Angleterre que dans le Nord de la France quelle que soit la cause de décès considérée. La surmortalité féminine dans le Sud-est de l'Angleterre est marquée pour les cardiopathies ischémiques ainsi que pour les maladies et cancers du système respiratoire.

Tableau 1 : Relation entre la mortalité et la défaveur sociale
- Indice de Townsend -

	Hommes		Femmes	
	α_1	β_1	α_1	β_1
Toutes causes	11,49**	-1,08**	-9,40**	-1,82**
Toutes causes avant 65 ans	32,71**	-0,08 ^{ns}	4,44**	-0,96 ^{ns}
Tous cancers	23,26**	-0,38 ^{ns}	-20,64**	-2,36**
Toutes maladies circulatoires	-16,41**	-3,63**	-19,55**	-2,95**
Cardiopathies ischémiques	-66,27**	-5,57**	-78,13**	-4,76**
Toutes maladies respiratoires	-39,41**	0,55 ^{ns}	-89,54**	-4,16**
Accidents vasculaires cérébraux	-10,41**	-1,88 *	-28,61**	-0,30 ^{ns}
Cancers des voies respiratoires	18,64**	-2,35**	-136,82**	-13,94**

** significance: 1%, *: significance 5%

Estimation MCO, estimateurs robustes des variances / OLS estimation, robust estimation of variances

Tableau 2 : Relation entre la mortalité et la défaveur sociale
- Indice de Townsend sans la variable « % ménages sans voiture »-

	Hommes		Femmes	
	α_1	β_1	α_1	β_1
Toutes causes	11,06**	-0,82 ^{ns}	-9,58**	-2,21**
Toutes causes avant 65 ans	31,72**	0,62 ^{ns}	3,46 ^{ns}	-0,55 ^{ns}
Tous cancers	22,52**	-0,05 ^{ns}	-21,17**	-2,91**
Toutes maladies circulatoires	-16,56**	-4,30**	-19,26**	-3,93**
Cardiopathies ischémiques	-66,80**	-6,69**	-78,90**	-6,41**
Toutes maladies respiratoires	-40,09**	1,29 ^{ns}	-89,93**	-5,28**
Accidents vasculaires cérébraux	-10,24**	-1,98 ^{ns}	-27,76**	-0,13 ^{ns}
Cancers des voies respiratoires	16,96**	-2,51**	-137,26**	-18,31**

** significance: 1%, *: significance 5%

Estimation MCO, estimateurs robustes des variances / OLS estimation, robust estimation of variances

La corrélation entre la mortalité et la défaveur sociale apparaît de moindre intensité dans le Nord/Pas-de-Calais que dans le Sud-est de l'Angleterre (tous les coefficients β_1 sont négatifs). La différence n'est pas statiquement significative entre

les deux régions pour ce qui concerne la mortalité prématurée pour les deux sexes, les cancers et les maladies du système respiratoire chez les hommes et les AVC chez les femmes,

L'exclusion de la variables « % de ménages sans voiture » dans le calcul du score de Townsend ne modifie pas les résultats. Le nombre de coefficients β_1 non statistiquement significatifs s'accroît notamment pour les hommes. La différence entre les deux régions s'estompe pour la mortalité globale. L'intensité de la relation entre la mortalité et la défaveur sociale reste différente entre les deux régions pour trois causes de mortalité : les maladies circulatoires, les cardiopathies ischémiques et les maladies de l'appareil respiratoire.

La mortalité prématurée constitue probablement l'indicateur de mortalité le plus pertinent pour analyser les inégalités de santé dans la mesure où la mortalité prématurée est en grande partie évitable soit au travers de l'amélioration du recours aux soins, soit en modifiant les comportements vis-à-vis de la santé. La mortalité prématurée est corrélée à la défaveur sociale de la même manière dans le Nord/Pas-de-Calais et dans le Sud-est de l'Angleterre. Les inégalités de santé n'apparaissent donc pas plus marquées l'une ou l'autre région au regard de cet indicateur,

Discussion et conclusion

Les niveaux de défaveur sociale et de mortalité (totale pour les hommes et prématurée pour les deux sexes) sont supérieurs dans le Nord de la France comparativement au Sud-est de l'Angleterre. La situation des femmes est meilleure dans le Nord/Pas-de-Calais pour de nombreuses causes de mortalité.

La relation entre la défaveur sociale et la mortalité semble de moindre intensité dans le Nord de la France que dans le Sud-est de l'Angleterre. La relation est identique pour ce qui concerne la mortalité prématurée pour les deux sexes. La non prise en compte de la variable « % de ménages sans voiture » dans la construction de l'indice de Townsend tend à affaiblir les résultats et rend la situation similaire des deux côtés de la Manche au regard de la mortalité totale pour les hommes.

Même si la relation entre défaveur sociale et mortalité semble plus forte en Angleterre qu'en France pour de nombreuses causes de mortalité, il nous paraît audacieux de conclure, au vu de ce résultat, que les inégalités sociales de santé sont plus prononcées outre-manche qu'en France dans la mesure où nous ne sommes pas capables de traiter de manière satisfaisante la question de la mortalité compétitive. Si cette interprétation était néanmoins retenue, la conclusion paraît s'appliquer plus particulièrement aux femmes. Dans la région Nord/Pas-de-Calais, la mortalité des femmes est beaucoup plus diffuse que celle des hommes. De ce point de vue, l'état de santé de la population féminine apparaît moins socialement déterminé. Cela semble être moins vrai dans le Sud-est de l'Angleterre.

D'un point de vue méthodologique, au regard de la disponibilité des données, nous avons retenu l'indice de Townsend pour appréhender la défaveur sociale dans les

deux régions. Ce choix nous permet une comparaison directe et aisée. Cet indicateur, déjà ancien, est probablement supplanté par des indicateurs plus récents prenant en compte un nombre plus important de variables. L'utilisation de ces indicateurs dans un travail de comparaison internationale est difficile car les variables utilisées pour les élaborer n'ont pas la même définition ou la même signification dans les différents pays. Ceci est particulièrement vrai pour les données sociales (données de prestations).

Il est important de noter le retard de la France en matière de construction (par les acteurs institutionnels) d'indicateurs de défaveur sociale. L'utilisation de ces indicateurs dans la définition des politiques publiques, notamment en matière de santé, s'est imposée dans de nombreux pays pour qui la question des inégalités est devenue prégnante. Il est probable que la France suive ce mouvement (dans le cadre du suivi de la loi de santé publique ?).

Décomposition des indicateurs d'inégalités : apports des données d'enquête individuelles

Introduction

Au-delà des études visant à établir une corrélation entre des indicateurs de santé (mortalité ou morbidité) et les caractéristiques de la population (défaveur sociale, revenu, CSP...) au niveau agrégé (généralement des zones géographiques), l'analyse des inégalités de santé peut aussi être réalisée à partir de données individuelles colligées par des enquêtes en population générale. D'un point de vue méthodologique, nous analysons la distribution de la santé au sein de l'échantillon (supposé représentatif de la population) à partir de l'estimation d'une relation entre l'état de santé et les déterminants de la santé (âge, sexe, revenu, CSP, comportements vis-à-vis de la santé) au niveau individuel. Ce faisant, nous établissons un lien entre les niveaux populationnel et individuel. Pour ce faire, nous nous servons de développements récents dans la mesure et la décomposition des inégalités de santé.

Les inégalités de santé, qu'il s'agisse des inégalités totales de santé ou des inégalités liées au statut socio-économique, peuvent être appréhendées statistiquement au travers du calcul d'indices de concentration. Ces indices permettent de porter un jugement sur la distribution plus ou moins égalitaire de la santé au sein d'une population donnée (au regard d'un indicateur d'état de santé défini au préalable). Intuitivement (nous reviendrons de manière plus formelle sur ce point plus loin), nous comprenons qu'une variable est importante du point de vue de l'analyse des inégalités de santé si deux conditions sont réunies. En premier lieu, la variable doit avoir un impact significatif sur l'état de santé. Si la variable n'a pas d'impact sur la santé, elle ne peut pas influencer sur les inégalités de santé. En second lieu, elle doit être inégalement répartie au sein de la population. Si la variable est distribuée de manière uniforme entre les individus, elle ne peut pas contribuer aux inégalités de santé même si elle conditionne fortement l'état de santé. Parmi les variables que nous souhaitons étudier figurent, à côté de l'âge et du genre (qui renvoient à des inégalités partiellement irréductibles), la catégorie socioprofessionnelle, le revenu, le réseau ou le support social, les conditions d'accès aux soins et les comportements individuels vis-à-vis de la santé.

Dans une première section, nous présentons les données d'enquête disponibles pour comparer les inégalités de santé dans les deux régions. Les aspects méthodologiques de la décomposition des indices de concentration sont ensuite développés. Dans une deuxième section, nous présentons les résultats auxquels nous parvenons. Enfin, dans la dernière section, nous discutons les résultats obtenus et concluons.

Matériel et méthodes

Dans cette section, nous présentons les données disponibles. Nous présentons les aspects techniques de la décomposition des indices de concentration.

Description des enquêtes

Nous disposons de trois enquêtes en population générale pour apprécier l'état de santé et analyser les comportements vis-à-vis de la santé dans le Sud-Est de l'Angleterre et le Nord de la France. Ces enquêtes n'ont pas été conduites pour les besoins du projet Interreg. Ces enquêtes présentent donc des spécificités méthodologiques et couvrent des domaines différents qui reflètent les préoccupations des organismes publics ayant financé

ces travaux. De telles différences sont importantes à garder en mémoire dans le cadre d'un travail à visée comparative. Notre travail consiste à tirer le meilleur parti possible des informations fournies par ces enquêtes.

Nous présentons chacune des enquêtes ci-après.

- *Kent and Medway Health and Lifestyle Survey*

Cette enquête vise à décrire l'état de santé et les modes de vie de la population adulte (personnes âgées de 16 ans et plus) habitant dans la région Kent et Medway. Elle fournit des informations sur l'état de santé général, les comportements vis-à-vis de la santé, la santé mentale ainsi que sur la manière dont les gens vivent et travaillent, de même que sur l'accès aux soins de santé primaires.

L'enquête a été réalisée en Juin 2001. Elle vise à décrire l'état de santé et les modes de vie de la population adulte (personnes âgées de 16 ans et plus) habitant dans la région Kent et Medway. Elle fournit des informations sur l'état de santé général (SF-36), le handicap et la morbidité, la santé mentale, les comportements vis-à-vis de la santé (habitudes alimentaires, activité physique, consommation d'alcool et de tabac) ainsi que sur la manière dont les gens vivent et travaillent, de même que sur l'accès aux soins de santé primaires (médecin généraliste et dentiste). La plupart des questionnaires utilisés dans le cadre de l'enquête sont validés et sont utilisés dans les enquêtes nationales comme le recensement, le *General Household Survey* et le *Health Survey for England*.

Un auto-questionnaire a été adressé à un échantillon aléatoire de personnes enregistrées auprès d'un médecin généraliste, vivant dans la région Kent et Medway avec un taux de sondage de 1 pour cent pour les personnes âgées de 16 à 74 ans et de 1 pour vingt en ce qui concerne les personnes âgées de plus de 75 ans. La distribution des questionnaires coïncide avec la publication du *NHS Week* à la fin du mois de Juin 2001. Le questionnaire est accompagné d'une enveloppe pré affranchie pour le retour. Une relance était effectuée après deux semaines. Dans les zones à faible taux de réponse (Dartford, Gravesham et Swanley, Medway et Swale), une seconde relance a été effectuée avec l'envoi d'un nouveau questionnaire.

15958 personnes sont contactées et 8071 ont répondu, soit un taux de réponse de 51%. L'enquête surestime le poids des personnes âgées du fait du plan de sondage et d'une meilleure participation. 57% des personnes âgées de 75 ans ou plus ont participé à l'enquête contre 48% des personnes plus jeunes. Le taux de réponse varie selon les zones géographiques (*Primary Care Trusts*). Un système de pondération prenant en compte l'âge, le sexe et la zone de résidence est utilisé pour redresser l'échantillon.

- *Health Counts Survey*

L'objectif de cette enquête est de décrire l'état de santé et les modes de vie des adultes âgés 18 ans et plus habitant dans la région de East Sussex est, Brighton and Hove. Le questionnaire aborde des champs semblables à ceux couverts par l'enquête réalisée dans la région du Kent et de Medway, à savoir : état de santé général (SF-36), santé mentale, comportements de santé (consommation de tabac et d'alcool, exercice et habitudes alimentaires ainsi que logement et modes de transport. En outre, l'enquête comporte des questions supplémentaires sur l'utilisation des services de santé (médecin généraliste, hôpital, opticien, pharmacien et médecine parallèle) et les perceptions quant au milieu de vie (y compris le capital social). Comme pour le *Kent and Medway Health and Lifestyle Survey*, la plupart des questionnaires utilisés sont validés et sont utilisés dans les

enquêtes nationales comme le recensement, le *General Household Survey* et le *Health Survey for England*.

L'enquête a été effectuée en 2003. Une technique de stratification est utilisée pour constituer l'échantillon. Un échantillon de 2% des personnes inscrites auprès d'un médecin généraliste est constitué pour chaque *Primary Care Trust* (à l'exception des PCT de Bexhill et Rother pour lesquelles le taux de sondage est fixé à 1,4%). Le questionnaire est adressé à 12504 individus. L'envoi est suivi de deux rappels (envoi d'un courrier puis ré adressage du questionnaire). 5983 questionnaires exploitables ont été reçus, soit un taux de réponse de 50%. Le taux de réponse varie par PCT. Un système de pondération prenant en compte l'âge, le sexe et la zone de résidence est utilisé pour redresser l'échantillon.

- *L'extension régionale Nord/Pas-de-Calais de l'enquête décennale santé 2002-2003*

Les principaux objectifs de l'enquête Santé réalisée par l'Insee en 2002-2003 en France sont d'appréhender la consommation individuelle de soins et de prévention, la morbidité déclarée incidente et prévalente ainsi que la santé perçue. Elle met en relation les consommations de soins avec l'état de santé perçu et les caractéristiques socio démographiques des individus et des ménages.

L'enquête s'est déroulée auprès de 16800 ménages (sur 21650 appartenant au champ de l'enquête) en 5 vagues. Chaque ménage enquêté a fait l'objet de trois visites espacées de 8 semaines, réalisées au domicile par un enquêteur entraîné. Au total, 40800 individus ont été interrogés. Au niveau des individus, le taux de réponse s'établit à 97,6% pour la première visite, 90,4% pour la deuxième visite et 85,8% pour la troisième et dernière visite. Pour tenir compte du taux de non réponse aux différentes questions, un système de pondération, obtenu par calage sur les marges, a été défini par l'INSEE pour préserver la représentativité de l'échantillon. Ce système de pondération tient compte de l'âge, du sexe, de la catégorie sociale, des caractéristiques du ménage, de la région de résidence et du type d'habitat.

Cinq extensions de l'enquête ont été réalisées dans 5 régions (PACA, Ile-de-France, Picardie, Nord/Pas-de-Calais et Champagne/Ardennes). Ces extensions permettent d'assurer, par enrichissement de l'échantillon initial, une représentativité au niveau régional (et non au niveau infrarégional). En ce qui concerne le Nord/Pas-de-Calais, 1580 ménages et 4000 individus ont été interrogés.

Données disponibles

A des fins de comparaison, nous choisissons de travailler à partir des variables disponibles dans les trois enquêtes simultanément. Ce faisant, nous comparons l'apport des variables sélectionnées à la formation des inégalités de santé dans chacune des deux régions. Nous décidons de ne pas prendre en considération des déterminants potentiellement importants mais pour lesquels l'information ne couvre pas l'ensemble du territoire du projet Interreg. A titre d'exemple, le revenu du ménage est renseigné dans l'extension Nord/Pas-de-Calais de l'enquête décennale santé mais ne figure pas dans les enquêtes anglaises. Nous décidons donc de travailler sur une variable proxy du niveau de revenu à savoir le statut de propriétaire-occupant, donnée disponible dans les trois enquêtes. De la même manière, pour des raisons tenant au secret statistique, il n'a pas été possible de connaître précisément le lieu de résidence des personnes enquêtées en France alors que cette information est disponible pour le *Kent and Medway Health and Lifestyle Survey* ainsi que pour le *Health Counts Survey*. Sans connaître le lieu de

résidence des personnes, les variables caractérisant l'offre locale de soins (par exemple, la densité de professionnelles de santé ou la distance d'accès aux services) ne peuvent être déterminées. Nous reprenons la distinction rural/urbain. L'appartenance à une minorité ethnique constitue un autre exemple. Cette donnée est disponible en Angleterre mais ne figure dans aucune enquête française de par la loi.

Nous présentons ci-après les données communes aux trois enquêtes à partir desquelles une comparaison des inégalités de santé peut être conduite. Ces variables concernent la mesure de l'état de santé, le statut socioéconomique, les comportements vis-à-vis de la santé.

- *La mesure de l'état de santé*

Les trois enquêtes mobilisent le SF-36. Il est donc possible de comparer la situation du Sud-est de l'Angleterre et du Nord de la France à partir des indicateurs suivants :

- l'état de santé perçu ;
- les deux scores synthétiques (santé physique et santé psychique) issus du SF-36 ;
- les scores d'utilité dérivés du SF-6D.

L'état de santé perçu est de plus en plus souvent utilisé dans les enquêtes en population générale menées en Europe [Cf. BARNAY et alii (2005)¹³]. Il s'agit d'une évaluation purement subjective, sans fondement médical. Néanmoins, de nombreuses études prospectives ont démontré que cet indicateur, facile à insérer dans un questionnaire auto administré, est un excellent facteur prédictif de la mortalité, tant en population générale qu'au sein de groupes de patients particuliers [IDLER et BENYAMINI (1997)¹⁴]. La question reste néanmoins de savoir si la perception de l'individu constitue une variable proxy de l'état de santé réel ou si cette évaluation est entachée de biais systématiques. Cette question d'ordre méthodologique est particulièrement prégnante dès lors qu'on souhaite utiliser cet indicateur pour mesurer les inégalités de santé. Bien évidemment, si les perceptions varient en fonction des caractéristiques socioéconomiques des personnes interviewées (niveau d'éducation, revenu, classe sociale...), les comparaisons d'état de santé entre catégories sociales ou groupes de revenu n'ont plus beaucoup de pertinence. Selon certains auteurs, la perception de l'individu reflèterait l'écart entre l'état de santé réel et un état de santé de référence. Si la norme est plus basse pour les individus appartenant aux catégories sociales défavorisées, leurs perceptions seraient empreintes d'optimisme. L'impact du statut social sur l'état de santé perçu est différent d'une étude à l'autre. Sur des données suédoises, BURSTROM et FREDLUND (2001)¹⁵ montrent que les différences absolues (et non relatives) de mortalité entre les individus se déclarant en bon état de santé et les individus rapportant une santé dégradée sont indépendantes du statut social. VAN DOORSLAERT et GERDTHAM (2003)¹⁶ parviennent à des conclusions identiques à partir des données de l'enquête sur les conditions de vie en Suède. A l'inverse, sur des

¹³ BARNAY T, JUSOT F, ROCHEREAU T, SERMET C (2005) *Les mesures de la santé et de l'activité sont-elles comparables dans les enquêtes européennes ?* Questions d'économie de la santé, n°96. Institut de Recherche et de Documentation en Economie de la Santé (IRDES), juin, 8 pages.

¹⁴ IDLER EL, BENYAMINI Y (1997) Self rated health and mortality: a review of twenty seven community studies. *J Health Soc Behav*; 38(1): 21-37.

¹⁵ BURSTROM B, FREDLUND P (2001) Self rated health: is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social class. *Journal of Epidemiology and Community Health*; 55(11): 836-40.

¹⁶ VAN DOORSLAERT E, GERDTHAM UG (2003) Does inequality in self-assessed health predict inequality in survival by income? Evidence from Swedish data. *Social Science and Medicine*; 57: 1621-1629.

données canadiennes, MARRA et alii (2004)¹⁷ montrent que l'état de santé perçu varie en fonction du revenu des individus. En l'Angleterre, ADAMS et WHITE (2006)¹⁸ montrent que la distribution des facteurs de risque cardiovasculaires (obésité et pression artérielle) entre les individus évaluant identiquement leur état de santé varie en fonction de la classe sociale. Au vu de la littérature, la question ne semble donc pas définitivement tranchée. L'impact du statut social, de l'âge ou du genre sur l'état de santé perçu doit donc être empiriquement testé.

L'outil générique de description des états de santé le plus utilisé dans les enquêtes sur la santé en population générale est incontestablement le SF-36 (pour « *Short Form 36*»). Le SF-36 a été adapté pour de nombreux pays. Cet outil décrit l'état de santé des individus sur 8 dimensions : l'activité physique, la vie et les relations avec les autres, les douleurs physiques, la santé perçue, la vitalité, les limitations dues à l'état psychique, les limitations dues à l'état physique, la santé psychique et l'évolution de la santé perçue. Chaque dimension du questionnaire SF-36 est cotée de 0 à 100 ("100" correspondant à une qualité de vie tout à fait normale). En pondérant les différents items, deux scores synthétiques peuvent être calculés : un score de santé physique (PCS) et un score de santé mentale ou psychique (MCS).

BRAZIER et alii (1998¹⁹, 2002²⁰) proposent d'évaluer les scores de qualité de vie associés aux différents états de santé décrit par le SF-36. Pour ce faire, ils commencent par réduire la dimensionnalité de l'outil (de 8 à 6 dimensions). Ils proposent ensuite à un échantillon représentatif de la population anglaise d'évaluer le niveau d'utilité associé à certains états de santé représentatifs au moyen de loteries standard (« *Standard Gamble* »). Finalement, ils parviennent à estimer l'utilité associée à chacun des états de santé décrits par le SF-36 en régressant les scores d'utilité obtenus sur les caractéristiques des états de santé évalués.

Dans ce travail, nous utilisons les deux scores synthétiques du SF-36 pour décrire l'état de santé de la population des deux côtés de la Manche. Ce choix permet de nous affranchir des critiques émises à l'encontre des mesures d'état de santé perçu dans le cadre de comparaisons internationales (puisque les perceptions peuvent être très variables d'un pays à l'autre). Nous évitons aussi de faire référence à la théorie utilitariste sous tendant la construction des indices d'utilité à la Brazier.

Le tableau 3 ci-dessous fournit les valeurs des scores de santé calculés à partir du SF-36 dans chacune des enquêtes. Il n'y a pas de différences importantes entre les régions en ce qui concerne le score de santé physique. Les différences entre les deux côtés de la Manche sont plus importantes au regard du score de santé psychique. De ce point de vue, l'état de santé de la population du Nord/Pas-de-Calais semble moins bon que celui de la population vivant dans le Sud-est de l'Angleterre. Au regard des valeurs prises par la moyenne et la médiane, les distributions des scores de santé présente un déport droite (moyenne < médiane).

