



Ecole nationale Vétérinaire d'Alfort

MASTER 2^{ème} ANNEE

Santé publique Paris Sud-Saclay et Santé UPEC

Dominante

**SURVEILLANCE EPIDEMIOLOGIQUE DES MALADIES
HUMAINES ET ANIMALES**

RAPPORT DE STAGE

**ESTIMATION DU BIAIS ECOLOGIQUE DÛ À L'UTILISATION DE
L'INDICE AGREGÉ DE DETAFAVEUR SOCIALE « FDEP », À PARTIR
DE LA COHORTE SIRS, VAGUE 2009-2010**

Présenté par

Hamza BOUZIANE

Réalisé sous la direction de : Dr. Pierre CHAUVIN, Dr. Gladys IBANEZ

Organisme et pays : ERES, IPLESP France

Période du stage : Janvier à juin 2017

Date de soutenance : Jeudi 29 juin 2017

Année universitaire 2016-2017

Remerciements

Je tiens à remercier en premier lieu Pierre Chauvin de m'avoir confié ce travail très intéressant, et de son aide précieuse le long de cette étude.

Un très grand merci à Gladys Ibanez, qui a accepté de m'encadrer durant ce travail et grâce à qui j'ai pu construire ce travail en toute confiance. Merci pour ta disponibilité et tes conseils avisés.

Je remercie très sincèrement les membres de mon Jury :

Dr. Florence Canoui Poitrine et Dr Loic Josseran de m'avoir fait l'honneur d'être membres du Jury de mon mémoire.

Je remercie aussi Aurélie Courcoul d'avoir accepté d'être tutrice de mon stage.

Merci aux membres d'équipe de recherche en épidémiologie sociale que j'ai rencontré durant mon stage.

Merci au Pr Barbara Dufour et aux enseignants de master 2 surveillance épidémiologique des maladies humaines et animales.

Merci à tous mes amis pour votre bienveillance et les bons moments passés ensemble.

Résumé court

Introduction

Dans de nombreux pays, la réduction des inégalités sociales de santé est une priorité de santé publique. En France, elle est un axe fort de la loi de modernisation du système de santé du 26 janvier 2016. Les indices agrégés de défaveur sociale, initialement développés pour le repérage de territoires en difficulté et la distribution de moyens par l'Etat, sont de plus en plus fréquemment utilisés comme *proxy* pour apprécier le statut socio-économique individuel dans l'étude des inégalités sociales de santé. Cette étude a eu pour objectif de décrire le biais écologique induit par l'utilisation de l'indice agrégé français FDep; et de comparer les différentes associations obtenues avec les données sociales individuelles ou agrégées, sur certains états et comportements de santé.

Méthodes

Les données sociales individuelles ont été recueillies à partir d'un échantillon représentatif de 3006 personnes provenant de la cohorte SIRS 2009-2010. L'indice FDep construit à l'échelle des Ilots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS) a été utilisé dans cette étude. Les données de ces deux sources ont été appariées.

Résultats

Nos résultats ont montré une concordance modérée entre les données sociales individuelles et agrégées. Les erreurs de classement des personnes défavorisées étaient fréquentes (au minimum la moitié des personnes sont « mal classées » dans le quintile le plus défavorisé du FDep). Appliquées à sept états et comportements de santé, les différences et les rapports de risque relatif entre les données sociales individuelles et l'indicateur agrégé étaient fréquemment importants. Les forces d'associations avec les variables de santé semblaient plus faibles au niveau agrégé qu'individuel. L'indice agrégé étudié est un bon *proxy* pour la défaveur individuelle sur le plan de revenu et de niveau d'étude des personnes (AUC = 0.7), il semble non adapté pour apprécier la défaveur sociale multiple.

Conclusions :

Enfin, ces indices de défaveur sociale permettent de prendre en compte des données contextuelles complémentaires et utiles; mais semblent peu utilisables pour détecter et mesurer la précarité au niveau individuel et ses effets sur la santé. La compréhension des interactions entre les déterminants sociaux individuels et contextuels nécessite l'utilisation conjointe de ces données sociales dans les modèles statistiques complexes.

Mots-clés

Biais écologique, Indice de défaveur sociale, inégalité sociale de santé, épidémiologie

Résumé long

L'épidémiologie sociale étudie la distribution sociale et les déterminants sociaux des états de santé dans les différents groupes sociaux « défavorisés » ou « favorisés », P. Townsend 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 », la notion de défaveur sociale est multiple et considère le statut socioéconomique composite des personnes sur plusieurs plans, principalement le revenu, le niveau d'étude, le statut d'emploi et la profession.

L'étude des liens entre la défaveur sociale et les états de santé fait appel à l'utilisation des indices composites de défaveur sociale, ces indices sont soit construit à une échelle individuelle soit à une échelle géographique, dans ce dernier cas ils caractérisent le lieu de résidence des personnes et les déterminants contextuels. Les scores individuels mesurent la précarité des personnes. De nombreux travaux ont montré l'impact de la défaveur sociale sur l'état de santé des personnes en France et dans le monde. La littérature internationale montre que les relations statut socioéconomique – santé ont été essentiellement étudiées sur la base de mesures géographiques de défaveur sociale.

Ces indices géographiques – écologiques, initialement développés pour la planification des soins et la distribution des allocations de l'Etat ont finalement été utilisés pour l'étude des inégalités sociales de santé, et servent comme *proxy* de statut socioéconomique individuel des personnes, l'un de ces indices est le « French deprivation Index » noté FDep, étudié dans le cadre de la présente analyse. Les auteurs de cet indice ont montré de fortes associations avec la mortalité toutes causes, quel que soit le contexte de la région en France métropolitaine rural ou urbain à partir des données de recensement.

Les données agrégées à l'échelle des unités géographiques peuvent donner à l'étude de la défaveur sociale une information supplémentaire par rapport aux mesures individuelles, comme par exemple le niveau de confort d'une communauté. Qu'une personne donnée soit ou non favorisée à titre individuel, elle sera influencée par le contexte social de son environnement de résidence ou de travail, cependant, les indices écologiques peuvent présenter certaines limites telles que la plus grande sensibilité aux facteurs de confusion, l'autocorrélation ou encore le «biais écologique». Ceci est dû au fait que l'on attribue le score d'une même zone géographique à tous les individus qui l'habitent, ignorant ainsi les caractéristiques individuelles et les hétérogénéités au sein des populations.

La présente étude a eu pour objectif de décrire le biais écologique induit par l'utilisation de l'indice agrégé français FDep comme *proxy* de statut individuel, et de comparer les différentes associations obtenues avec les données sociales individuelles ou agrégées, sur les états et comportements de santé.

Cette étude s'inscrit dans un programme de recherche pluridisciplinaire conduit en Ile de France, le projet « Santé Inégalités et Ruptures Sociales » (SIRS). Ce programme a pour objectif d'étudier les interrelations entre les situations sociales des individus (individuelles et contextuelles) et leurs états et comportements de santé, ainsi que leurs stratégies et utilisation

du système de soins. Notre étude est basée sur les données de l'enquête SIRS 2009-2010. Les données sociales individuelles ont été recueillies à partir d'un échantillon de 3006 personnes représentatif de la population adulte francophone du Grand Paris (département 75, 92, 93 et 94), géocodé à l'adresse de résidence. L'indice FDep construit à l'échelle des Ilots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS) a été utilisé dans cette étude. Les données de ces deux sources ont été appariées. Les analyses ont comporté une première partie descriptive des caractéristiques socio-économiques et de l'état de santé des personnes de SIRS 2009-2010, ainsi que la distribution des 50 IRIS de la cohorte SIRS dans les quintiles d'indice de défaveur sociale FDep. Puis, les caractéristiques socio-économiques des personnes ont été dichotomisées pour distinguer les personnes « favorisées » des personnes « défavorisées ». Ensuite, la distribution des personnes défavorisées et non défavorisées a été décrite dans chaque quintile de l'indice FDep afin de quantifier les erreurs de classement. Les propriétés psychométriques du FDep ont ensuite été étudiées par la mesure de la sensibilité, spécificité, valeur prédictive positive et négative de cet indice. Les courbes ROC (Receiver operating characteristic) et le calcul de l'AUC (Area under the curve) ont été réalisées pour chacune de ces variables socio-économiques. Enfin, l'erreur écologique due à l'attribution des valeurs agrégées du FDep aux individus a été étudiée par la mesure des associations entre les caractéristiques socio-économiques (recueillies au niveau individuel ou agrégé par le FDep) et les états de santé. Ces associations ont été décrites par le calcul du Risque relatif (RR). Les différences de Risque relatif (RR) entre la prise en compte des caractéristiques socio-économiques individuelles ou bien agrégées ont été exprimées sous forme de différences absolues ou relatives.

Nos résultats ont montré une concordance modérée entre les données sociales individuelles et agrégées. Les erreurs de classement des personnes défavorisées étaient fréquentes au minimum la moitié des personnes étaient « mal classées » dans le quintile le plus défavorisé du FDep. En effet, seules 43,4% des personnes ayant un revenu inférieur au seuil de pauvreté étaient correctement classées dans le quintile le plus défavorisé de l'indice écologique de défaveur sociale FDep (Q5). Ce pourcentage était respectivement de 29,8%, 40,8%, 36,1%, et 21,9% parmi les personnes n'ayant pas suivi un enseignement supérieur au bac, les chômeurs, les ouvriers et les personnes précaires (selon score PRECAR). A l'inverse, parmi les personnes résidant dans un IRIS appartenant au quintile le plus défavorisé du FDep, 14,4 n'étaient pas pauvres, 9,4 avaient fait des études supérieures, 18,5 n'étaient pas au chômage, 18,7 n'étaient pas ouvriers, 15,4 n'étaient pas précaires.

Selon les variables considérées, l'indice FDep présentait une sensibilité comprise 28,5% et 43,4%, une spécificité comprise entre 81,2% et 90,5%, une valeur prédictive positive comprise entre 13,9% et 77,4%, et une valeur prédictive négative comprise entre 54,3% et 94,9%. Les meilleures sensibilités ont été décrites pour les variables « revenus » (43,4%) et « statut d'emploi » (40,7%) ; les meilleures spécificités pour les variables « niveau d'études » (90,5%) et « revenus » (85,6%) ; les meilleures valeurs prédictives positives pour les « niveau d'études » (77,4%) et le score PRECAR (56,7%) et les meilleures valeurs prédictives négatives pour « statut d'emploi » (94,9%) et la « catégorie socio-professionnelle » (93,4%). Pour ces différentes variables, le seuil de l'indice FDep permettant d'optimiser la sensibilité

et spécificité semblait être au 3^{ème} quintile. Les valeurs d'AUC étaient comprises entre 0.66 (statut d'emploi, catégorie socio-professionnelle et score PRECAR) et 0,74 (revenus et niveau d'études).

Appliquées à sept états et comportements de santé, et selon les variables sociales, les différences de risques relatifs (RR) étaient fréquemment supérieur à 0,7 et les rapports de RR fréquemment supérieur à 1.5 concernant la défaveur sociale multiple. Les associations avec les variables de santé semblaient plus faibles au niveau agrégé qu'individuel.

Le projet SIRS est le premier à avoir étudié les facteurs sociaux de la santé et du recours aux soins dans la population générale de la plus grande agglomération française. De nombreuses variables sociales et d'états de santé étaient disponibles. Les données de SIRS 2009-2010 ont été comparées aux données agrégées au niveau des IRIS, qui représentent la plus petite unité géographique disponible.

L'indice de défaveur sociale FDep permet une première description des inégalités territoriales de santé et, dans certaine mesure, une première évaluation – succincte- de l'adéquation avec l'implantation géographique des soins et des services de santé, Mais il semble peu utilisable pour détecter et mesurer la précarité au niveau individuel ni a fortiori l'impact de la précarité et les conditions de vie sur la santé. La compréhension des interactions entre les déterminants sociaux individuels et contextuels nécessite l'utilisation conjointe de ces données sociales dans des modèles statistiques complexes.

Sommaire

Synthèse bibliographique

I. Introduction	1
II. Concept de la défaveur sociale.....	2
III. Liens entre défaveur sociale et santé	2
IV. Les indices écologiques de défaveur sociale	3
V. Avantage et limites des données écologiques	5
VI. L'erreur écologique	6

Travail personnel

I. Contexte et problématique	8
II. Données et méthodes	9
II.1. Type d'étude et population.....	9
II.2. Mesures d'intérêt.....	10
II.2.1. Mesures individuelles.....	10
a). Caractéristiques socio-économiques.....	10
b). Mesures de santé.....	10
II.2.2. Mesures agrégées	10
II.3. Analyses statistiques	11
III. Résultats	13
III.1. Description de l'échantillon – SIRS 2009-2010	13
III.2. Répartition des IRIS et des personnes de SIRS 2010 selon l'indice de défaveur social FDep.....	16
III.3. Erreurs de classement	17
III.4. Propriétés psychométriques de l'indice FDep	22
III.5. Erreur écologique.....	24
III.6. Biais écologique.....	30
IV. Discussion	33
V. Conclusion	37

Références bibliographiques

Annexes

Acronymes

ACM : Analyse des composantes multiples

ACP : Analyse en Composantes Principales

AUC: Area Under the roc Curve

EDI : European deprivation index

ERES : Equipe de recherche en épidémiologie sociale

FDep : French deprivation index

IMC : Indice de Masse Corporelle

INSEE : Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques

INSERM : Institut national de la santé et de la recherche médicale

IRIS : Ilots Regroupés pour l'Information Statistique

OMS : Organisation mondiale de la santé

Qx: Quintile numéro x

RLM: Régression linéaire multiple

ROC: Receiver Operating Characteristic curve

RR : Risque Relatif

SIRS : Santé, Inégalités, Rupture Social

Zus : Zones urbaines sensibles

Lexique

Approche de type « Ecologique » : Terme désignant toute étude ou analyse basée, non pas sur une ou plusieurs population(s) sélectionnée(s) individu par individu, mais sur des données populationnelles globales (données agrégées), disponibles par exemple à l'échelon d'une région, d'un pays ou au niveau des IRIS.

Données agrégées : Données populationnelles globales disponibles à l'échelle locale (commune ou IRIS par exemple) ou d'un large territoire (d'une région ou d'un pays). La variable d'agrégation peut être une région géographique, mais également d'autres variables comme le statut socio-économique ou une période de temps donnée.

FDep : l'indice de défaveur sociale, développé dans le contexte français. Il a été construit à l'échelle de l'IRIS à partir des données de recensement de la population de 2009 (Insee) et des revenus fiscaux des ménages de 2009 (Insee-DGI). Quatre variables, représentant toutes une dimension fondamentale du niveau socio-économique, de signification homogène dans l'ensemble du pays et covariant de façon similaire selon la tranche d'unités urbaines ont été utilisées : le pourcentage d'ouvriers dans la population active, le pourcentage de bacheliers chez les 15 ans et plus, le pourcentage de chômeurs dans la population active et le revenu médian par foyer.

Inégalités sociales de santé : Toute relation entre la santé et l'appartenance à une catégorie sociale, on distingue classiquement trois types d'inégalités en santé, les inégalités entre hommes et femmes, celles entre catégories socioprofessionnelles, ou celle entre territoires.

IRIS : Abrégé de « Îlots Regroupés pour l'Information Statistique ». C'est une unité géographique infra-communale créée par l'INSEE à l'occasion du recensement de la population française de 1999. L'IRIS est la plus petite unité pour laquelle l'INSEE fournit des données statistiques détaillées. Il regroupe en moyenne 2 000 habitants, ce qui est souvent considéré comme l'échelon de base pour les analyses statistiques géographiques. Dans le Grand Paris, un IRIS couvre en moyenne 25000 m².

La pondération : correspond au **redressement** de l'échantillon (prise en compte de de l'échantillonnage à trois degré) et au **calage** (comparaison de l'échantillon SIRS à une source externe en termes d'âge, de sexe et de ménage isolés, recensement Insee 2009), afin d'assurer une meilleure représentativité de l'échantillon.

Precar : score individuel de précarité, développé dans le programme SIRS à l'Inserm.

Quintile : Le quintile est une portion de la distribution de fréquence contenant un cinquième du total de l'échantillon.

Index des tableaux

Tableau 1: Caractéristiques socio-économiques des personnes.....	13
Tableau 2: Etats et comportements de santé des personnes.....	15
Tableau 3: Distribution des Iris (n=60) et des individus (n=3006).....	16
Tableau 4: Distribution des personnes défavorisées et des personnes non défavorisées selon les mesures individuelles de défaveur sociale dans les quantiles de l'indice FDep	17
Tableau 5: Erreur de classement des personnes défavorisées en fonction des différents seuils de positivité de l'indice FDep	18
Tableau 6: Erreur de classement des personnes favorisées en fonction des différents seuils de positivité de l'indice Fdep.....	20
Tableau 7: Propriétés psychométriques de l'indice FDep.	22
Tableau 8: Résultats des mesures d'associations entre le statut socioéconomique individuel et les états et comportements de santé, en fonction des deux modes de recueil de l'exposition, Individus et Iris	29

Index des Figures

Figure 1: Pourcentage des personnes défavorisées mal classées en fonction des différents seuils de l'indice Fdep	19
Figure 2: Pourcentage des personnes favorisées mal classées en fonction des différents seuils de positivité de l'indice Fdep.....	21
Figure 3: Courbe ROC FDep - défaveur sociale individuelle.....	23
Figure 4: Associations retrouvées entre les caractéristiques socio-économiques (mesurées au niveau individuel ou agrégées à l'IRIS) et les différentes variables de santé.....	25
Figure 5: Associations retrouvées entre les caractéristiques socio-économiques (mesurées au niveau individuel ou agrégées à l'IRIS) et les différentes variables de santé.....	27
Figure 6: Différences de risques relatifs (RR) entre les associations mesurées au niveau individuel selon les deux modes de recueil de l'exposition à l'individu et à l'IRIS	31
Figure 7: Rapports de risques relatifs (RR) des associations mesurées au niveau individuel et au niveau de l'IRIS pour les différentes variables de santé	32

Liste des annexes

Annexe 1 : Typologie d'E. Prétéceille.

Annexe 2 : Localisation des 50 ilots sélectionnés

Annexe 3 : Méthode de calcul de score PRECAR

Annexe 4 : Analyse descriptive des caractéristiques socio-économiques des individus de la cohorte SIRS – données pondérées - (N=3006)

Annexe 5 : Analyse descriptive des caractéristiques socio-économiques des individus de la cohorte SIRS, variables dichotomisées - données pondérées - (N=3006)

Annexe 6 : Analyse descriptive des états de santé des individus de la cohorte - données pondérées - (N=3006)

Annexe 7 : Distribution des IRIS et des individus dans les quintiles de l'indice Fdep - données pondérées - (N=3006)

Annexe 8 : Propriétés psychométriques de l'indice FDep - données brutes - (N=3006)

Annexe 9 : Propriétés psychométriques de l'indice FDep - données pondérées - (N=3006)

Annexe 10 : Distribution des personnes défavorisées et des personnes non défavorisées selon les mesures individuelles de défaveur sociale dans les quantiles de l'indice FDep - données pondérées - (N=3006)

Annexe 11 : Erreur de classement des personnes défavorisées en fonction des différents seuils de positivité de l'indice FDep - données pondérées - (N=3006)

Annexe 12 : Erreur de classement des personnes favorisées en fonction des différents seuils de positivité de l'indice FDep - données pondérées - (N=3006)

Annexe 13 : Mesure d'association entre l'âge, le sexe et les différents états et comportements de santé – Données brutes

Annexe 14 : Mesure d'association entre les mesures de statut socioéconomique individuel et les différents états et comportements de santé, selon les deux modes de recueil de l'exposition, à l'individu (SIRS) ou imputé à l'IRIS

Annexe 15 : Estimation de biais écologique

I. Introduction

En 2000, lors de sa première analyse des systèmes de santé, l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS) classait la France comme le pays ayant le meilleur système de santé du monde suivie de l'Italie, de l'Espagne, d'Oman, de l'Autriche et du Japon (OMS 2000). En avril 2017, une analyse similaire parue dans le *Lancet* la classait à la 15^{ème} place parmi les 195 pays étudiés. Selon cette analyse, les écarts entre les pays les plus performants en termes de qualité et d'accessibilité aux soins se sont creusés ces vingt à trente dernières années.

Le Conseil régional Europe de l'OMS a inscrit en 2012 la réduction des inégalités de santé comme premier objectif stratégique (Cases et al. 2013). En France, la réduction des inégalités sociales de santé a été un axe fort de la loi de modernisation du système de santé du 26 janvier 2016. Depuis plus de trente ans, de nombreux travaux ont apporté des connaissances sur l'ampleur des inégalités sociales et leurs impacts dans tous les domaines de la santé. A ce développement de connaissances a succédé une demande de plus en plus forte d'actions susceptibles de réduire ces inégalités sociales de santé.

Il paraît donc très important de disposer d'indicateurs sociaux pertinents et fiables permettant de décrire la position socio-économique des individus (Santé publique France 2017). Au niveau individuel, les domaines les plus souvent explorés dans la littérature sont les revenus, le niveau d'études le statut de l'emploi ou la catégorie socioprofessionnelle (Bryere et al. 2017). Cependant, ces données individuelles sont rarement recueillies en routine dans les systèmes d'information et les bases de données médicales ou sanitaires. Pour cette raison, les indices composites de « défaveur sociale » construits de manière agrégée à différentes unités géographiques qualifiant la zone d'habitation des individus, sont souvent utilisés comme *proxy* de données socio-économiques individuelles (à partir du moment où leur adresse est connue). Quel que soit la méthode de construction, ces indices combinent plusieurs caractéristiques agrégées des zones de résidence pour obtenir un indice écologique de défaveur sociale (Pornet et al. 2012).

Ces indices ont été initialement développés au Royaume-Uni, aux Etats-Unis puis au Canada. Ils ont été implémentés en Europe au cours de ces vingt dernières années. Leur principale limite est liée au biais écologique, c'est-à-dire la possibilité de classer faussement des personnes dans des zones défavorisées. Une étude récente a estimé le biais écologique de sept indices : Townsend, Carstairs, Lasbeur, Havard, European Deprivation index (EDI), les composantes sociale (SCP) et matérielle (MCP) de l'indice de Pampalon (Bryere et al. 2017).

L'objectif de cette étude était de décrire le biais écologique à partir du FDep, développé dans le contexte français, et de comparer les associations obtenues avec les données sociales individuelles ou agrégées sur les états et comportements de santé.

II. Concept de la défaveur sociale

La défaveur sociale est défini par P. Townsend 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 » (Townsend 1987). Si le ménage ou l'individu n'a pas accès à un besoin de base particulier, il est défini comme défavorisé. Pour caractériser les dimensions économique et sociales de la défaveur sociale, Townsend fait la distinction entre la défaveur matérielle qui se réfère aux biens ou aux commodités de la vie moderne, et la défaveur sociale (relation familiales, au travail ou dans la communauté), ces deux formes de défaveur sociale sont liées à la santé physique et mentale aussi qu'au bien être des population (Robert Pampalon et Raymond 2000).

La notion de la défaveur sociale – comme, en France, celle de la « précarité » - est multidimensionnelle, donc ne caractérise pas une catégorie sociale particulière mais synthétise un ensemble multifactoriel de situations péjoratives (Townsend 1987) et concerne donc, quantitativement et qualitativement un nombre beaucoup plus large de personnes et de situations que les pauvres ou les « exclus ». La défaveur sociale est une notion appliquée à individu et à son environnement (ménage, quartier, etc.), des indices composites de défaveur sociale ont été construits à l'échelle des différentes unités géographiques, leurs intérêts ont été largement démontrés comme mesure de défaveur sociale en relation avec des états de santé ou encore les inégalité sociale face à la mort, afin d'identifier les zones géographiques sensible et à risque (Carstairs et Morris 1989; Morris et Carstairs 1991; Rey et al. 2009; Townsend 1987). Ces indices, basé sur les caractéristiques des zones de résidence, permettent de décrire les liens avec les états de santé des résidents.

III. Liens entre défaveur sociale et santé

Les liens entre la défaveur sociale et santé relèvent des interactions multiples, associant des données socioéconomiques et l'état de santé d'une population. L'étude des déterminants n'est pas simple de part leur multiplicité et les nombreux liens qui existent entre eux ce qui rend difficile l'appréciation du rôle spécifique de chacun. La défaveur sociale regroupe plusieurs aspects de vulnérabilité, pauvreté, niveaux d'études, ou caractéristiques de quartier de résidence, etc, ce qui rends difficile l'identification de ceux sur lesquels on peut agir (Krieger et al. 2003). De nombreux travaux ont montré l'impact des processus de précarité sur l'état de santé physique des personnes en France et dans le Monde ont clairement montré que la précarité s'accompagne d'un risque accru de morbidité et de mortalité. Ainsi, cela peut concerner le petit poids à la naissance (Krieger et al. 2003); la grande prématurité (Lasbeur et al. 2006); les maladies cardiovasculaires (Kaplan et Keil 1993); les maladies respiratoires (Ellison-Loschmann et al. 2007); les cancers (Moulin et al. 2006), mais aussi sur la santé mentale et l'apparition de troubles psychologiques et de manifestations de souffrance psychique (Fieulaine, Apostolidis, et Olivetto 2012; Stansfeld et al. 2003).

L'étude des inégalités sociales de santé est une autre approche des déterminants sociaux de la santé (Chauvin 2002). Cette approche consiste à mesurer les écarts de santé entre des groupes sociaux hiérarchisés selon des critères tels que le niveau d'étude, la catégorie socio-professionnelle, les revenus ou la situation par rapport à l'emploi, et à formuler des

hypothèses sur les facteurs qui sont à l'origine de ces écarts (Pampalon et Raymond 2000; Goldberg et al. 2003). Il a ainsi été montré que les comportements à risque, le non-recours aux soins, les troubles psychologiques et la mortalité sont plus fréquents dans les catégories sociales les plus défavorisées (Galobardes et al. 2003; Krokstad, Kunst, et Westin 2002; Avendano et al. 2006; Marmot et al. 1991; Osler et al. 2000; Wardle et Steptoe 2003).

Il a également été montré que la survenue des processus de précarisation est socialement inégalitaire, puisqu'elle atteint préférentiellement les populations des catégories sociales défavorisées, les personnes possédant un faible niveau d'études et les familles monoparentales (Halpern 2010)

La littérature internationale montre que les relations statut socioéconomique – santé ont souvent été étudiées sur la base de mesures géographiques de défaveur sociale « area based measures » (Bajekal, Jan, et Jarman 1996; Carstairs et Morris 1989; Jarman 1983; Jordan et al. 2014; Carstairs et Morris 1989; Robert Pampalon et al. 2012; Townsend 1987). Ces données agrégées de populations sont en effet utilisées dans le cas où des données individuelles ne sont pas disponibles. Ces indicateurs sont dits «écologiques» caractérisent les populations habitant dans des unités géographiques de tailles variables: régions, cantons, communes, villes, quartiers, îlots... Divers types d'informations sont souvent accessibles dans les bases de données existantes, telles que le revenu médian par habitant, le niveau d'éducation médian par habitant, le taux de chômage, la proportion de ménages bénéficiant des minimas sociaux, etc.

Certains de ces indices sont couramment utilisés, à l'étranger mais également de plus en plus souvent en France comme outils pour la planification de l'accès aux soins et pour l'étude des phénomènes de santé (Lorant 2000; Robert Pampalon et Raymond 2000; Challier et Viel 2001). Les plus utilisés, provenant de la littérature anglo-saxonne, sont les indices développés par Carstairs (Morris et Carstairs 1991) et Townsend (Townsend 1987), dont les calculs ne nécessitent qu'une somme standardisée de quatre variables socio-économiques. La proportion de chômeurs, de ménages sans voiture et de logements surpeuplés sont des variables communes aux deux indices, auxquelles s'ajoutent la proportion de personnes de catégorie sociale ouvrière pour l'indice de Carstairs et la proportion de ménages non propriétaires du logement pour Townsend. Ces deux mesures reflètent la défaveur matérielle. Ces indices sont tout à fait corrélés aux données de santé et de mortalité (Carstairs 2000).

IV. Les indices écologiques de défaveur sociale

Les premiers indices pour mesurer les inégalités sociales et économiques ont été proposés au Royaume-Uni dès les années 80 avec le score de Townsend (Townsend 1987), puis celui de Jarman (Jarman 1983), et enfin celui de Carstairs et Morris (Morris et Carstairs 1991).

Ces indicateurs initialement développés pour la planification des soins, et la distribution des allocations de l'état ont finalement été utilisés pour l'étude des inégalités sociales de santé, et servent maintenant comme gold-standard pour l'établissement de nouveaux scores «écologiques» de défaveur sociale proposés dans plusieurs pays occidentaux. L'étude de la littérature a montré qu'il existait de tels scores aux Etats-Unis (Eibner et Sturm 2006; Messer et al. 2006; Sheppard 2003), au Canada (R. Pampalon et al. 2009), au Japon (Fukuda,

Nakamura, et Takano 2007), en Italie (Tello et al. 2005; Cadum et al. 1999), en Espagne (Benach et Yasui 1999) et en Belgique (Lorant 2000).

Des indicateurs composites français, inspirés des indices anglo-saxons sus-cités, ont été proposés dans différents territoires géographiques : en région Nord-Pas-de-Calais (Declercq C 2004), Lille, Lyon et Marseille (Lalloué et al. 2013); dans les communes et cantons du département du Doubs (Challier et Viel 2001); dans la communauté urbaine de Strasbourg (Havard et al. 2008)

Le European deprivation index (EDI), est un indice disponible à l'échelle de l'IRIS et couvre l'ensemble du territoire de la France métropolitaine : son objectif étant de se rapprocher le plus possible du désavantage social individuel, et surtout de l'utiliser en tant que proxy de statut socioéconomique individuel (Pornet et al. 2012).

Le French deprivation index (FDep) (Rey et al. 2009), est construit à l'IRIS à partir des données de recensement de la population de 2009. L'association entre le FDep et la mortalité (période 1997-2001) a été observée et ce, quelle que soit l'échelle spatiale retenue: commune, canton, zone d'emploi, département et région. Cette association se retrouve également dans toutes les tranches d'unité urbaines (Rey et al. 2009).

Dans l'étude de Lasbeur et al (Lasbeur et al. 2006) un lien a été établi entre grande prématurité et quartier de résidence à Paris et en Petite couronne. Pour cela, un score de privation pour chaque IRIS de Paris-Petite Couronne est calculé à partir des données de recensement afin d'établir quatre différents groupes de défaveur sociale. L'adresse des mères des enfants grands prématurés est ensuite recueillie afin d'être rattachée au code de son IRIS de résidence. Il est finalement trouvé que moins l'environnement est favorable, plus le risque de naissance très prématurée n'est élevé.

Les auteurs de ces différentes études menées en France ont montré des corrélations significatives entre les niveaux de défaveur sociale matérielle et/ou sociale mesurés par ces différents indices écologiques et les données sanitaires telles que la périnatalité, la morbidité ressentie, l'espérance de vie, les taux de mortalité (Lasbeur et al. 2006; Rey et al. 2009; Lucas-Gabrielli, Tonnellier, et Vigneron 1998; Declercq C 2004; Pornet et al. 2012)

Les études ont démontré que le fait de vivre dans un quartier pauvre peut avoir un effet néfaste sur la santé indépendamment des caractéristiques individuelles (O'Campo 2003; Chaix, Merlo, et Chauvin 2005; Lawlor et al. 2005; Smith, Olatunde, et White 2010). Cet effet est lié à l'accessibilité aux soins, à l'insécurité et aux autres expositions à des facteurs environnementaux. En l'absence de données sur les individus, l'analyse des inégalités à partir de données collectives ne permet pas de faire la part entre effets individuels et effets agrégés ou contextuels (Geronimus et Bound 1998; Courgeau, Baccaïni, et Baccaini 1997).

Les indices écologiques de défaveur sociale peuvent être construits, soit à partir de méthodes additives (sommées pondérées de variables), comme pour les indices de Carstairs ou Townsend, soit par une approche multidimensionnelle de réduction de données (analyses en composantes principales), comme par exemple l'indice de défaveur sociale développé dans le contexte français FDep (Rey et al. 2009) et l'indice de Pampalon (R. Pampalon et al. 2009). Cette dernière approche permet en effet de révéler le caractère multidimensionnel de la défaveur sociale, et notamment la mise en évidence d'une défaveur matérielle d'une part et d'une défaveur sociale de l'autre. De plus, dans ce cas, le poids de chaque facteur dans

l'indice n'est pas déterminé de façon arbitraire, mais en raison des relations statistiques entre l'indice composite et ses facteurs.

V. Avantage et limites des données écologiques

Les données agrégées à l'échelle des unités géographiques peuvent donner à l'étude de la défaveur sociale une information supplémentaire par rapport aux mesures individuelles, comme par exemple le niveau de confort d'une communauté. Qu'une personne donnée soit ou non favorisée à titre individuel, elle sera influencée par le contexte social de son environnement de résidence ou de travail (Challier et Viel 2001; Diez-Roux 1998).

Certaines études françaises se sont intéressées à démontrer la validité de l'utilisation des indices écologiques en population française et à des niveaux géographiques différents. (Bryere et al. 2017; Challier et Viel 2001; Declercq C 2004). Les auteurs ont montré des corrélations significatives entre les niveaux de défaveur matérielle et/ou sociale mesurés par ces indices et les données sanitaires telles que la périnatalité, la morbidité ressentie, l'espérance de vie, les taux de mortalité (Robert Pampalon et Raymond 2000; Declercq C 2004; Lorant 2000).

Cependant, les indices écologiques peuvent présenter certaines limites telles que la plus grande sensibilité aux facteurs de confusion, l'autocorrélation ou encore le «biais écologique». Ceci est dû au fait que l'on attribue le score d'une même zone géographique à tous les individus qui l'habitent, ignorant ainsi les caractéristiques individuelles et les hétérogénéités au sein des populations (Chauvin 2002). Ce qui importe dans la production d'indicateurs écologiques est le choix de l'unité géographique la plus fine et la plus homogène possible en termes de caractéristiques socio-économiques, afin de réduire les erreurs de classification des individus (Robert Pampalon et Raymond 2000). Cependant les données à des échelles très fines ne sont souvent pas accessibles pour des raisons de confidentialité. Les résultats à un niveau agrégé ne peuvent être transposés à un niveau individuel au risque d'être exposés à l'erreur écologique, le niveau d'agrégation choisi pouvant modifier l'ampleur et le signe des paramètres. Réduire l'explication de l'impact de la défaveur sociale, mesurée à une échelle géographique, à l'effet des caractéristiques des individus qui l'habitent, pourrait conduire à une interprétation erronée.

Ces nombreux indicateurs écologiques de défaveur sociale sont basés sur des données de recensement donnant une estimation au niveau de groupes de population, auxquels sont rattachées les personnes étudiées. Ces indicateurs sont peu précis au niveau individuel et peuvent conduire à des erreurs de classement.

Enfin, ces indices « territoriaux » permettent de décrire les liens avec la santé des résidents, l'adéquation avec l'implantation géographique des soins et des services de santé, ou de contrôler le rôle des facteurs socio-économiques dans l'analyse de l'impact de l'environnement local sur la santé des habitants, mais ils ne sont pas utilisables en soins primaires pour détecter et mesurer la précarité au niveau individuel.

VI. L'erreur écologique

La validité des études écologiques en épidémiologie pour déduire les relations de cause à effet a été largement critiquée, les associations observées pourraient être biaisées par l'erreur écologique dans laquelle les associations individuelles et écologique entre l'issue de santé et l'exposition diffèrent (Jonathan Wakefield et Lyons 2010; Pearce 2000). Les associations au niveau individuel sont considérées avoir un niveau de preuve supérieur aux associations écologiques en raison de l'erreur écologique. Les données individuelles exhaustives sur les populations étant plus difficiles à obtenir, les indices écologiques de défaveur sociale, basés sur les caractéristiques des unités géographiques de résidence, sont légion comparativement aux indices épidémiologiques individuels (Marra et al. 2011; Robert Pampalon et al. 2012; Bryere et al. 2017; Dufault et Klar 2011). Pour autant l'évaluation de la validité des données écologiques n'a fait l'objet que d'un nombre assez limité de travaux épidémiologiques (Bryere et al. 2017; R. Pampalon et al. 2014; Marra et al. 2011).

Dans la littérature l'utilisation des associations écologiques a été largement décriée (Marc J. 2015), par exemple en montrant une association entre le nombre de prix Nobel attribués à un pays, en tant que proxy pour le fonctionnement cognitif et la consommation de chocolat par habitant (Messerli 2012). Cet exemple illustre les faiblesses des études écologiques. Tout d'abord de nombreux facteurs de confusion peuvent expliquer l'association entre la consommation globale de chocolat et le nombre de prix Nobel dans un pays, mais aussi, on peut douter que la consommation globale (ou moyenne) puisse être un bon indicateur de la consommation individuelle de chocolat (Jon Wakefield et Haneuse 2008). Inférer des associations écologiques au niveau individuel est donc impossible ; de telles associations ne doivent jamais être interprétées en termes de causalité au niveau des individus.

A ces critiques rependent celles reprochant de trop mettre l'accent sur l'individu comme unité d'analyse (Alker jr. 1974), commettant en retour une « erreur atomiste » - c'est-à-dire de négliger les environnements dans lesquels vivent les individus. Des auteurs ont souligné la différence conceptuelle intrinsèque, entre les variables au niveau individuel et collectif (Schwartz 1994). Par exemple, en plus de la pauvreté personnelle, la pauvreté ou la défaveur de la société ou la région où l'on vit est aussi importante à prendre en compte. De plus, certaines variables écologiques peuvent avoir également un impact direct sur l'individu. Par exemple, le risque de contracter une infection sexuellement transmissible est non seulement déterminé par le comportement à risque d'un individu, mais aussi par la prévalence de l'infection dans la population, ce qui est en grande partie déterminée par d'autres facteurs comme la connectivité des réseaux sexuels. (Loney et Nagelkerke 2014; Jonathan Wakefield et Lyons 2010).

Classiquement dans les enquêtes « écologiques », le travail consiste à étudier la liaison entre des données agrégées correspondant à des groupes de personnes, chaque groupe étant l'unité statistique de l'enquête. La notion de l'erreur écologique, englobe plusieurs, biais potentiels, ce qui peut expliquer pourquoi de nombreux auteurs semblent avoir du mal à délimiter précisément ce concept (Sheppard 2003). L'un de ces biais est le biais de confusion écologique lié à un tiers facteur non mesuré, si ce facteur est lié aux à la mesure de santé, l'analyse écologique sera biaisée. Cette confusion écologique peut aussi être causée par une confusion à un niveau individuel (par exemple l'âge ou le sexe). Lorsque ces facteurs de confusion ne peuvent pas être mesurés ou observés et que leur répartition varie selon les

unités écologiques, cette distribution inégale modifie l'effet de l'exposition et accroisse, de ce fait le biais écologique (Sheppard 2003). Autrement dit, un biais écologique se produit en raison de la variabilité intra-zone des expositions et les facteurs de confusion.

En épidémiologie sociale, l'utilisation des données écologiques est fréquente et liée à l'absence de l'information sur le statut socioéconomique des personnes dans les bases de données médico administratives (Robert Pampalon et Raymond 2000; Bryere et al. 2017; Rey et al. 2009). Ce biais écologique décrit la différence entre les associations estimées à partir des données agrégées et des données individuelles (Robert Pampalon et Raymond 2000). Les chercheurs doivent être prudents sur l'utilisation des mesures écologiques comme *proxy* même si elles ont été calculées à partir d'unités géographiques fines (Soobader et al. 2001). En cartographie, le biais écologique n'est pas un problème (tant qu'on n'interprète pas ces cartes en termes d'associations individuelles) car l'objectif est la description et la visualisation des écarts géographiques. En épidémiologie sociale des conclusions robustes exigent souvent la synthèse des données de différents types d'études, dont des études écologiques (Cox 2009; Jonathan Wakefield et Lyons 2010; Loney et Nagelkerke 2014) et la modélisation conjointe des données individuelles et contextuelles (écologiques) dans des modèles statistiques adéquats, comme les modèles multiniveaux (Chaix et Chauvin 2002). Plusieurs méthodes sont proposées pour tenter de réduire l'erreur écologique (Salway et Wakefield 2008; Glynn et al. 2007; Blakely et Woodward 2000; Jon Wakefield et Haneuse 2008) quand on ne dispose pas ou peu de données individuelles.

I. Contexte et problématique

Dans le cadre des études écologiques, les indices agrégés de défaveur sociale reflètent l'écart relatif d'un effet entre des zones géographiques d'un territoire, ces indices sont souvent employés comme *proxy* de statut socioéconomique des personnes lorsque cette information n'est pas disponible au niveau individuel.

Cette étude examine le biais écologique résultant de l'utilisation de l'indice agrégé français FDep comme proxy, afin de déterminer le statut socioéconomique des personnes échantillonnées dans le cadre l'enquête SIRS 2009-2010. En comparant les différentes associations obtenues avec les données sociales individuelles ou agrégées, sur des états et comportements de santé.

II. Données et méthodes

L'étude s'inscrit dans un programme de recherche pluridisciplinaire conduit en Ile de France: le projet « Santé Inégalités et Ruptures Sociales » (SIRS). Ce programme a pour objectif d'étudier les interrelations entre les situations sociales des individus (individuelles et contextuelles) et leurs états et comportements de santé, ainsi que leurs stratégies et utilisation du système de soins. Notre étude est basée sur les données de l'enquête SIRS 2009-2010.

II.1. Type d'étude et population

La cohorte SIRS suit depuis 2005 un échantillon représentatif de 3000 adultes franciliens en les interrogeant régulièrement. La première vague d'entretiens a eu lieu en 2005, deux vagues ont suivi en 2007 et 2010. En 2005, le recrutement a été réalisé par un échantillonnage aléatoire à trois degrés de la population majeure francophone du territoire d'enquête (Paris, Hauts-de-Seine, Seine-Saint-Denis et Val-de-Marne), correspondant approximativement à la métropole du Grand Paris. Le premier niveau de tirage au sort était constitué d'IRIS stratifiés sur la typologie socioprofessionnelle de l'espace francilien et sur le classement en zone urbaine sensible (Zus) (Annexe 1) (Préteceille 2003). Au total, 50 IRIS ont été tirées au sort parmi les 2 595 Iris éligibles avec une sur-représentation des Iris de type Zus et de la catégorie ouvrière non Zus (Annexe 2). Dans chaque IRIS sélectionné, 60 logements ont été tirés au sort. Puis, un adulte a été sélectionné par logement à l'aide de la méthode de la date anniversaire. Cette méthode sélectionne l'adulte dont la date anniversaire est la plus proche de la date prévue de l'entretien (Chauvin et Parizot 2009).

Au cours de l'automne 2005, le recueil de données a été réalisé par l'administration d'un questionnaire en face à face. Les participants ont été interrogés de façon détaillée pendant une durée moyenne de 50 minutes. La base de données contenait plus de 400 variables qui renseignaient sur la situation économique, l'intégration sociale, le capital psychologique, l'état de santé, les comportements liés à la santé et l'utilisation du système de soins, tout ceci en lien avec certaines caractéristiques du ménage et certaines caractéristiques contextuelles du quartier de résidence. Le taux de refus moyen était de 22 % parmi les foyers tirés au sort et variait peu d'un quartier à l'autre.

Une seconde vague a été réalisée par téléphone en mars 2007, portant essentiellement sur les changements dans la situation professionnelle et familiale des personnes. Puis une troisième vague a été réalisée en face-à-face, comme en 2005. Au cours de l'hiver 2009-2010, pour des besoins de l'enquête, de nouvelles personnes ont été tiré au sort afin de remplacer les personnes qui ont été perdues de vue. L'échantillon redressé (par des poids de sondage prenant en compte les sur-échantillonnages mentionnés et la taille des ménages) a été comparé au recensement général de la population des mêmes départements (Insee 2009), puis « calé » sur marges par âge et sexe.

II.2. Mesures d'intérêt

II.2.1. Mesures individuelles

a). Caractéristiques socio-économiques

Notre étude a porté sur les caractéristiques socio-économiques suivantes : le sexe (homme, femme), l'âge (18-29 ans, 30-44 ans, 45-59 ans, 60-100 ans), les revenus (seuil de pauvreté en 2010 de 964 euros/ mois), le niveau d'études (jamais scolarisé ou enseignement primaire, enseignement secondaire, enseignement supérieur), le statut d'emploi (exerce un emploi, apprenti, élève/étudiant, chômeur, retraité, au foyer, congé parental, handicapés, bébés, recherche 1er emploi, arrêt maladie, religieuse), la catégorie socioprofessionnelle (selon catégories INSEE), la nationalité (français, mixte ou étranger) et le score PRECAR de défaveur sociale. Le score PRECAR est un score multidimensionnel de précarité, développé par l'équipe ERES à partir d'une analyse des correspondances multiples (ACM) suivie d'une régression linéaire multiple (RLM) dans le cadre du projet SIRS (annexe 3). Celui-ci prend en compte 14 caractéristiques socio-économiques individuelles présentées en annexe 3. Son score total varie de 0.10 (plus favorisé) à 174.40 (plus défavorisé).

b). Mesures de santé

Notre étude a porté sur les états et comportements de santé suivants recueillis au niveau individuel : état général perçu (très bon, bon, moyen, mauvais, très mauvais), état psychologique perçu (très bon, bon, moyen, mauvais, très mauvais), dépression (mesurée par le Mini Neuropsychiatric Interview – MINI (Lecrubier et al. 1997)), réalisation d'un test de virus de l'immunodéficience humaine (VIH) de façon volontaire au cours de la vie (oui, non), action de protection contre le VIH (oui, non), indice de masse corporelle (seuil de 30 kg/m²) et score de mobilité. Le score de mobilité mesure la concentration des activités quotidiennes dans le voisinage (Vallée et al. 2010). Il est coté de 0 (personnes déclarant faire principalement les activités d'intérêt en dehors de leur quartier de résidence – score < 0.8) à 1 (personnes déclarant faire principalement les activités d'intérêt dans leur quartier de résidence – score ≥ 0,8).