¹⁷ MARRA CA, LYND LD, ESDAILE JM, KOPEC J, ANIS AH (2004) The impact of low family income on self reported health outcomes in patients with rheumatoid arthritis within a publicly funded health-care environment. *Rheumatology* (Oxford); 43(11): 1390-7.

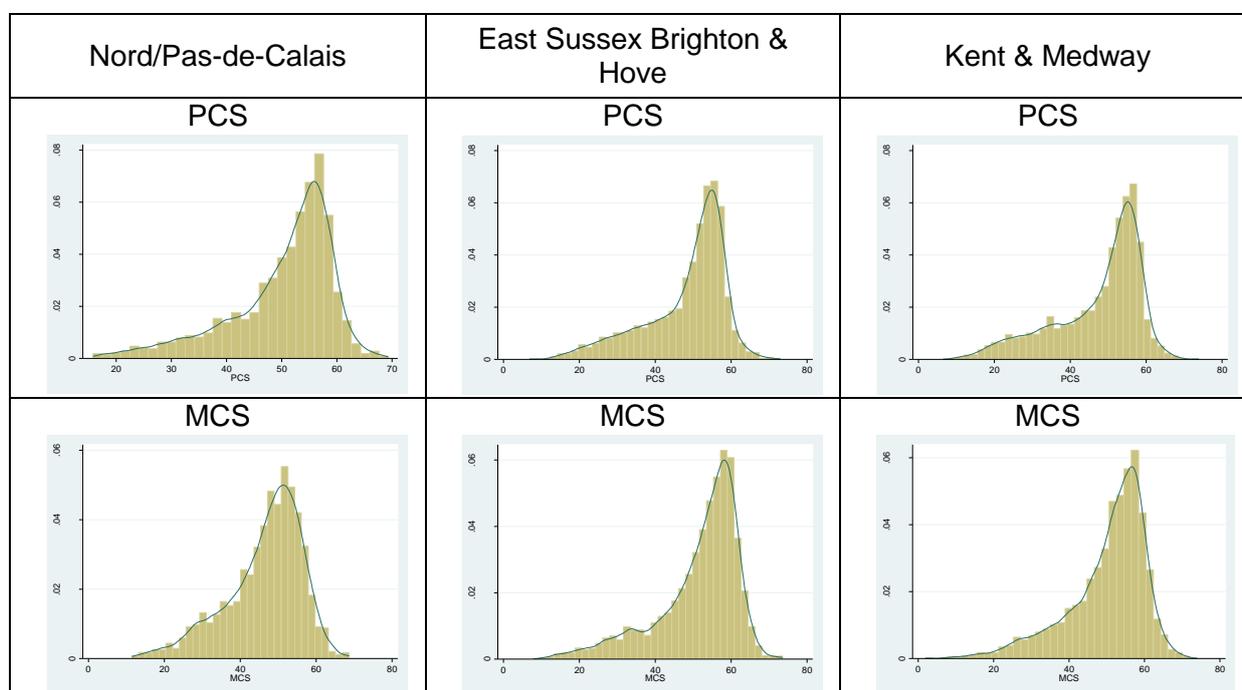
¹⁸ ADAMS J, WHITE M (2006) Is the disease risk associated with good self-reported health constant across the socio-economic spectrum. *Public Health*; 120: 70-75.

¹⁹ BRAZIER J, USHERWOOD T, HARPER R, THOMAS K (1998) Deriving a Preference-Based Single Index from the UK SF-36 Health Survey. *Journal of Clinical Epidemiology*; 51(11): 1115-1128.

²⁰ BRAZIER J, ROBERTS J, DEVERILL M (2002) The estimation of a preference-based measure of health from the SF-36. *Journal of Health Economics*; 21(2): 271-292.

Tableau 3 : Distribution des mesures d'état de santé
 - Principales caractéristiques, données brutes non ajustées sur l'âge et le sexe -

	Nord/Pas-de-Calais	East Sussex Brighton & Hove	Kent & Medway
<i>Score SF-36 : dimension physique (PCS)</i>			
Moyenne	49,41	49,19	50,35
Ecart-type	9,91	10,26	9,79
Médiane	52,55	52,52	53,39
<i>Score SF-36 : dimension psychique (MCS)</i>			
Moyenne	46,46	51,20	49,64
Ecart-type	10,13	10,89	10,35
Médiane	48,58	54,50	52,49



- *Le statut socio-économique*

La définition des catégories socioprofessionnelles ou des classes sociales est différente d'un pays à l'autre, d'une enquête à l'autre.

Le *Health Counts Survey* (East Sussex Brighton & Hove, 2003) utilise la version auto administrée de la NS-SEC (« *National Statistics Socio-economic Classification* »), conduisant à une typologie en 7 groupes. La NS-SEC se fonde principalement sur les caractéristiques du contrat de travail. Elle utilise comme principaux critères de segmentation, outre la profession, le statut (le premier nœud de la classification distingue les employeurs, les travailleurs indépendants et les salariés), la nature de l'activité et la taille de l'entreprise (± 25 salariés). La NS-SEC a remplacé en 2001 la classification RGSC (« *Registrar General's Social Classes* », renommée en 1990 « *Social Class based on Occupation* »), définie en fondée uniquement sur le type de travail et la nature des tâches. Le *Kent and Medway Health and Lifestyle Survey* (Kent & Medway, 2001) retient

cette ancienne classification. Il n'est malheureusement pas possible de basculer d'une typologie à l'autre sans revenir à la codification des emplois (CITP(COM)-88). Ces données n'ont pas été sauvegardées et le transcodage n'a pas été possible.

En France, la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS), en vigueur depuis 1982, classe la population au regard de la profession, du statut (employeurs vs travailleurs indépendants vs salariés), du niveau hiérarchique (par référence aux conventions collectives) et du secteur d'activité (en distinguant notamment le secteur public et le secteur privé). Les deux premiers digits définissent les catégories socioprofessionnelles en 29 classes utilisées dans l'enquête décennale Santé 2002-2003. Cette typologie peut être réduite à 6 classes à partir du premier digit.

L'hétérogénéité des définitions des catégories socioprofessionnelles en Europe ne permet pas de procéder à des comparaisons entre pays. Les nomenclatures de catégories sociales sont l'objet d'une demande d'harmonisation au niveau européen à la demande de la Commission européenne. C'est l'objet du projet EsEC²¹ (« *European Socio-economic Classification* »). Il s'agit de classer les individus selon les caractéristiques de l'emploi qu'ils occupent. L'hypothèse sous-jacente est que les comportements sociaux s'expliquent en grande partie par la position des individus sur le marché du travail, plus précisément, le cas échéant, par le type de relation de subordination qui les lie à leurs employeurs. La classification EsEC présente de nombreux traits communs avec la classification anglaise NS-SEC. Il existe cependant quelques différences. En premier lieu, la classification EsEC comprend 9 groupes au niveau agrégé (44 au niveau détaillé). Parmi les travailleurs indépendants, on isole les agriculteurs. Au sein de la catégorie correspondant aux emplois d'exécution, on distingue les employés (emplois administratifs ou de service) des ouvriers (emplois techniques). En second lieu, le seuil retenu pour partager les organisations eu regard à la taille est de 10 salariés (au lieu de 25 dans la classification anglaise).

La classification EsEC est en cours de validation dans les différents pays. La cohérence entre EsEC et PCS a été testée par Biscourp et alii (2005)²². Les auteurs montrent que la correspondance entre les deux échelles est satisfaisante et proposent un algorithme de passage de l'une à l'autre.

Sans prétendre pouvoir complètement gommer les différences entre les enquêtes, il nous semble possible de retenir une classification des catégories socioprofessionnelles commune pour deux régions : le Nord/Pas-de-Calais et East Sussex, Brighton & Hove. Le nombre de classe doit être réduit de sorte à minimiser les erreurs de mesure (par exemple, en retenant 5 classes). A l'inverse, la comparaison avec les données issues de l'enquête conduite dans la région du Kent & Medway est plus délicate dans la mesure où il n'est pas possible de faire le lien entre RGSC et EsEC.

²¹ <http://www.iser.essex.ac.uk/esec/>

²² <http://www.iser.essex.ac.uk/esec/events/conferences/2006/2006-01-19/papers/Validation%20Study%20France%20300905.doc>

Tableau 4 : Définition des catégories socioprofessionnelles
 East Sussex, Brighton & Hove et Nord/Pas-de-Calais

	East Sussex, Brighton & Hove (NS-SEC)	Nord/Pas-de-Calais (PCS)
CSP1	<ul style="list-style-type: none"> • Managerial and professional occupations 	<ul style="list-style-type: none"> • Chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus • Professions libérales • Cadres de la fonction publique • Professeurs, professions scientifiques • Professions de l'information, des arts et des spectacles • Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise • Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise • Professeurs des écoles, instituteurs et assimilés • Professions intermédiaires de la santé et du travail social • Clergé, religieux • Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises
CSP2	<ul style="list-style-type: none"> • Intermediate occupations • Lower supervisory and technical occupations 	<ul style="list-style-type: none"> • Employés civils et agents de service de la fonction publique • Policiers et militaires • Employés administratifs de l'entreprise • Techniciens • Contremaîtres, agents de maîtrise
CSP3	<ul style="list-style-type: none"> • Small employers and own account workers 	<ul style="list-style-type: none"> • Agriculteurs sur petite exploitation (< 20 Ha) • Agriculteur sur moyenne exploitation (20-40 Ha) • Agriculteur sur grande exploitation (> 40 Ha) • Artisans • Commerçants et assimilés
CSP4	<ul style="list-style-type: none"> • Semi-routine occupations • Routine occupations 	<ul style="list-style-type: none"> • Employés de commerce • Personnels des services directs aux particuliers • Ouvriers qualifiés de type industriel • Ouvriers qualifiés de type artisanal • Chauffeurs • Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport • Ouvriers non qualifiés de type industriel • Ouvriers non qualifiés de type artisanal • Ouvriers agricoles
CSP5	<ul style="list-style-type: none"> • Never worked and long-term unemployed 	<ul style="list-style-type: none"> • N'a jamais travaillé

**Tableau 5 : Définition des catégories socioprofessionnelles
Kent & Medway**

	Kent & Medway (RGSC)
CSP1	Professional
CSP2	Intermediate
CSP3	Skilled non manual
CSP4	Skilled manual
CSP5	Semi skilled
CSP6	Unskilled
CSP7	Services
CSP8	Never worked

La structure de la population dans les trois régions est différente. La part représentée par les chefs d'entreprise, les cadres et les professions intellectuellement supérieure est beaucoup plus importante dans le East Sussex, Brighton & Hove (49,0%) que dans le Nord/Pas-de-Calais (19,8%). A l'inverse, la part des employés et des ouvriers ainsi que des personnes n'ayant jamais travaillé est surreprésentée dans le Nord/Pas-de-Calais (42% versus 12,7% pour la première catégorie, 12,3% versus 3,4% pour la seconde). La comparaison avec la région Kent & Medway est plus délicate puisque la typologie des catégories socioprofessionnelles n'est pas directement comparable. Néanmoins, le Kent & Medway présente des caractéristiques très similaires à celles de East Sussex, Brighton & Hove. Les catégories sociales supérieures (CSP1 et CSP2) représentent 37,3% de la population. A l'inverse, la part représentée par les catégories peu ou pas qualifiées (CSP5 et CSP6) s'établit à 17,1%. La proportion de la population n'ayant jamais travaillé est aussi très faible.

Tableau 6 : Répartition de la population enquêtée au regard de la catégorie socioprofessionnelle : East Sussex, Brighton & Hove et Nord/Pas-de-Calais

	East Sussex, Brighton & Hove	Nord/Pas-de-Calais
CSP1	49,0%	19,8%
CSP2	28,2%	21,1%
CSP3	6,8%	4,7%
CSP4	12,7%	42,0%
CSP5	3,4%	12,3%

Tableau 7 : Répartition de la population enquêtée au regard de la catégorie socioprofessionnelle : Kent & Medway

	Kent & Medway
CSP1	5,5%
CSP2	31,8%
CSP3	24,5%
CSP4	15,8%
CSP5	15,0%
CSP6	2,1%
CSP7	0,2%
CSP8	5,1%

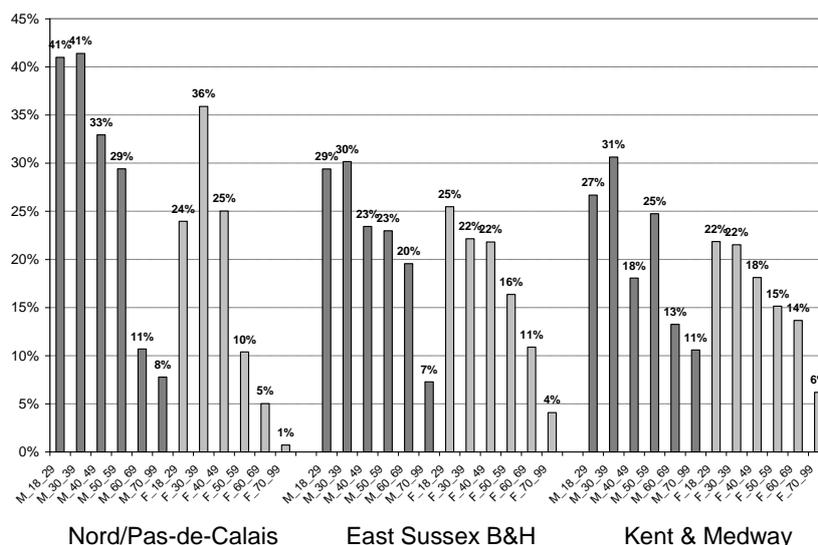
- *Les comportements vis-à-vis de la santé*

Comme souvent dans les enquêtes en population générale, les données sur les comportements vis-à-vis de la santé sont déclaratives. Elles sont donc probablement biaisées. Les données déclaratives tendent à sous estimer les comportements à risque et à sur estimer les comportements vertueux. Dans un travail à visée comparative, il faudrait pouvoir apprécier l'ampleur du biais dans chacune des sources de données (si le biais est identique dans chacune des enquêtes, la comparaison demeure possible). Malheureusement, ce travail d'évaluation ne peut pas être conduit à partir des données disponibles.

- L'usage quotidien du tabac

Il est possible de repérer les fumeurs réguliers (« fume tous les jours ») dans les trois enquêtes. La définition et l'interprétation de cette variable ne posent pas de problème particulier. Le pourcentage de personnes ayant un usage quotidien du tabac est un indicateur largement utilisé dans les travaux épidémiologiques pour apprécier l'exposition au risque de la population.

Graphique 1 : Fréquence de l'usage quotidien de tabac en fonction de l'âge et du sexe



Dans toutes les enquêtes, l'usage du tabac est plus fréquent chez les hommes que chez les femmes. La différence entre les genres est moins sensible outre Manche qu'en France. La prévalence du tabagisme quotidien diminue avec l'âge. Elle est plus importante dans le Nord/Pas-de-Calais, notamment pour les hommes. L'usage du tabac semble légèrement moins répandu dans le Kent & Medway que dans l'East Sussex, Brighton & Hove. La part des femmes de plus de 50 ans fumant est sensiblement plus importante dans le Sud-est de l'Angleterre que dans le Nord de la France. Néanmoins, si l'évolution de la consommation en fonction de l'âge est interprétée comme un effet de génération, le comportement des femmes françaises semble se modifier rapidement.

Données de contexte et d'interprétation

Les données épidémiologiques montrent une décroissance régulière de l'usage du tabac dans les deux pays. La prévalence du tabagisme est identique en France et en Angleterre, environ un quart de la population fume. En Angleterre, les femmes ont un comportement similaire à celui des hommes. En France, l'effet du genre apparaît plus

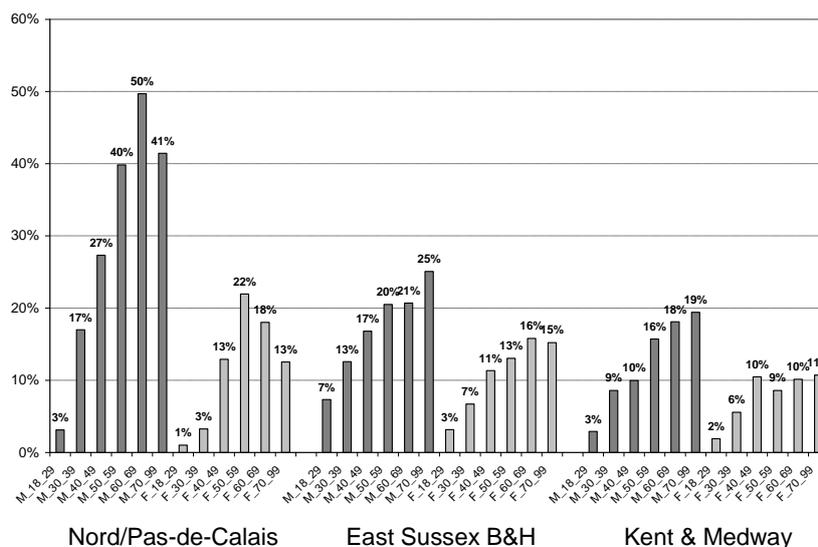
marqué. Alors que la consommation des hommes diminue régulièrement depuis plusieurs années, celle des femmes tend à augmenter. La mortalité liée au tabac a commencé à régresser chez les hommes au milieu des années quatre-vingt-dix. A l'inverse, elle connaît chez les femmes une croissance continue depuis cette période. L'usage du tabac est socialement marqué dans les deux pays. La prévalence du tabagisme est plus importante dans les catégories socioprofessionnelles défavorisées (professions manuelles et d'exécution). En France, il semble que les mesures prises pour réduire l'usage du tabac aient renforcé les inégalités puisque la réactivité de la consommation aux augmentations de prix varie selon la classe sociale. A l'inverse, l'usage du tabac est homogène dans l'espace.

- La consommation d'alcool

En ce qui concerne l'alcool, une estimation du volume consommé apparaît souhaitable pour identifier les personnes ayant un comportement à risque. Pour ce faire, la consommation effective est comparée à une « norme ». A titre d'exemple, pour l'OMS, une consommation d'alcool supérieure à 21 unités par semaine pour les hommes (18 unités / semaine pour les femmes) est considérée comme excessive. L'estimation de la consommation d'alcool en volume repose sur une connaissance précise de la consommation (type de boisson, quantité...). Cette connaissance de la structure de consommation permet de distinguer différents profils de consommation dont les impacts sur la santé peuvent s'avérer différents (consommation quotidienne, consommation festive concentrée sur le week-end). Les modes de consommation varient d'un pays à l'autre et entre générations.

Au regard des données disponibles dans les enquêtes mobilisées dans le cadre de ce projet, on identifie les personnes qui déclarent consommer de l'alcool tous les jours. Les réponses ne sont pas exactement libellées de la même manière dans les différentes enquêtes. Les réponses « Tous les jours » dans les enquêtes anglaises et « Tous les jours ou presque » dans l'enquête décennale santé sont utilisées pour identifier les buveurs réguliers.

Graphique 2 : Fréquence de la consommation quotidienne d'alcool en fonction de l'âge et du sexe



Dans toutes les enquêtes, la consommation quotidienne d'alcool est plus fréquente pour les hommes que pour les femmes. Ceci est particulièrement vrai dans le Nord de la

France qui se caractérise par une consommation significativement plus élevée qu'ailleurs. La consommation croît en fonction de l'âge (sauf aux âges extrêmes dans le Nord/Pas-de-Calais).

Données de contexte et d'interprétation

La consommation d'alcool a tendance à s'harmoniser entre les pays. La consommation des pays du nord de l'Europe rattrapant celle des pays plus méridionaux (c'est notamment le cas de l'Angleterre qui voit sa consommation d'alcool augmenter régulièrement au cours des dernières décennies). Depuis les années 1970, la consommation d'alcool diminue de manière constante en France mais elle reste néanmoins parmi les plus importantes en Europe. Depuis 2002, en réponse aux messages publicitaires visant à informer la population des dangers de l'alcool, la proportion de personnes ayant une consommation excessive d'alcool (Cf. Supra) diminue en Angleterre. Dans les deux pays, la consommation d'alcool est supérieure chez les hommes que chez les femmes. Des disparités importantes de mortalité existent également selon les catégories socioprofessionnelles.

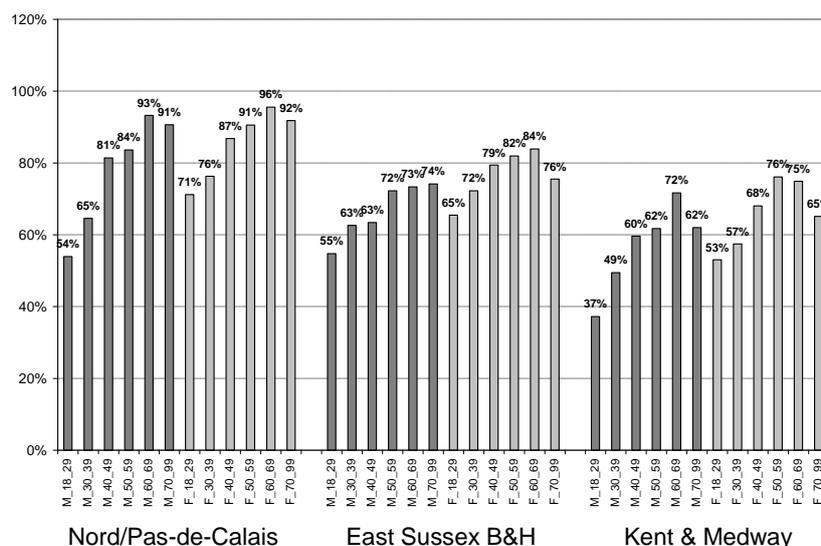
La région Nord/Pas-de-Calais détient depuis longue date le premier rang en France pour les décès prématurés par alcoolisme et cirrhoses. La consommation quotidienne d'alcool est plus fréquente dans le Nord/Pas-de-Calais que dans le reste du pays. Selon les données de l'enquête décennale sur la santé 2002/2003, le nombre des personnes ayant un problème avec l'alcool (score DETA) est supérieur dans le Nord/Pas-de-Calais que dans le reste du pays. Cependant, 1) la région abrite davantage de personnes se déclarant abstinentes face à l'alcool, 2) la consommation d'alcool chez les jeunes apparaît moins importante dans le Nord/Pas-de-Calais qu'au niveau national.

Dans le Sud-Est de l'Angleterre, il semble que la consommation soit plus fréquente et plus modérée que dans le reste du pays.

- La pratique régulière d'une activité physique

Les questions sont libellées différemment dans les trois enquêtes. Dans l'enquête décennale santé, les individus indiquent s'ils pratiquent régulièrement un sport ou une activité physique qu'ils qualifieraient de sportive. L'adverbe « régulièrement » n'est pas précisément défini. Dans les enquêtes anglaises, l'intensité, la durée et la fréquence de la pratique sportive sont précisées. Pour permettre une comparaison avec les données françaises, nous identifions les individus qui pratiquent une activité physique modérée de 30 minutes ou plus, 3 fois ou plus par semaine. En retenant ce seuil, la proportion de personnes pratiquant une activité physique régulière est du même ordre de grandeur des deux côtés de la Manche. L'interprétation de cette variable reste fragile puisqu'elle repose sur une pure convention statistique.