II.2.2. Mesures agrégées

L'indice de défaveur sociale, noté « FDep » a été construit dans le contexte français à l'échelle des Ilots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS), des communes, des cantons et des régions en utilisant les données du recensement de la population et les données de déclarations d'impôt (disponibles uniquement pour les communes de plus de 50 ménages) (Rey et al. 2009). L'association entre le FDep et la mortalité (période 1997-2001) a été observée et ce, quelle que soit l'échelle spatiale retenue : commune, canton, zone d'emploi, département et région. Cette association s'est également retrouvée dans toutes les tranches d'unité urbaines (Rey et al. 2009).

Pour sa construction, quatre variables représentant toutes une dimension fondamentale du niveau socioéconomique ont été utilisées : le pourcentage d'ouvriers dans la population active, le pourcentage de bacheliers chez les 15 ans et plus, le pourcentage de chômeurs dans la population active et le revenu médian par foyer (Rey et al. 2009). En cas de données manquantes pour certaines IRIS, l'information manquante a été remplacée par celle de la commune la plus proche. L'indice a été obtenu à l'aide d'une analyse en composantes principales (ACP) conduite sur ces quatre variables. L'indice a été construit afin de respecter les propriétés suivantes : unidimensionnel, maximisant la représentation de l'hétérogénéité de ses composantes et fortement associé avec ses composantes au sein de chaque Tranche d'unité urbaine (TUU). Il a montré de fortes associations avec la mortalité toutes causes, quel que soit le contexte rural/urbain ou la région. Pour notre étude, l'indice de défaveur sociale FDep est issu de la base de données « metropole-indice-de-defavorisation-sociale-fdep-a-lechelle-de-liris-2009-inserm » (FDep 2009), il a été calculé pour l'ensemble des 50 IRIS constituant la cohorte SIRS 2009-2010.

II.3. Analyses statistiques

Les analyses ont comporté une première partie descriptive des caractéristiques socio-économiques et de l'état de santé des personnes de SIRS 2009-2010. Puis, les caractéristiques socio-économiques des personnes ont été dichotomisées pour distinguer les personnes « favorisées » des personnes « défavorisées » de la façon suivante : niveau d'études : \leq Bac / $>$ Bac ; revenus : $<$ 964 euros / mois / \geq 964 euros / mois (seuil de pauvreté 2010) ; statut d'emploi : chômeur / autre ; catégorie socio-professionnelle : ouvrier / autre ; et le score PRECAR : précaire si \geq 44. Ces quatre premières variables recueillies au niveau individuel ont été choisies car elles sont les quatre variables constitutives de l'indice FDep (au niveau agrégé) des IRIS de SIRS. Le score PRECAR a été choisi car il s'agit d'un score multidimensionnel caractérisant au niveau individuel, la défaveur sociale.

Ensuite, la distribution des personnes favorisées et non favorisées (recueillie au niveau individuel) a été décrite dans chaque quintile de l'indice FDep afin de quantifier les erreurs de classement. Les propriétés psychométriques du FDep ont ensuite été étudiées par la mesure de la sensibilité, spécificité, valeur prédictive positive et négative de cet indice pour caractériser la défaveur sociale d'un individu à partir des cinq variables « niveau d'études, ses revenus, son statut d'emploi, et sa profession, score PRECAR ». Les courbes ROC (Receiver operating characteristic) et le calcul de l'AUC (Area under the curve) ont été réalisés pour chacune de ses variables socio-économiques. Les seuils d'interprétation choisis ont été les suivantes : valeur d'AUC située entre 0.5 et 0.6 = l'indice est faible ; valeur entre 0.6 et 0.7 = plutôt informatif ; 0,7 et 0,8 = juste, valeur entre 0.9 et 1 = très informatif (Bryere et al. 2017).

Enfin, l'erreur écologique due à l'attribution des valeurs agrégées du FDep aux individus a été étudié par la mesure des associations entre les caractéristiques socio-économiques (recueillies au niveau individuel ou agrégé par le FDep) et les états de santé. Ces associations ont été décrites par le calcul du Risque relatif (RR). Les différences de RR entre la prise en compte des caractéristiques socio-économiques individuelles ou bien agrégées ont été exprimées sous forme de différences absolues ou relatives.

Pour répondre à ces objectifs, les analyses ont été réalisées à partir des données brutes (non pondérées) de la cohorte SIRS. Ceci pour permettre les comparaisons les plus fiables possibles entre les données recueillies au niveau individuel, et les données agrégées du FDep. Pour l'estimation des erreurs de classements, ces mesures ont également été réalisées sur les données pondérées de la cohorte SIRS 2009- 2010, (annexes 4 à 7 et 9 à 12). L'ensemble de ces analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel R version 3.3.3 (Logiciel R 2017)

III. Résultats

III.1. Description de l'échantillon – SIRS 2009-2010

Notre échantillon a comporté 3006 personnes interrogées en 2010 dans la cohorte SIRS. Les caractéristiques de ces personnes sont présentées dans le tableau 1. L'échantillon était majoritairement constitué de femmes (60.5%), d'âge moyen 50.0 ans (± 17.0 ans). Parmi ces personnes, 52.0 % n'ont pas suivi un enseignement supérieur au bac, 6.9% et 8.2% étaient respectivement chômeurs et ouvriers et 19.1 % avaient un revenu inférieur au seuil de pauvreté. Les personnes de nationalité étrangère constituaient 13.1 % de notre échantillon. Les résultats obtenus sur les données pondérées (après redressement et calage sur les données du recensement) sont présentés en annexe 4 et 5.

Tableau 1: Caractéristiques socio-économiques des personnes de la cohorte SIRS 2009- 2010 (N=3006)

	n	%
Sexe		
Homme	1187	39.5
Femme	1819	60.5
Age		
[18-30[435	14.5
[30-45[881	29.3
[45-60[830	27.6
[60-100]	860	28.6
Revenu (euros /mois)		
< 964	470	19.1
≥ 964	1994	80.9
Niveau d'étude		
Jamais scolarisé ou enseignement primaire	316	10.5
Enseignement secondaire	1247	41.5
Enseignement supérieur	1443	48.0
Statut d'emploi		
Exerce un emploi	1609	53.6
Apprenti /stage	16	0.5
Elève/étudiant	106	3.5
Chômeur	206	6.9
Retraité	803	26.7
Au foyer	173	5.7
Congé parental	32	1.1
Handicapés	43	1.4
Recherche premier emploi	1	0.0
Arrêt maladie	13	0.4
Catégorie socio-professionnelle (CSP)		
N'a jamais travaillé	171	5.7
Artisan commerçant chef d'entreprise	146	4.9
Cadre et profession intellectuelle supérieur	816	27.3

Profession intermédiaire	424	14.2
Employé	1184	39.7
Ouvrier	244	8.2
Nationalité		
Français	2002	66.6
Mixte	610	20.3
Etranger	394	13.1
Score PRECAR		
Précaire (score \geq 44)	1116	48.1
Non Précaire (score $<$ 44)	1206	51.9

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

L'état de santé des personnes participant à la troisième vague de la cohorte SIRS est présenté dans le tableau 2. Parmi elles, 5.7 % ont déclaré être en mauvais état de santé générale et 5.2% en mauvais état psychologique ; 10.2 % ont déjà vécu un épisode dépressif au cours des deux dernières semaines ; 69.4 % des personnes interrogées n'ont jamais eu recours au dépistage du VIH d'une manière volontaire au cours de leur vie et 43.6 % ont déclaré ne se protéger pas contre cette infection. Le pourcentage des personnes obèses était de 13.2 %. Enfin, 18.9 % ont été classées comme peu mobile. Les résultats obtenus sur les données pondérées sont présentés en annexe 6.

Tableau 2: Etats et comportements de santé des personnes de la cohorte SIRS 2009- 2010 (N=3006)

	n	%
Etat général		
Mauvais	172	5.7
Bon	2834	94.3
Etat psychologique		
Mauvais	157	5.2
Bon	2849	94.8
Dépression		
Oui	306	10.2
Non	2700	89.8
Test VIH volontaire		
Oui	920	30.6
Non	2085	69.4
Action de protection contre le VIH		
Oui	1695	56.4
Non ou ne sait pas	1259	43.6
Indice de masse corporelle (kg/m²)		
> 30	391	13.2
≤ 30	2573	86.8
Score de mobilité*		
Mobile <0,8	2439	81.1
Peu mobile ≥0,8	567	18.9

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

*score individuel mesurant la concentration des activités quotidiennes dans le voisinage, 0 : pour les personnes qui ont déclaré faire toutes les activités d'intérêt principalement en dehors de leur quartier de résidence, ≥0,8 : pour les personnes qui ont déclaré faire toutes les activités d'intérêt principalement dans leur quartier de résidence.

III.2. Répartition des IRIS et des personnes de SIRS 2010 selon l'indice de défaveur social FDep

La répartition des IRIS et des personnes dans les cinq quintiles de l'indice agrégé de défaveur sociale FDep est présentée dans le tableau 3. La moitié des IRIS était classé dans le premier quintile de FDep (Q1, le plus favorisé sur le plan social) et plus d'un tiers d'entre eux étaient classés dans les deux derniers quintiles (Q4 et Q5, les plus défavorisés sur le plan social). Chaque IRIS comportant 60 personnes environ, la répartition des personnes dans les quintiles de FDep était sensiblement la même. Les résultats obtenus sur les données pondérées sont présentés en annexe 7.

Tableau 3: Distribution des IRIS (n=60) et des individus (n=3006) dans les quintiles de l'indice FDep

FDep	IRIS		Personnes	
	Nombre	%	Nombre	%
Q1	25	50.0	1498	50.0
Q2	3	6.0	180	6.0
Q3	4	8.0	240	8.0
Q4	8	16.0	486	16.0
Q5	10	20.0	602	20.0
Total	50	100	3006	100

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

III.3. Erreurs de classement

La distribution des personnes défavorisés et non défavorisés (sur le plan des revenus, du niveau d'études, de statut d'emploi, et de la catégorie professionnelle, et la précarité) dans les différents quintiles de FDep est présentée dans le tableau 4. On observe parmi les personnes ayant un revenu inférieur au seuil de pauvreté (964 euros/mois) que 43.4% étaient correctement classées dans le quintile le plus défavorisé de l'indice écologique de défaveur sociale FDep (Q5). Ce pourcentage était respectivement de 29.8%, 40.8%, 36.1%, et 21.9% parmi les personnes n'ayant pas suivi un enseignement supérieur au bac, parmi les chômeurs, parmi les ouvriers et parmi les personnes précaires (selon score PRECAR).

Parmi les personnes ayant un revenu supérieur au seuil de pauvreté, 56.5% étaient correctement classées dans le quintile le plus favorisé de l'indice écologique de défaveur sociale FDep (Q1). Ce pourcentage était respectivement de 69.8%, 51.5%, 52.1% et 56.6% parmi les personnes ayant suivi un enseignement supérieur au bac, parmi les personnes autres que chômeurs, parmi les personnes non ouvrières et parmi les personnes non précaires (selon score PRECAR). Les résultats obtenus sur les données pondérées sont présentés en annexe 10.

Tableau 4: Distribution des personnes défavorisées et des personnes non défavorisées selon les mesures individuelles de défaveur sociale dans les quantiles de l'indice FDep

	N	FDep				
		Q1 % (n)	Q2 % (n)	Q3 % (n)	Q4 % (n)	Q5 % (n)
Revenu (euros)						
< 964	470	20.0 (94)	6.0 (28)	9.7 (46)	20.9 (98)	43.4 (204)
≥ 964	1994	56.5 (1126)	6.2 (124)	8.0 (160)	14.9 (297)	14.4 (287)
Niveau d'étude						
≤ Bac	1563	31.4 (491)	7.8 (122)	9.8 (152)	21.2 (332)	29.8 (466)
> Bac	1443	69.8 (1007)	4.0 (58)	6.1 (88)	10.7 (154)	9.4 (136)
Statut d'emploi						
Chômage	206	27.2 (56)	4.4 (9)	11.1 (23)	16.5 (34)	40.8 (84)
Autre	2796	51.5 (1441)	6.1 (171)	7.7 (216)	16.1 (451)	18.5 (517)
Profession						
Ouvrier	244	25.4 (62)	7.0 (17)	11.8 (29)	19.7 (48)	36.1 (88)
Autre	2741	52.1 (1428)	5.9 (162)	7.6 (207)	15.7 (431)	18.7 (513)
PRECAR						
Précaire ≥ 44	1116	48.2 (538)	5.3 (59)	9.5 (106)	15.1 (169)	21.9 (244)
Non précaire < 44	1206	56.6 (682)	6.1 (74)	5.6 (67)	16.3 (197)	15.4 (186)

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

Les erreurs de classement des personnes défavorisées ainsi que leurs intervalles de confiance selon les différents seuils des quintiles de l'indice FDep sont présentés dans le tableau 5 et la Figure 1.

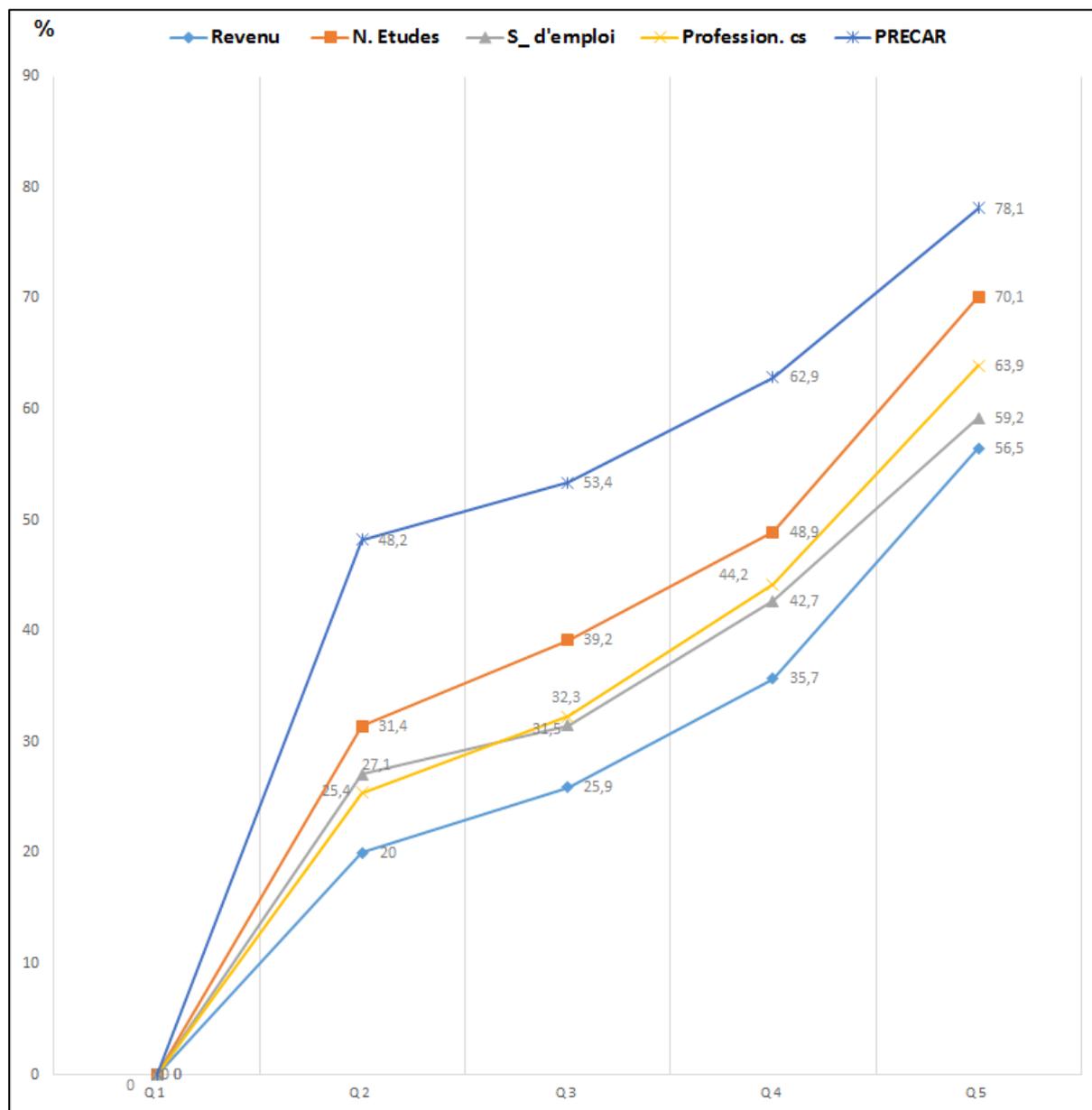
Au 5^{ème} quintile du FDep, les erreurs de classement variaient de 56.5% [51.9% – 61.1%] pour la variable « revenu », à 78.1% [75.5% – 80.5%] pour la variable PRECAR. Les erreurs de classement augmentaient progressivement selon le seuil appliqué au Fdep pour définir la défaveur sociale. Les résultats obtenus sur les données pondérées sont présentés en annexe 11.

Tableau 5: Erreur de classement des personnes défavorisées en fonction des différents seuils de positivité de l'indice FDep

	N	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
		E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]
Revenu						
< 964	470	0	20.0 [16.5 – 23.9]	25.9 [22.0 – 30.2]	35.7 [31.4 – 40.2]	56.5 [51.9 – 61.1]
Niveau d'études						
≤ Bac	1563	0	31.4 [29.1 – 33.7]	39.2 [36.7 – 41.6]	48.9 [46.4 – 51.4]	70.1 [67.8 – 72.4]
Statut d'emploi						
Chômage	206	0	27.1 [21.3 – 33.8]	31.5 [25.3 – 38.4]	42.7 [35.9 – 49.7]	59.2 [52.1 – 65.9]
Profession						
Ouvrier	244	0	25.4 [20.1 – 31.4]	32.3 [26.6 – 38.6]	44.2 [37.9 – 50.7]	63.9 [57.5 – 69.8]
PRECAR						
Précaire ≥ 44	1116	0	48.2 [45.2-51.1]	53.4 [50.5 -56.4]	62.9 [60.0-65.8]	78.1 [75.5-80.5]

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

Figure 1: Pourcentage des personnes défavorisées mal classées en fonction des différents seuils de l'indice Fdep



Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

Les erreurs de classement des personnes favorisées ainsi que leurs intervalles de confiance selon les différents seuils des quintiles de l'indice FDep sont présentés dans le tableau 6 et la Figure 2.

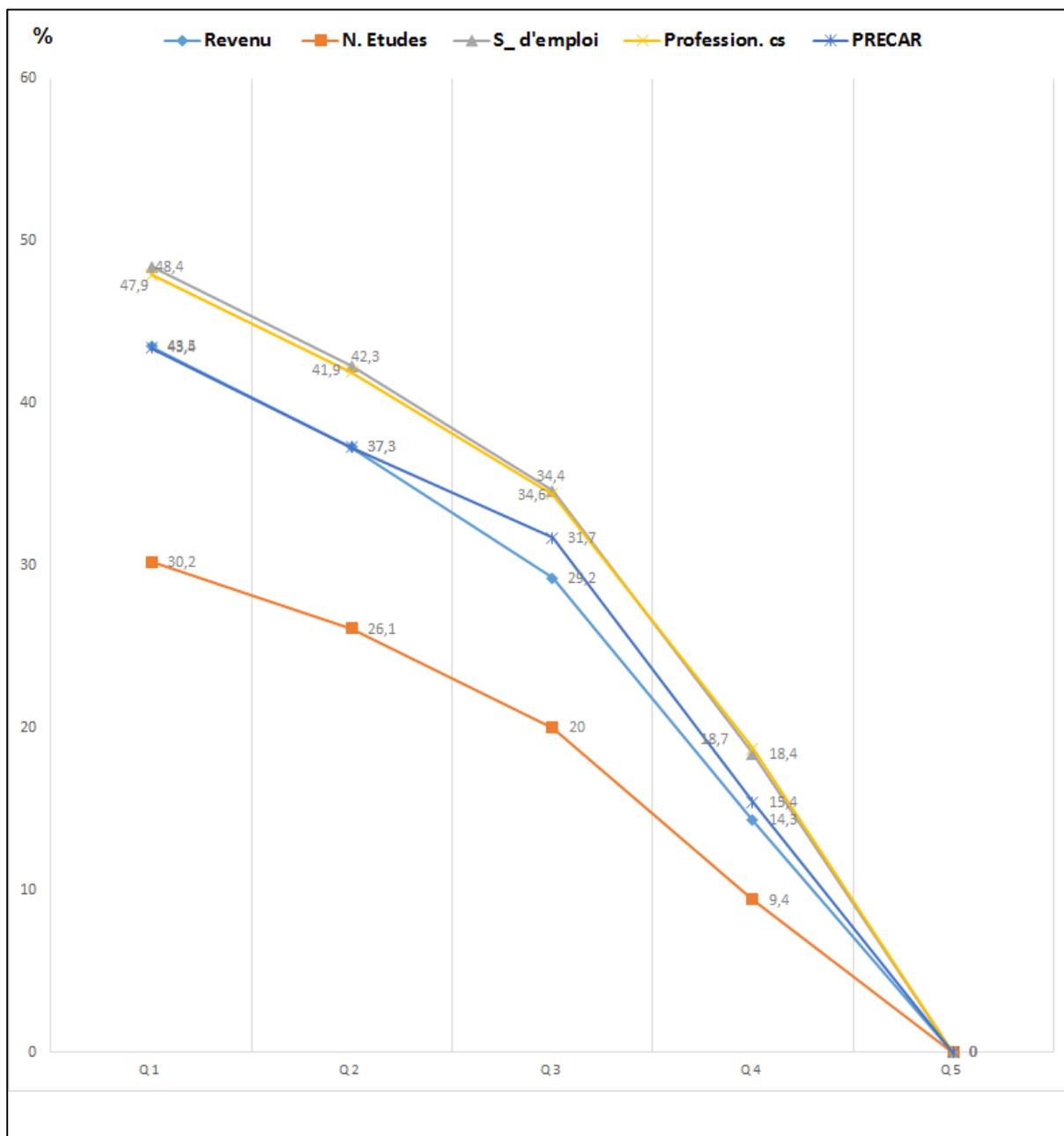
Au 1^{er} quintile du FDep, les erreurs de classement variaient de 30.2% [27.8 - 32.6] pour la variable « niveau d'études » à 48.5% [46.5 – 50.3] pour la variable « statut d'emploi ». Ces erreurs de classement diminuaient progressivement selon le seuil appliqué au Fdep pour définir la faveur sociale. Les résultats obtenus sur les données pondérées sont présentés en annexe 12.