Graphique 3 : Fréquence de la pratique quotidienne d'une activité physique en fonction de l'âge et du sexe



La fréquence de la pratique régulière d'une activité physique croît avec l'âge. Le comportement des hommes et des femmes est similaire.

Données de contexte et d'interprétation

La pratique régulière d'une activité physique contribue à réduire la morbidité, notamment le risque de survenue de maladies cardio-vasculaires. Les recommandations portent sur 30 minutes d'activité physique modérée (marche, bicyclette, jardinage, travaux ménagers et autres activités sportives) par jour pendant 5 jours ou plus par semaine. Pour les enfants, la durée quotidienne est portée à 60 minutes.

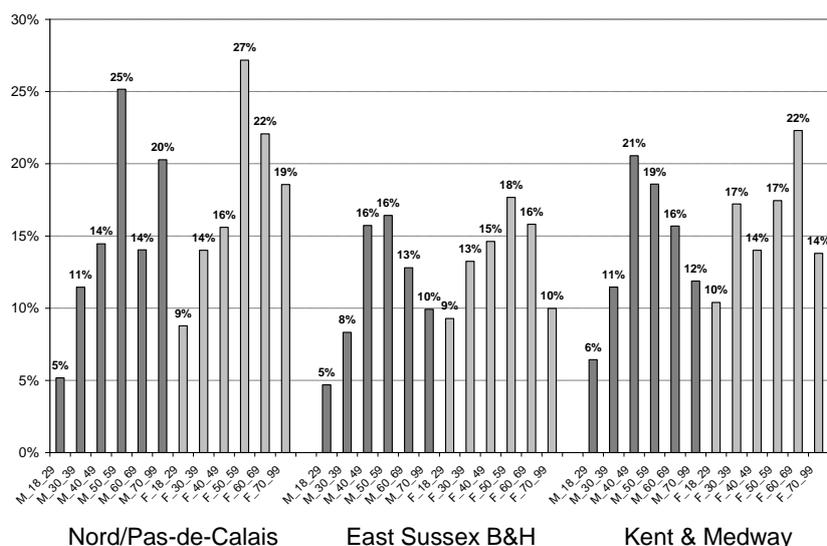
Selon les données du Baromètre Santé 2005, 79,3% des individus âgés de 15 à 74 ans respectent le critère. Les hommes sont plus nombreux que les femmes à pratiquer une activité physique régulière. L'activité physique tend à diminuer avec l'âge. Il y a peu de variations spatiales. L'objectif de la loi de Santé Publique votée en 2002 consiste à faire passer la proportion de personnes réalisant 30 minutes d'activité physique modérée par jour pendant 5 jours de 60% à 75% pour les hommes et de 40% à 50% pour les femmes à l'horizon 2008.

Entre 1997 et 2004, dans le *Health Survey for England*, la proportion des hommes respectant les recommandations est passée de 32% à 35% (de 21% à 24% pour les femmes). La proportion s'accroît donc mais reste très en deçà des objectifs fixés par les autorités en charge de la santé publique (70% à l'horizon 2020).

- Les habitudes alimentaires

A partir des données disponibles, nous identifions les individus qui consomment de manière quasi-quotidienne des fruits et des légumes. Les questions sur la consommation de fruits et légumes sont similaires dans les différentes enquêtes, ce qui permet des comparaisons valides (« Tous les jours ou presque » en France et « Plus de cinq fois par semaine » en Angleterre).

Graphique 4 : Fréquence de la consommation quasi-quotidienne de fruits et légumes en fonction de l'âge et du sexe



La consommation régulière de fruits et légumes apparaît plus fréquente dans le Nord de la France que dans le Sud-est de l'Angleterre. Le comportement des hommes ne se différencie pas de celui des femmes.

Données de contexte et d'interprétation

En France et en Angleterre, la consommation de cinq portions de fruits et légumes par jour est vivement encouragée. On estime que cette consommation permettrait de réduire de 20% le risque de décès par maladies cardiovasculaires, AVC et cancer.

Le Baromètre Santé nutrition réalisé en 2002 montre que la proportion de personnes déclarant avoir consommé moins de cinq fois des fruits ou des légumes la veille de l'enquête est élevée : 92,3% pour les hommes et 87,3% pour les femmes. La consommation de fruits et de légumes croît avec l'âge. Il existe d'importantes variations régionales, la consommation de fruits et légumes est plus fréquente dans le Sud que dans le Nord.

Les données du *Health Survey for England* montrent que la proportion des personnes mangeant au moins cinq portions de fruits et légumes par jour est passée de 22% en 2001 à 26% en 2005 pour les hommes, de 25% à 30% sur la même période pour les femmes. Le comportement des femmes est différent de celui des hommes. L'âge (les jeunes consomment moins de fruits et légumes que les adultes), l'ethnicité (appartenir à une minorité ethnique est un facteur favorable) et le revenu (la consommation de fruits et légumes augmente avec le revenu) sont des déterminants importants des comportements.

La consommation de fruits et légumes est plus importante dans le Sud-est de l'Angleterre que dans le reste du pays. La proportion des personnes mangeant au moins cinq portions de fruits et légumes par jour est de 29% dans la région contre 24% ailleurs en Angleterre (2001/2002).

- *Les autres variables*

- Age et sexe

Ces variables ne posent pas de problème particulier de construction et d'interprétation. Pour chacun des sexes, nous retenons les groupes d'âge suivants : 18-29 ans, 30-39 ans, 40-49 ans, 50-59 ans, 60-69 ans, 70-79 ans, plus de 80 ans.

Tableau 8 : Répartition de la population e fonction du sexe et de l'âge

	Nord/Pas-de-Calais	East Sussex Brighton & Hove	Kent & Medway
Hommes :			
[18 – 29]	11,7%	8,4%	8,7%
[30 – 39]	8,4%	9,1%	9,4%
[40 – 49]	9,7%	8,0%	8,6%
[50 – 59]	7,5%	7,8%	8,6%
[60 – 69]	5,1%	6,0%	6,1%
[70 – 79]	3,3%	4,9%	4,2%
Plus de 80	1,5%	2,7%	1,9%
Femmes :			
[18 – 29]	9,9%	8,8%	9,0%
[30 – 39]	9,5%	9,2%	9,9%
[40 – 49]	10,2%	8,2%	8,8%
[50 – 59]	8,0%	8,1%	8,8%
[60 – 69]	7,1%	6,6%	6,4%
[70 – 79]	5,6%	6,5%	5,5%
Plus de 80 ans	2,5%	5,6%	3,9%

La population du Nord de la France est sensiblement plus jeune que celle du Sud-est de l'Angleterre. Les plus de 60 ans représentent 25,1% de la population dans Nord/Pas-de-Calais, 32,3% dans l'East Sussex Brighton & Hove, 28% dans le Kent & Medway.

- Statut matrimonial

Les comparaisons ont été effectuées en utilisant les catégories anglaises, à savoir : célibataire, divorcé ou séparé, veuf, marié ou vivant maritalement.

Tableau 9 : Répartition de la population en fonction du statut matrimonial

	Nord/Pas-de-Calais	East Sussex Brighton & Hove	Kent & Medway
Célibataire	17,4%	20,8%	18,9%
Divorcé(e)	5,4%	8,0%	7,7%
Veuf(ve)	8,3%	9,4%	7,9%
Marié(e) ou vivant maritalement	68,9%	61,8%	65,5%

- Propriétaire de son logement

Cette variable est intégrée comme variable proxy du revenu. Cependant, il faut garder en mémoire que les politiques d'accessibilité au logement ne sont pas identiques en France et en Angleterre. Depuis de nombreuses années, l'accession à la propriété est fortement encouragée en Angleterre. En conséquence, le pourcentage d'accédants à la propriété parmi les ménages est plus importante outre-manche qu'en France. Ainsi, 62,2% des personnes interrogées sont propriétaires de leur logement dans le Nord/Pas-de-Calais, contre 67,9% dans l'East Sussex, Brighton & Hove et 71,7% dans le Kent & Medway. Il est donc probable que la corrélation entre cette variable et le revenu n'est pas la même des deux côtés de la Manche.

- Habitat en zone rurale ou urbaine

Cette variable est censée capter les différences d'accès aux soins. La typologie des zones d'habitat n'est pas la même dans le Nord de la France que dans le Sud-est de l'Angleterre. Les communes rurales correspondent aux communes de moins de 5000 habitants. Un seuil de 10000 habitants est retenu en Angleterre pour tenir compte du différentiel de densité de population entre les deux régions. En retenant ces définitions, 13,7% des personnes interrogées vivent en milieu rural dans le Nord/Pas-de-Calais contre 22,3% dans l'East Sussex, Brighton & Hove et 39,5% dans le Kent & Medway.

Méthode

Nous présentons une méthodologie de décomposition des inégalités de santé développée par VAN DOORSLAER et alii (2003²³, 2004²⁴). L'idée de cette décomposition est assez intuitive. Pour qu'une variable contribue à expliquer les inégalités de santé il faut que deux conditions soient réunies. En premier lieu, la variable doit influencer significativement l'état de santé. En second lieu, cette variable doit être inégalement répartie au sein de la population. L'approche proposée repose sur les indices de concentration.

Dans ce paragraphe, nous commençons par définir les indices de concentration. Puis, nous présentons le principe de la décomposition.

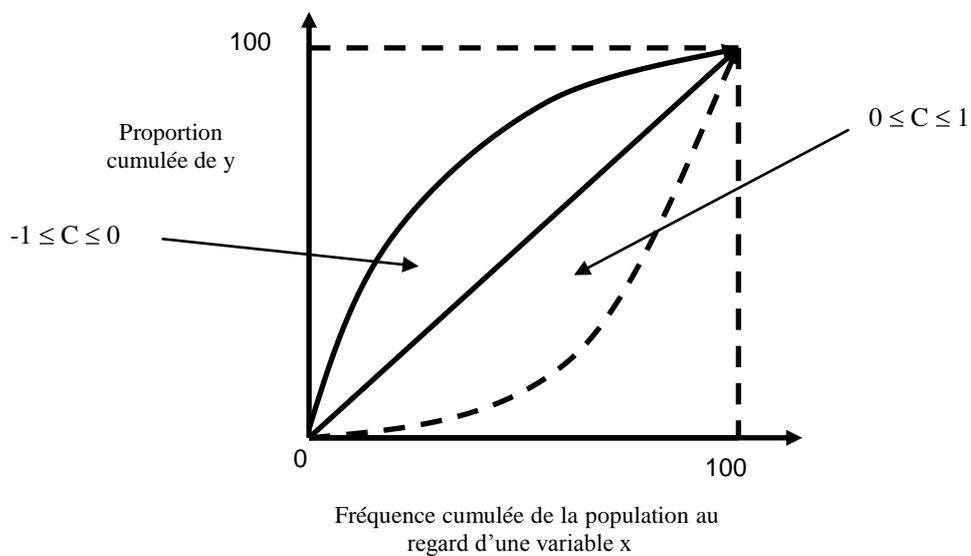
²³ VAN DOORSLAER E, JONES AM (2003) Inequalities in self-reported health : validation of a new approach to measurement. *Journal of Health Economics* ; 22 :

²⁴ VAN DOORSLAER E, KOOLMAN X (2004) Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries. *Health Economics* ; 13 : 609-628.

Les indices de concentration : définition et mode de calcul

L'indice de concentration de Gini est un coefficient qui évalue la dispersion d'une série statistique. Il se définit en général à partir de la courbe de fréquence cumulative d'une variable aléatoire positive X (par exemple, une mesure de l'état de santé) définie sur une population (cette courbe est dite de Lorenz). L'indice de Gini peut être interprété graphiquement. Il correspond au double de l'aire de la surface délimitée par la courbe de Lorenz et la première diagonale du carré unité. Plus la courbe de Lorenz s'éloigne de cette diagonale, plus l'inégalité est grande au sein de la population. Si l'indice de Gini est proche de 0, les inégalités dans la population sont faibles. Si l'indice de Gini est proche de 1, alors au contraire les inégalités sont fortes.

Figure 2 : Courbe de Lorenz et indice de concentration



Si la variable (y) représentée sur l'axe des ordonnées ne correspond pas à la variable utilisée pour ordonner les observations sur l'axe des abscisses (x), le calcul de l'aire comprise entre la diagonale et la courbe de Lorenz correspond à un indice de concentration (et non plus de Gini). La valeur de l'indice de concentration est comprise entre 0 et 1 en valeur absolue. Contrairement à l'indice de Gini, un indice de concentration peut prendre des valeurs négatives. Il est négatif lorsque la courbe de concentration se situe au-dessus de la diagonale. En d'autres termes, la variable y (en ordonnée) est plus fortement concentrée au sein des groupes de population caractérisés par une faible valeur de x . A l'inverse, il est positif si la courbe de Lorenz est située en dessous de la diagonale.

Dans la suite de ce rapport, nous distinguerons les inégalités totales de santé et les inégalités de santé liées au revenu. Les inégalités totales de santé renvoient au classement de la population en fonction de l'état de santé (scores PCS ou MCS). On cherche donc à produire une décomposition d'un indice de Gini (puisque les variables x et y sont identiques). Pour apprécier les inégalités de santé liées au revenu, la population est rangée selon le revenu. On cherche donc à produire une décomposition d'un indice de concentration (la variable x est le revenu, la variable y mesure l'état de santé).

De manière plus formelle, le coefficient de concentration est proportionnel à la covariance entre la variable de santé et le rang fractionnaire.

$$C = \frac{2}{N\mu} \sum_{i=1}^N \omega_i (y_i - \mu) \left(R_i - \frac{1}{2} \right)$$

$$= \frac{2}{N\mu} \sum_{i=1}^N \omega_i y_i R_i - 1$$

où y_i représente le niveau de la variable de santé pour l'individu i (de moyenne μ) ; ω_i , la pondération attachée à l'observation (cas de données pondérées) et R_i , le rang fractionnaire correspondant.

De manière équivalente, C peut être estimé par la régression linéaire pondérée suivante :

$$\left(\frac{2\sigma_R^2}{\mu} \right) y_i = \alpha + \beta R_i + \varepsilon_i$$

où σ_R^2 est la variance pondérée de R_i . L'estimateur de β fournit une estimation de l'indice de concentration C . Cette manière de calculer C permet de calculer l'écart-type de C . Disposant de cette information, il est donc possible de tester la valeur de C contre zéro. Si le test conduit à ne pas rejeter l'hypothèse de base ($H_0 : \beta=0$) alors la distribution de la variable y est répartie de manière uniforme au sein de la population. A l'inverse, si le test conduit à rejeter l'hypothèse H_0 alors la distribution de y est inégalitaire.

La décomposition de l'indice de concentration : principes généraux

Considérons une fonction de santé, c'est-à-dire une relation fonctionnelle entre un indicateur de santé (les scores PCS et MCS) et certaines variables explicatives (ou exogènes) de cet état de santé (par exemple, l'âge et le sexe, la catégorie socioprofessionnelle, le revenu...) :

$$y_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i$$

En se souvenant que l'expression du coefficient de concentration, on obtient la décomposition suivante :

$$C = \sum_{k=1}^K \left(\frac{\beta_k \bar{x}_k}{\mu} \right) C_k + \frac{GC_\varepsilon}{\mu}$$

où μ est la moyenne de y , \bar{x}_k la moyenne de la variable exogène x_k , C_k l'indice de concentration de la variable exogène x_k et GC_ε l'indice de concentration généralisé de ε (reflétant l'inégalité de santé non expliquée par le modèle, par la fonction de santé).

$$GC_\varepsilon = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_i R_i$$

A partir des données d'enquêtes, nous tentons d'expliquer l'état de santé de la population (apprécié au travers des scores PCS et MCS) en fonction d'un certain nombre de variables disponibles pour toutes les régions couvertes par le projet Interreg. Ces variables ont été présentées précédemment, il s'agit : de l'âge, du sexe, du statut matrimonial, de la catégorie socioprofessionnelle, d'une variable proxy du revenu (à

savoir le statut de propriétaire-occupant), le lieu de résidence (zone urbain/zone rurale) et de quatre indicateurs de comportements vis-à-vis de la santé (l'usage de tabac, la consommation d'alcool, la pratique régulière d'une activité physique et les habitudes alimentaires). Nous cherchons ensuite à mesurer l'apport de ces variables à la constitution des inégalités de santé en appréciant 1 : l'impact de ces variables sur la mesure de l'état de santé au niveau individuel 2/ la distribution de ces caractéristiques au sein de la population. Ce faisant, nous cherchons à répondre à deux questions : est-il possible d'identifier les facteurs qui contribuent aux inégalités de santé ? Ces facteurs sont-ils les mêmes dans le Nord de la France et dans le Sud-est de l'Angleterre ? Leur influence est-elle également importante dans chacune des régions ?

Au regard de la méthodologie proposée pour étudier les inégalités de santé des deux côtés de la Manche, deux contraintes sur les données doivent être mises en exergue. En premier, les enquêtes doivent être représentatives de la population. En effet, nous ne sommes pas intéressés à étudier la formation des inégalités de santé au sein de l'échantillon observé mais au sien de la population dont il est issu. La représentativité des données d'enquête doit donc être vérifiée de manière sérieuse. Le cas échéant, des systèmes de pondération doivent être définis et appliqués aux effectifs bruts pour garantir la représentativité des données (Cf. Supra). En second lieu, la fonction de santé doit présenter un pouvoir explicatif suffisant. Si les variables introduites dans le modèle n'expliquent qu'une faible part de l'état de santé des individus, la formation des inégalités restera très largement non élucidée. De ce point de vue, il est utile de revenir sur la structure des informations disponibles. Les enquêtes fournissent des données en coupe instantanée. A partir de ces informations, il est difficile d'établir un lien de causalité entre les variables. Cette question est particulièrement prégnante lorsqu'on s'intéresse à l'état de santé et aux comportements vis-à-vis de la santé. Les comportements expliquent-ils l'état de santé ? (ce qui correspond perspective privilégiée dans ce travail) ou à l'inverse, est-ce que les comportements sont induits par l'état de santé ? La causalité est probablement multiple et complexe. Elle ne peut être analysée de manière fine qu'à partir de données longitudinales, de type suivi de cohorte. Malheureusement de telles données n'existent pas à l'échelle du projet. Il nous faut donc garder en mémoire les limites de l'analyse conduite à partir des données disponibles dans les régions d'étude et se garder de confondre causalité et corrélation.

Résultats

Décomposition des inégalités totales de santé

Dans cette section, nous présentons les résultats de manière synthétique. Le lecteur intéressé est invité à se reporter à l'annexe 2 pour prendre connaissance des résultats détaillés.

Quel que soit l'indicateur de santé retenu, les coefficients de concentration sont significativement différents de zéro. Les scores de santé ne sont donc pas uniformément répartis au sein de la population (Cf. les histogrammes). La dispersion des scores de santé apparaît plus élevée chez les femmes que chez les hommes (notamment pour ce qui concerne le score de santé psychique).

Tableau 10 : Indices de Gini des mesures de santé (scores PCS et MCS)

	Santé physique Score PCS		Santé psychique Score MCS	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Nord/Pas-de-Calais	0,093 (p=0,000)	0,120 (p=0,000)	0,104 (p=0,000)	0,134 (p=0,000)
East Sussex, Brighton & Hove	0,105 (p=0,000)	0,116 (p=0,000)	0,104 (p=0,000)	0,115 (p=0,000)
Kent & Medway	0,095 (p=0,000)	0,103 (p=0,000)	0,096 (p=0,000)	0,114 (p=0,000)

Concernant la santé physique, les inégalités sont de même ampleur des deux côtés de la Manche. La distribution des scores PCS chez les femmes est plus concentrée pour le Kent & Medway. Quel que soit le genre, la part des inégalités expliquée par l'équation de santé semble faible pour la région du Kent & Medway. Toutes les équations de santé sont acceptables du point de vue statistique. Les modèles sont globalement acceptés (au sens du test en F, Cf. Tableau 11). Les R^2 oscillent entre 0,184 et 0,337. En tenant compte de l'impact des variables sur l'état de santé et de leur distribution au sein de la population, nous parvenons à expliquer entre 20% et 35% des inégalités totales de santé physique (a contrario, cela signifie que 70% à 80% des inégalités de santé se trouvent déterminées en dehors du modèle, par d'autres variables non introduites dans la régression). Dans la compréhension des inégalités de santé physique, l'âge joue évidemment un rôle prépondérant. Cette variable capture plus de 90% des effets appréhendés par l'équation de santé. Une variable de comportement joue un rôle significatif dans toutes les décompositions, il s'agit de la variable « pratique une activité physique régulière ».

Quel que soit le sexe, les coefficients de concentration associés aux catégories socioprofessionnelle présentent le gradient attendu dans le Nord/Pas-de-Calais et dans le Kent & Medway (ce gradient apparaît de manière moins nette dans l'East Sussex, Brighton & Hove). L'état de santé s'améliore au fur et à mesure que l'on grimpe dans l'échelle sociale. L'effet de la catégorie socioprofessionnelle sur les inégalités est plus marqué pour les hommes en Angleterre, notamment dans le Kent & Medway. L'inverse vaut pour les femmes en Nord/Pas-de-Calais. Cependant, l'effet de la catégorie socioprofessionnelle sur l'état de santé n'est pas suffisamment fort pour que cette variable puisse jouer un rôle important dans la décomposition des inégalités de santé physique. Dans les trois zones, le statut de propriétaire-occupant apparaît comme un modérateur des inégalités de santé pour les hommes. Le revenu ou le patrimoine viendrait-il contrebalancer l'effet de l'âge, principal facteur explicatif des inégalités de santé physique ?

L'effet des variables de comportement sur les inégalités de santé physique reste marginal à l'exception de la pratique régulière d'une activité physique. La consommation quotidienne d'alcool contribue aux inégalités de santé pour les hommes dans le Nord/Pas-de-Calais uniquement. Globalement, les variables de comportement (notamment la pratique régulière d'une activité physique) ont un effet plus important pour les femmes dans la région Nord/Pas-de-Calais qu'ailleurs.

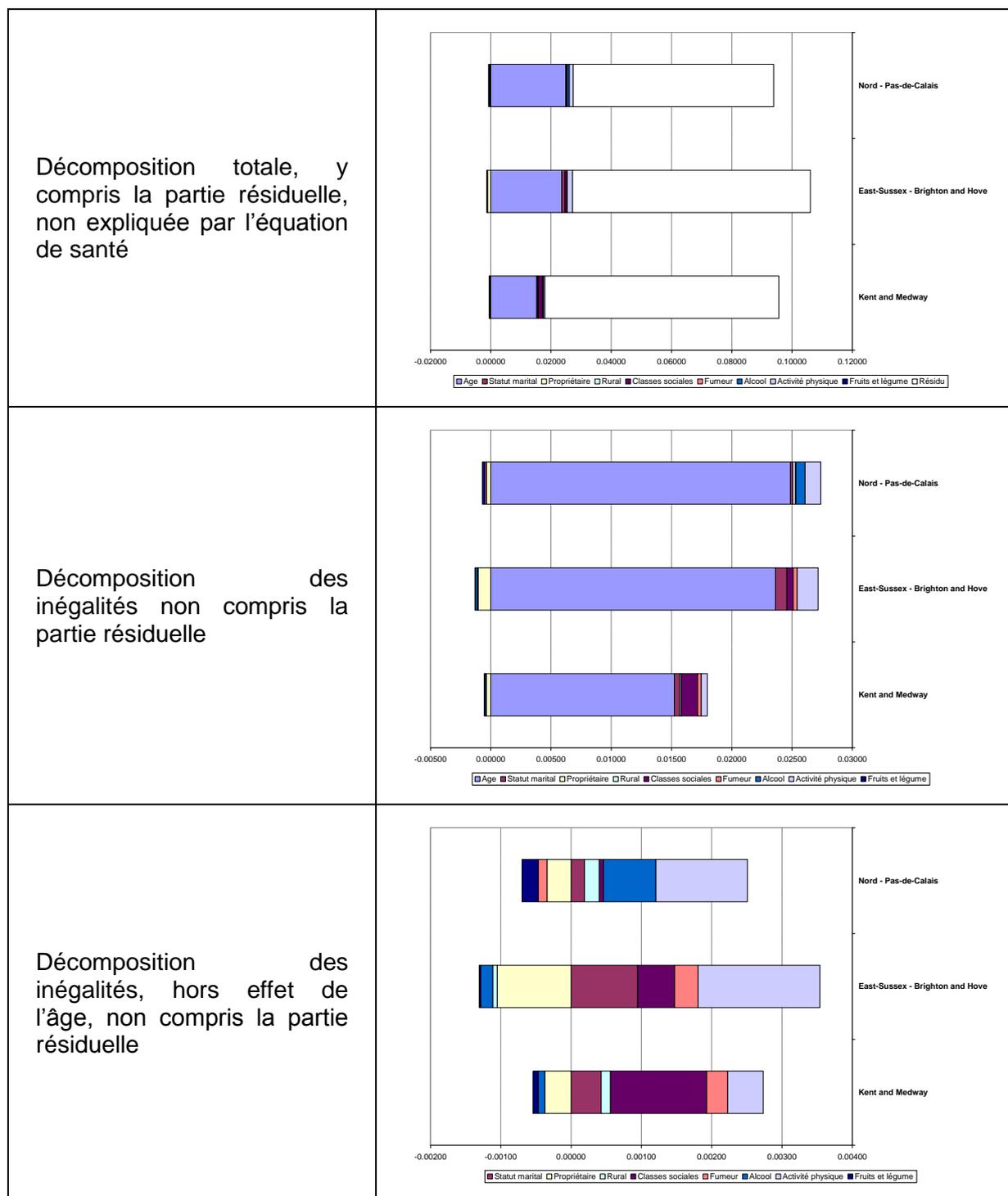
Tableau 11 : Proportion des inégalités totales de santé expliquée le modèle
(degré de significativité du F-test associé à l'équation de santé)

	Santé physique Score PCS		Santé psychique Score MCS	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Nord/Pas-de-Calais	28,6% (p=0,000)	34,0% (p=0,000)	5,3% (p=0,058)	4,8% (p=0,007)
East Sussex, Brighton & Hove	24,7% (p=0,000)	26,7% (p=0,000)	12,3% (p=0,000)	11,7% (p=0,103)
Kent & Medway	18,3% (p=0,000)	24,1% (p=0,000)	11,1% (p=0,000)	10,5% (p=0,095)

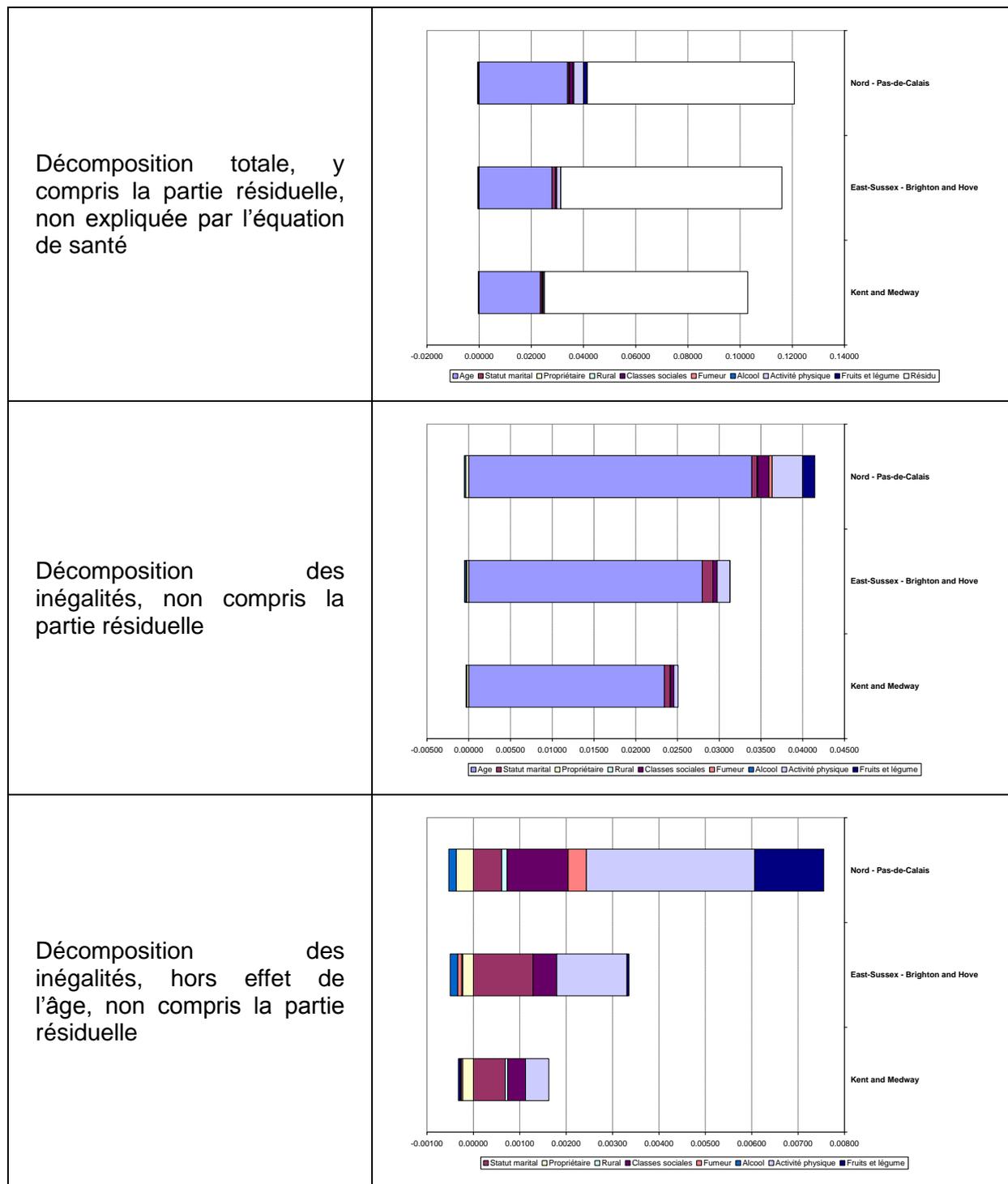
Concernant l'état de santé psychique, l'estimation de la fonction de santé s'avère plus délicate. Les coefficients de détermination sont faibles, compris entre 5% pour le Nord/Pas-de-Calais et 10% dans le Sud-est de l'Angleterre. Un regard sur les tests statistiques nous amènerait à rejeter certains modèles à un seuil de significativité standard de 5% : pour les hommes dans le Nord/Pas-de-Calais, pour les femmes en Angleterre.

Les inégalités de santé psychique sont de même ampleur dans les trois enquêtes pour les hommes. Elles apparaissent plus marquées pour les femmes dans le Nord/Pas-de-Calais. Les facteurs explicatifs de la santé psychique sont moins bien identifiés dans le Nord/Pas-de-Calais que dans le Sud-est de l'Angleterre. L'interprétation des équations de santé pour le Nord/Pas-de-Calais est délicate car il y a peu de variables et de coefficients de concentration statistiquement significatifs. L'âge semble influencer positivement l'état de santé psychique des hommes et des femmes dans les régions du Sud-est de l'Angleterre. L'état de santé s'améliore notamment au-delà de 60 ans. Contrairement à ce qui était constaté pour la santé physique, le statut de propriétaire-occupant contribue à la formation des inégalités de santé psychique, notamment en Angleterre. Les variables de comportement semblent jouer un rôle plus important dans la compréhension des inégalités de santé psychique que dans celle de la santé physique, principalement en Angleterre. La pratique régulière d'une activité sportive, la consommation quasi-quotidienne de fruits et légumes, l'usage du tabac affectent la distribution de la santé. Le tabagisme quotidien a un impact plus fort pour les femmes.

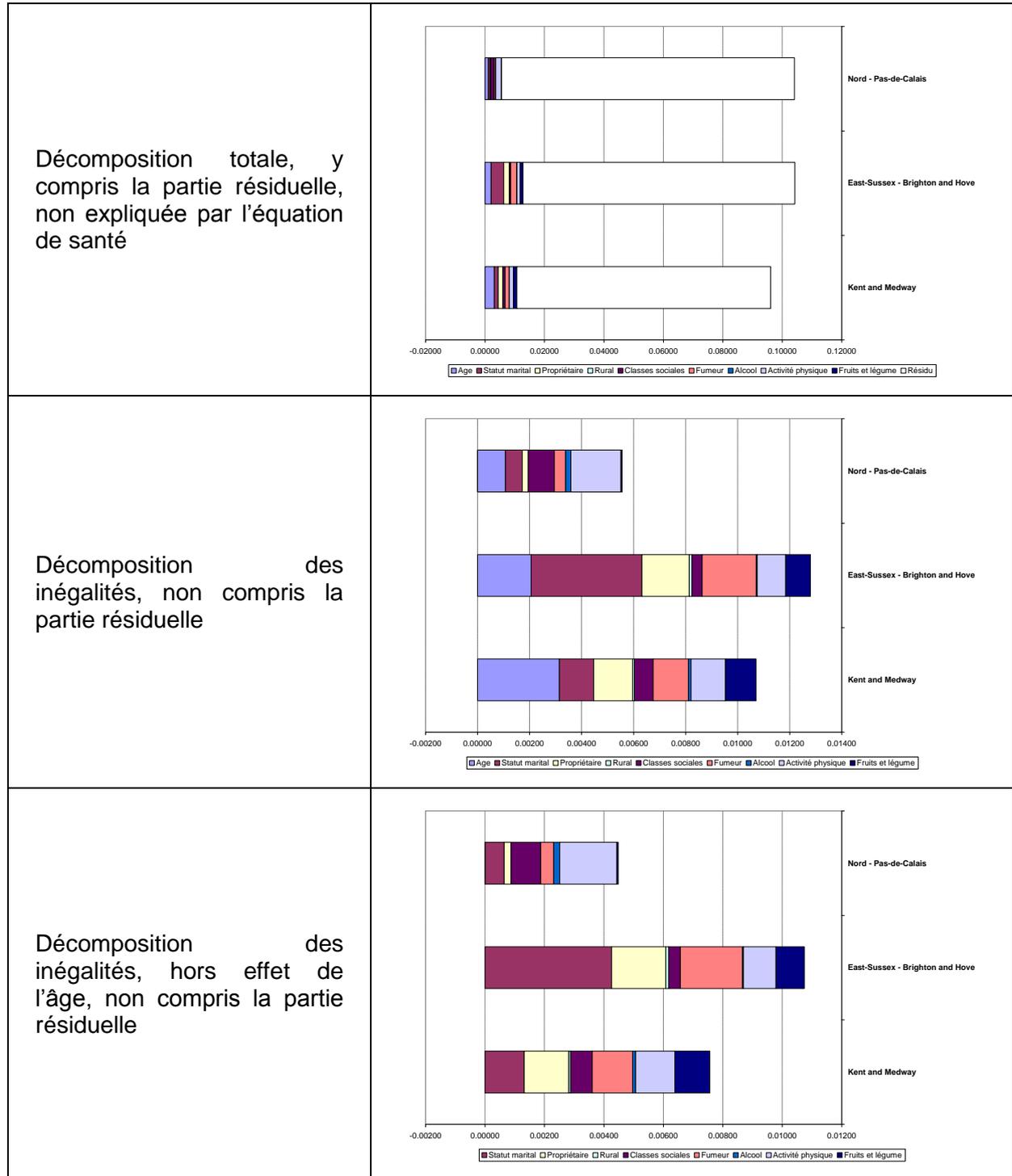
**Figure 3 : Décomposition des inégalités de santé physique
Score PCS – Hommes**



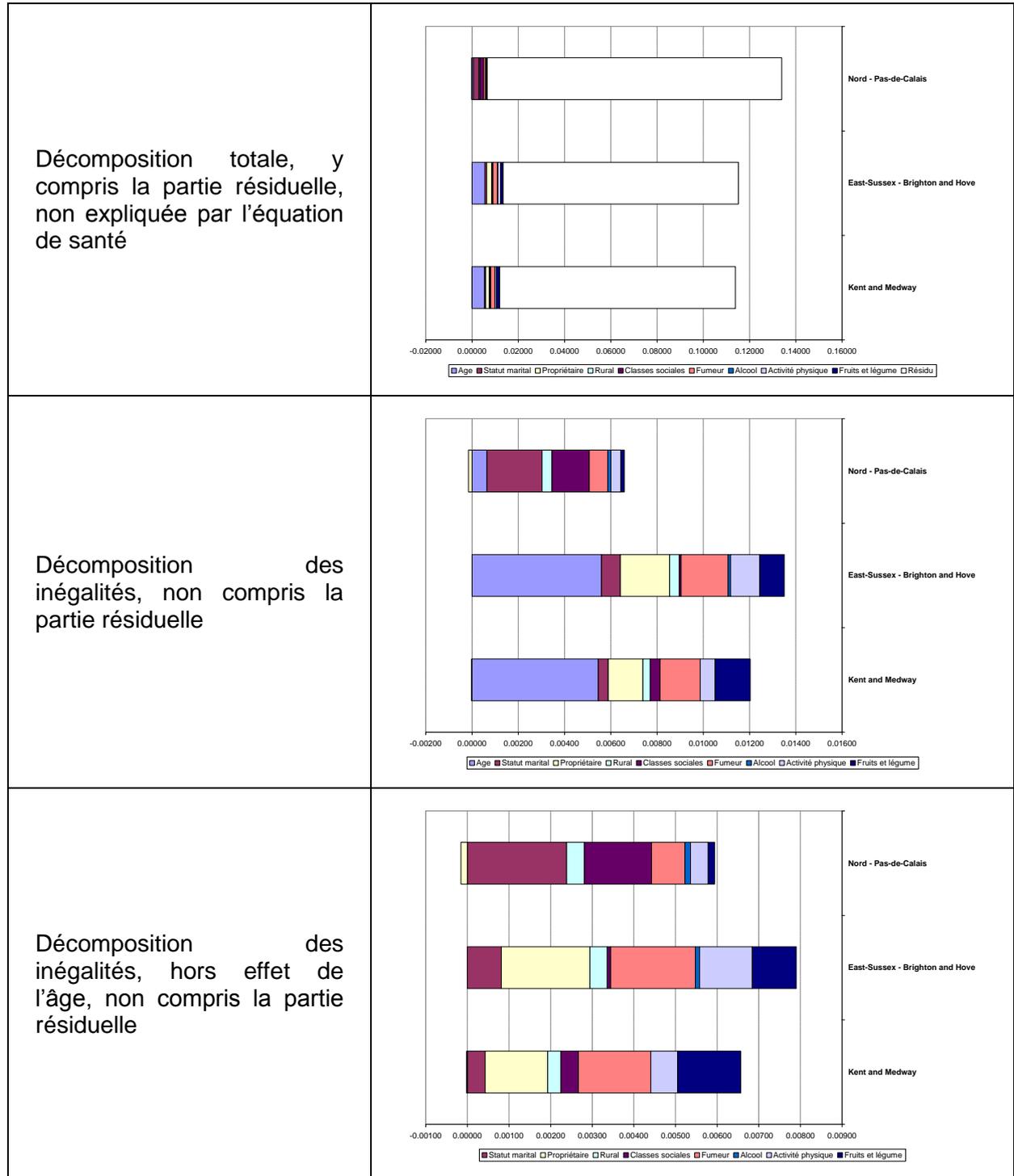
**Figure 4 : Décomposition des inégalités de santé physique
Score PCS – Femmes**



**Figure 5 : Décomposition des inégalités de santé psychique
Score MCS – Hommes**



**Figure 6 : Décomposition des inégalités de santé psychique
Score MCS – Femmes**



Décomposition des inégalités de santé liées au revenu

Cette décomposition ne peut être effectuée que pour le Nord/Pas-de-Calais puisque le revenu n'est pas renseigné dans les enquêtes anglaises. Pour le Nord/Pas-de-Calais, nous prenons en considération le revenu du ménage par unité de consommation.

Les indices de concentration sont faibles. Ils sont non significativement différents de zéro au risque de première espèce habituel de 5% pour la santé psychique.

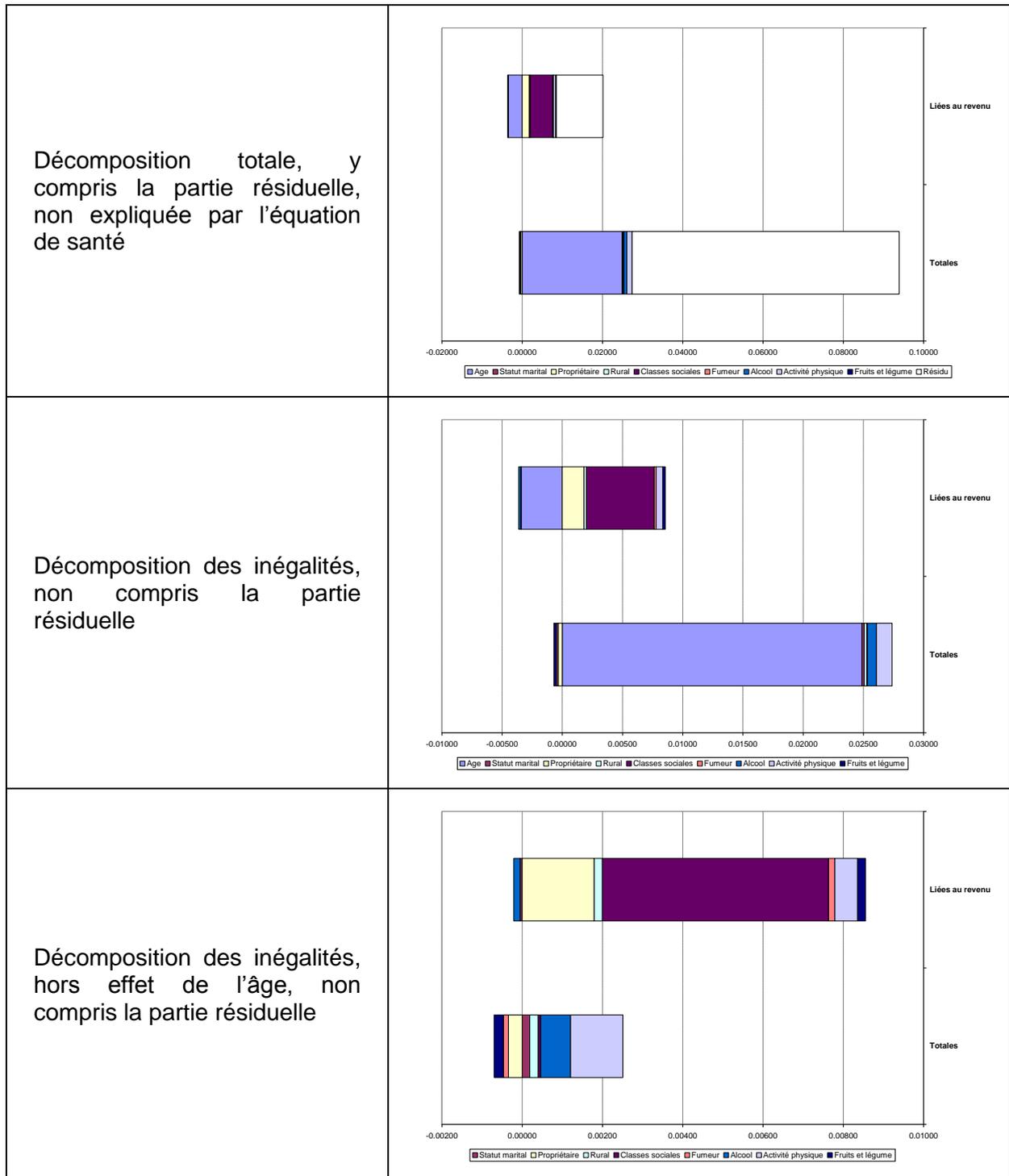
Tableau 12 : Indices de concentration des mesures de santé (scores PCS et MCS)

	Santé physique (Score MCS)	Santé psychique (score MCS)
Hommes	0,017 (p=0,000)	0,007 (p=0,105)
Femmes	0,011 (p=0,025)	0,009 (p=0,081)

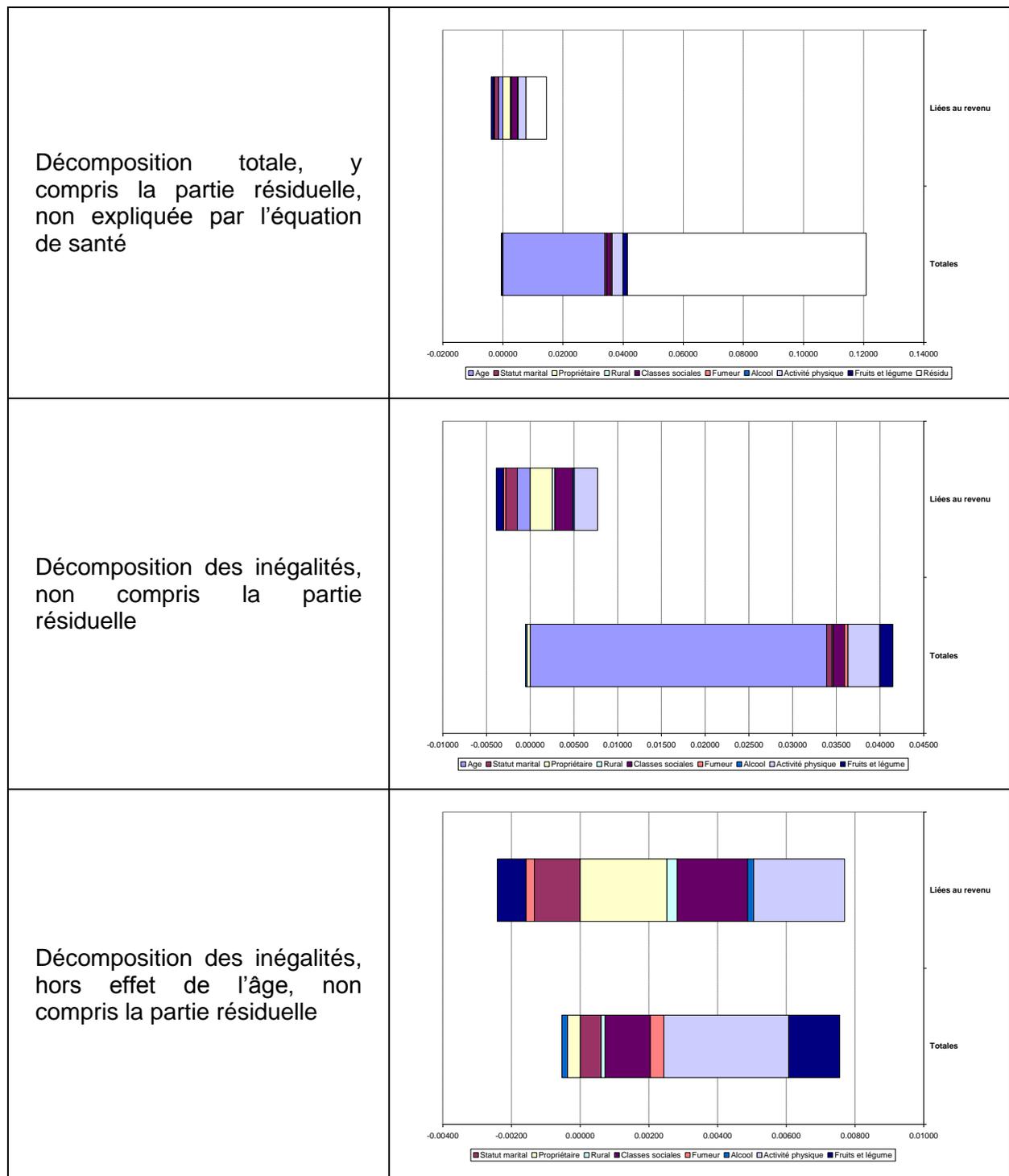
La comparaison de la décomposition des inégalités totales de santé et des inégalités de santé liées au revenu est intéressante. Les déterminants des inégalités de santé liées au revenu sont plus établis que ceux des inégalités totales de santé.