Tableau 6: Erreur de classement des personnes favorisées en fonction des différents seuils de positivité de l'indice Fdep

	N	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
		E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]
Revenu						
≥ 964	1994	43.5 [41.3– 45.7]	37.3 [35.1–39.4]	29.2 [27.3– 31.3]	14.3 [12.8– 16.0]	0
N. Etudes						
> Bac	1443	30.2 [27.8– 32.6]	26.1 [23.9–28.5]	20.0 [18.0– 22.2]	09.4 [07.9– 11.0]	0
Statut d'emploi						
Autre que chômage	2796	48.4 [46.5– 50.3]	42.3 [40.5– 44.2]	34.6 [32.8–36.4]	18.4 [17.0– 19.9]	0
Profession						
Autre qu'ouvrier	2741	47.9 [46.0– 49.7]	41.9 [40.1– 43.8]	34.4 [32.6–36.2]	18.7 [17.2– 20.2]	0
PRECAR						
Non précaire < 44	1206	43.4 [40.6– 46.3]	37.3 [34.5– 40.1]	31.7 [29.1– 34.4]	15.4 [13.4– 17.6]	0

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

Figure 2: Pourcentage des personnes favorisées mal classées en fonction des différents seuils de positivité de l'indice Fdep



Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

III.4. Propriétés psychométriques de l'indice FDep

Le tableau 7 présente les propriétés psychométriques de l'indice FDep (au seuil du 5^{ème} quintile, le plus défavorisé) associé aux variables binarisées suivantes : revenus, niveau d'études, statut d'emploi, catégorie socio-professionnelle et score PRECAR.

Selon les variables considérées, l'indice Fdep présentait une sensibilité comprise 28.5% et 43.4%, une spécificité comprise entre 81.2% et 90.5%, une valeur prédictive positive comprise entre 13.9% et 77.4%, et une valeur prédictive négative comprise entre 54.3% et 94.9%. Les meilleures sensibilités ont été décrites pour les variables « revenus » (43.4%) et « statut d'emploi » (40.7%) ; les meilleures spécificités pour les variables « niveau d'études » (90.5%) et « revenus » (85.6%) ; les meilleures valeurs prédictives positives pour les « niveau d'études » (77.4%) et le score PRECAR (56.7%) et les meilleures valeurs prédictives négatives pour « le statut d'emploi » (94.9%) et la « catégorie socio-professionnelle » (93.4%).

Tableau 7: Propriétés psychométriques de l'indice FDep, -données brutes-

Mesure individuelle	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	43.4	85.6	41.5	86.5
Etude < Bac	29.8	90.5	77.4	54.3
S. d'emploi (chômage)	40.7	81.5	13.9	94.9
Profession (ouvrier)	36.0	81.2	14.6	93.4
PRECAR ≥ 44	28.5	88.1	69.0	57.1

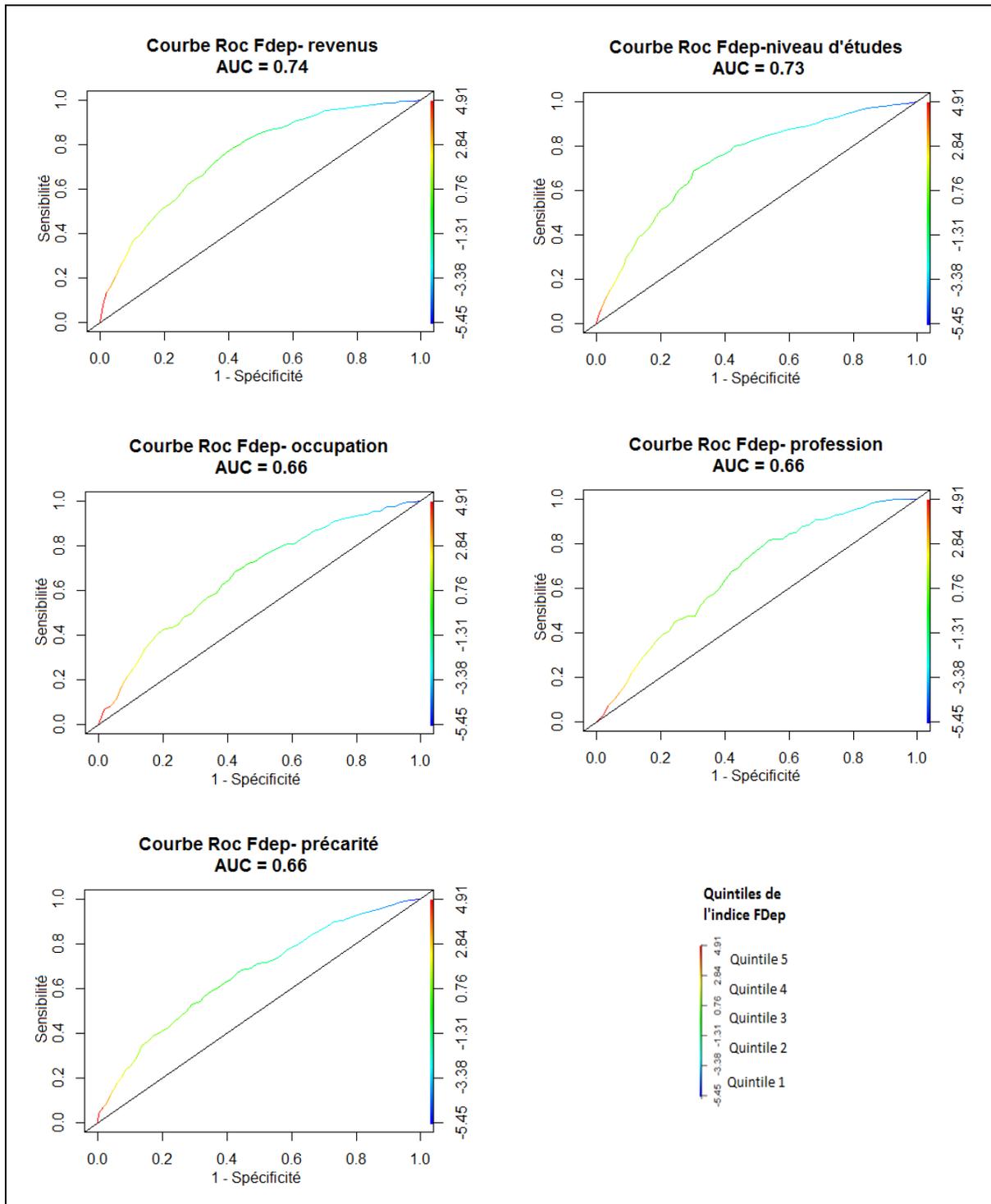
Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

Les propriétés psychométriques de l'indice FDep en fonction des différents seuils, ainsi que celles décrites sur les données pondérées de SIRS 2009- 2010 sont présentées dans les annexes 8 et 9.

La Figure 3 présente les courbes ROC de l'indice FDep (en continu) associées aux variables binarisées suivantes : revenus, niveau d'études, statut d'emploi (occupation), catégorie socio-professionnelle et score PRECAR.

Pour ces différentes variables, le seuil de l'indice FDep permettant d'optimiser la sensibilité et spécificité semblait être au 3^{ème} quintile. Les valeurs d'AUC étaient comprises entre 0.66 (statut d'emploi, catégorie socio-professionnelle et score PRECAR) et 0.74 (revenus et niveau d'études).

Figure 3: Courbe ROC FDep - défaveur sociale individuelle



Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

III.5. Erreur écologique

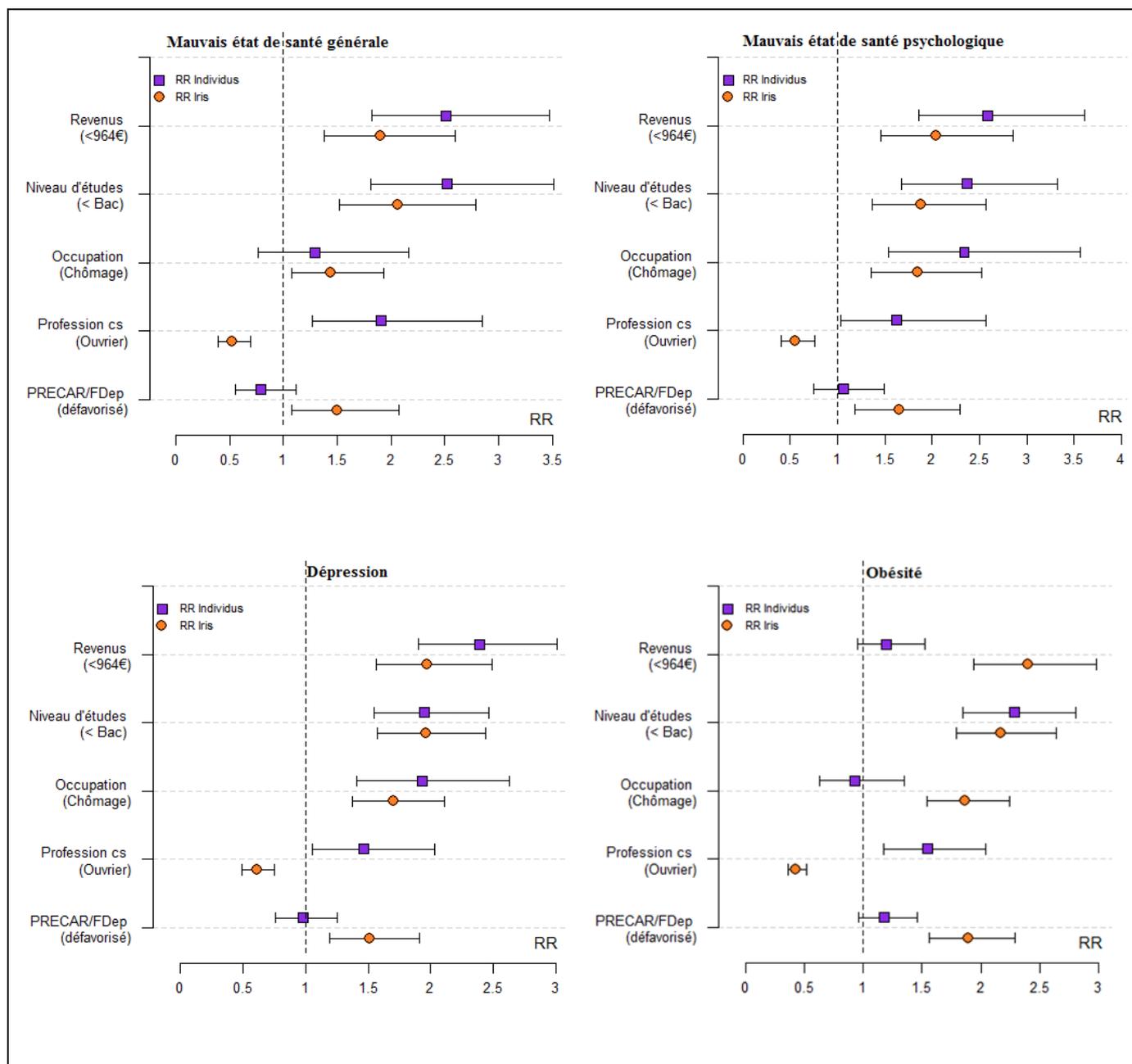
Les Figures 4 et 5 décrivent les associations retrouvées entre les caractéristiques socio-économiques individuelles ou agrégées au niveau de l'IRIS d'une part, et les différentes variables de santé d'autre part : état de santé perçu, état de santé psychologique, dépression, protection contre le VIH, test VIH volontaire, obésité et mobilité. Ces résultats sont détaillés en annexes 13 et 14.

- Pour l'état de santé général, le sens et la force des associations étaient proches pour les variables suivantes : revenus, niveau d'études. Plus ces caractéristiques socio-économiques individuelles ou agrégées étaient défavorables, plus l'état de santé général était mauvais. En revanche, pour le statut d'emploi –occupation (chômage)-, mesurée à l'échelle individuelle l'association était non significatif, à l'échelle de l'IRIS l'association était significativement associée à un risque accru de mauvais état général, la catégorie professionnelle « ouvrier » mesurée à l'échelle individuelle était significativement associée à un risque accru de mauvais état général ; cette variable mesurée à l'échelle de l'IRIS était significativement associée à un moindre risque de mauvais état général. Le score de précarité individuelle PRECAR était non associé à un risque accru de mauvais état général, alors que l'indice agrégé FDep était significativement associé à un risque accru.

- Pour l'état de santé psychologique et la dépression, des résultats similaires ont été observés.

- Pour l'obésité, le sens et la force des associations étaient proches pour la variable niveau d'étude, plus les niveaux d'étude individuels ou agrégés étaient faibles, plus l'obésité était fréquente. Au niveau agrégé, plus les revenus, le statut d'emploi (chômage) et l'indice FDep (défaveur sociale multiple) étaient faibles, plus l'obésité était fréquente. Alors qu'au niveau individuel, ces variables n'étaient pas associées à la fréquence de l'obésité. Le sens des associations différait pour la variable catégorie professionnelle.

Figure 4: Associations retrouvées entre les caractéristiques socio-économiques (mesurées au niveau individuel ou agrégées à l'IRIS) et les différentes variables de santé



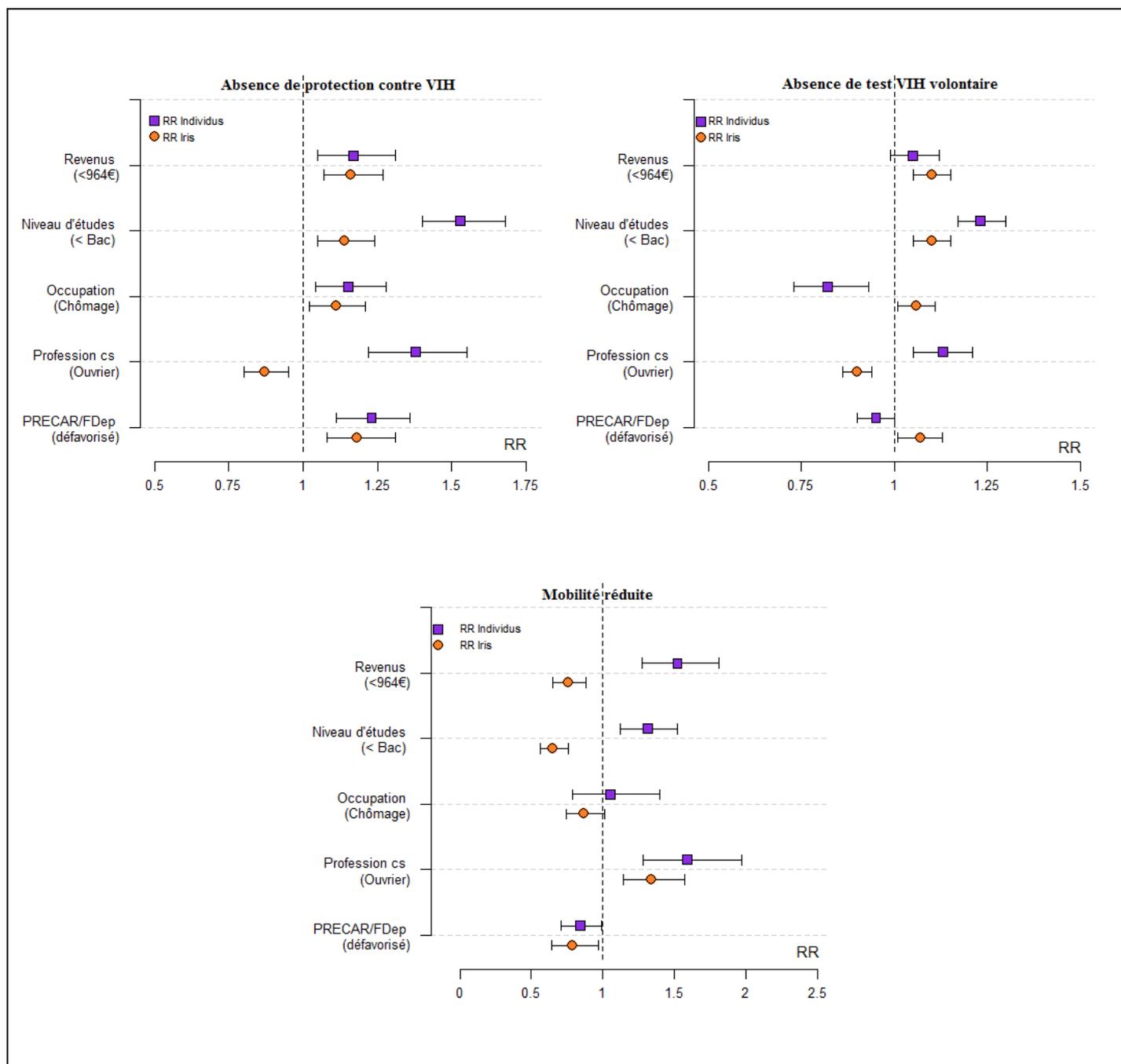
Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

- Pour la protection contre le VIH, le sens et la force des associations étaient proches pour la variable « revenu ». Plus les revenus mesurés à l'échelle individuelle ou agrégée à l'IRIS étaient faibles, plus le risque d'absence de protection contre le VIH était fort. Le sens des associations était également similaire pour le niveau d'étude, bien que la force des associations différait davantage. En revanche, le sens des associations différait pour la variable catégorie professionnelle : mesuré au niveau individuel, être ouvrier était significativement associé à un risque accru d'absence de protection contre le VIH alors que mesuré à l'échelle de l'IRIS, ce risque était diminué. Pour le statut d'emploi être chômeur était significativement associé à un risque accru d'absence de protection contre le VIH, mesurée à l'individu ou à l'IRIS. Pour la défaveur sociale multiple, le score de précarité individuelle PRECAR et l'indice agrégé FDep, être défavorisé était significativement associé à un risque accru d'absence de protection contre le VIH.

- Pour l'absence d'un test volontaire de test VIH, le sens et la force des associations étaient proches pour les variables, revenu et niveau d'étude. Plus les revenus et niveau d'étude mesurés à l'échelle individuelle ou agrégée à l'IRIS étaient faibles, plus l'absence d'une réalisation d'un test volontaire de VIH était fréquente. En revanche, le sens des associations différaient pour les variables Statut d'emploi –Occupation- et catégorie professionnelle : mesuré au niveau individuel, être au chômage était significativement associé à un risque faible d'absence d'une réalisation d'un test volontaire de VIH alors que mesuré à l'échelle de l'IRIS, ce risque était accru ; mesuré au niveau individuel, être ouvrier était significativement associé à un risque accru d'absence d'une réalisation d'un test volontaire de VIH alors que mesuré à l'échelle de l'IRIS, ce risque était diminué. Le score de précarité individuelle PRECAR n'était pas significativement associé à la réalisation d'un test volontaire de VIH alors qu'un indice agrégé FDep défavorable était significativement associé à la réalisation plus fréquente d'un test volontaire de VIH.

- Pour la mobilité, le sens et la force des associations étaient proches pour la variable catégorie professionnelle. Le sens et la force des associations différaient pour les variables revenus et niveau d'étude. Au niveau individuel, plus les revenus et le niveau d'étude étaient faibles, plus la mobilité de la personne était réduite (peu mobile) ; au niveau agrégé, le sens de ces associations étaient inverses. Pour la défaveur sociale multiple, PRECAR et FDep étaient significativement associés à un moindre risque de faible mobilité.

Figure 5: Associations retrouvées entre les caractéristiques socio-économiques (mesurées au niveau individuel ou agrégées à l'IRIS) et les différentes variables de santé



Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

Les cohérences entre les mesures d'association à l'individu et les mesures d'association à l'IRIS sont synthétisées dans le tableau 8 :

- Pour la variable « revenu », les associations concordaient pour l'état de santé général, l'état de santé psychologique, la dépression et la protection vis-à-vis du VIH. La concordance était douteuse pour les variables « test VIH volontaire » et « obésité ». Il existait une discordance en termes de sens d'associations pour la variable « mobilité ».

- Pour la variable « niveau d'études », les associations concordaient pour toutes les variables de santé étudiées en dehors de la variable « mobilité », pour laquelle il existait une discordance d'association.

- Pour la variable « Statut d'emploi », les associations concordaient pour l'état de santé psychologique, la dépression et la protection vis-à-vis du VIH. La concordance était douteuse pour les variables « état de santé général », « obésité » et « mobilité ». Il existait une discordance en termes de sens d'associations pour la variable « test VIH volontaire ».

- Pour la variable « profession », les associations différaient pour toutes les variables de santé étudiées en dehors de la variable mobilité.

- Pour la variable de précarité (score PRECAR versus indice FDep), les associations étaient concordantes pour la variable « protection vis-à-vis du VIH » et « mobilité », discordantes pour l'état de santé général, état de santé psychologique, dépression, test VIH volontaire et obésité.