En ce qui concerne la santé physique, nous retrouvons l'effet de l'âge mais de manière nettement moins marquée que pour les inégalités totales de santé. De plus, l'âge apparaît dorénavant comme un facteur modérateur des inégalités de santé. D'autres variables ont une influence significative : le statut de propriétaire-occupant et la catégorie socioprofessionnelle. Les variables de comportement jouent un rôle plus important pour les femmes que pour les hommes. Les inégalités de santé pour les femmes apparaissent moins socialement déterminées que pour les hommes.

**Figure 7 : Comparaison de la décomposition
Inégalités liées au revenu versus inégalités totales de santé
Score PCS – Hommes – Nord/Pas-de-Calais**



**Figure 8 : Comparaison de la décomposition
Inégalités liées au revenu versus inégalités totales de santé
Score PCS – Femmes – Nord/Pas-de-Calais**



**Figure 9 : Comparaison de la décomposition
Inégalités liées au revenu versus inégalités totales de santé
Score MCS – Hommes – Nord/Pas-de-Calais**

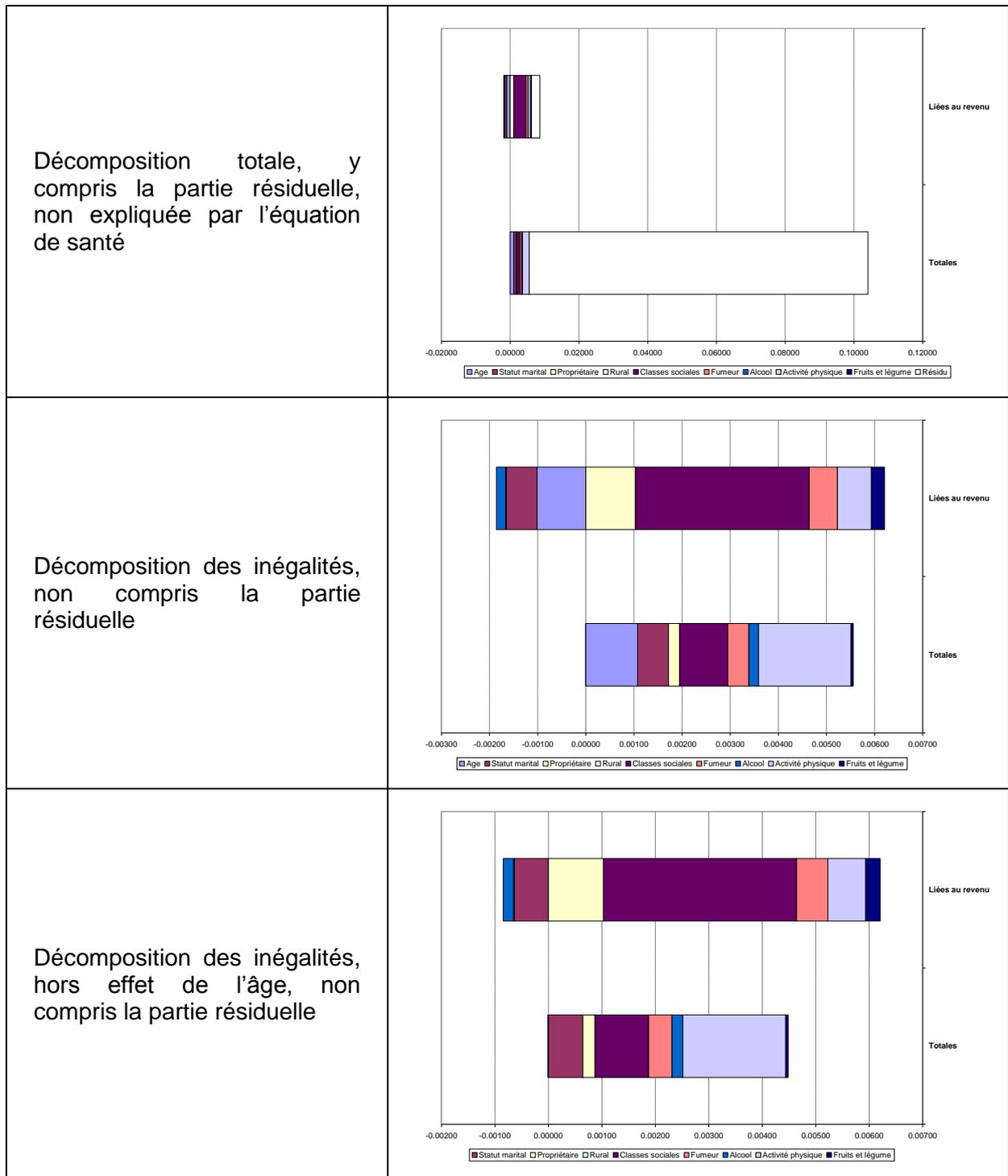
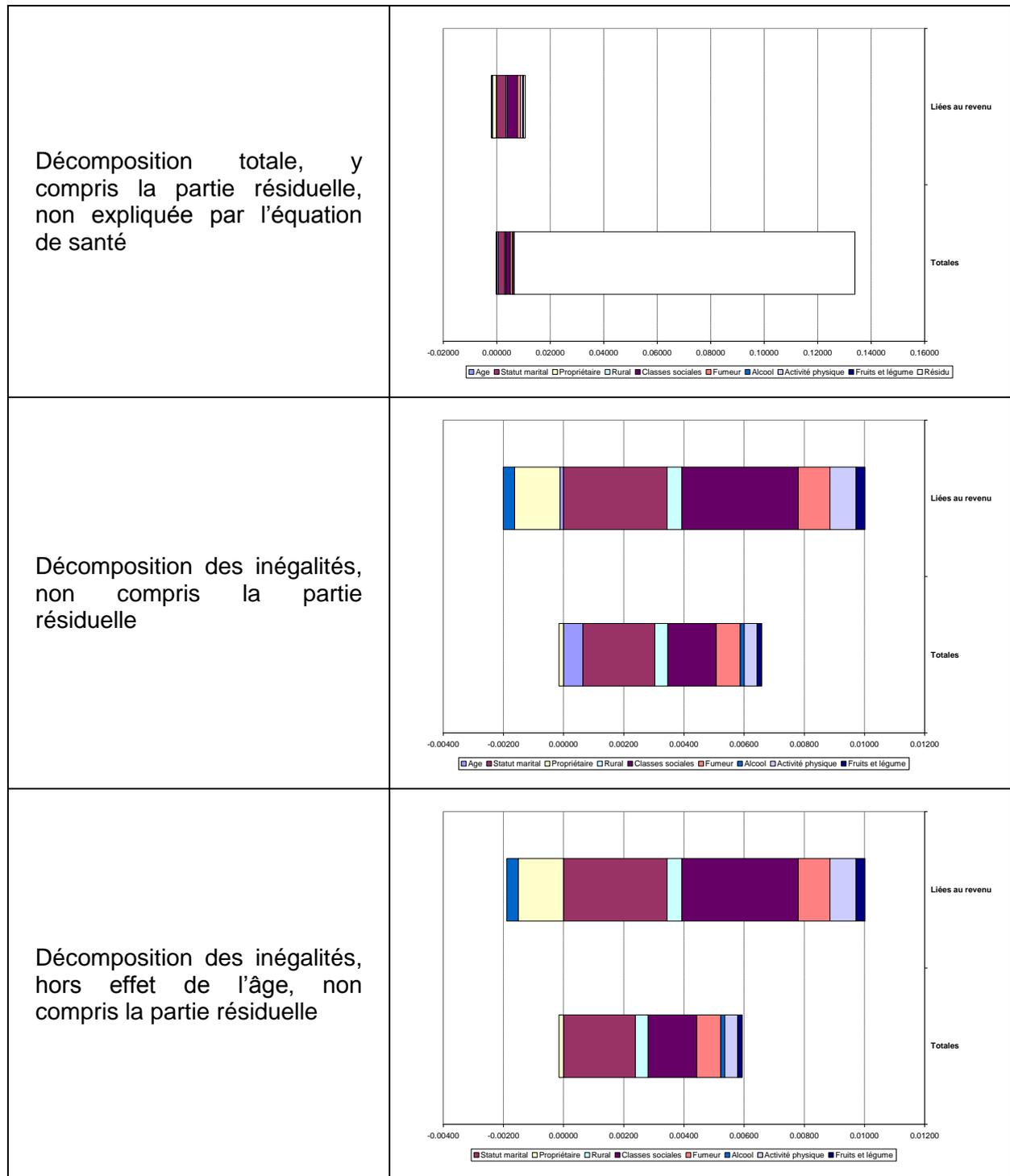


Figure 10 : Comparaison de la décomposition
Inégalités liées au revenu versus inégalités totales de santé
Score MCS – Femmes – Nord/Pas-de-Calais



Discussion et conclusion

La méthodologie de décomposition décrite dans ce rapport est de nature à apporter un éclairage nouveau et pertinent sur les déterminants des inégalités de santé. A partir des données d'enquête disponibles, compte tenu des contraintes liées à la volonté de parvenir à une comparaison stricte des résultats dans le Nord/Pas-de-Calais et le Sud-est de l'Angleterre, les résultats sont un peu décevants. Eu égard aux variables retenues, le pouvoir explicatif des équations de santé reste faible. En ce qui concerne la santé physique, nous parvenons à « expliquer » entre 20% et 35% des inégalités mais l'âge capture l'essentiel des effets. Le pouvoir explicatif des équations de santé est faible pour ce qui concerne la santé psychique. Il est supérieur dans le Sud-est de l'Angleterre que dans le Nord de la France. Néanmoins, il est possible de caractériser la situation dans chacune des deux régions et de quantifier la contribution des variables sociales et comportementales à la formation des inégalités de santé. Pour dépasser les limites de ce travail, il conviendrait de disposer d'enquêtes plus homogènes, avec plus de variables en commun. Nombre de déterminants ont été omis car ils n'étaient pas documentés des deux côtés de la Manche : à titre d'exemple, le revenu (non colligé dans les enquêtes anglaises), l'appartenance à une minorité ethnique (variable non renseignée en France), les caractéristiques de l'environnement (ce qui suppose de renseigner précisément l'adresse des personnes interviewées)... Le projet Interreg ne visait pas à constituer ce matériel statistique original mais se donnait comme objectif d'exploiter au mieux les données existantes. Nous ne pouvons qu'appeler de nos vœux la standardisation des questionnaires au niveau européen et la réalisation d'enquêtes spécifiques au niveau des eurorégions.

Ce travail présente des limites sur lesquelles il faut revenir. En premier lieu, se pose la question de la représentativité des échantillons. Les enquêtes conduites dans le Sud-Est de l'Angleterre sont des enquêtes postales. Elles sont donc sujettes à un biais de non réponse. Le redressement des données n'élimine pas totalement ce biais car le calcul des pondérations ne prend en compte que quelques variables, généralement le sexe et l'âge. Les comportements vis-à-vis de la santé ne dépendent pas uniquement de l'âge et du sexe. L'enquête décennale santé étant réalisée avec l'aide d'enquêteurs se rendant au domicile des personnes interrogées est moins sujette à ce type de biais. Les données sur les comportements sont de nature purement déclarative et sont donc soumises à manipulation. Il serait utile de pouvoir objectiver les réponses des individus mais ceci est toujours délicat et coûteux (voire impossible à mettre en œuvre).

Enfin, il nous faut préciser que les résultats présentés dans ce rapport sont soumis à une très forte incertitude tenant notamment à la qualité de l'estimation des fonctions de demande. Les R^2 sont faibles et peu de coefficients estimés sont statistiquement significatifs. Pour améliorer la situation, il faudrait pour voir travailler sur des échantillons de plus grande taille. Il convient de rappeler que les informations utilisées sont des données en coupe transversale à partir desquelles il est extrêmement difficile d'établir des relations de causalité entre variables, tout au plus pouvons nous tester des corrélations. Le recours à des données longitudinales s'impose pour mieux comprendre les processus de formation des inégalités de santé. De telles enquêtes doivent être développées au niveau européen pour permettre des comparaisons entre pays et systèmes de santé.

ANNEXES

Annexe 1

Typologie des indices de défaveur sociale

1. La mesure du désavantage social

Deux alternatives méthodologiques ont à ce jour prévalu dans la mesure du désavantage social.

1.1. La définition d'indices relatifs de désavantage social

La première alternative a consisté à rechercher les combinaisons de variables expliquant le maximum de la variance du phénomène que l'on cherche à expliquer.

Cette approche, la plus répandue, fait appel à un ensemble d'indicateurs allant de l'utilisation de variables proxy telle que la catégorie socio-professionnelle (indice IPES dans le cas de la France (SPES Créteil (sd), travaux de Garcia-Gil *et al* (2004) en Espagne) à la définition d'indicateurs synthétiques combinant un ensemble de variables.

L'utilisation de critères de mesure fondés sur la situation socio-professionnelle du chef de ménage s'apparente, en quelque sorte, à l'utilisation d'indicateurs tels que le niveau de revenu, à ceci près qu'elle a l'avantage d'élargir la problématique du désavantage social en considérant des aspects tels que le capital social. Néanmoins, une telle approche ne permet de qualifier l'origine des inégalités, en le rendant dépendant d'une variable globalisant l'impact d'autres variables peut-être plus pertinentes dans la compréhension de la construction des inégalités de santé.

Ceci explique pourquoi les études conduites plus récemment en France (FNORS 2001, ORS 2005) cherchent à définir, par le biais de méthodes statistiques d'analyse des données (analyses en composantes principales), des indices composites comprenant différentes dimensions sensées contribuer à la définition d'un désavantage social « moyen » (Cf. tableau 1). Il en est ainsi des travaux conduits en France, (indice EPICES, indice ORS Nord-Pas-de-Calais, indice FNORS), en Italie (Tello *et al* 2005), au Québec (Pampalon & Raymond 2000), au Royaume-Uni (Morris & Carstairs 1991, Niggebrugge *et al* 2005) et en Nouvelle-Zélande (Duncanson *et al* 2002).

Une comparaison du mode de calcul des différents indicateurs (Cf. tableau 1) montre globalement qu'ils répondent au postulat posé par Townsend (1987) considérant que le désavantage social est composé de deux dimensions :

- une dimension « matérielle » considérant la capacité qu'a l'individu à acquérir des biens de consommation, appréhendée soit par la possession de certains biens comme la voiture (Carstairs, Townsend, NZDep 96 et ORS Nord-Pas-de-Calais), soit par la nature du droit de propriété (indice italien, Townsend, SDD, EPICES, ORS Nord-Pas-de-Calais) et la qualité (Carstairs, Jarman, Townsend, SDD, ORS Nord-Pas-de-Calais) du logement occupé, soit enfin par le biais des niveaux de revenu (HDI-2, indice québécois, NZDep 96, EPICES, ORS Nord-Pas-de-Calais, FNORS) ;
- une dimension sociale mesurée par la classe sociale (Carstairs, SDD, IPES), l'isolement social (indice québécois, indice italien, Jarman, EPICES, ORS Nord-Pas-de-Calais, FNORS), soit par le niveau d'études (HDI-2, indice québécois, indice italien, Jarman, NZDep 96, ORS NPC, FNORS).

Tableau 1 : Eléments de description des indices de déprivation applicables aux pays industrialisés

COMPOSANTES	ONU	QUEBEC [a]	ITALIE [b]	ROYAUME-UNI [c]				NLLE-ZELANDE [d]	France		
	HDI-2			Carstairs	Jarman	Townsend	SDD	NZDep 96	EPICES [e]	ORS [f]	FNORS [g]
Chômage	OUI (i)	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI (ii)	OUI		OUI	OUI (i)	
Chômage des jeunes											
Possession de véhicule				OUI		OUI		OUI	OUI (iv)		
Classe sociale				OUI			OUI				
Personne sous-qualifiée		OUI	OUI		OUI			OUI	OUI	OUI	
Logement surpeuplé				OUI	OUI	OUI	OUI			OUI	
Locataire du logement			OUI			OUI (ii)	OUI	OUI	OUI		
Manque de sanitaires							OUI				
Parent isolé		OUI	OUI		OUI				OUI (v)		
Enfant < à 6 ans					OUI		OUI				
Ménages retraités											
Pensionnés vivant seuls					OUI				OUI	OUI	
Migrant récent (<1 an)					OUI						
Minorité ethnique					OUI						
Accès au téléphone								OUI			
Inactivité des 15-59 ans		OUI						OUI			
Ménage à faible revenu	OUI							OUI (iii)	OUI (vi)		
Avec minima sociaux								OUI	OUI	OUI	
Densité prof de santé										OUI	
Places (long séjour, foyers)										OUI	
Mortalités spécifiques										OUI	
Actif secteur tertiaire			OUI								
Actif dans l'industrie			OUI								
Statut matrimonial		OUI	OUI						OUI		
Personnes vivant seules		OUI									
Revenu moyen		OUI									
Illettrisme	OUI										
Mortalité avant 60 ans	OUI										

NB : (i) chômage de longue durée, (ii) $\log(1+\text{valeur})$, (iii) bénéficiaire de la couverture maladie universelle complémentaire, (iv) possession de 2 voitures et plus, (v) avec enfant de moins de 16 ans, (vi) foyers non imposables.

Source : [a] Pampalon & Raymond (2000), [b] Tello *et al* (2005), [c] Morris & Carstairs (1991) ; [d] Duncanson *et al* (2002) ; [e] CETAF (2005) ; [f] ORS (2005) ; [g] FNORS (2001).

Tableau 1 : Eléments de description des indices de déprivation applicables aux pays industrialisés

COMPOSANTES	ONU	QUEBEC [a]	ITALIE [b]	ROYAUME-UNI [c]				NLLE-ZELANDE [d]	France		
	HDI-2			Carstairs	Jarman	Townsend	SDD	NZDep 96	EPICES [e]	ORS [f]	FNORS [g]
Rencontre de travailleurs sociaux									OUI		
Périodes de réelles difficultés financières dans le mois									OUI		
Pratique du sport durant les 12 derniers mois									OUI		
Allé au spectacle durant les 12 derniers mois									OUI		
Allé en vacances durant les 12 derniers mois									OUI		
Contacts avec la famille (hors parents & enfants) durant les 6 derniers mois									OUI		
Soutien extérieur pour hébergement									OUI		
Soutien extérieur pour aide matérielle									OUI		

Source : [a] Pampalon & Raymond (2000), [b] Tello *et al* (2005), [c] Morris & Carstairs (1991) ; [d] Duncanson *et al* (2002) ; [e] CETAF (2005) ; [f] ORS (2005) ; [g] FNORS (2001).

1.2. La définition d'indices « absolus » de défaveur sociale

En parallèle, un ensemble de travaux a cherché à bâtir des indicateurs introduisant un ensemble de dimensions en s'appuyant sur la définition des standards de vie de l'Organisation des Nations-Unies (ONU 1954).

L'idée est ici non pas de définir un indicateur synthétique expliquant la proportion la plus élevée de la variance du phénomène, mais de tenter une explication exhaustive de la constitution des inégalités socio-spatiales (Cf. tableau 2).