Tableau 8: Résultats des mesures d'associations entre le statut socioéconomique individuel et les états et comportements de santé, en fonction des deux modes de recueil de l'exposition, Individus et IRIS

	Etat de santé générale		Etat de santé psychologique		Dépression		Test VIH volontaire		Protection contre VIH		Obésité		Mobilité réduite	
	RR _{ind}	RR _{agr}	RR _{ind}	RR _{agr}	RR _{ind}	RR _{agr}	RR _{ind}	RR _{agr}	RR _{ind}	RR _{agr}	RR _{ind}	RR _{agr}	RR _{ind}	RR _{agr}
Sexe	Non étudié	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié	Non étudié	Non étudié	RR < 1 significatif	Non étudié				
Age	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié	Non étudié	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié
Revenu	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR < 1 significatif
N. Etudes	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR < 1 significatif
S.d'emploi	Non étudié	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR < 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié	Non étudié
Profession	RR > 1 significatif	RR < 1 significatif	RR > 1 significatif	RR < 1 significatif	RR > 1 significatif	RR < 1 significatif	RR > 1 significatif	RR < 1 significatif	RR > 1 significatif	RR < 1 significatif	RR > 1 significatif	RR < 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif
Indice*	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	RR > 1 significatif	Non étudié	RR > 1 significatif	RR < 1 significatif	RR < 1 significatif

^ * : PRECAR - FDep

	RR > 1 significatif
	RR non significatif
	RR < 1 significatif
	Non étudié

RR_{ind} : Risque relatif mesurant l'association entre une variable socio-économique mesuré au niveau individuel et une variable de santé

RR_{agr} : Risque relatif mesurant l'association entre une variable socio-économique mesuré au niveau agrégé et une variable de santé

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

III.6. Biais écologique

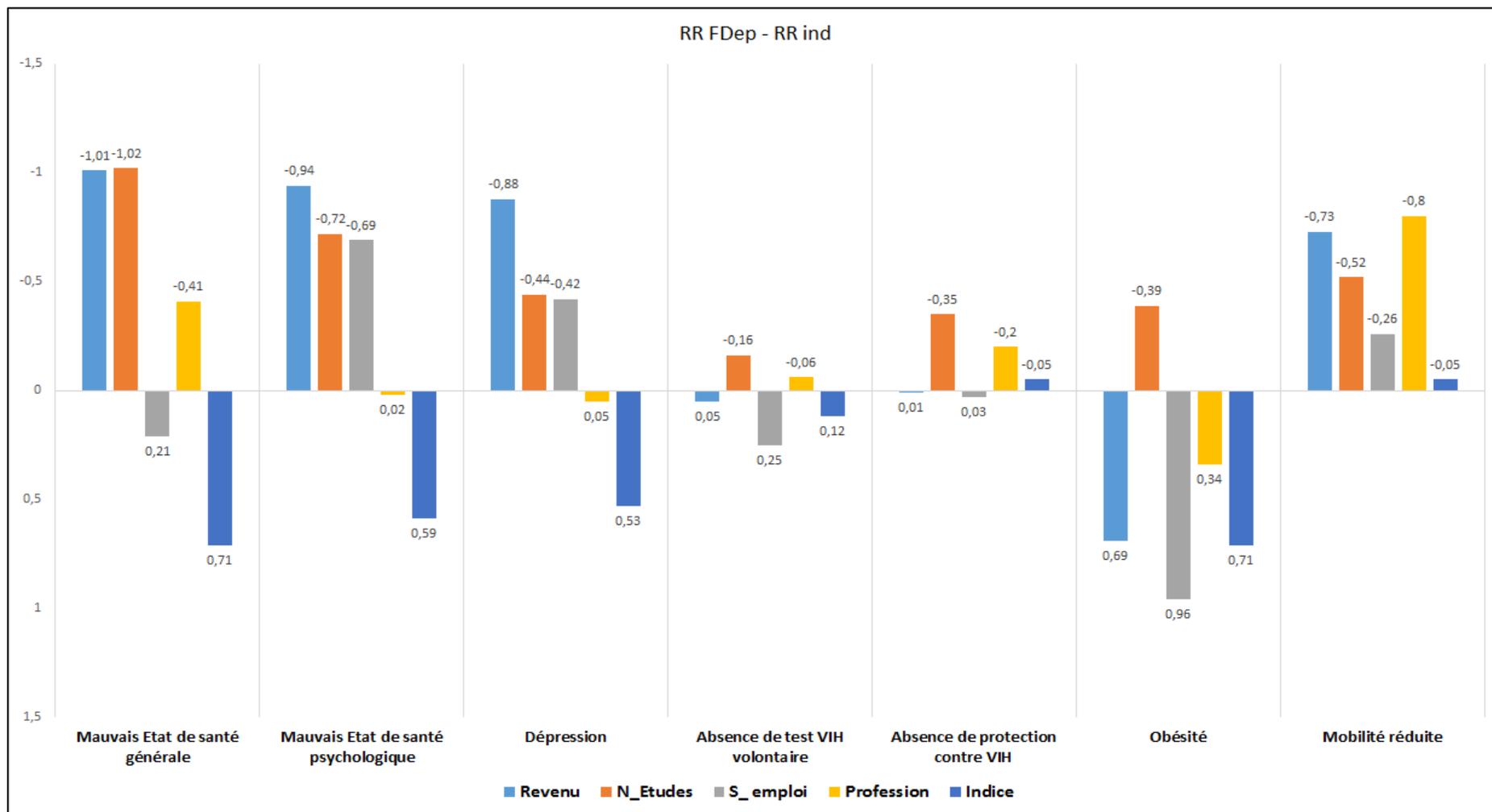
La Figure 6 décrit les différences entre les mesures d'associations retrouvées avec les mesures socio-économiques agrégées (IRIS) et individuelles (Δ RR), et les différentes variables de santé. L'ensemble des données détaillées sont présentés en annexe 15.

Plus les différences se rapprochent de la valeur 0 plus l'approximation de statut individuel par l'indice FDep est acceptable. La plupart des résultats s'écartaient de cette valeur.

Les différences d'association les plus importantes étaient décrites pour les variables de santé suivantes : état de santé général (Δ RR >0.7 pour les variables « revenu », « niveau d'études » et « score de précarité »), état de santé psychologique (Δ RR >0.7 pour les variables « revenu » et « niveau d'études »), dépression (Δ RR >0.7 pour la variable « revenu »), obésité (Δ RR >0.7 pour les variables « statut d'emploi » et « score de précarité ») et mobilité (Δ RR >0.7 pour les variables « revenu » et « profession »).

Le sens des différences était le plus souvent dans le sens d'une moins forte association avec les variables agrégées comparées aux variables individuelles (57.1% des cas – 20/35) sauf pour les scores de précarité (28.6% des cas – 2/7).

Figure 6: Différences de risques relatifs (RR) entre les associations mesurées au niveau individuel selon les deux modes de recueil de l'exposition à l'individu et à l'IRIS



Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

La Figure 7 décrit les rapports entre les mesures d'associations retrouvées avec des mesures socio-économiques agrégées (IRIS) et individuelles et les différentes variables de santé. L'ensemble des données détaillées sont présentés en annexe 15

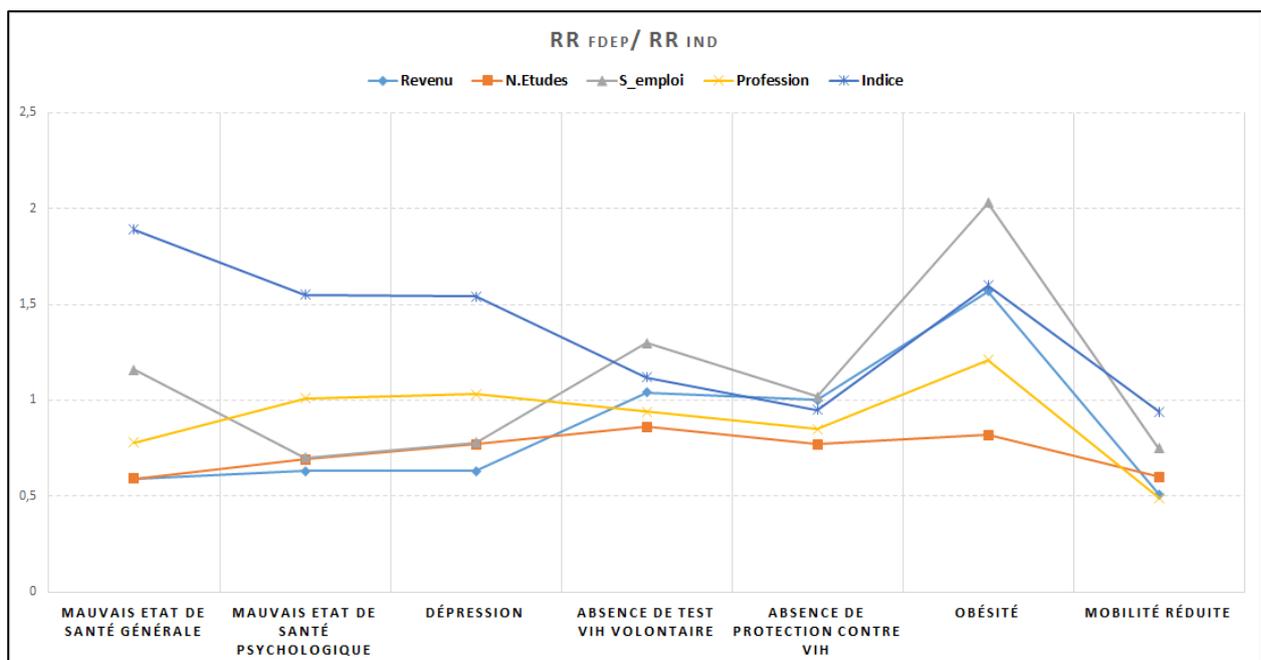
Plus les rapports se rapprochent de la valeur 1 plus l'approximation de statut individuel par l'indice FDep est acceptable. La majorité des résultats s'écartaient fortement de cette valeur.

Les rapports d'association les plus importants étaient décrits pour la défaveur sociale multidimensionnelle, l'indice agrégé FDep surestime les valeurs de RR du score PRECAR avec un coefficient relatif supérieur à 1,5 pour les mesures de santé suivante : « l'état de santé générale, psychologique, dépression, et obésité ».

Pour la défaveur sociale unidimensionnelle les associations étaient soit sous-estimées soit surestimées par l'indice Fdep, les meilleures estimations concernaient en premier lieu « la profession et le revenu, ensuite le niveau d'étude » les coefficients relatifs étaient compris entre 0,5 et 1 lorsque les RR mesurés à l'individu sont sous-estimés, et entre 1 et 1,5 lorsque ces derniers sont surestimés par les données agrégées.

Le sens des rapports était le plus souvent dans le sens d'une moins forte association avec l'indice agrégé FDep comparé aux variables individuelles (57,1% des cas : 20/35) sauf pour les scores de précarité (28.6% des cas : 2/7).

Figure 7: Rapports de risques relatifs (RR) des associations mesurées au niveau individuel et au niveau de l'IRIS pour les différentes variables de santé



Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

IV. Discussion

Résumé des principaux résultats

Nos résultats ont montré une concordance modérée entre les données sociales individuelles et agrégées. Les erreurs de classement des personnes défavorisées étaient fréquentes, au minimum la moitié des personnes défavorisées sont « mal classées » dans le 5e quintile de l'indice FDep. Les courbes Roc de l'évaluation de classement des personnes défavorisées étaient proches de la bissectrice et l'aire sous les courbes été compris entre 0,66 et 0,74. Les associations avec les variables de santé semblaient plus faibles au niveau agrégé qu'individuel, une bonne cohérence de ces résultats concerne le statut individuel selon « le revenu » et « le niveau d'étude ». Selon les variables sociales et les données de santé considérées, les différences de RR étaient fréquemment supérieures à 0,7, et les rapports de RR fréquemment différent de la valeur 1, dans les deux sens entre 0,5 et 1,5.

Forces et limites

Le projet SIRS est le premier à avoir étudié les facteurs sociaux de la santé et du recours aux soins dans un échantillon représentatif de la population générale de la plus grande agglomération française. De nombreuses variables sociales et états de santé étaient disponibles. Les données de SIRS 2009-2010 ont été comparées aux données agrégées au niveau des IRIS, qui représentent la plus petite unité géographique disponible. Les informations collectées au niveau individuel (en 2009-2010) ont été comparées aux données agrégées issues du recensement de l'année 2009. Dans SIRS 2009-2010, aucune valeur manquante ne concernait l'adresse des personnes, donc toutes les personnes ont pu être géocodées. A notre connaissance, cette étude est la seule à avoir étudié la cohérence de l'indice agrégé FDep aux données sociales individuelles. Par ailleurs, ce travail a étudié des états de santé objectifs (dépression) et subjectifs (état de santé psychologique perçu), ainsi que des variables de défaveur sociale unidimensionnelle (revenus, niveau d'études, etc à l'échelle individuelle ou des IRIS) et multidimensionnelle (score PRECAR, indice FDep). La cohérence des données sociales individuelles et agrégées n'avait jamais été étudiée auparavant sur les états de santé pris en compte dans ce travail.

Cette étude comporte également des limites. La cohorte SIRS est uniquement francilienne, donc nos résultats ne peuvent pas être extrapolés à l'ensemble de la France. De plus, l'étude était limitée à la population francophone en logement ordinaire, ce qui exclut les populations immigrées non francophones (mais elles ne représentaient que 1,7% de l'échantillon initial) et les individus sans domicile fixe. Par ailleurs, la cohorte SIRS comporte de nombreuses données déclaratives qui pouvaient être exposées au biais de déclaration ; ce qui est également le cas pour les données recueillies par le recensement. Le caractère transversal de l'étude ne permet pas d'établir une causalité dans les associations retrouvées, au niveau individuel ou agrégé, ni d'étudier l'effet cumulé dans le temps des changements socio-économiques.

Par ailleurs, 60 individus étaient sélectionnés par IRIS quelque soit la population de l'IRIS. La répartition des individus interrogés par IRIS est donc fixée par le schéma

d'échantillonnage et nos résultats ne prennent donc pas en compte la variabilité éventuelle du poids démographique de chaque IRIS. Cependant, par construction, la population de chaque IRIS varie peu (autour de 2000 habitants). Cette limite est d'ailleurs également présente pour le nombre arbitraire d'IRIS sélectionnés aléatoirement dans Paris et la petite couronne en surreprésentant les IRIS défavorisés. Notre échantillon brut de 50 IRIS n'est donc pas représentatif de la totalité des IRS de l'agglomération parisienne. Si on considère que les populations sont plutôt plus homogènes dans ces quartiers pauvres que dans les autres, toutes nos estimations sont donc plutôt minimales: il est probable que dans la population exhaustive de l'agglomération parisienne, les discordances de classement et les différences d'association estimées dans notre travail sont encore plus importantes. Par ailleurs si notre analyse a effectivement porté sur les données brutes de SIRS 2009-2010, pour pouvoir comparer directement les données agrégées à l'IRIS sans introduire de facteurs de pondération, nous avons également effectué une analyse de sensibilité. Plusieurs analyses telles que la mesure de l'erreur de classement ont ainsi été réalisées sur les données pondérées pour estimer leur valeur sur un échantillon représentatif de Paris et de la petite couronne. Les résultats retrouvés par ces deux méthodes étaient très proches.

Des biais de mesure étaient également présents dans cette étude. Les états de santé étaient parfois mesurés de façon subjective. Cependant, de façon complémentaire aux mesures objectives, elles permettent de mesurer d'autres aspects de la santé tels que la propension des personnes à adopter certains comportements de santé ou à accéder à certains services spécialisés. Par ailleurs, d'autres variables sociales disponibles au niveau individuel ou agrégé à l'IRIS auraient pu être étudiées, dont le statut marital, le nombre d'enfants, la nationalité et les origines, etc. Ces variables n'ont pas été retenues dans ce travail car elles ne faisaient pas partie de l'indice FDep. De plus, cette étude n'a porté que sur 7 mesures d'état de santé, nos résultats pourraient être différents pour d'autres mesures. De plus, le choix des seuils détaillé dans la partie Méthodes aurait pu être différent. Pour la mesure de l'erreur de classement des personnes par l'indice agrégé comparé aux données individuelles, tous les quintiles de l'indice FDep ont été testés comme seuil. Il n'en reste pas moins que la dichotomisation des données induit nécessairement une perte d'information. Une des mesures de santé a été la mobilité au sein du quartier car l'activité physique est associée à un meilleur état de santé. Cette mesure est un comportement de santé pouvant être associé à d'autres états mesurés, tels que la dépression ou l'obésité. Elle est importante également pour l'accès aux services de santé tout comme elle est corrélée au réseau social des individus. Enfin les mesures socio-économiques individuelles ne reflètent parfois pas au mieux le niveau socio-économique d'un individu, cela a été décrit pour les femmes âgées par exemple, pour lesquelles les caractéristiques socio-économiques du conjoint peuvent être plus informatives (Guilley et al. 2010; Vallée et al. 2010). Dans notre étude, la variable « revenu » prenait en compte la composition du ménage, elle était exprimée en revenu par unité de consommation.

Comparaison avec les données de la littérature

Nos résultats ont montré une concordance modérée entre les données sociales individuelles et agrégées. Ils semblent concordants avec plusieurs travaux menés dans des pays et des populations différents (Diez-Roux et al. 2001; Marengo et al. 2011; Geronimus et Bound 1998; Southern et al. 2005; Pardo-Crespo et al. 2013).

L'étude de Soobader et al., menée en 2001, basée sur les données de l'enquête nationale de santé aux Etats-Unis (National Health Interview Survey) a montré que les données socio-économiques agrégées ne pouvaient pas être utilisées seules, sans prise en compte des biais induits (Soobader et al. 2001). Ces biais diminuaient avec la taille plus réduite des unités géographiques. Pardo-Crespo., a montré en 2013, que la cohérence des données sociales individuelles et agrégées était faible dans des zones mixtes urbaines et rurales. Le coefficient Kappa de Cohen variait entre 0,15 et 0,22 selon les mesures (Pardo-Crespo et al. 2013). L'étude de Marra et al. menée en 2011, retrouvait des coefficients de Kappa entre 0,13 et 0,27 (Marra et al. 2011). Selon Southern et al., les mesures agrégées donnaient les moins bonnes estimations de revenus des ménages à faibles revenus (Southern et al. 2005).

L'étude française de Bryere et al, parue en 2017, a montré des concordances jugées acceptables selon les auteurs (AUC proche de 0,7) (Bryere et al. 2017). Ces résultats sont proches de ceux de notre étude, où l'on retrouve des AUC compris entre 0,6 et 0,7, meilleurs pour les revenus et le niveau d'étude. Selon ces auteurs, les biais écologiques sont inévitables pour estimer la défaveur sociale par des indices agrégés, et ce quel que soit l'indice étudié parmi les 7 proposés (EDI, Lasbeur, Carstairs, Townsend, Havard, SCP et MCP), y compris dans des petites zones géographiques. La concordance des caractéristiques sociales individuelles était meilleure avec les scores de Townsend et EDI qu'avec les autres indicateurs agrégés. Les auteurs suggéraient que l'approche théorique multidimensionnelle de la construction de ces deux scores permettait d'expliquer ces résultats. Par ailleurs dans cette étude, les scores étaient plus performants pour mesurer les revenus que les niveaux d'étude des personnes (Bryere et al. 2017).

L'étude de Marra et al., a montré que la cohérence des données sociales agrégées et individuelles dépendait de plusieurs facteurs, dont le niveau de revenus des personnes ainsi que les états de santé étudiés. La cohérence des données étaient plus faibles auprès des personnes ayant un revenu faible et auprès de personnes souffrant de polyarthrite rhumatoïde (comparée à l'asthme et au diabète) : les mesures agrégées tendaient à classer les patients dans des niveaux de revenus supérieurs aux leurs, comparé aux mesures individuelles (Marra et al. 2011). Différentes études ont retrouvé des divergences plus grandes chez les femmes que chez les hommes entre les mesures sociales individuelles et collectives (Robert Pampalon et Raymond 2000; Wilkins et al. 2008; Smith, Olatunde, et White 2010; Deonandan et al. 2000). L'étude québécoise de Pampalon et Raymond, décrivait également une divergence plus grande entre ces mesures dans les zones rurales, comparées aux zones urbaines. Les auteurs suggéraient que cela résultait d'une moins grande homogénéité sociale et de taille dans les zones rurales (Pampalon et Raymond 2000). Ces résultats ont également été décrits au niveau du Canada tout entier (Wilkins et al. 2008).

Pardo-Crespo et al., montrait en 2013 des différences d'associations entre les données sociales individuelles ou agrégées et les états de santé chez les enfants (Pardo-Crespo et al. 2013). Par exemple au niveau individuel, les revenus étaient fortement associés au risque de petit poids de naissance, alors que cette association n'était pas présente au niveau agrégé. D'autres différences similaires ont été décrites concernant le risque de surpoids. Les associations étaient plus faibles au niveau agrégé qu'individuel pour la variable « exposition au tabac au domicile », comparé aux revenus ou aux niveaux d'étude mesurés au niveau individuel. Geronimus et Bound, rapportaient également des associations plus faibles entre

variables sociales agrégées et états de santé, comparées aux variables sociales individuelles (Geronimus et Bound 1998). Au Canada également, Pampalon, retrouvait en 2009 des associations plus faibles entre les données sociales agrégées et les états de santé (espérance de vie à 25 ans, avec ou sans incapacité), comparées aux données sociales individuelles (R. Pampalon et al. 2009). Des associations similaires avec l'espérance de vie ont été décrites dans l'étude de Wilkins et al., (Wilkins et al. 2008). Ces résultats constituent autant d'exemples des limites de l'utilisation de scores agrégés, ne serait-ce que pour détecter des populations possiblement à risque).

Perspectives

L'indice FDep est un indice multidimensionnel écologique se référant principalement à la défaveur sociale. Dans notre étude, sa concordance avec les données sociales individuelles est moyenne. Pour optimiser son utilisation en tant que *proxy* du statut socio-économique individuel, il serait très intéressant de développer des méthodes correctives pour prendre en compte le biais écologique lors des analyses statistiques.

Si la concordance avec les données sociales individuelles est moyenne, les données agrégées peuvent apporter une information complémentaire par rapport aux mesures individuelles, comme le niveau de confort d'une communauté. Qu'une personne soit socialement favorisée ou non à titre individuel, elle est influencée par le contexte social de son environnement de résidence et de travail en termes de prévalence des maladies, d'organisation des soins et de ressources (Challier et Viel 2001; Diez-Roux 1998). Pour autant les indices écologiques présentent certaines limites telles que le « biais écologique » et la plus grande sensibilité aux facteurs de confusion. Une façon de réduire ces erreurs est le choix de l'unité géographique la plus fine et la *plus homogène* possible en termes de caractéristiques socio-économiques, afin de diminuer les erreurs de classification des individus (Pampalon et Raymond 2000). Plusieurs auteurs proposent également de combiner les données sociales individuelles et collectives pour mieux capter les interactions fines des déterminants sociaux de la santé à l'aide d'analyses multiniveaux complexes (Jackson, Best, et Richardson 2006, Chaix et Chauvin 2002, Chauvin 2005).

V. Conclusion

Les indices de défaveur sociale, initialement développés pour la planification des soins et la distribution des allocations de l'état, sont de plus en plus fréquemment utilisés comme *proxy* pour apprécier le statut socio-économique des personnes dans l'étude des inégalités sociales de santé, faute de données individuelles indisponibles. Cette étude avait pour objectif de décrire le biais écologique induit par l'utilisation de l'indice agrégé français FDep, et de comparer les différences associations obtenues avec les données sociales individuelles ou agrégées, sur les états et comportements de santé.

Nos résultats ont montré une concordance modérée entre les données sociales individuelles et agrégées. Les erreurs de classement des personnes défavorisées étaient fréquentes (au minimum la moitié des personnes sont « mal classées » dans le quintile le plus défavorisé du FDep). Appliquées à sept états et comportements de santé, les différences et les rapports de risque relatif étaient fréquemment importants. Les associations avec les variables de santé semblaient plus faibles au niveau agrégé qu'individuel.

Ces indices de défaveur sociale permettent une première description des inégalités territoriales de santé et, dans certaine mesure, une première évaluation – succincte- de l'adéquation avec l'implantation géographique des soins et des services de santé, mais ils semblent peu utilisables en soins primaires pour détecter et mesurer la précarité au niveau individuel et ils risquent également de ne pas détecter certaines populations à risque et/ou avec des besoins sanitaires spécifiques. La compréhension des interactions entre les déterminants sociaux individuels et contextuels nécessite l'utilisation conjointe de ces deux types de données sociales dans des modèles statistiques complexes.

Références bibliographiques

- Alker jr., Hayward R. 1974. « A typology of ecological fallacies ». *Social ecology*, Social ecology. - Cambridge M. : M. I. T. Pr., ISBN 0262540223. - 1974, p. 69-86,.
- Avendano, M., A. E. Kunst, M. Huisman, F. V. Lenthe, M. Bopp, E. Regidor, M. Glickman, et al. 2006. « Socioeconomic Status and Ischaemic Heart Disease Mortality in 10 Western European Populations during the 1990s ». *Heart (British Cardiac Society)* 92 (4): 461-67. doi:10.1136/hrt.2005.065532.
- Bajekal, M., S. Jan, et B. Jarman. 1996. « The Swedish UPA Score: An Administrative Tool for Identification of Underprivileged Areas ». *Scandinavian Journal of Social Medicine* 24 (3): 177-84.
- Benach, J., et Y. Yasui. 1999. « Geographical Patterns of Excess Mortality in Spain Explained by Two Indices of Deprivation ». *Journal of Epidemiology and Community Health* 53 (7): 423-31.
- Blakely, T. A., et A. J. Woodward. 2000. « Ecological Effects in Multi-Level Studies ». *Journal of Epidemiology and Community Health* 54 (5): 367-74.
- Bryere, Josephine, Carole Pornet, Nane Copin, Ludivine Launay, Gaëlle Gusto, Pascale Grosclaude, Cyrille Delpierre, et al. 2017. « Assessment of the Ecological Bias of Seven Aggregate Social Deprivation Indices ». *BMC Public Health* 17 (1). doi:10.1186/s12889-016-4007-8.
- Cadum, E., G. Costa, A. Biggeri, et M. Martuzzi. 1999. « [Deprivation and mortality: a deprivation index suitable for geographical analysis of inequalities] ». *Epidemiologia E Prevenzione* 23 (3): 175-87.
- Carstairs V. (2000), « Socio-Economic Factors at Areal Level and Their Relationship with Health », in *Spatial Epidemiology: Methods and Applications*, edited by Elliott P., Wakefield J., Best N., Briggs D., Oxford, Oxford University Press, pp.51-67
- Carstairs, V., et R. Morris. 1989. « Deprivation: Explaining Differences in Mortality between Scotland and England and Wales. » *BMJ* 299 (6704): 886-89. doi:10.1136/bmj.299.6704.886.
- Cases, Chantal, Pierre Chauvin, Eric Jouglu, Florence Jusot, Anne Laporte, Pierre Lombrail, et Gwenn Menvielle. 2013. « Indicateurs de suivi de l'évolution des inégalités sociales de santé dans les systèmes d'information en santé ».
- Chaix, B., J. Merlo, et P. Chauvin. 2005. « Comparison of a spatial approach with the multilevel approach for investigating place effects on health: the example of healthcare utilisation in France ». *Journal of Epidemiology and Community Health* 59 (6): 517-26. doi:10.1136/jech.2004.025478.
- Chaix B, Chauvin P. L'apport des méthodes d'analyse multiniveau dans l'analyse contextuelle en épidémiologie sociale : une revue de la littérature. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2002; 50: 489-499.

Challier, B., et J. F. Viel. 2001. « [Relevance and validity of a new French composite index to measure poverty on a geographical level] ». *Revue D'épidémiologie Et De Santé Publique* 49 (1): 41-50.

Chauvin P. (2002), « Santé et inégalités sociales : de nouvelles approches épidémiologiques », in Les mégapoles face au défi des nouvelles inégalités, edited by Parizot I., Chauvin P., Firdion J. M., Paugam S., Paris, Flammarion.

Chauvin P. Environnement social et santé : avancées et perspectives dans l'étude des effets du contexte sur la santé. In : Chauvin P, Parizot I, eds. Santé et expériences de soins : de l'individu à l'environnement social. Paris : Editions Inserm-Vuibert, 2005, pp. 187-200.

Chauvin, Pierre, and Isabelle Parizot. 2009. Les inégalités sociales et territoriales de santé dans l'agglomération parisienne. Une analyse de la cohorte Sirs (2005). Délégation interministérielle à la Ville.

Courgeau, Daniel, Brigitte Baccaïni, et Brigitte Baccaini. 1997. « Analyse multi-niveaux en sciences sociales ». *Population (French Edition)* 52 (4): 831. doi:10.2307/1534616.

Cox, David R. 2009. « Commentary: Smoking and Lung Cancer: Reflections on a Pioneering Paper ». *International Journal of Epidemiology* 38 (5): 1192-93. doi:10.1093/ije/dyp290.

Declercq C. 2004. « Inégalités socio-spatiales de mortalité dans le Nord - Pas-de-Calais ». *Observatoire Régional de la Santé - Nord Pas de Calais*.
<http://www.orsnpdc.org/documents/inegalites-socio-spatiales-de-mortalite-dans-le-nord-pas-de-calais/>.

Deonandan, R., K. Campbell, T. Ostbye, I. Tummon, et J. Robertson. 2000. « A Comparison of Methods for Measuring Socio-Economic Status by Occupation or Postal Area ». *Chronic Diseases in Canada* 21 (3): 114-18.

Diez-Roux, A V. 1998. « Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. » *American Journal of Public Health* 88 (2): 216-22.
doi:10.2105/AJPH.88.2.216.

Diez-Roux, A. V., C. I. Kiefe, D. R. Jacobs, M. Haan, S. A. Jackson, F. J. Nieto, C. C. Paton, R. Schulz, et A. V. Roux. 2001. « Area Characteristics and Individual-Level Socioeconomic Position Indicators in Three Population-Based Epidemiologic Studies ». *Annals of Epidemiology* 11 (6): 395-405.

Dufault, Brenden, et Neil Klar. 2011. « The Quality of Modern Cross-Sectional Ecologic Studies: A Bibliometric Review ». *American Journal of Epidemiology* 174 (10): 1101-7.
doi:10.1093/aje/kwr241.

Eibner, Christine, et Roland Sturm. 2006. « US-based indices of area-level deprivation: Results from HealthCare for Communities ». *Social Science & Medicine* 62 (2): 348-59.
doi:10.1016/j.socscimed.2005.06.017.

Ellison-Loschmann, L., J. Sunyer, E. Plana, N. Pearce, J.-P. Zock, D. Jarvis, C. Janson, J. M. Antó, et M. Kogevinas. 2007. « Socioeconomic Status, Asthma and Chronic Bronchitis in a

- Large Community-Based Study ». *European Respiratory Journal* 29 (5): 897-905.
doi:10.1183/09031936.00101606.
- FDep. 2009. « metropole-indice-de-defavorisation-sociale-fdep-a-lechelle-de-liris-2009-inserm ». <https://public.opendatasoft.com/explore/?sort=modified&q=Fdep>.
- Fieulaine, Nicolas, Thémistoklis Apostolidis, et Fabien Olivetto. 2012. « Précarité et troubles psychologiques : l'effet médiateur de la perspective temporelle, Summary, Zusammenfassung, Riassunto, Resumen, Resumo ». *Les Cahiers Internationaux de Psychologie Sociale* Numéro 72 (4): 51-64.
- Fukuda, Yoshiharu, Keiko Nakamura, et Takehito Takano. 2007. « Higher mortality in areas of lower socioeconomic position measured by a single index of deprivation in Japan ». *Public Health* 121 (3): 163-73. doi:10.1016/j.puhe.2006.10.015.
- Galobardes, Bruna, Michael C. Costanza, Martine S. Bernstein, Cecile Delhumeau, et Alfredo Morabia. 2003. « Trends in Risk Factors for Lifestyle-Related Diseases by Socioeconomic Position in Geneva, Switzerland, 1993–2000: Health Inequalities Persist ». *American Journal of Public Health* 93 (8): 1302-9. doi:10.2105/AJPH.93.8.1302.
- Geronimus, A. T., et J. Bound. 1998. « Use of Census-Based Aggregate Variables to Proxy for Socioeconomic Group: Evidence from National Samples ». *American Journal of Epidemiology* 148 (5): 475-86.
- Glynn, Adam N., Jon Wakefield, Mark S. Handcock, et Thomas S. Richardson. 2007. « Alleviating Linear Ecological Bias and Optimal Design with Subsample Data ». *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)* 0 (0): 071029094155004-???
doi:10.1111/j.1467-985X.2007.00511.x.
- Goldberg, M., M. Melchior, A. Leclerc, et F. Lert. 2003. « Épidémiologie et déterminants sociaux des inégalités de santé ». *Revue d'épidémiologie et de santé publique* 51 (4): 381-401.
- Guilley, Edith, Matthias Bopp, David Faeh, et Fred Paccaud. 2010. « Socioeconomic Gradients in Mortality in the Oldest Old: A Review ». *Archives of Gerontology and Geriatrics* 51 (3): e37-40. doi:10.1016/j.archger.2009.12.009.
- Halpern, Catherine. 2010. « La société précaire ». *Sciences humaines*, n° 168 (janvier): 24-24.
- Havard, Sabrina, Séverine Deguen, Julie Bodin, Karine Louis, Olivier Laurent, et Denis Bard. 2008. « A small-area index of socioeconomic deprivation to capture health inequalities in France ». *Social Science & Medicine* 67 (12): 2007-16.
doi:10.1016/j.socscimed.2008.09.031.
- Jackson, Christopher, Nicky Best, et Sylvia Richardson. 2006. « Improving Ecological Inference Using Individual-Level Data ». *Statistics in Medicine* 25 (12): 2136-59.
doi:10.1002/sim.2370.

Jarman, B. 1983. « Identification of Underprivileged Areas. » *Br Med J (Clin Res Ed)* 286 (6379): 1705-9. doi:10.1136/bmj.286.6379.1705.

Jordan, Kelvin P., Richard Hayward, Eyitope Roberts, John J. Edwards, et Umesh T. Kadam. 2014. « The relationship of individual and neighbourhood deprivation with morbidity in older adults: an observational study ». *European Journal of Public Health* 24 (3): 396-98. doi:10.1093/eurpub/ckt160.

Kaplan, G. A., et J. E. Keil. 1993. « Socioeconomic Factors and Cardiovascular Disease: A Review of the Literature. » *Circulation* 88 (4): 1973-98. doi:10.1161/01.CIR.88.4.1973.

Krieger, N., J. T. Chen, P. D. Waterman, M.-J. Soobader, S. V. Subramanian, et R. Carson. 2003. « Choosing Area Based Socioeconomic Measures to Monitor Social Inequalities in Low Birth Weight and Childhood Lead Poisoning: The Public Health Disparities Geocoding Project (US) ». *Journal of Epidemiology and Community Health* 57 (3): 186-99.

Krokstad, S., A. E. Kunst, et S. Westin. 2002. « Trends in Health Inequalities by Educational Level in a Norwegian Total Population Study ». *Journal of Epidemiology & Community Health* 56 (5): 375-80. doi:10.1136/jech.56.5.375.

Lalloué, Benoît, Jean-Marie Monnez, Cindy Padilla, Wahida Kihal, Nolwenn Le Meur, Denis Zmirou-Navier, et Séverine Deguen. 2013. « A statistical procedure to create a neighborhood socioeconomic index for health inequalities analysis ». *International Journal for Equity in Health* 12: 21. doi:10.1186/1475-9276-12-21.

Lasbeur, Linda, Monique Kaminski, Pierre-Yves Ancel, Christiane du Mazaubrun, Jennifer Zeitlin, et Jennifer Zeitlin. 2006. « Analyser les inégalités socio-économiques de santé à partir des données du recensement: L'exemple de la grande prématurité à Paris-Petite couronne ». *Population* 61 (4): 567. doi:10.3917/popu.604.0567.

Lawlor, Debbie A., George Davey Smith, Rita Patel, et Shah Ebrahim. 2005. « Life-Course Socioeconomic Position, Area Deprivation, and Coronary Heart Disease: Findings from the British Women's Heart and Health Study ». *American Journal of Public Health* 95 (1): 91-97. doi:10.2105/AJPH.2003.035592.

Lecrubier, Y, DV Sheehan, E Weiller, P Amorim, I Bonora, K Harnett Sheehan, J Janavs, et GC Dunbar. 1997. « The Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI). A short diagnostic structured interview: reliability and validity according to the CIDI ». *European Psychiatry* 12 (5): 224-31. doi:10.1016/S0924-9338(97)83296-8.

Logiciel R. 2017. « R: The R Project for Statistical Computing ». Consulté le juin 3. <https://www.r-project.org/>.

Loney, Tom, et Nico J Nagelkerke. 2014. « The Individualistic Fallacy, Ecological Studies and Instrumental Variables: A Causal Interpretation ». *Emerging Themes in Epidemiology* 11 (1): 18. doi:10.1186/1742-7622-11-18.

Lorant, V. 2000. « [Mortality socio-economic inequalities for small-areas in Belgium: assessing concentration] ». *Revue D'épidémiologie Et De Sante Publique* 48 (3): 239-47.

- Lucas-Gabrielli, V., F. Tonnelier, et E. Vigneron. 1998. « Une typologie des paysages socio-sanitaires en France ». *Questions d'économie de la santé*, n° 10: 1-4.
- Marc J. 2015. « Bias and Correction for the Log Response Ratio in Ecological Meta-Analysis ». *Ecology* 96 (8): 2056-63.
- Marengo, Lisa, Tunu Ramadhani, Noha H. Farag, et Mark A. Canfield. 2011. « Should Aggregate US Census Data Be Used as a Proxy for Individual Household Income in a Birth Defects Registry? » *Journal of Registry Management* 38 (1): 9-14.
- Marmot, M. G., S. Stansfeld, C. Patel, F. North, J. Head, I. White, E. Brunner, A. Feeney, M. G. Marmot, et G. Davey Smith. 1991. « Health Inequalities among British Civil Servants: The Whitehall II Study ». *The Lancet* 337 (8754): 1387-93. doi:10.1016/0140-6736(91)93068-K.
- Marra, Carlo A., Larry D. Lynd, Stephanie S. Harvard, et Maja Grubisic. 2011. « Agreement between Aggregate and Individual-Level Measures of Income and Education: A Comparison across Three Patient Groups ». *BMC Health Services Research* 11 (mars): 69. doi:10.1186/1472-6963-11-69.
- Messer, Lynne C., Barbara A. Laraia, Jay S. Kaufman, Janet Eyster, Claudia Holzman, Jennifer Culhane, Irma Elo, Jessica G. Burke, et Patricia O'Campo. 2006. « The Development of a Standardized Neighborhood Deprivation Index ». *Journal of Urban Health* 83 (6): 1041-62. doi:10.1007/s11524-006-9094-x.
- Messerli, Franz H. 2012. « Chocolate Consumption, Cognitive Function, and Nobel Laureates ». *The New England Journal of Medicine* 367 (16): 1562-64. doi:10.1056/NEJMon1211064.
- Morris, R., et V. Carstairs. 1991. « Which Deprivation? A Comparison of Selected Deprivation Indexes ». *Journal of Public Health Medicine* 13 (4): 318-26.
- Moulin, J.-J., é. Labbe, C. Sass, C. Chatain, et L. Gerbaud. 2006. « Précarité et facteurs de risque: le score EPICES ». *Revue Francophone de Psycho-Oncologie* 5 (2): 115-21. doi:10.1007/s10332-006-0131-5.
- O'Campo, Patricia. 2003. « Invited Commentary: Advancing Theory and Methods for Multilevel Models of Residential Neighborhoods and Health ». *American Journal of Epidemiology* 157 (1): 9-13. doi:10.1093/aje/kwf171.
- OMS. 2000. « OMS | L'OMS évalue les systemes de santé dans le monde ». WHO. http://www.who.int/whr/2000/media_centre/press_release/fr/.
- Osler, Merete, Lars Ulrik Gerdes, Michael Davidsen, Henrik Brønnum-Hansen, Mette Madsen, Torben Jørgensen, et Marianne Schroll. 2000. « Socioeconomic Status and Trends in Risk Factors for Cardiovascular Diseases in the Danish MONICA Population, 1982–1992 ». *Journal of Epidemiology & Community Health* 54 (2): 108-13. doi:10.1136/jech.54.2.108.

- Pampalon, R., D. Hamel, P. Gamache, et G. Raymond. 2009. « A Deprivation Index for Health Planning in Canada ». *Chronic Diseases in Canada* 29 (4): 178-91.
- Pampalon, R., D. Hamel, P. Gamache, A. Simpson, et M. D. Philibert. 2014. « Validation of a Deprivation Index for Public Health: A Complex Exercise Illustrated by the Quebec Index ». *Chronic Diseases and Injuries in Canada* 34 (1): 12-22.
- Pampalon, Robert, Denis Hamel, Philippe Gamache, Mathieu D. Philibert, Guy Raymond, et André Simpson. 2012. « An Area-Based Material and Social Deprivation Index for Public Health in Québec and Canada ». *Canadian Journal of Public Health = Revue Canadienne De Sante Publique* 103 (8 Suppl 2): S17-22.
- Pampalon, Robert, et G. Raymond. 2000. « A Deprivation Index for Health and Welfare Planning in Quebec ». *Chronic Diseases in Canada* 21 (3): 104-13.
- Pardo-Crespo, Maria R, Nirmala Priya Narla, Arthur R Williams, Timothy J Beebe, Jeff Sloan, Barbara P Yawn, Philip H Wheeler, et Young J Juhn. 2013. « Comparison of individual-level versus area-level socioeconomic measures in assessing health outcomes of children in Olmsted County, Minnesota ». *Journal of epidemiology and community health* 67 (4): 305-10. doi:10.1136/jech-2012-201742.
- Pearce, Neil. 2000. « The Ecological Fallacy Strikes Back ». *Journal of Epidemiology and Community Health* 54 (5): 326-27. doi:10.1136/jech.54.5.326.
- Pornet, Carole, Cyrille Delpierre, Olivier Dejardin, Pascale Grosclaude, Ludivine Launay, Lydia Guittet, Thierry Lang, et Guy Launoy. 2012. « Construction of an Adaptable European Transnational Ecological Deprivation Index: The French Version ». *Journal of Epidemiology and Community Health* 66 (11): 982-89. doi:10.1136/jech-2011-200311.
- Préteceille E. La division sociale de l'espace francilien. *FNSP, CNRS*. 2003
- Rey, Grégoire, Eric Jouglu, Anne Fouillet, et Denis Hémon. 2009. « Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997 – 2001: variations with spatial scale, degree of urbanicity, age, gender and cause of death ». *BMC Public Health* 9: 33. doi:10.1186/1471-2458-9-33.
- Salway, R., et J. Wakefield. 2008. « A Hybrid Model for Reducing Ecological Bias ». *Biostatistics* 9 (1): 1-17. doi:10.1093/biostatistics/kxm022.
- Santé publique France. 2017. « Mesure des inégalités sociales, déterminants sociaux et territoriaux de la santé » *rapport*.
- Schwartz, S. 1994. « The Fallacy of the Ecological Fallacy: The Potential Misuse of a Concept and the Consequences ». *American Journal of Public Health* 84 (5): 819-24.
- Sheppard, Lianne. 2003. « Insights on Bias and Information in Group-Level Studies ». *Biostatistics (Oxford, England)* 4 (2): 265-78. doi:10.1093/biostatistics/4.2.265.
- Smith, Michael P., Olugbenga Olatunde, et Chris White. 2010. « Monitoring Inequalities in Health Expectancies in England - Small Area Analyses from the Census 2001 and General

Household Survey 2001-05 ». *Health Statistics Quarterly*, n° 46: 51-68.

doi:10.1057/hsq.2010.11.

Soobader, M., F. B. LeClere, W. Hadden, et B. Maury. 2001. « Using Aggregate Geographic Data to Proxy Individual Socioeconomic Status: Does Size Matter? » *American Journal of Public Health* 91 (4): 632-36.

Southern, Danielle A., Lindsay McLaren, Penelope Hawe, Merrill L. Knudtson, William A. Ghali, et APPROACH Investigators. 2005. « Individual-Level and Neighborhood-Level Income Measures: Agreement and Association with Outcomes in a Cardiac Disease Cohort ». *Medical Care* 43 (11): 1116-22.

Stansfeld, S. A., J. Head, R. Fuhrer, J. Wardle, et V. Cattell. 2003. « Social Inequalities in Depressive Symptoms and Physical Functioning in the Whitehall II Study: Exploring a Common Cause Explanation ». *Journal of Epidemiology & Community Health* 57 (5): 361-67. doi:10.1136/jech.57.5.361.

Tello, Juan Eduardo, Julia Jones, Paola Bonizzato, Mariangela Mazzi, Francesco Amaddeo, et Michele Tansella. 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* (1982) 61 (10): 2096-2105. doi:10.1016/j.socscimed.2005.04.018.

Townsend, Peter. 1987. « Deprivation ». *Journal of Social Policy* 16 (2): 125-46.

doi:10.1017/S0047279400020341.

Vallée, Julie, Emmanuelle Cadot, Francesca Grillo, Isabelle Parizot, et Pierre Chauvin. 2010. « The combined effects of activity space and neighbourhood of residence on participation in preventive health-care activities: The case of cervical screening in the Paris metropolitan area (France) ». In *Health & Place*, 838-52.

<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1353829210000456>.

Wakefield, Jon, et Sebastien J.-P. A. Haneuse. 2008. « Overcoming Ecologic Bias using the Two-Phase Study Design ». *American Journal of Epidemiology* 167 (8): 908-16.

doi:10.1093/aje/kwm386.

Wakefield, Jonathan, et Hilary Lyons. 2010. « Spatial Aggregation and the Ecological Fallacy ». In *Handbook of Spatial Statistics*, 541-58. Chapman & Hall/CRC Handbooks of Modern Statistical Methods. CRC Press. doi:10.1201/9781420072884-c30.

Wardle, J., et A. Steptoe. 2003. « Socioeconomic Differences in Attitudes and Beliefs about Healthy Lifestyles ». *Journal of Epidemiology & Community Health* 57 (6): 440-43.

doi:10.1136/jech.57.6.440.