Tableau 2 : Composition des indices de défaveur multiple

DIMENSIONS		Youth Development Index (USA) [a]	Index of Multiple Deprivation (R-U)	Scottish IMD (R-U)
Emploi	Nombre moyen de chômeurs inscrits		OUI	OUI
	Personnes inactives en formation subventionnée		OUI	
	18-24 ans ayant souscrit un plan de retour à l'emploi		OUI	OUI
	Pensionnés pour invalidité		OUI	OUI
	Allocataires pension pour handicap sévère		OUI	OUI
Santé, handicap	Taux de mortalité infantile	OUI		
	Taux de mortalité chez les 1-19 ans	OUI		
	Taux d'enfants en bonne/excellente santé	OUI		
	Taux d'enfants avec limitations d'activité	OUI		
	Taux d'enfants en surpoids chez les 6-17 ans	OUI		
	Mortalité comparée moins de 65 ans		OUI	OUI
	Bénéficiaires d'une allocation pour dépendance		OUI	OUI
	16-59 ans recevant une pension ou allocation pour handicap		OUI	OUI
	Existence d'une maladie chronique incapacitante		OUI	OUI
	Nouveau-nés de bas poids	OUI	OUI	OUI

Tableau 2 (suite) : Composition des indices de défaveur multiple

DIMENSIONS		Youth Development Index (USA) [a]	Index of Multiple Deprivation (R-U)	Scottish IMD (R-U)
Educa- tion, forma- tion	Maîtrise de la lecture à 9, 13 et 17 ans	OUI		
	Maîtrise des mathématiques à 9, 13 et 17 ans	OUI		
	Taux de scolarisation 3-4 ans	OUI		
	Taux de diplômés du collège chez les 18-24 ans	OUI		
	Taux de 16-19 ans hors du système scolaire et du marché du travail	OUI		
	Taux de bacheliers chez les 25-29 ans	OUI		
	Taux de participation aux élections chez les 18-20 ans	OUI		
	Personnes en âge de travailler sans qualifications		OUI	OUI
	Taux de 16-18 ans non scolarisés à plein temps		OUI	OUI
	Taux de 17 ans & + ayant échoué à l'université		OUI	OUI
	Evaluations à l'entrée au collège		OUI	OUI
	Taux d'enfants en école primaire avec l'anglais en seconde langue		OUI	OUI
	Absentéisme scolaire		OUI	OUI
	Loge- ment	Sans domicile fixe		OUI
Logement surpeuplé			OUI	
Logement privé insalubre			OUI	
Taux de logements délabrés				OUI
Taux de logements sans chauffage central			OUI	OUI
Taux de logements mal isolés				OUI
Accès aux services	Distance par rapport au bureau de poste		OUI	OUI
	Distance par rapport au supermarché		OUI	OUI
	Distance par rapport au médecin généraliste		OUI	OUI
	Distance par rapport à une école primaire		OUI	
	Distance par rapport aux urgences hospitalières			OUI

Tableau 2 (suite et fin) : Composition des indices de défaveur multiple

DIMENSIONS		Youth Development Index (USA) [a]	Index of Multiple Deprivation (R-U)	Scottish IMD (R-U)
Revenus	Taux de pauvreté familles avec enfant	OUI		
	Taux d'emploi non précaire familles avec enfant	OUI		
	Revenu annuel médian familles avec enfant	OUI		
	Taux d'enfants couverts par assurance privée	OUI		
	Taux d'enfants en famille monoparentale	OUI		
	Taux d'enfants partis en vacances	OUI		
	Adultes avec minima sociaux		OUI	OUI
	Enfants des ménages avec minimum social		OUI	OUI
	Adultes avec allocation de chômage		OUI	OUI
	Enfants des ménages avec allocataire chômage		OUI	OUI
	Adultes avec allocations familiales		OUI	OUI
	Enfants des ménages avec allocations familiales		OUI	OUI
	Actifs bénéficiant d'une allocation handicap		OUI	OUI
	Enfants des ménages avec actif bénéficiant d'une allocation handicap			OUI
	Inactifs bénéficiant d'une allocation handicap			OUI
	Enfants des ménages avec inactif bénéficiant d'une allocation handicap			OUI
Comportements	Taux de grossesses chez les 10-17 ans	OUI		
	Taux de 12-17 ans victimes d'agressions	OUI		
	Taux de 12-17 ans responsables de violences	OUI		
	Taux de fumeurs	OUI		
	Taux de dépendants à l'alcool	OUI		
	Taux d'usager de substances illicites	OUI		

Source : [a] Land (2005).

2. Les indicateurs de défaveur sociale en France et au Royaume-Uni

2.1. En France

Le fait que la question des inégalités en santé est un sujet émergent dans le contexte scientifique français explique que peu d'indicateurs cherchant à mesurer le niveau de désavantage social associé à un ensemble géographique et, partant, la répartition socio-spatiale des inégalités de santé ont été développés.

On peut considérer, d'un point de vue historique, que la première institution française ayant intégré dans son système d'information des notions d'inégalité sociale a été l'Education Nationale. De fait, le système d'information IPES a défini un indice de défaveur sociale fondé sur un ordonnancement et un regroupement des catégories socioprofessionnelles (Cf. tableau 3).

Tableau 3 : Construction de l'indicateur de défaveur sociale du système IPES

Catégories	Regroupement de PCS
Favorisée A	Professions libérales, cadres de la fonction publique, professeurs et assimilés, professions de l'information, de l'art et du spectacle, cadres administratifs et commerciaux d'entreprise, ingénieurs, cadres techniques d'entreprise, instituteurs et assimilés, chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus
Favorisée B	Professions intermédiaires de la santé et du travail social, clergé, professions intermédiaires administratives de la fonction publique, professions intermédiaires administratives du commerce ou des entreprises, techniciens, contremaîtres, agents de maîtrise, retraités cadres et professions intermédiaires
Moyenne	Agriculteurs-exploitants, artisans, commerçants et assimilés, employés civils, agents de service de la fonction publique, policiers et militaires, employés administratifs d'entreprise, employés de commerce, personnels de service direct aux particuliers, retraités agriculteurs-exploitants, retraités artisans, commerçants ou chefs d'entreprise
Défavorisée	Ouvriers qualifiés, ouvriers non qualifiés, ouvriers agricoles, retraités employés ou ouvriers, chômeurs n'ayant jamais travaillé, personnes sans activité professionnelle

Source : SAEP Créteil (sd).

La création, en 1988, du Fond National de Prévention, d'Education et d'Information à la Santé (FNPEIS) s'est accompagnée de la détermination d'une définition légale de la notion de précarité, en y intégrant :

- les personnes en recherche d'emploi,
- les personnes employées en contrats aidés,
- les bénéficiaires du revenu minimal d'insertion,
- les bénéficiaires de la couverture maladie universelle et de la couverture maladie universelle complémentaire,

- les sans domicile fixe,
- les jeunes de 16 à 25 ans en insertion professionnelle.

Cependant, une telle acception du désavantage social tend à privilégier une approche axée sur la composante matérielle au détriment de son aspect social. C'est la raison pour laquelle un ensemble de travaux a défini des indicateurs synthétiques intégrant des variables à caractère social, dont la nature dépend soit des données disponibles dans les recensements de population (ORS NPC), soit de recueils spécifiques de données par questionnaire (EPICES).

L'indice EPICES est construit dans le but de déterminer le niveau de précarité de la clientèle des centres d'examen de santé gérés par le FNPEIS (Cf. tableau 4). La méthodologie a consisté dans la création d'un questionnaire comportant 48 items. Ce questionnaire a pu être synthétisé, après analyse statistique, en 11 questions expliquant à elles seules 90% de la variance totale.

Bien que des analyses statistiques aient montré que l'indice EPICES est fortement corrélé aux critères entrant dans la définition légale de la précarité, la portée de cet instrument est réduite par la nécessité de recourir à un recueil de données spécifiques n'entrant pas, dans la plupart des variables qui le composent, dans un recueil systématique de statistiques sur population générale.

L'indice proposé par l'Observatoire Régional de la Santé du Nord-Pas-de-Calais est plus à même de faire l'objet d'une réplique, dans la mesure où les données utilisées sont issues du recensement de la population et de données fiscales. Du reste, la bonne qualité d'explication que propose l'indice ORS (67,9% de la variance totale expliquée) confère à cet indicateur une bonne fiabilité dans la mesure du désavantage social dans la région Nord-Pas-de-Calais.

Tableau 4 : Caractéristiques de deux indices de défaveur sociale, les indices ORS NPC et EPICES

Caractéristiques	ORS NPC [a]	EPICES [b]
Individu observé	Canton	Ménage
Poids		
% de chômeurs dans population active	0,949	
% d'actifs avec contrat précaire	0,949	
% ménages disposant d'au moins deux véhicules	- 0,933	
% sans diplôme chez les 15 ans & +	0,806	
% résidences principales occupées par plus d'une personne par pièce	0,712	
% résidences principales avec occupants non propriétaires (ORS) / Propriétaire du logement (EPICES)	0,862	- 8,28
% bénéficiaires de l'allocation parent isolé chez les femmes de 15 à 49 ans	0,908	
% des familles monoparentales avec enfant(s) de moins de 16 ans parmi l'ensemble des familles	0,748	
% bénéficiaires du revenu minimum d'insertion chez les 25-64 ans	0,919	
% bénéficiaires de l'allocation aux adultes handicapés chez les 20-64 ans	0,730	
% de foyers fiscaux non imposables	0,824	
% de plus de 60 ans vivant seuls dans population totale	0,629	
% d'actifs dans population totale	- 0,724	
Vit en couple		- 8,28
Rencontre parfois un travail-leur social		10,06
Bénéficie d'une assurance maladie complémentaire		- 11,83
Connait parfois des périodes de réelles difficultés financières dans le mois		14,80
A pratiqué du sport durant les 12 derniers mois		- 6,51
Est allé au spectacle durant les 12 derniers mois		- 7,10
Est allé en vacances durant les 12 derniers mois		- 7,10
Contacts avec la famille (hors parents & enfants) durant les 6 derniers mois		- 9,47
Soutien extérieur pour hébergement		- 9,47
Soutien extérieur pour aide matérielle		- 7,10
% de la variance totale expliquée	67,9%	90%

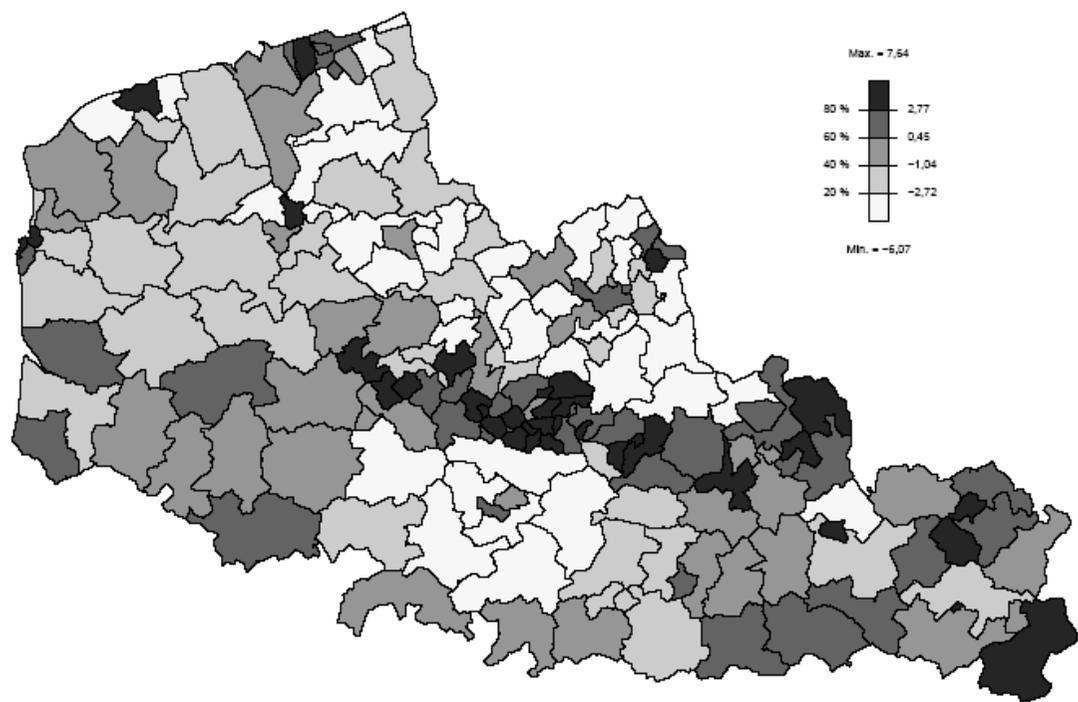
Source : [a] ORS Nord-Pas-de-Calais (2005) ; [b] CETAF (2005).

Le graphique 1 fournit une représentation cartographique de la distribution du niveau de désavantage social par canton dans la région Nord-Pas-de-Calais.

Selon ces résultats, il apparaît que le niveau moyen de désavantage est supérieur dans le département du Pas-de-Calais par rapport au département du Nord.

Le travail conduit par l'ORS Nord-Pas-de-Calais met également en évidence un certain nombre de poches de fort désavantage dans le bassin minier, dans le sud-est de la région et autour d'un certain nombre de grandes agglomérations telles que Roubaix, Dunkerque et Calais.

Figure 1 : Cartographie des cantons du Nord-Pas-de-Calais selon le niveau de défaveur sociale (indice ORS Nord-Pas-de-Calais)



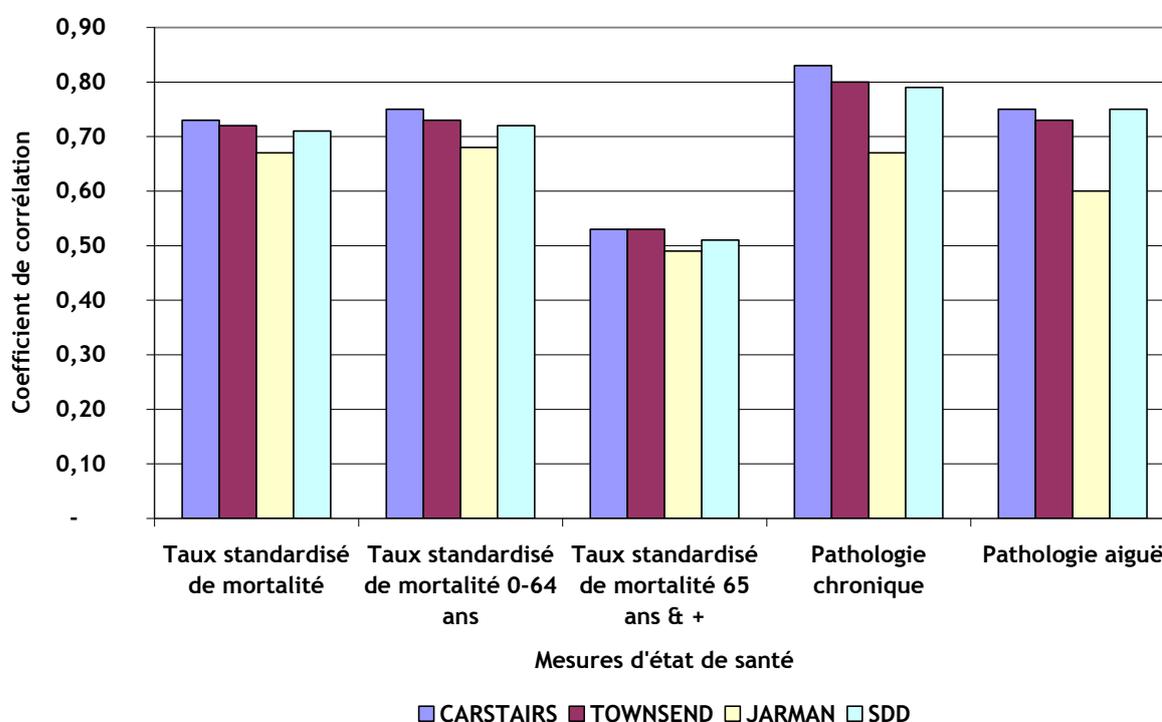
Source : ORS Nord-Pas-de-Calais (2005).

2.2. Au Royaume-Uni

Le Royaume-Uni se caractérise par une plus grande ancienneté dans la démarche de mesure du désavantage social et a mis sur pied un ensemble d'indices dont on ne retient, dans le présent travail, que les principaux.

Un travail conduit par Morris & Carstairs (1991) a étudié les qualités métriques respectives des différents indices utilisés dans la mesure du désavantage social avant l'introduction de l'indice de déprivation multiple. Les auteurs ont ainsi mis en évidence que les indices de Carstairs et Townsend présentaient une meilleure qualité dans la mesure de la défaveur « matérielle », par rapport aux indices de Jarman et SDD. De plus, il apparaît que Carstairs et Townsend présentent la meilleure corrélation avec les mesures objectives d'état de santé, tant du point de vue de la mortalité que de celui de la morbidité (Cf. figure 2).

Figure 2 : Corrélations entre indices de déprivation et mesures objectives d'état de santé



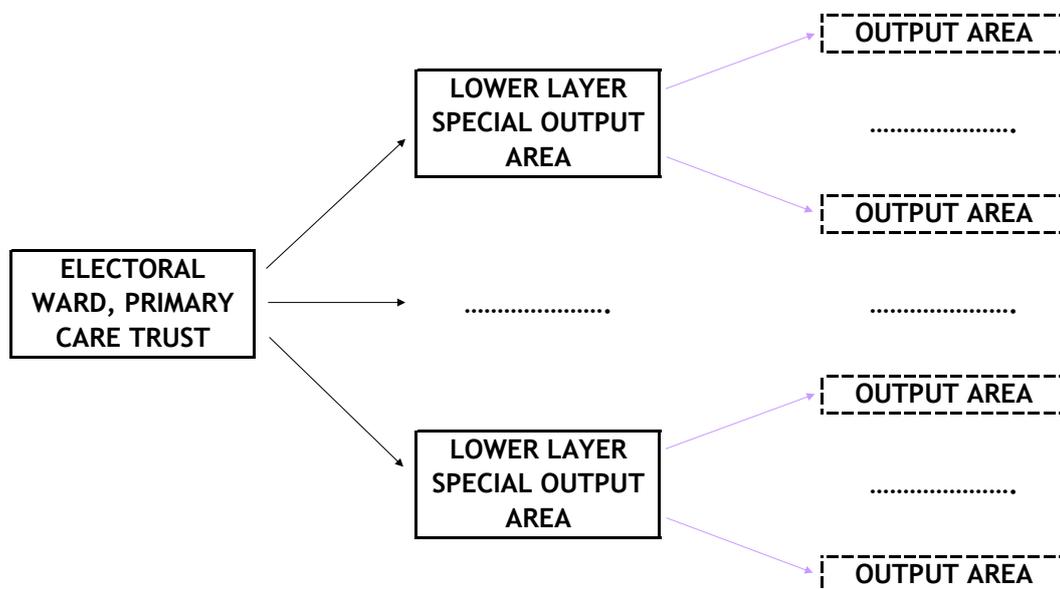
Source : Morris & Carstairs (1991).

Récemment, l'indice de désavantage 2004 a été produit par l'Office of the Deputy Prime Minister dans le but d'actualiser le travail réalisé en 2000 par le Department of the Environment, Transport and the Regions (IMD 2000). Il intègre un ensemble de variables de désavantage disponibles depuis le recensement de la population de 2001 et se fonde sur un niveau de précision géographique accru, les « Lower Layer Super Output Areas » (LL-SOAs).

L'avantage apporté par le nouveau découpage géographique par rapport à l'Electoral Ward est double. En premier lieu, il permet de raisonner sur des entités à peu près comparables en termes de taille de la population (environ 1 500 ménages, minimum = 1 000 ménages), tandis que l'utilisation des Electoral wards

présentent une forte variabilité en taille (de 100 résidents et moins à plus de 30 000 dans certains cas). En second lieu, l'utilisation de LL-SOAs devrait permettre de stabiliser les unités géographiques en les rendant moins dépendantes de l'évolution des découpages électoraux et, par conséquent, de permettre des comparaisons dans le temps (Cf. figure 3).

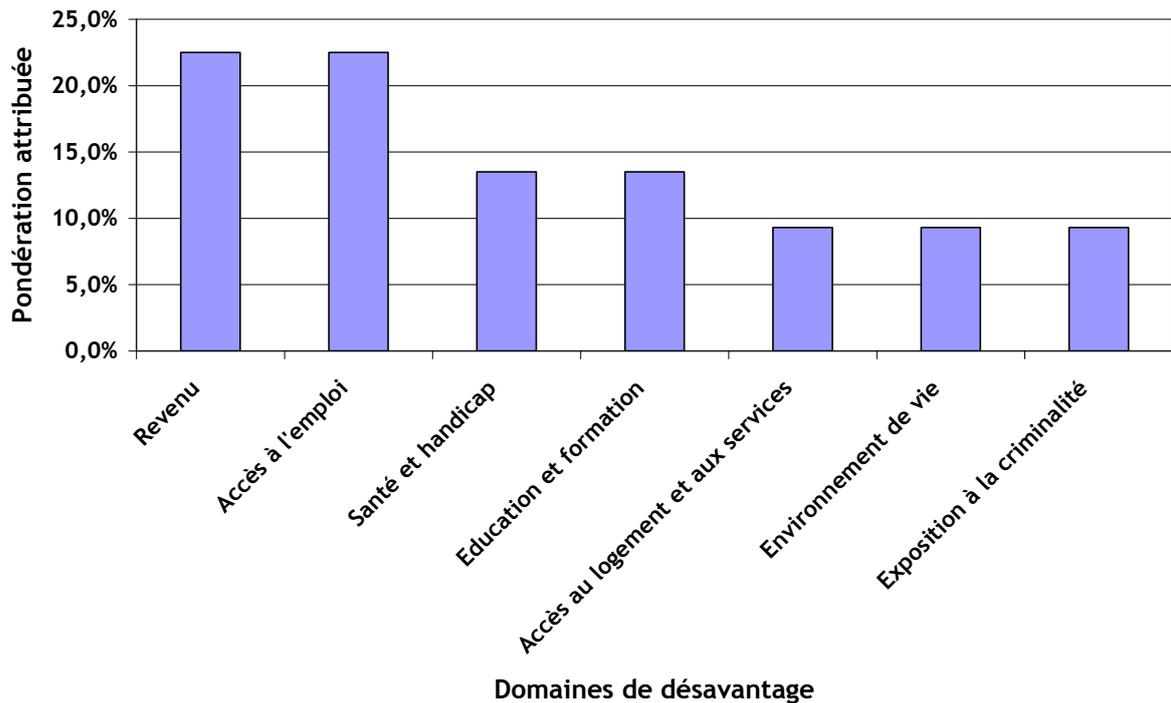
Figure 3 : Découpage administratif utilisé dans l'indice de désavantage 2004



Les indices de désavantage 2004 sont constitués des sept domaines exprimant le désavantage relatif en termes de : (i) revenu, (ii) d'accès à l'emploi, (iii) de santé et de handicap, (iv) d'éducation et de formation, (v) de barrières à l'accès au logement et aux services, (vi) d'environnement de vie et (vii) d'exposition à l'insécurité et à la criminalité. Chacune de ces dimensions est alors pondérée en vue d'aboutir à un indice synthétique de désavantage (Cf. figure 4).

Il est également à noter que la dimension liée aux revenus se décompose en deux niveaux : un premier niveau ayant trait au désavantage affectant les enfants et un second niveau ayant trait au désavantage affectant les personnes âgées.

Figure 4 : Domaines de désavantage et pondérations attribuées pour l'IMD 2004



La distribution géographique en matière de désavantage est fournie dans les figures 5 et 6. Selon ces résultats, il apparaît que le Primary Care Trust de Shepway est, en moyenne, plus désavantagé. A contrario, le PCT du South West Kent est le moins défavorisé, dans la mesure où la moitié des LL-SOAs qui le composent sont mieux situés que 80% des LL-SOAs composant les autres PCTs (à l'exception de Maidstone Weald). En définitive, les PCTs les plus défavorisés sont Shepway, East Kent Coastal, Swale et Medway.