Wilkins, Russell, Michael Tjepkema, Cameron Mustard, et Robert Choinière. 2008. « The Canadian Census Mortality Follow-up Study, 1991 through 2001 ». *Health Reports* 19 (3): 25-43.

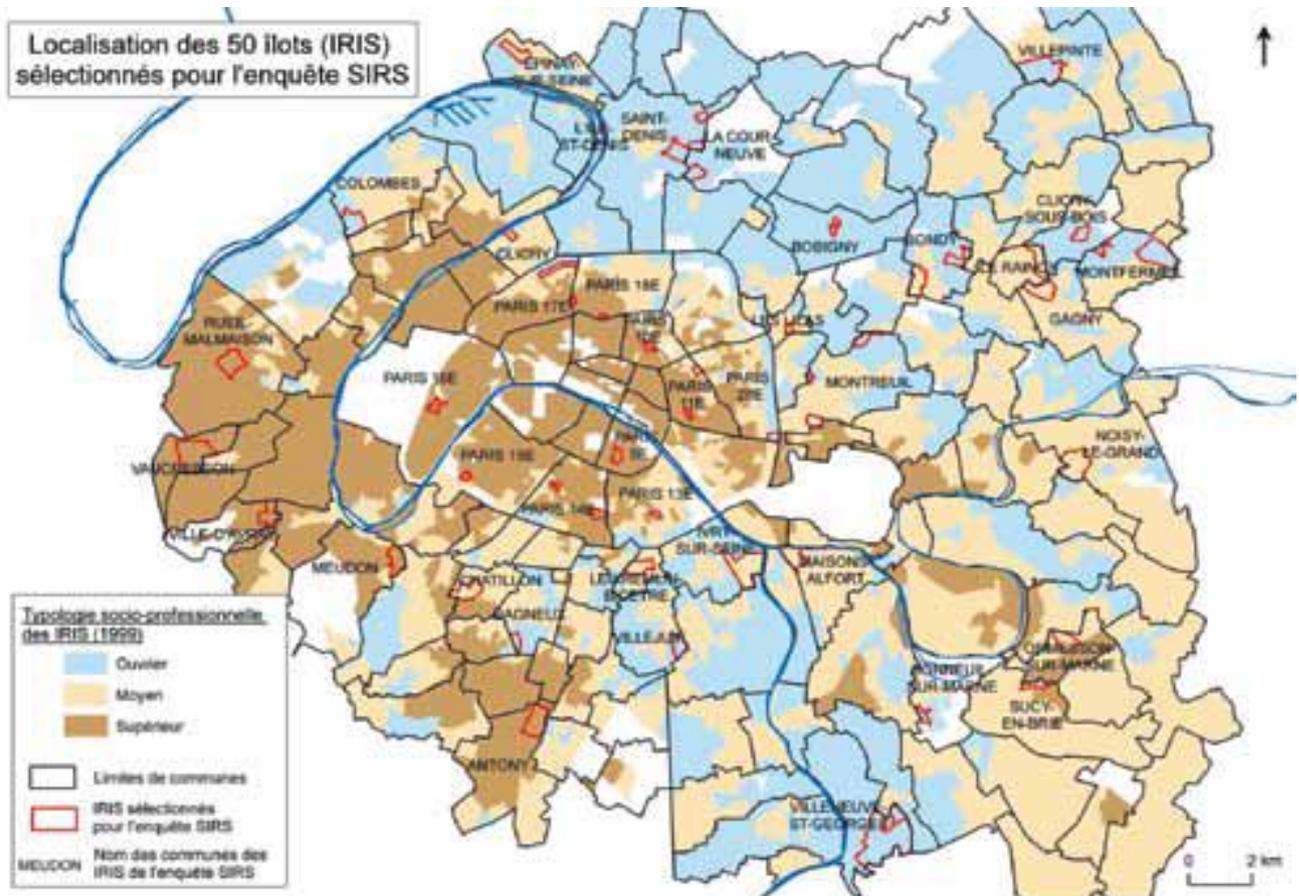
Annexes

Annexe 1 : Typologie d'E. Prétéceille.

La typologie utilisée se fonde sur la catégorie socioprofessionnelle des personnes actives, la précarité (ou la stabilité) de l'emploi et le taux de chômage correspondants à chaque IRIS. Elle distingue :

- les quartiers de type « ouvrier » : surreprésentation des personnes ayant un emploi de catégorie « ouvrière » ou au chômage et des personnes ayant un emploi précaire
- les quartiers de type « moyen » : surreprésentation des personnes ayant une profession de catégorie intermédiaire ou salariée
- les quartiers de type « supérieur » : prédominance de personnes ayant une profession de type « libérale », « cadre » ou « chefs d'entreprise » avec une sous-représentation des catégories « ouvrières ».

Annexe 2 : Localisation des 50 ilots sélectionnés



Annexe 3 : méthode de calcul de score PRECAR

Calcul du score PRECAR

1. Assurance maladie		7. Type de ménage	
Sécurité sociale + complémentaire	0	Vit seul	14,3
CMUc-AME	12,8	Vit avec conjoint(e), avec ou sans enfants	0
Absence de complémentaire	16,3	Vit seul avec enfants	13,7
Pas de couverture maladie	7,7	Vit avec d'autres personnes	11,4
2. Niveau d'études		8. Revenu (ou perception minima sociaux)	
Jamais scolarisé	8,1	Revenu < 910 euros (oui)	20,5
Primaire ou inférieur	6,4	Revenu > 910 euros (non)	0
Secondaire	6,1	9. Situation financière perçue	
Supérieur	0	Vous êtes à l'aise	0
3. Catégories socioprofessionnelles		Ça va	-0,9
Cadres et professions supérieures	0	C'est juste, il faut faire attention	4,3
Agriculteur	2,3	Vous y arrivez difficilement	9,0
Commerçant, artisan, chef d'entreprise	2,4	10. Aide vie quotidienne	
Profession intermédiaire	0,6	Oui	0
Employé	2,4	Non	16,4
Ouvrier	4,9	11. Soutien matériel / financier	
Jamais travaillé	21,3	Oui	0
4. Statut professionnel		Non	12,0
Actif en emploi	0	12. Soutien affectif / moral	
Apprenti, stage	9,5	Oui	0
Chômeur	4,1	Non	19,1
Retraité	0,2	13. Situation logement	
Au foyer	-0,8	Propriétaire ou attaché au propriétaire	0
Congé parental	1,8	Locataire ou attaché au locataire	10,9
5. Isolement perçu		Hébergé	9,5
Très seul	10,8	14. Origines	
Plutôt seul	10,9	Français, né de deux parents français	0
Plutôt entouré	6,1	Français, né d'au moins un parent étranger	3,2
Très entouré	0	Etranger	5,7
6. Situation affective		Ajouter +1 au total	
En couple et vit avec conjoint	0	<i>Précaire si >= 44</i>	
En couple mais ne vit pas avec	11,3		
A une relation amoureuse sans couple	10,3		
Ni relation ni couple	15,5		

Annexe 4 : Analyse descriptive des caractéristiques socio-économiques des individus de la cohorte SIRS – données pondérées - (N=3006)

	n	%
Sexe		
Homme	1411	46.9
Femme	1595	53.1
Age		
[18-30[729	24.2
[30-45[939	31.2
[45-60[686	22.8
[60-100]	652	21.6
Revenu (euros /mois)		
< 964	402	16.8
≥ 964	1997	83.2
Niveau d'étude		
Jamais scolarisé ou enseignement primaire	221	7.4
Enseignement secondaire	1087	36.1
Enseignement supérieur	1698	56.5
Statut d'emploi		
Exerce un emploi	1683	56.1
Apprenti /stage	32	1.1
Elève/étudiant	244	8.1
Chômeur	219	7.3
Retraité	601	20.0
Au foyer	154	5.1
Congé parental	26	0.9
Handicapés	30	1.0
Recherche premier emploi	1	0.0
Arrêt maladie	13	0.4
Catégorie Socioprofessionnelle		
N'a jamais travaillé	241	8.1
Artisan commerçant chef d'entreprise	152	5.1
Cadre et profession intellectuelle supérieur	907	30.4
Profession intermédiaire	413	13.8
Employé	1056	35.3
Ouvrier	219	7.3
Nationalité		
Français	2002	66.6
Mixte	626	20.8
Etranger	379	12.6
Score PRECAR		
Précaire ≥44	899	39.8
Non Précaire < 44	1358	60.2

Source : Données pondérées (SIRS 2009-2010)

Annexe 5 : Analyse descriptive des caractéristiques socio-économiques des individus de la cohorte SIRS, variables dichotomisées - données pondérées - (N=3006)

	N	%
Niveau d'étude		
≤ Bac	1308	43.5
> Bac	1698	56.5
Statut d'emploi		
Chômeur	219	7.3
Autre	2783	92.7
Profession. cs		
Ouvrier	219	7.3
Autre	2768	92.7

Source : Données pondérées (SIRS 2009-2010)

Annexe 6 : Analyse descriptive des états de santé des individus de la cohorte - données pondérées - (N=3006)

	N	%
Etat général		
Mauvais	121	4.0
Bon	2885	96.0
Etat psychologique		
Mauvais	119	4.0
Bon	2887	96.0
Dépression		
Oui	251	8.3
Non	2755	91.7
Test VIH volontaire		
Oui	988	32.9
Non	2018	67.1
Absence de protection contre le VIH		
Oui	1695	56.4
Non ou ne sait pas	1259	43.6
IMC (kg/m²)		
> 30	303	10.2
≤30	2662	89.8
Score de mobilité*		
<0,8	564	18.8
≥0,8	2442	81.2

**score individuel mesurant la concentration des activités quotidiennes dans le voisinage, 0 : pour les personnes qui ont déclaré faire toutes les activités d'intérêt principalement en dehors de leur quartier de résidence, ≥0,8 : pour les personnes qui ont déclaré faire toutes les activités d'intérêt principalement dans leur quartier de résidence.*

Source : Données pondérées (SIRS 2009-2010)

Annexe 7 : Distribution des IRIS et des individus dans les quintiles de l'indice Fdep - données pondérées - (N=3006)

FDep	IRIS		Individus	
	N	%	n	%
Q1	25	50.0	1855	61.7
Q2	03	6.0	202	6.7
Q3	04	8.0	258	8.6
Q4	08	16.0	331	11.0
Q5	10	20.0	360	12.0
T	50	100	3006	100

Source : Données pondérées (SIRS 2009-2010)

Annexe 8: Propriétés psychométriques de l'indice FDep - données brutes - (N=3006)

Propriétés psychométriques de l'indice FDep
au seuil du 5e quintile

Indice individuel	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	43.4	85.6	41.5	86.5
Etude < Bac	29.8	90.5	77.4	54.3
S.d'emploi (chômage)	40.7	81.5	13.9	94.9
Profession (ouvrier)	36.0	81.2	14.6	93.4
PRECAR ≥44	28.5	88.1	69.0	57.1

Propriétés psychométriques de l'indice FDep
au seuil du 4e quintile

Indice individuel	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	64.2	70.7	34.0	89.3
Etude < Bac	51.0	79.9	73.3	60.1
S.d'emploi (chômage)	57.2	65.3	10.8	95.4
Profession (ouvrier)	55.7	65.5	12.5	94.3
PRECAR ≥44	47.2	74.6	63.2	60.4

Propriétés psychométriques de l'indice FDep
au seuil du 3e quintile

Indice individuel	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	74.0	62.6	31.8	91.1
Etude < Bac	60.7	73.8	71.5	63.4
S.d'emploi (chômage)	68.4	57.6	10.6	96.1
Profession (ouvrier)	67.6	58.0	12.5	95.2
PRECAR ≥44	56.6	66.9	61.2	62.5

Propriétés psychométriques de l'indice FDep
au seuil du 2e quintile

Indice individuel	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	80.0	56.4	30.2	92.2
Etude < Bac	68.5	69.7	71.0	67.2
S.d'emploi (chômage)	72.8	51.5	9.9	96.2
Profession (ouvrier)	74.5	52.0	12.1	95.8
PRECAR ≥44	62.3	60.8	59.5	63.6

Propriétés psychométriques de l'indice FDep
au seuil du 1e quintile

Indice individuel	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	100			
Etude < Bac	100			
S.d'emploi (chômage)	100			
Profession (ouvrier)	100			
PRECAR ≥44	100			

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

**Annexe 9 : Propriétés psychométriques de l'indice FDep - données pondérées -
(N=3006)**

Propriétés psychométriques de l'indice FDep
au seuil du 5e quintile

Indice individuel	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	30.8	92.4	45.9	86.9
Etude < Bac	20.2	94.3	73.4	60.5
S.d'emploi (chômage)	26.6	89.1	16.1	93.9
Profession (ouvrier)	24.6	88.9	15.0	93.7
PRECAR ≥44	19.0	93.5	66.0	63.5

Propriétés psychométriques de l'indice FDep
au seuil du 4e quintile

Indice individuel	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	64.2	88.3	61.8	89.3
Etude < Bac	51.0	79.9	73.3	60.1
S.d'emploi (chômage)	57.2	65.3	10.8	95.4
Profession (ouvrier)	55.7	65.5	12.5	94.3
PRECAR ≥44	16.2	68.2	26.2	53.9

Propriétés psychométriques de l'indice FDep
au seuil du 3e quintile

Indice individuel	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	74.0	62.6	31.8	91.1
Etude < Bac	60.7	73.8	71.5	63.4
S.d'emploi (chômage)	68.4	57.6	10.6	96.1
Profession (ouvrier)	67.6	58.0	12.5	95.2
PRECAR ≥44	46.5	62.6	53.5	55.8

Propriétés psychométriques de l'indice FDep
au seuil du 2e quintile

Indice individuel	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	80.0	56.4	30.2	92.2
Etude < Bac	68.5	69.7	71.0	67.2
S.d'emploi (chômage)	72.8	51.5	9.96	96.25
Profession (ouvrier)	74.5	52.0	12.1	95.8
PRECAR ≥44	51.7	56.5	52.4	55.9

Propriétés psychométriques de l'indice FDep
au seuil du 1e quintile

Indice individuel	Se	Sp	VPP	VPN
Revenu < 964 €	100			
Etude < Bac	100			
S.d'emploi (chômage)	100			
Profession (ouvrier)	100			
PRECAR ≥44	100			

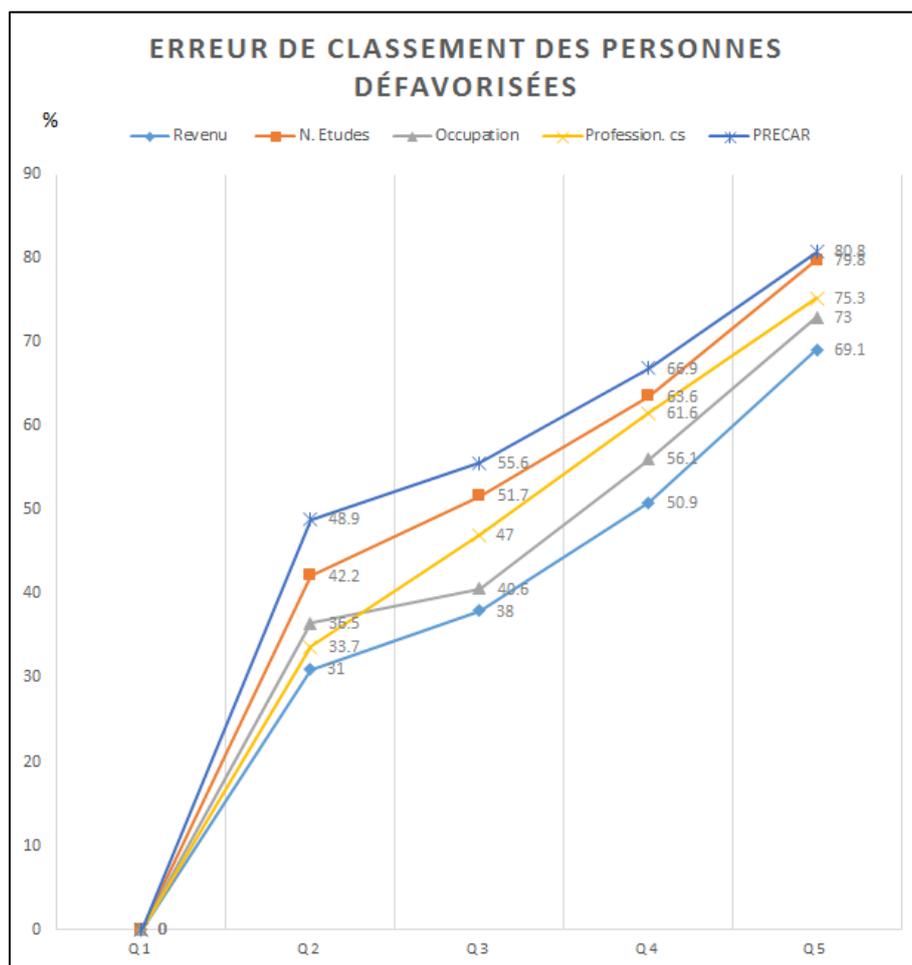
Source : Données pondérées (SIRS 2009-2010)

Annexe 10 : Distribution des personnes défavorisées et des personnes non défavorisées selon les mesures individuelles de défaveur sociale dans les quantiles de l'indice FDep - données pondérées - (N=3006)

	N	FDep				
		Q1 n (%)	Q2 n (%)	Q3 n (%)	Q4 n (%)	Q5 n (%)
Revenu (euros)						
<964	402	31.2 (125)	6.9 (28)	13.0 (52)	18.1 (73)	30.9 (124)
≥964	1997	67.8 (1355)	6.6 (133)	8.7 (174)	9.3 (185)	7.6 (151)
Etudes						
≤Bac	1308	42.2 (553)	9.5 (124)	11.9 (156)	16.1 (211)	20.2 (265)
>Bac	1698	76.7 (1303)	4.6 (78)	6.0 (102)	7.0 (119)	5.6 (96)
Statut d'emploi						
Chômage	219	36.7 (80)	4.1 (9)	15.5 (34)	16.9 (37)	26.7 (58)
Autre	2783	63.8 (1775)	6.9 (193)	8.0 (223)	10.5 (292)	10.8 (301)
Profession.cs						
Ouvrier	219	33.6 (74)	13.2 (29)	14.7 (32)	13.7 (30)	24.8 (54)
Autre	2768	64.0 (1771)	6.2 (171)	8.0 (223)	10.8 (298)	11.0 (306)
Score PRECAR						
Oui ≥44	899	49.0 (440)	6.7 (60)	11.3 (102)	13.9 (125)	19.1 (171)
Non < 44	1358	70.8 (961)	5.6 (77)	8.5 (116)	8.6 (116)	6.5 (38)

Source : Données pondérées (SIRS 2009-2010)

Annexe 11 : Erreur de classement des personnes défavorisées en fonction des différents seuils de positivité de l'indice FDep - données pondérées - (N=3006)

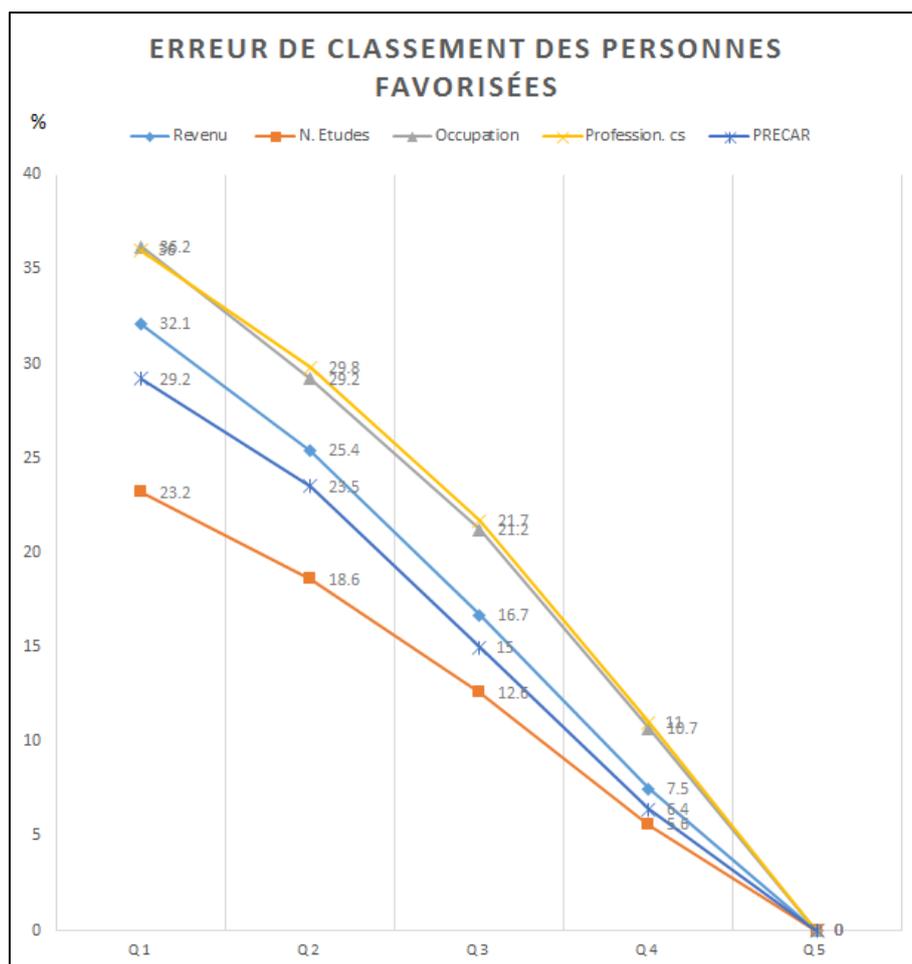


Source : Données pondérées (SIRS 2009-2010)

	N	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
		E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]
Revenu (euros)						
<964	402	0	31.0 [26.6-35.9]	38.0 [33.3-43.0]	50.9 [45.98-55.9]	69.1 [64.3-73.5]
Etudes						
≤Bac	1308	0	42.2 [39.5-45.0]	51.7 [49.0-54.4]	63.6 [61.0-66.2]	79.8 [77.5-81.9]
Statut d'emploi						
Chômage	219	0	36.5 [30.2-43.3]	40.6 [34.1-47.4]	56.1 [49.3-62.7]	73.0 [66.5-78.7]
PCS						
Ouvrier	219	0	33.7 [27.63-40.5]	47.0 [40.3-53.8]	61.6 [54.8-68.0]	75.3 [68.9-80.7]
PRECAR						
Précaire ≥44	899	0	48.9 [45.6-52.2]	55.6 [52.2-58.8]	66.9 [63.7-70.0]	80.8 [78.1-83.3]

Source : Données pondérées (SIRS 2009-2010)

Annexe 12 : Erreur de classement des personnes favorisées en fonction des différents seuils de positivité de l'indice FDep - données pondérées - (N=3006)