Figure 5 : Niveau moyen de l'indice de déprivation multiple 2004 et étendue

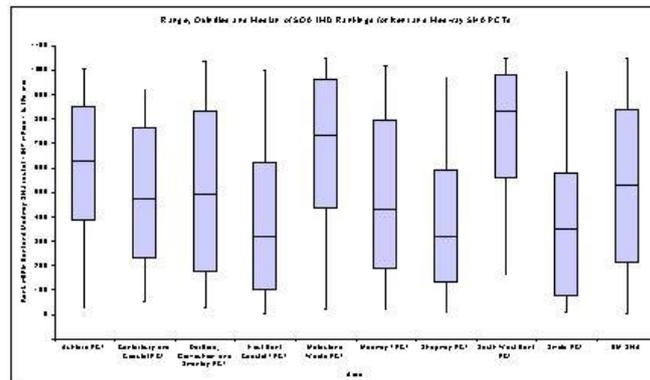
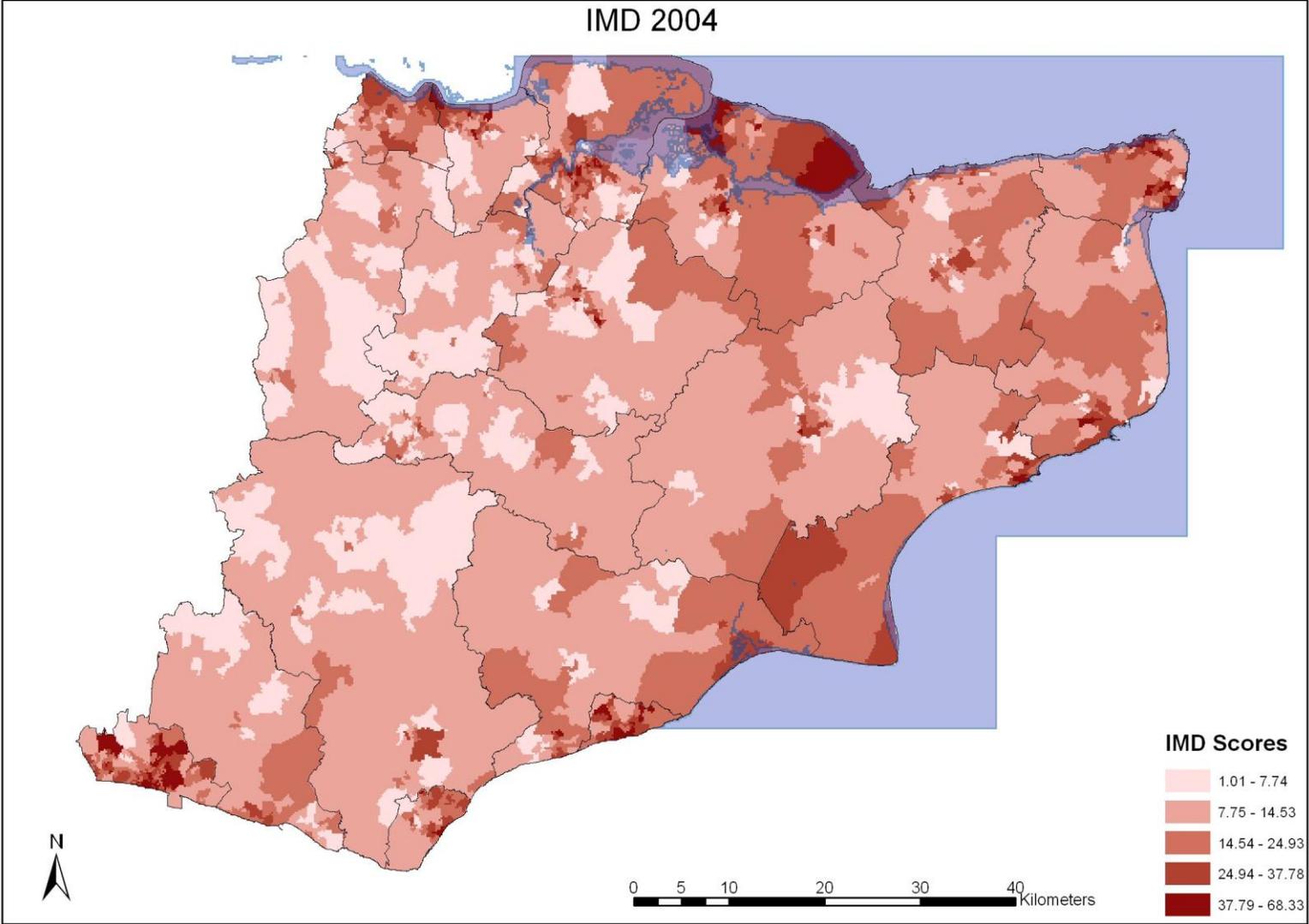


Figure 6 : Cartographie du sud-est de l'Angleterre selon le score à l'IMD 2004



3. Définition d'un protocole de comparaison entre les deux régions

Le protocole de comparaison des deux régions (Nord-Pas-de-Calais, d'une part, et Kent-Medway, d'autre part), doit répondre à une double contrainte imposée par les contextes locaux.

En premier lieu, la comparaison doit être effectuée sur une base statistique commune, tant en termes de données disponibles en France et au Royaume-Uni, qu'en termes de nature de l'analyse statistique réalisée. L'application de la méthode de l'indice de déprivation multiple, utilisée au Royaume-Uni, s'est ainsi heurtée, dans le cas français, soit aux difficultés d'obtention, voire à l'inexistence, de données statistiques ayant trait à certains domaines de déprivation (criminalité, pollution atmosphérique, données d'accidentologie), soit à la non comparabilité des données entre les deux régions, notamment en termes de nature et de conditions mises à la perception des prestations sociales.

La seconde contrainte concerne la nécessité d'utiliser une méthode qui a fait la preuve de ses qualités métriques dans les deux régions.

Ceci explique que nous proposons, dans la suite du travail, de mettre en œuvre une comparaison des deux régions sur la base de l'indice de Townsend. Celui-ci possède, en effet, le double avantage de se baser sur un socle de variables disponibles des deux côtés de la Manche et d'avoir montré dans le Nord-Pas-de-Calais (ORS 2005) et aux Etats-Unis (Eibner & Sturm 2006) qu'il fournit un classement corrélé à celui obtenu par le biais d'analyses statistiques sur données spécifiques ou de l'utilisation d'indices de déprivation multiple (Cf. tableau 5).

Tableau 5 : Corrélation entre la classification des aires géographiques et les caractéristiques individuelles (odd-ratios (intervalle de confiance à 95%) ajusté sur l'âge) – Etats-Unis

Caractéristiques individuelles	Indice de déprivation multiple	Indice de Townsend
Indice de déprivation : IMD	1,58 (1,10-2,27)	
Townsend		1,34 (1,08-1,67)
Revenu : Montant	0,97 (0,95-0,98)	0,97 (0,95-0,98)
Carré du montant	1,00 (1,00-1,00)	1,00 (1,00-1,00)
Activité : Avec activité professionnelle	0,41 (0,36-0,46)	0,41 (0,36-0,46)
Au chômage	1,00 (0,85-1,17)	0,99 (0,85-1,16)
Niveau d'étude : Primaires, collège	1,90 (1,61-2,24)	1,92 (1,63-2,26)
Baccalauréat et diplôme supérieur	1,29 (1,15-1,45)	1,30 (1,16-1,46)
Ethnie : Caucasien	1,18 (0,99-1,40)	1,18 (0,99-1,40)
Noir	0,97 (0,80-1,19)	0,97 (0,80-1,19)
Autre ethnie	0,99 (0,76-1,29)	0,99 (0,76-1,29)
Statut matrimonial : Vivant en couple	0,65 (0,54-0,78)	0,66 (0,55-0,79)
Célibataire	1,03 (0,85-1,24)	1,02 (0,85-1,24)
Sexe masculin	0,77 (0,70-0,85)	0,77 (0,70-0,85)

Source : Eibner & Sturm (2006)

Cependant, l'utilisation de certains items utilisés dans la construction de l'indice de Townsend, notamment le pourcentage de ménages possédant au moins un véhicule, pose des problèmes en termes de capacité à prendre en considération les situations spécifiques des aires à faible densité de population. Christie & Fone (2003) ont ainsi montré que l'introduction ou non de cet item dans l'estimation d'un indice de Townsend modifie significativement la position relative des aires rurales par rapport aux aires urbaines et semi-urbaines en termes de niveau de désavantage

Compte tenu de ces limitations, nous proposons de recourir à deux évaluations trans-Manche du désavantage : une première évaluation intégrant l'ensemble des items de l'indice de Townsend et une seconde excluant la possession d'un véhicule. Cette approche permettra ainsi une comparaison des rangs obtenus dans chaque alternative.

Bibliographie

CETAF. *Le score EPICES: l'indicateur de précarité des centres d'examens de santé de l'Assurance Maladie*. Paris, Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés, rapport d'étude, 2005.

Christie SML, Fone DL. Does car ownership reflect socio-economic disadvantage in rural areas ? A cross-sectional geographical study in Wales, UK. *Public Health* 2003; 117: 112-6.

Duncanson M, Woodward A, Reid P. Socioeconomic deprivation and fatal unintentional fire incidents in New Zealand 1993-1998. *Fire Safety Journal* 2002 ; 37 : 165-79.

Eibner C, Sturm R. US-based indices of area-level deprivation: results from HealthCare for Communities. *Social Science & Medicine* 2006: in press.

FNORS. *Inégalités cantonales en matière de santé*. Paris, Fédération Nationale des Observatoires Régionaux de la Santé, rapport, 2001.

Garcia-Gil C, Cruz-Rojo C, Alvarez-Giron M, Solano-Parés A. Health inequalities in Seville, Spain : use of indicators of social deprivation and mortality in small areas. *Public Health* 2004 ; 118 : 11-20.

Land KC. *An evidence-based approach to the measurement of trends in child well-being*. CIC Conference, 2 décembre 2005.

Morris R, Carstairs V. Which deprivation ? A comparison of selected deprivation indexes. *Journal of Public Health Medicine* 1991 ; 13 (4) : 318-26.

Niggebrugge A, Haynes R, Jones A, Lovett A, Harvey L. The index of multiple deprivation 2000 access domain : a useful indicator for public health ? *Social Science & Medicine* 2005 ; 60 : 2743-53.

ORS du Nord-Pas-de-Calais. *Inégalités socio-spatiales de mortalité dans la région Nord-Pas-de-Calais*. Lille, Observatoire Régional de la Santé du Nord-Pas-de-Calais, rapport, 2005.

Pampalon R, Raymond G. Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec. *Maladies Chroniques au Québec* 2000 ; 21 (www.phac-aspc.gc.ca/publicat/cdic-mcc/21-3/b_f.html).

Service Académique des Etudes et de la Prospective. *Notions et concepts IPES-JPS*. Créteil, Académie de Créteil, Fiches techniques, sans date.

Tello JE, Jones J, Bonizzato P, Mazzi M, Amaddeo F, Tansella M. A census-based socio-economic status (SES) index as a tool to examine the relationship between mental health services use and deprivation. *Social Science & Medicine* 2005 ; 61 : 2096-105.

Townsend P. Deprivation. *J Soc Policy* 1987 ; 16 (2) : 125-46.

Annexe 2

Décomposition des inégalités de santé : résultats des régressions

Tableau A1 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé physique (PCS) – Hommes - Nord/Pas-de-Calais

Nord/Pas-de-Calais	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score PCS			50,669	0,093	0,000		0,0267
[30_39]	-0,299	0,731	0,174	0,234	0,000	-0,0010	-0,0002
[40_49]	-4,094	0,000	0,209	0,012	0,761	-0,0169	0,0002
[50_59]	-7,180	0,000	0,163	0,214	0,000	-0,0231	0,0049
[60_69]	-8,709	0,000	0,095	0,323	0,000	-0,0163	0,0053
[70_79]	-14,989	0,000	0,056	0,556	0,000	-0,0164	0,0091
[80_99]	-15,612	0,000	0,027	0,682	0,002	-0,0082	0,0056
Divorcé(e)	0,096	0,966	0,037	0,011	0,928	0,0001	0,0000
Veuf (ve)	0,743	0,779	0,026	0,364	0,035	0,0004	-0,0001
Marié(e)	-0,352	0,694	0,720	0,065	0,000	-0,0050	0,0003
Propriétaire-occupant	1,168	0,109	0,618	0,024	0,177	0,0142	-0,0003
Zone rurale	0,789	0,336	0,129	0,105	0,055	0,0020	0,0002
CSP1	2,906	0,006	0,226	0,039	0,273	0,0129	0,0005
CSP2	2,010	0,078	0,178	0,041	0,375	0,0070	-0,0003
CSP3	1,946	0,216	0,056	0,035	0,673	0,0021	-0,0001
CSP4 & CSP5	0,194	0,849	0,438	0,047	0,069	0,0017	-0,0001
Tabac	-0,321	0,650	0,325	0,062	0,056	-0,0021	-0,0001
Alcool	-0,759	0,376	0,246	0,202	0,000	-0,0037	0,0007
Activité physique	2,026	0,001	0,473	0,069	0,003	0,0189	0,0013
Fruits et légumes	0,411	0,574	0,728	0,039	0,004	0,0059	-0,0002
Constante	52,051	.					
Total							0,0267
Résidu							0,0665
N	=	802					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,269					

Tableau A2 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé physique (PCS) – Hommes – East Sussex, Brighton & Hove

East Sussex, B&H	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score PCS			49,692	0,105	0,000		
[30_39]	-1,910	0,019	0,220	0,187	0,000	-0,0085	-0,0016
[40_49]	-4,114	0,000	0,189	0,071	0,012	-0,0156	-0,0011
[50_59]	-6,861	0,000	0,165	0,099	0,001	-0,0227	0,0022
[60_69]	10,282	0,000	0,114	0,271	0,000	-0,0235	0,0064
[70_79]	13,765	0,000	0,076	0,451	0,000	-0,0210	0,0095
[80_99]	18,854	0,000	0,034	0,637	0,000	-0,0129	0,0082
Divorcé(e)	-1,120	0,344	0,062	0,073	0,225	-0,0014	0,0001
Veuf (ve)	-0,627	0,676	0,024	0,481	0,000	-0,0003	0,0001
Marié(e)	-1,348	0,044	0,658	0,039	0,000	-0,0179	0,0007
Propriétaire-occupant	2,351	0,001	0,669	0,033	0,003	0,0317	-0,0011
Zone rurale	1,315	0,004	0,224	0,011	0,676	0,0059	-0,0001
CSP1	3,258	0,057	0,525	0,013	0,364	0,0344	0,0004
CSP2	1,563	0,368	0,241	0,054	0,049	0,0076	-0,0004
CSP3	3,353	0,062	0,108	0,064	0,119	0,0073	0,0005
CSP4 & CSP5	2,161	0,236	0,106	0,006	0,887	0,0046	0,0000
Tabac	-1,695	0,003	0,227	0,043	0,129	-0,0077	0,0003
Alcool	0,741	0,181	0,168	0,068	0,025	0,0025	-0,0002
Activité physique	2,554	0,000	0,397	0,085	0,000	0,0204	0,0017
Fruits et légumes	0,261	0,576	0,671	0,007	0,522	0,0035	0,0000
Constante	50,371	.					
Total							0,0259
Résidu							0,0789
N	=	1741					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,237					

**Tableau A3 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé physique (PCS) – Hommes – Kent & Medway**

Kent & Medway	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score PCS			50,582	0,095	0,000		
[30_39]	-1,982	0,013	0,219	0,131	0,000	-0,0086	-0,0011
[40_49]	-3,514	0,000	0,200	0,058	0,037	-0,0139	-0,0008
[50_59]	-5,601	0,000	0,192	0,069	0,010	-0,0212	0,0015
[60_69]	-7,818	0,000	0,117	0,173	0,000	-0,0181	0,0031
[70_79]	-13,729	0,000	0,064	0,460	0,000	-0,0175	0,0080
[80_99]	-17,986	0,000	0,020	0,637	0,000	-0,0071	0,0046
Divorcé(e)	1,060	0,338	0,058	0,119	0,048	0,0012	0,0001
Veuf (ve)	0,176	0,920	0,022	0,334	0,000	0,0001	0,0000
Marié(e)	-0,531	0,451	0,696	0,043	0,000	-0,0073	0,0003
Propriétaire-occupant	1,526	0,033	0,728	0,017	0,091	0,0220	-0,0004
Zone rurale	-0,658	0,140	0,397	0,026	0,147	-0,0052	0,0001
CSP1	3,256	0,021	0,095	0,037	0,345	0,0061	0,0002
CSP2	3,346	0,010	0,339	0,047	0,016	0,0224	0,0010
CSP3	2,552	0,077	0,118	0,060	0,184	0,0059	0,0004
CSP4	1,751	0,192	0,247	0,051	0,043	0,0085	-0,0004
CSP5	1,741	0,204	0,131	0,027	0,477	0,0045	-0,0001
CSP6	-2,843	0,251	0,021	0,247	0,036	-0,0012	0,0003
CSP7	-0,244	0,942	0,002	0,540	0,018	0,0000	0,0000
Tabac	-1,398	0,012	0,218	0,050	0,082	-0,0060	0,0003
Alcool	1,798	0,000	0,122	0,022	0,503	0,0043	-0,0001
Activité physique	1,810	0,000	0,395	0,036	0,044	0,0141	0,0005
Fruits et légumes	0,428	0,332	0,584	0,015	0,235	0,0049	-0,0001
Constante	51,187	.					
Total							0,0174
Résidu							0,0777
N	=	1929					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,184					

Tableau A4 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé physique (PCS) – Femmes - Nord/Pas-de-Calais

Nord/Pas-de-Calais	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score PCS			48,252	0,120	0,000		
[30_39]	-1,859	0,051	0,189	0,209	0,000	-0,0073	-0,0015
[40_49]	-2,866	0,004	0,189	0,098	0,012	-0,0112	-0,0011
[50_59]	-6,335	0,000	0,156	0,067	0,160	-0,0205	0,0014
[60_69]	-			-			
[60_69]	10,016	0,000	0,114	0,309	0,000	-0,0237	0,0073
[70_79]	-			-			
[70_79]	14,512	0,000	0,092	0,527	0,000	-0,0277	0,0146
[80_99]	-			-			
[80_99]	18,514	0,000	0,050	0,686	0,000	-0,0193	0,0132
Divorcé(e)	1,000	0,505	0,069	0,121	0,127	0,0014	0,0002
Veuf (ve)	-			-			
Veuf (ve)	-0,526	0,754	0,127	0,525	0,000	-0,0014	0,0007
Marié(e)	-1,049	0,200	0,640	0,021	0,247	-0,0139	-0,0003
Propriétaire-occupant	-			-			
Propriétaire-occupant	1,509	0,043	0,609	0,019	0,296	0,0190	-0,0004
Zone rurale	0,925	0,341	0,138	0,044	0,389	0,0027	0,0001
CSP1	0,931	0,370	0,200	0,140	0,000	0,0039	0,0005
CSP2	-			-			
CSP2	-0,657	0,555	0,235	0,024	0,550	-0,0032	0,0001
CSP3	-			-			
CSP3	-0,673	0,761	0,034	0,237	0,028	-0,0005	0,0001
CSP4 & CSP5	-			-			
CSP4 & CSP5	-0,642	0,565	0,378	0,117	0,000	-0,0050	0,0006
Tabac	0,477	0,550	0,196	0,203	0,000	0,0019	0,0004
Alcool	-			-			
Alcool	0,778	0,449	0,104	0,098	0,115	0,0017	-0,0002
Activité physique	3,471	0,000	0,325	0,155	0,000	0,0234	0,0036
Fruits et légumes	-			-			
Fruits et légumes	-2,162	0,003	0,842	0,039	0,000	-0,0377	0,0015
Constante	53,918	.					
Total							0,0409
Résidu							0,0794
N	=	865					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,337					

Tableau A5 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé physique (PCS) – Femmes – East Sussex, Brighton & Hove

East Sussex, B&H	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score PCS			48,727	0,116	0,000		
[30_39]	-1,031	0,104	0,206	0,221	0,000	-0,0044	-0,0010
[40_49]	-3,184	0,000	0,176	0,121	0,000	-0,0115	-0,0014
[50_59]	-5,763	0,000	0,162	0,049	0,058	-0,0192	0,0009
[60_69]	-9,087	0,000	0,119	0,220	0,000	-0,0222	0,0049
[70_79]	-			-			
[70_79]	13,158	0,000	0,094	0,420	0,000	-0,0255	0,0107
[80_99]	-			-			
[80_99]	19,225	0,000	0,053	0,665	0,000	-0,0208	0,0138
Divorcé(e)	-2,076	0,023	0,097	0,091	0,019	-0,0041	0,0004
Veuf (ve)	-1,168	0,286	0,097	0,440	0,000	-0,0023	0,0010
Marié(e)	-0,175	0,769	0,625	0,050	0,000	-0,0022	-0,0001
Propriétaire-occupant	2,563	0,000	0,706	0,006	0,467	0,0371	-0,0002
Zone rurale	0,365	0,436	0,219	0,014	0,544	0,0016	0,0000
CSP1	-2,667	0,034	0,492	0,018	0,157	-0,0269	-0,0005
CSP2	-2,469	0,053	0,312	0,031	0,093	-0,0158	0,0005
CSP3	-0,481	0,737	0,040	0,236	0,000	-0,0004	-0,0001
CSP4 & CSP5	-2,884	0,031	0,131	0,077	0,019	-0,0078	0,0006
Tabac	-0,942	0,084	0,169	0,026	0,338	-0,0033	-0,0001
Alcool	0,816	0,159	0,109	0,087	0,011	0,0018	-0,0002
Activité physique	2,556	0,000	0,335	0,086	0,000	0,0176	0,0015
Fruits et légumes	-0,265	0,557	0,774	0,010	0,116	-0,0042	0,0000
Constante	54,203						
Total							0,0308
Résidu							0,0847
N	=	2310					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,267					

Tableau A6 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé physique (PCS) – Femmes – Kent & Medway