Source : Données pondérées (SIRS 2009-2010)

	N	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
		E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]	E% [IC95%]
Revenu (euros)						
≥964	1997	32.1 [30.1-34.2]	25.4 [23.6-27.4]	16.7 [15.1-18.5]	07.5 [06.4-08.7]	0
Etudes						
>Bac	1698	23.2 [21.2-25.3]	18.6 [16.8-20.6]	12.6 [11.1-14.3]	05.6 [04.6-06.8]	0
Statut d'emploi						
Autre que chômage	2783	36.2 [34.4-38.0]	29.2 [27.6-31.0]	21.2 [19.7-22.8]	10.7 [09.6-12.0]	0
PCS						
Autre qu'ouvrier	2768	36.0 [34.2-37.8]	29.8 [28.1-31.5]	21.7 [20.2-23.3]	11.0 [09.8-12.2]	0
PRECAR						
Non précaire <44	1358	29.2 [26.8- 31.7]	23.5 [21.3-25.9]	15.0 [13.1-17.0]	06.4 [05.2- 07.9]	0

Source : Données pondérées (SIRS 2009-2010)

Annexe 13 : Mesure d'association entre l'âge, le sexe et les différents états et comportements de santé – Données brutes

	N	Mauvais état de santé générale		
		n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Sexe				
Homme	1187	69 (5.8)		0.92
Femme	1819	103 (5.6)	0.97 [0.72 -1.30]	
Age				
[18-30 [435	3 (0.6)		0.00
[30-45[881	33 (3.7)	5.43 [1.67-17.61]	
[45-60[830	54 (6.5)	9.43 [2.96-29.99]	
[60-100]	860	82 (9.5)	13.82 [4.39-43.50]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

	N	Mauvais état de santé psychologique		
		n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Sexe				
Homme	1187	49 (4.1)		0.00
Femme	1819	108 (5.9)	1.43 [1.03 -1.99]	
Age				
[18-30 [435	10 (2.2)		0.00
[30-45[881	41 (4.6)	2.02 [1.02-4.00]	
[45-60[830	56 (6.7)	2.93 [1.51-5.69]	
[60-100]	860	50 (5.8)	2.52 [1.29 -4.93]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

	N	Dépression		
		n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Sexe				
Homme	1187	81 (6.8)		0.00
Femme	1819	225 (12.3)	1.81 [1.42 -2.31]	
Age				
[18-30 [435	38 (8.7)		0.09
[30-45[881	95 (10.7)	1.23 [0.86-1.76]	
[45-60[830	99 (11.9)	1.36 [0.95 -1.94]	
[60-100]	860	74 (8.6)	0.98 [0.67 -1.43]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

		Absence de test VIH volontaire		
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Sexe				
Homme	1187	806 (67.9)		0.16
Femme	1819	1279 (70.3)	1.03 [0.98-1.08]	
Age				
[18-30 [435	266 (61.1)		0.00
[30-45[881	497 (56.4)	0.92 [0.84-1.01]	
[45-60[830	574 (69.1)	1.13 [1.03-1.23]	
[60-100]	860	748 (86.9)	1.42 [1.31-1.53]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

		Absence protection contre VIH		
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Sexe				
Homme	1187	551 (46.4)		0.00
Femme	1819	708 (38.9)	0.83 [0.77-0.91]	
Age				
[18-30 [435	171 (41.1)		0.00
[30-45[881	191 (21.6)	0.52 [0.44-0.62]	
[45-60[830	308 (37.1)	0.90 [0.78-1.04]	
[60-100]	860	581 (67.5)	1.64 [1.45-1.85]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

		Obésité		
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Sexe				
Homme	1187	142 (12.0)		0.13
Femme	1819	249 (13.9)	1.16 [0.96 -1.41]	
Age				
[18-30 [435	32 (07.4)		0.00
[30-45[881	109 (12.6)	1.69 [1.16-2.46]	
[45-60[830	130 (15.7)	2.11 [1.46 -3.05]	
[60-100]	860	120 (14.2)	1.91 [1.31-2.77]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

		Mobilité réduite		
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Sexe				
Homme	1187	222 (18.7)		0.89
Femme	1819	345 (18.9)	1.01 [0.87 -1.18]	
Age				
[18-30 [435	54 (12.4)		0.00
[30-45[881	145 (16.4)	1.32 [0.99 -1.77]	
[45-60[830	136 (16.3)	1.31 [0.98 -1.76]	
[60-100]	860	232 (26.9)	2.17 [1.65 -2.85]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

**Annexe 14 : Mesure d'association entre les mesure de statut socioéconomique individuel
et les différents états et comportements de santé, selon les deux modes de recueil de
l'exposition, à l'Individu (SIRS) ou imputé à l'IRIS**

<i>Mesure d'exposition SIRS</i>	Mauvais état de santé générale			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥964	1994	91 (04.5)		0.00
<964	470	54 (11.4)	2.51 [1.82-3.47]	
N.études				
≥Bac	1443	46 (03.1)		0.00
<Bac	1563	126 (08.0)	2.52 [1.81 -3.51]	
Statut d'emploi				
Autre	2796	157 (05.6)		0.40
Chômage	206	15 (07.2)	1.29 [0.77 - 2.16]	
Profession.cs				
Autre	2741	147 (05.3)		0.00
Ouvrier	244	25 (10.2)	1.91 [1.27 - 2.85]	
Indice PRECAR				
Q1	467	22 (04.7)		0.14
Q2	462	35 (07.5)	1.60 [0.95 -2.69]	
Q3	465	27 (05.8)	1.23 [0.71 -2.13]	
Q4	463	18 (03.8)	0.82 [0.44 -1.51]	
Q5	465	25 (05.3)	1.14 [0.65 -1.99]	
Indice bin PRECAR				
Non	1206	73(06.0)		0.23
Oui	1116	54 (04.8)	0.79 [0.56 -1.12]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesures imputées à l'IRIS</i>	Mauvais état de santé générale			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥1717	1379	53 (03.8)		0.00
<1717	1627	119 (07.3)	1.90 [1.38 -2.60]	
N.études				
Bac≥45.6%	1618	62 (03.8)		0.00
Bac<45.6%	1388	110 (07.9)	2.06 [1.52 -2.79]	
Statut d'emploi				
Chômage ≤13.3%	2587	84 (04.8)		0.00
Chômage >13.3%	419	88 (06.9)	1.44 [1.08 -1.93]	
Profession.cs				
Ouvrier ≤36.1%	1149	93 (08.0)		0.00
Ouvrier >36.1%	1857	79 (04.2)	0.52 [0.39 -0.70]	
indice FDep				
Q1	1498	60 (04.0)		0.00
Q2	180	15 (08.3)	2.08 [1.20-3.58]	
Q3	240	09 (03.7)	0.93 [0.47-1.86]	
Q4	486	41 (08.4)	2.10 [1.43 -3.09]	
Q5	602	47 (07.8)	1.94 [1.34-2.82]	
Indice bin FDep				
Q	2404	125 (05.1)		0.01
Q5	602	47 (07.8)	1.50 [1.08-2.07]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesure d'exposition SIRS</i>	Mauvais état de santé psychologique			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥964	1994	85 (04.2)		0.00
<964	470	52 (11.0)	2.59 [1.86- 3.61]	
N.études				
≥Bac	1443	44 (03.0)		0.00
<Bac	1563	113 (07.2)	2.37 [1.68- 3.33]	
Statut d'emploi				
Autre	2796	133 (04.7)		0.00
Chômage	206	23 (11.1)	2.34 [1.54 - 3.57]	
Profession.cs				
Autre	2741	137 (04.9)		0.04
Ouvrier	244	20 (08.1)	1.63 [1.04 - 2.57]	
Indice PRECAR				
Q1	467	26 (05.5)		0.59
Q2	462	18 (03.8)	0.69 [0.38 -1.25]	
Q3	465	29 (06.2)	1.12 [0.67 -1.87]	
Q4	463	24 (05.1)	0.93 [0.54 -1.59]	
Q5	465	26 (05.5)	1.00 [0.59 -1.70]	
Indice bin PRECAR				
Non	1206	62(05.1)		0.79
Oui	1116	61(05.4)	1.06 [0.75 -1.49]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesures imputées à l'IRIS</i>	Mauvais état de santé psychologique			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥1717	1379	46 (03.3)		0.00
<1717	1627	111 (06.8)	2.04 [1.46-2.86]	
N.études				
Bac≥45.6%	1618	60 (03.7)		0.00
Bac<45.6%	1388	97 (06.9)	1.88 [1.37 -2.57]	
Statut d'emploi				
Chômage ≤13.3%	2587	67 (03.8)		0.00
Chômage >13.3%	419	90 (07.1)	1.85 [1.36 -2.52]	
Profession.cs				
Ouvrier ≤36.1%	1149	82 (07.1)		0.00
Ouvrier >36.1%	1857	75 (04.0)	0.56 [0.41 -0.76]	
indice FDep				
Q1	1498	54 (03.6)		0.00
Q2	180	12 (06.6)	1.84 [1.00-3.39]	
Q3	240	13 (05.4)	1.50 [0.83 -2.71]	
Q4	486	32 (06.5)	1.82 [1.19-2.79]	
Q5	602	46 (07.6)	2.11 [1.44-3.10]	
Indice bin FDep				
Q	2404	111 (04.6)		0.00
Q5	602	46 (07.6)	1.65 [1.18-2.30]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesure d'exposition SIRS</i>	Dépression			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥964	1994	170 (08.5)		0.00
<964	470	96 (20.4)	2.39 [1.90-3.01]	
N.études				
≥Bac	1443	98 (06.7)		0.00
<Bac	1563	208 (13.3)	1.95 [1.55-2.46]	
Statut d'emploi				
Autre	2796	267 (09.5)		0.00
Chômage	206	38 (18.4)	1.93 [1.41 -2.63]	
Profession.cs				
Autre	2741	268 (09.7)		0.03
Ouvrier	244	35 (14.3)	1.46 [1.05 - 2.03]	
Indice PRECAR				
Q1	467	40(08.5)		0.60
Q2	462	48(10.3)	1.21 [0.81 -1.80]	
Q3	465	53(11.3)	1.33 [0.90 -1.96]	
Q4	463	48(10.3)	1.21 [0.81 -1.80]	
Q5	465	42(09.0)	1.05 [0.69 -1.59]	
Indice bin PRECAR				
Non	1206	121 (10.0)		0.94
Oui	1116	110(09.8)	0.98 [0.76 -1.25]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesures imputées à l'IRIS</i>	Dépression			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥1717	1379	92(06.6)		0.00
<1717	1627	214 (13.1)	1.97 [1.56- 2.49]	
N.études				
Bac≥45.6%	1618	114 (07.0)		0.00
Bac<45.6%	1388	192 (13.8)	1.96 [1.57 -2.44]	
Statut d'emploi				
Chômage ≤13.3%	2587	137 (07.8)		0.00
Chômage >13.3%	419	169 (13.4)	1.70 [1.37 -2.11]	
Profession.cs				
Ouvrier ≤36.1%	1149	154 (13.4)		0.00
Ouvrier >36.1%	1857	152 (08.1)	0.61 [0.49 -0.75]	
indice FDep				
Q1	1498	100 (06.6)		0.00
Q2	180	26 (14.4)	2.16 [1.44-3.23]	
Q3	240	31 (12.9)	1.93 [1.32-2.82]	
Q4	486	65 (13.3)	2.00 [1.49-2.69]	
Q5	602	84 (13.9)	2.09 [1.58-2.74]	
Indice bin FDep				
Q	2404	222 (09.2)		0.00
Q5	602	84 (13.9)	1.51 [1.19-1.91]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesure d'exposition SIRS</i>	Absence de test VIH volontaire			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥964	1994	1344 (67.4)		0.11
<964	470	335 (71.2)	1.05 [0.99- 1.12]	
N.études				
≥Bac	1443	891 (61.7)		0.00
<Bac	1563	1194 (76.4)	1.23 [1.17- 1.30]	
Statut d'emploi				
Autre	2796	1962 (70.1)		0.00
Chômage	206	120 (58.2)	0.82 [0.73-0.93]	
Profession.cs				
Autre	2741	1876 (68.4)		0.00
Ouvrier	244	188 (77.3)	1.13 [1.05- 1.21]	
Indice PRECAR				
Q1	467	333 (71.3)		0.10
Q2	462	319 (69.0)	0.96 [0.89 -1.05]	
Q3	465	298 (64.0)	0.89 [0.82 -0.98]	
Q4	463	300 (64.7)	0.90 [0.83 -0.99]	
Q5	465	318 (68.3)	0.95 [0.88 -1.04]	
Indice bin PRECAR				
Non	1206	833 (69.0)		0.10
Oui	1116	735 (65.8)	0.95 [0.90-1.00]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesures imputées à l'IRIS</i>	Absence de test VIH volontaire			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥1717	1379	906 (65.6)		0.00
<1717	1627	1179 (72.5)	1.10 [1.05-1.15]	
N.études				
Bac≥45.6%	1618	1071 (66.1)		0.00
Bac<45.6%	1388	1014 (73.1)	1.10 [1.05-1.15]	
Statut d'emploi				
Chômage ≤13.3%	2587	1178 (67.5)		0.00
Chômage >13.3%	419	907 (71.9)	1.06 [1.01 -1.11]	
Profession.cs				
Ouvrier ≤36.1%	1149	847 (73.7)		0.00
Ouvrier >36.1%	1857	1238 (66.6)	0.90 [0.86 -0.94]	
indice FDep				
Q1	1498	988 (65.9)		0.00
Q2	180	134 (74.4)	1.12 [1.02-1.23]	
Q3	240	165 (68.7)	1.04 [0.95-1.14]	
Q4	486	357(73.6)	1.11 [1.04-1.19]	
Q5	602	441 (73.2)	1.11 [1.04-1.17]	
Indice bin FDep				
Q	2404	1644 (68.4)		0.02
Q5	602	441 (73.2)	1.07 [1.01-1.13]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesure d'exposition SIRS</i>	Absence de protection contre VIH			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥964	1994	775 (38.8)		0.00
<964	470	215 (45.7)	1.17 [1.05-1.31]	
N.études				
≥Bac	1443	949 (32.7)		0.00
<Bac	1563	787 (50.3)	1.53 [1.40-1.68]	
Statut d'emploi				
Autre	2796	1560 (55.7)		0.01
Chômage	206	133 (64.5)	1.15 [1.04 -1.28]	
Profession.cs				
Autre	2741	1107(40.3)		0.00
Ouvrier	244	136(55.7)	1.38 [1.22-1.55]	
Indice PRECAR				
Q1	467	152 (32.5)		0.00
Q2	462	173 (37.4)	1.15 [0.96 -1.37]	
Q3	465	187 (40.2)	1.23 [1.04 -1.46]	
Q4	463	200 (43.1)	1.32 [1.12 -1.56]	
Q5	465	206 (44.3)	1.36 [1.15 -1.60]	
Indice bin PRECAR				
Non	1206	429 (35.5)		0.00
Oui	1116	489 (43.8)	1.23 [1.11 -1.36]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesures imputées à l'IRIS</i>	Absence de Protection contre VIH			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥1717	1379	529 (38.3)		0.00
<1717	1627	876 (44.8)	1.16 [1.07- 1.27]	
N.études				
Bac≥45.6%	1618	635 (39.2)		0.00
Bac<45.6%	1388	624 (44.9)	1.14 [1.05-1.24]	
Statut d'emploi				
Chômage ≤13.3%	2587	697 (39.9)		0.03
Chômage >13.3%	419	562 (44.5)	1.11 [1.02 -1.21]	
Profession.cs				
Ouvrier ≤36.1%	1149	520 (45.2)		0.00
Ouvrier >36.1%	1857	739(39.7)	0.87 [0.80 -0.95]	
indice FDep				
Q1	1498	583 (38.9)		0.00
Q2	180	98 (54.4)	1.39 [1.20-1.62]	
Q3	240	88 (36.6)	0.94 [0.78-1.12]	
Q4	486	201 (41.3)	1.06 [0.93-1.20]	
Q5	602	289 (48.0)	1.23 [1.11-1.36]	
Indice bin FDep				
Q	2404	970 (40.3)		0.00
Q5	602	289 (48.0)	1.18 [1.08-1.31]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesure d'exposition SIRS</i>	Obésité			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥964	1994	266 (134)		0.14
<964	470	75 (162)	1.20 [0.95- 1.52]	
N.études				
≥Bac	1443	113 (07.9)		0.00
<Bac	1563	278 (18.0)	2.28 [1.85- 2.80]	
Statut d'emploi				
Autre	2796	363(13.1)		0.7
Chômage	206	25 (12.2)	0.93 [0.63 -1.35]	
Profession.cs				
Autre	2741	343 (12.6)		0.00
Ouvrier	244	47 (19.6)	1.55 [1.17-2.04]	
Indice PRECAR				
Q1	467	57 (12.5)		0.38
Q2	462	61(13.3)	1.07 [0.76 -1.49]	
Q3	465	56 (12.2)	0.98 [0.69 -1.38]	
Q4	463	61(13.2)	1.05 [0.75 -1.48]	
Q5	465	75(16.3)	1.30 [0.95 -1.79]	
Indice bin PRECAR				
Non	1206	147 (12.4)		0.11
Oui	1116	163 (14.7)	1.18 [0.96 -1.46]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesures imputées à l'IRIS</i>	Obésité			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥1717	1379	102 (07.4)		0.00
<1717	1627	289 (18.0)	2.40 [1.94-2.98]	
N.études				
Bac≥45.6%	1618	137 (08.5)		0.00
Bac<45.6%	1388	254 (18.6)	2.17 [1.79-2.64]	
Statut d'emploi				
Chômage ≤13.3%	2587	167 (09.6)		0.00
Chômage >13.3%	419	224 (18.0)	1.86 [1.54 -2.24]	
Profession.cs				
Ouvrier ≤36.1%	1149	228 (20.2)		0.00
Ouvrier >36.1%	1857	163 (08.8)	0.43 [0.36 -0.52]	
indice FDep				
Q1	1498	119 (08.0)		0.00
Q2	180	23 (12.8)	1.59 [1.05-2.42]	
Q3	240	27 (11.3)	1.41 [0.95-2.10]	
Q4	486	97 (20.2)	2.51 [1.96-3.22]	
Q5	602	125 (21.2)	2.63 [2.09-3.32]	
Indice bin FDep				
Q	2404	266 (11.2)		0.00
Q5	602	125 (21.2)	1.89 [1.56-2.29]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesure d'exposition SIRS</i>	Mobilité réduite			P
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	
Revenu				
≥964	1994	351 (17.6)		0.00
<964	470	126 (26.8)	1.52 [1.27- 1.81]	
N.études				
≥Bac	1443	234 (16.2)		0.00
<Bac	1563	333 (21.3)	1.31 [1.12 -1.52]	
Statut d'emploi				
Autre	2796	525 (18.7)		0.7
Chômage	206	41 (19.9)	1.05 [0.79- 1.40]	
Profession.cs				
Autre	2741	493(17.9)		0.00
Ouvrier	244	70(28.6)	1.59 [1.28 -1.97]	
Indice PRECAR				
Q1	467	99 (211)		0.37
Q2	462	96 (207)	0.98 [0.76 -1.25]	
Q3	465	95 (204)	0.96 [0.75 -1.23]	
Q4	463	88 (190)	0.89 [0.69 -1.15]	
Q5	465	77 (165)	0.78 [0.59 -1.02]	
Indice bin PRECAR				
Non	1206	256 (21.2)		0.04
Oui	1116	199 (17.8)	0.84 [0.71 -0.99]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

<i>Mesures imputées à l'IRIS</i>	Mobilité réduite			
	N	n ₁ (%)	RR [IC95%]	P
Revenu				
≥1717	1379	298 (21.6)		0.00
<1717	1627	269 (16.5)	0.76 [0.65-0.88]	
N.études				
Bac≥45.6%	1618	363 (22.4)		0.00
Bac<45.6%	1388	204 (14.6)	0.65 [0.56-0.76]	
Statut d'emploi				
Chômage ≤13.3%	2587	348 (19.9)		0.08
Chômage >13.3%	419	219 (17.3)	0.87 [0.74-1.01]	
Profession.cs				
Ouvrier ≤36.1%	1149	179 (15.5)		0.00
Ouvrier >36.1%	1857	388 (20.8)	1.34 [1.14-1.57]	
indice FDep				
Q1	1498	328 (218)		0.00
Q2	180	27 (150)	0.68 [0.47-0.98]	
Q3	240	40 (166)	0.76 [0.56-1.02]	
Q4	486	78 (160)	0.73 [0.58-0.91]	
Q5	602	94 (156)	0.71 [0.57-0.87]	
Indice bin FDep				
Q	2404	473 (19.6)		0.02
Q5	602	94 (15.6)	0.79 [0.64-0.97]	

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

Annexe 15 : Estimation de biais écologique

Différence des RR

	RR*- RR						
	Mauvais Etat de santé générale	Mauvais Etat de santé psychologique	Dépression	Absence de test VIH volontaire	Absence de protection contre VIH	Obésité	Mobilité réduite
Revenu	-1.01	-0.94	-0.88	+0.05	+0.01	+0.69	-0.73
N.Etudes	-1.02	-0.72	-0.44	-0.16	-0.35	-0.39	-0.52
S. d'emploi	+0.21	-0.69	-0.42	+0.25	+0.03	+0.96	-0.26
Profession	-0.41	+0.02	+0.05	-0.06	-0.2	+0.34	-0.8
Indice	+0.71	+0.59	+0.53	+0.12	-0.05	+0.71	-0.05

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

RR* risque relatif mesurant l'association avec les différents états de santé et le statut socioéconomique imputé à l'IRIS de résidence mesuré par l'indice FDep.

RR risque relatif mesurant l'association avec les différents états de santé et le statut socioéconomique recueilli à l'échelle des individus,

Rapport de RR

	RR*/RR						
	Mauvais Etat de santé générale	Mauvais Etat de santé psychologique	Dépression	Absence de test VIH volontaire	Absence de protection contre VIH	Obésité	Mobilité réduite
Revenu	0.59	0.63	0.63	1.04	1.00	1.57	0.51
N.Etudes	0.59	0.69	0.77	0.86	0.77	0.82	0.60
S.d'emploi	1.16	0.70	0.78	1.30	1.02	2.03	0.75
Profession	0.78	1.01	1.03	0.94	0.85	1.21	0.49
Indice	1.89	1.55	1.54	1.12	0.95	1.6	0.94

Source : Données brutes (SIRS 2009-2010)

RR* risque relatif mesurant l'association avec les différents états de santé et le statut socioéconomique imputé à l'IRIS de résidence mesuré par l'indice FDep.

RR risque relatif mesurant l'association avec les différents états de santé et le statut socioéconomique recueilli à l'échelle des individus.