Kent & Medway	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score PCS			50,128	0,103	0,000		
[30_39]	-0,536	0,358	0,224	0,178	0,000	-0,0024	-0,0004
[40_49]	-1,953	0,002	0,191	0,083	0,000	-0,0074	-0,0006
[50_59]	-5,296	0,000	0,179	0,075	0,001	-0,0189	0,0014
[60_69]	-9,571	0,000	0,105	0,312	0,000	-0,0201	0,0063
[70_79]	-	-	-	-	-	-	-
[70_79]	13,837	0,000	0,054	0,496	0,000	-0,0149	0,0074
[80_99]	-	-	-	-	-	-	-
[80_99]	22,583	0,000	0,028	0,759	0,000	-0,0124	0,0094
Divorcé(e)	-0,674	0,430	0,083	0,053	0,191	-0,0011	-0,0001
Veuf (ve)	-0,925	0,381	0,060	0,447	0,000	-0,0011	0,0005
Marié(e)	-1,800	0,002	0,668	0,011	0,193	-0,0240	0,0003
Propriétaire-occupant	-	-	-	-	-	-	-
Propriétaire-occupant	1,908	0,000	0,724	0,009	0,249	0,0276	-0,0002
Zone rurale	0,567	0,115	0,402	0,012	0,409	0,0045	0,0001
CSP1	0,457	0,755	0,023	0,168	0,031	0,0002	0,0000
CSP2	0,477	0,649	0,338	0,021	0,189	0,0032	0,0001
CSP3	1,168	0,259	0,377	0,032	0,031	0,0088	0,0003
CSP4	-0,376	0,770	0,052	0,091	0,050	-0,0004	0,0000
CSP5	-	-	-	-	-	-	-
CSP5	0,067	0,952	0,156	0,079	0,004	0,0002	0,0000
CSP6	-	-	-	-	-	-	-
CSP6	-0,107	0,958	0,011	0,112	0,303	0,0000	0,0000
CSP7	-	-	-	-	-	-	-
CSP7	10,045	0,146	0,000	0,406	0,212	0,0000	0,0000
Tabac	-0,663	0,216	0,177	0,014	0,589	-0,0023	0,0000
Alcool	-	-	-	-	-	-	-
Alcool	1,131	0,101	0,071	0,005	0,900	0,0016	0,0000
Activité physique	2,011	0,000	0,321	0,039	0,018	0,0129	0,0005
Fruits et légumes	-	-	-	-	-	-	-
Fruits et légumes	0,332	0,416	0,670	0,011	0,180	0,0044	0,0000
Constante	52,214						
Total							0,0247
Résidu							0,0779
N	=	2549					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,248					

Tableau A7 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé psychique (MCS) – Hommes - Nord/Pas-de-Calais

Nord/Pas-de-Calais	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score MCS			48,091	0,104	0,000		
[30_39]	-0,895	0,450	0,174	0,052	0,279	-0,0032	-0,0002
[40_49]	-2,079	0,067	0,209	0,045	0,270	-0,0090	0,0004
[50_59]	-1,473	0,263	0,163	0,000	0,998	-0,0050	0,0000
[60_69]	-1,769	0,243	0,095	0,001	0,989	-0,0035	0,0000
[70_79]	-1,236	0,502	0,056	0,077	0,485	-0,0014	0,0001
[80_99]	-6,249	0,099	0,027	0,212	0,326	-0,0035	0,0007
Divorcé(e)	-1,819	0,420	0,037	0,100	0,388	-0,0014	0,0001
Veuf (ve)	-3,369	0,189	0,026	0,269	0,107	-0,0018	0,0005
Marié(e)	-0,841	0,427	0,720	0,002	0,897	-0,0126	0,0000
Propriétaire-occupant	0,636	0,403	0,618	0,028	0,110	0,0082	0,0002
Zone rurale	-0,066	0,949	0,129	0,036	0,511	-0,0002	0,0000
CSP1	3,245	0,016	0,226	0,081	0,025	0,0152	0,0012
CSP2	1,736	0,248	0,178	0,008	0,870	0,0064	-0,0001
CSP3	3,913	0,036	0,056	0,106	0,246	0,0045	0,0005
CSP4 & CSP5	1,662	0,200	0,438	0,043	0,084	0,0151	-0,0007
Tabac	-1,153	0,140	0,325	0,056	0,081	-0,0078	0,0004
Alcool	-0,867	0,340	0,246	0,045	0,254	-0,0044	0,0002
Activité physique	2,381	0,000	0,473	0,082	0,000	0,0234	0,0019
Fruits et légumes	0,538	0,501	0,728	0,006	0,667	0,0081	0,0000
Constante	46,781						
Total							0,0056
Résidu							0,0985
N	=	802					
Prob > F	=	0,011					
R ²	=	0,058					

Tableau A8 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé psychique (MCS) – Hommes – East Sussex, Brighton & Hove

East Sussex, B&H	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score MCS			51,649	0,104	0,000		
[30_39]	-3,194	0,006	0,220	0,100	0,001	-0,0136	0,0014
[40_49]	-2,554	0,018	0,189	0,054	0,054	-0,0093	0,0005
[50_59]	-2,305	0,047	0,165	0,013	0,653	-0,0073	-0,0001
[60_69]	0,507	0,651	0,114	0,238	0,000	0,0011	0,0003
[70_79]	0,407	0,729	0,076	0,260	0,000	0,0006	0,0002
[80_99]	-3,336	0,052	0,034	0,055	0,429	-0,0022	-0,0001
Divorcé(e)	-0,800	0,590	0,062	0,190	0,001	-0,0010	0,0002
Veuf (ve)	2,874	0,085	0,024	0,036	0,649	0,0014	0,0000
Marié(e)	3,800	0,000	0,658	0,083	0,000	0,0484	0,0040
Propriétaire-occupant	2,030	0,009	0,669	0,069	0,000	0,0263	0,0018
Zone rurale	0,451	0,434	0,224	0,052	0,046	0,0020	0,0001
CSP1	-0,366	0,884	0,525	0,043	0,002	-0,0037	-0,0002
CSP2	-1,367	0,589	0,241	0,054	0,042	-0,0064	0,0003
CSP3	-1,064	0,682	0,108	0,094	0,015	-0,0022	0,0002
CSP4 & CSP5	0,205	0,937	0,106	0,005	0,912	0,0004	0,0000
Tabac	-3,008	0,000	0,227	0,158	0,000	-0,0132	0,0021
Alcool	0,164	0,808	0,168	0,057	0,070	0,0005	0,0000
Activité physique	1,943	0,000	0,397	0,073	0,000	0,0149	0,0011
Fruits et légumes	1,295	0,031	0,671	0,057	0,000	0,0168	0,0010
Constante	48,886						
Total							0,0128
Résidu							0,0914
N	=	1741					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,117					

**Tableau A9 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé psychique (MCS) – Hommes – Kent & Medway**

Kent & Medway	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score MCS			50,762	0,096	0,000		
[30_39]	-1,951	0,094	0,219	0,102	0,000	-0,0084	0,0009
[40_49]	-2,156	0,062	0,200	0,081	0,004	-0,0085	0,0007
[50_59]	-1,344	0,246	0,192	0,006	0,829	-0,0051	0,0000
[60_69]	1,613	0,155	0,117	0,263	0,000	0,0037	0,0010
[70_79]	2,021	0,080	0,064	0,253	0,000	0,0026	0,0006
[80_99]	0,095	0,945	0,020	0,098	0,051	0,0000	0,0000
Divorcé(e)	-1,606	0,302	0,058	0,168	0,010	-0,0018	0,0003
Veuf (ve)	-0,031	0,986	0,022	0,095	0,234	0,0000	0,0000
Marié(e)	1,681	0,076	0,696	0,044	0,000	0,0230	0,0010
Propriétaire-occupant	2,472	0,001	0,728	0,042	0,000	0,0355	0,0015
Zone rurale	0,295	0,578	0,397	0,027	0,138	0,0023	0,0001
CSP1	0,638	0,685	0,095	0,089	0,027	0,0012	0,0001
CSP2	-0,355	0,812	0,339	0,008	0,692	-0,0024	0,0000
CSP3	-2,669	0,116	0,118	0,094	0,043	-0,0062	0,0006
CSP4	-0,195	0,901	0,247	0,001	0,958	-0,0009	0,0000
CSP5	-0,903	0,584	0,131	0,028	0,460	-0,0023	0,0001
CSP6	-1,014	0,692	0,021	0,010	0,929	-0,0004	0,0000
CSP7	-1,369	0,813	0,002	0,251	0,350	-0,0001	0,0000
Tabac	-2,551	0,001	0,218	0,124	0,000	-0,0109	0,0014
Alcool	-1,963	0,015	0,122	0,022	0,552	-0,0047	0,0001
Activité physique	2,026	0,000	0,395	0,084	0,000	0,0158	0,0013
Fruits et légumes	1,372	0,013	0,584	0,075	0,000	0,0158	0,0012
Constante	48,322	.					
Total							0,0107
Résidu							0,0854
N	=	1929					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,106					

Tableau A10 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé psychique (MCS) – Femmes - Nord/Pas-de-Calais

Nord/Pas-de-Calais	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score MCS			44,966	0,134	0,000		
[30_39]	0,789	0,525	0,189	0,036	0,379	0,0033	0,0001
[40_49]	-0,046	0,973	0,189	0,032	0,431	-0,0002	0,0000
[50_59]	-0,412	0,777	0,156	0,061	0,186	-0,0014	0,0001
[60_69]	2,113	0,199	0,114	0,086	0,175	0,0054	0,0005
[70_79]	1,692	0,489	0,092	0,001	0,992	0,0035	0,0000
[80_99]	2,188	0,523	0,050	0,010	0,953	0,0024	0,0000
Divorcé(e)	-4,017	0,045	0,069	0,182	0,029	-0,0062	0,0011
Veuf (ve)	-4,441	0,053	0,127	0,092	0,271	-0,0125	0,0011
Marié(e)	0,233	0,841	0,640	0,036	0,046	0,0033	0,0001
Propriétaire-occupant	-0,839	0,368	0,609	0,014	0,459	-0,0114	-0,0002
Zone rurale	1,402	0,253	0,138	0,099	0,064	0,0043	0,0004
CSP1	1,523	0,235	0,200	0,035	0,360	0,0068	0,0002
CSP2	2,506	0,065	0,235	0,096	0,015	0,0131	0,0013
CSP3	1,412	0,534	0,034	0,076	0,486	0,0011	0,0001
CSP4 & CSP5	-0,071	0,957	0,378	0,068	0,023	-0,0006	0,0000
Tabac	-1,897	0,052	0,196	0,097	0,019	-0,0083	0,0008
Alcool	-1,558	0,338	0,104	0,037	0,604	-0,0036	0,0001
Activité physique	1,063	0,205	0,325	0,055	0,071	0,0077	0,0004
Fruits et légumes	0,718	0,475	0,842	0,011	0,195	0,0134	0,0002
Constante	44,059						
Total							0,0064
Résidu							0,1274
N	=	865					
Prob > F	=	0,007					
R ²	=	0,052					

Tableau A11 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé psychique (MCS) – Femmes – East Sussex, Brighton & Hove

East Sussex, B&H	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score MCS			50,783	0,115	0,000		
[30_39]	-0,356	0,688	0,206	0,112	0,000	-0,0014	0,0002
[40_49]	1,341	0,129	0,176	0,024	0,319	0,0046	-0,0001
[50_59]	2,001	0,028	0,162	0,056	0,032	0,0064	0,0004
[60_69]	4,324	0,000	0,119	0,251	0,000	0,0101	0,0025
[70_79]	5,438	0,000	0,094	0,267	0,000	0,0101	0,0027
[80_99]	0,545	0,741	0,053	0,064	0,355	0,0006	0,0000
Divorcé(e)	-1,328	0,183	0,097	0,090	0,015	-0,0025	0,0002
Veuf (ve)	-1,872	0,109	0,097	0,014	0,748	-0,0036	-0,0001
Marié(e)	0,988	0,194	0,625	0,053	0,000	0,0122	0,0006
Propriétaire-occupant	2,261	0,001	0,706	0,068	0,000	0,0314	0,0021
Zone rurale	1,133	0,030	0,219	0,085	0,000	0,0049	0,0004
CSP1	0,728	0,706	0,492	0,006	0,621	0,0071	0,0000
CSP2	0,599	0,757	0,312	0,006	0,739	0,0037	0,0000
CSP3	1,882	0,371	0,040	0,040	0,452	0,0015	0,0001
CSP4 & CSP5	0,134	0,947	0,131	0,006	0,855	0,0003	0,0000
Tabac	-2,951	0,000	0,169	0,207	0,000	-0,0098	0,0020
Alcool	0,447	0,532	0,109	0,106	0,003	0,0010	0,0001
Activité physique	1,961	0,000	0,335	0,098	0,000	0,0129	0,0013
Fruits et légumes	1,635	0,008	0,774	0,043	0,000	0,0249	0,0011
Constante	44,979						
Total							0,0135
Résidu							0,1017
N	=	2310					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,103					

**Tableau A12 : Décomposition des inégalités totales de santé
Score de santé psychique (MCS) – Femmes – Kent & Medway**

Kent & Medway	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score MCS			48,532	0,114	0,000		
[30_39]	0,398	0,638	0,224	0,111	0,000	0,0018	-0,0002
[40_49]	0,723	0,398	0,191	0,027	0,270	0,0028	-0,0001
[50_59]	2,886	0,001	0,179	0,114	0,000	0,0106	0,0012
[60_69]	4,709	0,000	0,105	0,249	0,000	0,0102	0,0025
[70_79]	5,880	0,000	0,054	0,285	0,000	0,0065	0,0019
[80_99]	3,245	0,008	0,028	0,068	0,141	0,0018	0,0001
Divorcé(e)	-1,728	0,159	0,083	0,076	0,073	-0,0029	0,0002
Veuf (ve)	-0,958	0,405	0,060	0,110	0,006	-0,0012	-0,0001
Marié(e)	0,683	0,399	0,668	0,036	0,000	0,0094	0,0003
Propriétaire-occupant	1,890	0,003	0,724	0,053	0,000	0,0282	0,0015
Zone rurale	0,882	0,047	0,402	0,044	0,002	0,0073	0,0003
CSP1	3,843	0,025	0,023	0,043	0,509	0,0018	0,0001
CSP2	2,164	0,136	0,338	0,012	0,453	0,0151	0,0002
CSP3	2,374	0,102	0,377	0,013	0,411	0,0184	0,0002
CSP4	3,189	0,058	0,052	0,031	0,516	0,0034	0,0001
CSP5	1,115	0,465	0,156	0,051	0,073	0,0036	-0,0002
CSP6	0,959	0,695	0,011	0,044	0,681	0,0002	0,0000
CSP7	-7,115	0,292	0,000	0,377	0,265	0,0000	0,0000
Tabac	-2,785	0,000	0,177	0,171	0,000	-0,0102	0,0017
Alcool	-0,424	0,570	0,071	0,028	0,465	-0,0006	0,0000
Activité physique	1,018	0,038	0,321	0,096	0,000	0,0067	0,0006
Fruits et légumes	1,715	0,001	0,670	0,064	0,000	0,0237	0,0015
Constante	41,890						
Total							0,0120
Résidu							0,1019
N	=	2549					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,095					

Tableau A13 : Décomposition des inégalités de santé liées au revenu
Score de santé physique (PCS) – Hommes - Nord/Pas-de-Calais

Nord/Pas-de-Calais	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score PCS			50,669	0,017	0,000		
[30_39]	-0,299	0,731	0,174	0,011	0,818	-0,0010	0,0000
[40_49]	-4,094	0,000	0,209	0,009	0,807	-0,0169	0,0002
[50_59]	-7,180	0,000	0,163	0,101	0,043	-0,0231	-0,0023
[60_69]	-8,709	0,000	0,095	0,015	0,794	-0,0163	-0,0003
[70_79]	14,989	0,000	0,056	0,028	0,770	-0,0164	0,0005
[80_99]	15,612	0,000	0,027	0,178	0,277	-0,0082	-0,0015
Divorcé(e)	0,096	0,966	0,037	0,034	0,758	0,0001	0,0000
Veuf (ve)	0,743	0,779	0,026	0,205	0,215	0,0004	0,0001
Marié(e)	-0,352	0,694	0,720	0,025	0,062	-0,0050	-0,0001
Propriétaire-occupant	1,168	0,109	0,618	0,126	0,000	0,0142	0,0018
Zone rurale	0,789	0,336	0,129	0,100	0,052	0,0020	0,0002
CSP1	2,906	0,006	0,226	0,416	0,000	0,0129	0,0054
CSP2	2,010	0,078	0,178	0,122	0,006	0,0070	0,0009
CSP3	1,946	0,216	0,056	0,130	0,132	0,0021	-0,0003
CSP4 & CSP5	0,194	0,849	0,438	0,193	0,000	0,0017	-0,0003
Tabac	-0,321	0,650	0,325	0,076	0,012	-0,0021	0,0002
Alcool	-0,759	0,376	0,246	0,043	0,237	-0,0037	-0,0002
Activité physique	2,026	0,001	0,473	0,030	0,179	0,0189	0,0006
Fruits et légumes	0,411	0,574	0,728	0,033	0,011	0,0059	0,0002
Constante	52,051						
Total							0,0049
Résidu							0,0116
N	=	802					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,269					

Tableau A14 : Décomposition des inégalités de santé liées au revenu
Score de santé physique (PCS) – Femmes - Nord/Pas-de-Calais

Nord/Pas-de-Calais	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score PCS			48,252	0,011	0,025		0,0038
[30_39]	-1,859	0,051	0,189	0,006	0,879	-0,0073	0,0000
[40_49]	-2,866	0,004	0,189	0,017	0,664	-0,0112	0,0002
[50_59]	-6,335	0,000	0,156	0,157	0,001	-0,0205	-0,0032
[60_69]	10,016	0,000	0,114	0,119	0,033	-0,0237	-0,0028
[70_79]	14,512	0,000	0,092	0,105	0,074	-0,0277	0,0029
[80_99]	18,514	0,000	0,050	0,077	0,554	-0,0193	0,0015
Divorcé(e)	1,000	0,505	0,069	0,280	0,001	0,0014	-0,0004
Veuf (ve)	-0,526	0,754	0,127	0,117	0,039	-0,0014	0,0002
Marié(e)	-1,049	0,200	0,640	0,079	0,000	-0,0139	-0,0011
Propriétaire-occupant	1,509	0,043	0,609	0,133	0,000	0,0190	0,0025
Zone rurale	0,925	0,341	0,138	0,114	0,018	0,0027	0,0003
CSP1	0,931	0,370	0,200	0,391	0,000	0,0039	0,0015
CSP2	-0,657	0,555	0,235	0,102	0,006	-0,0032	-0,0003
CSP3	-0,673	0,761	0,034	0,198	0,084	-0,0005	0,0001
CSP4 & CSP5	-0,642	0,565	0,378	0,154	0,000	-0,0050	0,0008
Tabac	0,477	0,550	0,196	0,128	0,002	0,0019	-0,0002
Alcool	0,778	0,449	0,104	0,106	0,090	0,0017	0,0002
Activité physique	3,471	0,000	0,325	0,113	0,000	0,0234	0,0026
Fruits et légumes	-2,162	0,003	0,842	0,022	0,013	-0,0377	-0,0008
Constante	53,918						
Total							0,0038
Résidu							0,0068
N	=	865					
Prob > F	=	0,000					
R ²	=	0,337					

Tableau A15 : Décomposition des inégalités de santé liées au revenu
Score de santé psychique (MCS) – Hommes - Nord/Pas-de-Calais

Nord/Pas-de-Calais	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score MCS			48,091	0,007	0,105		0,0043
[30_39]	-0,895	0,450	0,174	0,010	0,821	-0,0032	0,0000
[40_49]	-2,079	0,067	0,209	0,010	0,804	-0,0090	0,0001
[50_59]	-1,473	0,263	0,163	0,101	0,043	-0,0050	-0,0005
[60_69]	-1,769	0,243	0,095	0,015	0,796	-0,0035	-0,0001
[70_79]	-1,236	0,502	0,056	0,028	0,770	-0,0014	0,0000
[80_99]	-6,249	0,099	0,027	0,178	0,276	-0,0035	-0,0006
Divorcé(e)	-1,819	0,420	0,037	0,033	0,764	-0,0014	0,0000
Veuf (ve)	-3,369	0,189	0,026	0,205	0,214	-0,0018	-0,0004
Marié(e)	-0,841	0,427	0,720	0,025	0,062	-0,0126	-0,0003
Propriétaire-occupant	0,636	0,403	0,618	0,126	0,000	0,0082	0,0010
Zone rurale	-0,066	0,949	0,129	0,100	0,052	-0,0002	0,0000
CSP1	3,245	0,016	0,226	0,416	0,000	0,0152	0,0063
CSP2	1,736	0,248	0,178	0,122	0,006	0,0064	0,0008
CSP3	3,913	0,036	0,056	0,131	0,130	0,0045	-0,0006
CSP4 & CSP5	1,662	0,200	0,438	0,193	0,000	0,0151	-0,0029
Tabac	-1,153	0,140	0,325	0,075	0,012	-0,0078	0,0006
Alcool	-0,867	0,340	0,246	0,043	0,236	-0,0044	-0,0002
Activité physique	2,381	0,000	0,473	0,030	0,179	0,0234	0,0007
Fruits et légumes	0,538	0,501	0,728	0,033	0,011	0,0081	0,0003
Constante	46,781						
Total							0,0043
Résidu							0,0025
N	=	802					
Prob > F	=	0,0107					
R ²	=	0,0582					

Tableau A16 : Décomposition des inégalités de santé liées au revenu
Score de santé psychique (MCS) – Femmes - Nord/Pas-de-Calais

Nord/Pas-de-Calais	β_k	Sign.	μ_k	C_k	Sign.	Elasticité	Contribution
Score MCS			44,966	0,009	0,081		0,0080
[30_39]	0,789	0,525	0,189	0,006	0,884	0,0033	0,0000
[40_49]	-0,046	0,973	0,189	-0,017	0,667	-0,0002	0,0000
[50_59]	-0,412	0,777	0,156	0,157	0,001	-0,0014	-0,0002
[60_69]	2,113	0,199	0,114	0,118	0,034	0,0054	0,0006
[70_79]	1,692	0,489	0,092	-0,105	0,076	0,0035	-0,0004
[80_99]	2,188	0,523	0,050	-0,078	0,553	0,0024	-0,0002
Divorcé(e)	-4,017	0,045	0,069	-0,280	0,001	-0,0062	0,0017
Veuf (ve)	-4,441	0,053	0,127	-0,117	0,040	-0,0125	0,0015
Marié(e)	0,233	0,841	0,640	0,079	0,000	0,0033	0,0003
Propriétaire-occupant	-0,839	0,368	0,609	0,133	0,000	-0,0114	-0,0015
Zone rurale	1,402	0,253	0,138	0,114	0,018	0,0043	0,0005
CSP1	1,523	0,235	0,200	0,391	0,000	0,0068	0,0026
CSP2	2,506	0,065	0,235	0,102	0,006	0,0131	0,0013
CSP3	1,412	0,534	0,034	-0,198	0,084	0,0011	-0,0002
CSP4 & CSP5	-0,071	0,957	0,378	-0,153	0,000	-0,0006	0,0001
Tabac	-1,897	0,052	0,196	-0,128	0,002	-0,0083	0,0011
Alcool	-1,558	0,338	0,104	0,106	0,090	-0,0036	-0,0004
Activité physique	1,063	0,205	0,325	0,113	0,000	0,0077	0,0009
Fruits et légumes	0,718	0,475	0,842	0,022	0,013	0,0134	0,0003
Constante	44,059						
Total							0,0080
Résidu							0,0007
N	=	865					
Prob > F	=	0,0071					
R ²	=	0,0519					