



Inégalités de santé liées à l'immigration et capital social : une analyse en décomposition

Health Inequalities Related to Immigration and Social Capital: A Decomposition Analysis

Caroline Berchet et Florence Jusot



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8484>
ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 novembre 2012
Pagination : 73-100
ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Caroline Berchet et Florence Jusot, « Inégalités de santé liées à l'immigration et capital social : une analyse en décomposition », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 24-25 | 2009/1-2, mis en ligne le 01 décembre 2010, consulté le 01 mai 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8484>

Inégalités de santé liées à l'immigration et capital social : une analyse en décomposition

Caroline Berchet *

Florence Jusot **

Résumé

Cet article étudie la contribution du capital social à l'explication des différences d'état de santé entre la population immigrée et la population native en France à partir des données de l'Enquête santé protection sociale (ESPS) menée en 2006 et 2008. L'utilisation de la méthode de décomposition proposée par Fairlie montre que 38,7 % des différences d'état de santé entre les deux populations sont liées à une différence de distribution des caractéristiques observables. Alors que l'âge contribue négativement aux disparités de santé, les résultats indiquent que le capital social présente la contribution la plus importante (53,9 %) devant le revenu (42,5 %) et la Profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) (16 %).

Summary

This article explores the contribution of social capital to health disparities between French born and migrant populations, based on the 2006 and 2008 French Health, Health

*. LEDa-LEGOS

**.. Université Paris-Dauphine, LEDa-LEGOS et Irdes. Coordonnées des auteurs : Université Paris-Dauphine, Bureau A524, Place du Maréchal de Lattre de Tassigny, 75775 Paris Cedex 16 ; caroline.berchet@dauphine.fr (auteur correspondant) et florence.jusot@dauphine.fr.

Care and Insurance Survey. The use of Fairlie's decomposition method shows that 38,7% of health disparities between both populations is due to differences in the distribution of observable characteristics. Although age has a negative contribution on health disparities, findings indicate that social capital has the main contribution (53,9%) alongside income (42,5%) and occupation status (16%).

Mots clés : Inégalités de santé, immigrés, capital social, décomposition

Keywords: Health Inequalities, Migrants, Social Capital, Decomposition

J.E.L. : I12, J15

1. Introduction

Selon l'Organisation Internationale pour les Migrations, la France figure parmi les pays ayant accueilli le plus grand nombre de migrants internationaux en 2008. Face aux mouvements croissants des populations (OMS, 2008 ; Insee, 2005) et à l'importance des déterminants sociaux de la santé (Marmot *et al.*, 2008 ; Shaw *et al.*, 1999), l'état de santé des immigrés est considéré comme un véritable enjeu de santé publique en raison de la fragilisation économique et sociale qu'entraîne la migration. Ainsi, la littérature empirique montre que la population migrante présente un état de santé fondamentalement différent de celui de la population autochtone en raison, notamment, de phénomènes de sélection liés à la migration, de la situation économique des immigrés dans le pays d'accueil ou encore d'une perte de liens sociaux induits par la migration.

Selon l'hypothèse de sélection à la migration, l'état de santé de la population immigrée est en moyenne meilleur que celui de la population du pays d'origine et d'accueil en raison d'une sélection liée à la santé dans le processus de migration (Rubalcava *et al.*, 2008). Les conclusions de la plupart des études menées dans de nombreux pays sont conformes à l'hypothèse de sélection en montrant que la population migrante est en moyenne en meilleure santé que la population native et ce, quels que soient les indicateurs utilisés pour mesurer l'état de santé (McDonald et Kennedy, 2004 ; Kennedy *et al.*, 2006 ; Rubalcava *et al.*, 2008 ; Hernández-Quevedo *et al.*, 2009). En France cependant, les conclusions des études portant sur la santé

des immigrés sont contradictoires. Si certains travaux sont conformes aux résultats des études étrangères (Brahimi, 1980 ; Wanner *et al.*, 1995 ; Courbage et Khlat, 1996 ; Khlat, Sermet et Laurier, 1998 ; Darmon et Khlat, 2001 ; Khlat et Darmon, 2003), les conclusions des travaux les plus récents montrent que la population migrante ou étrangère souffre d'un moins bon état de santé que la population française (Jusot *et al.*, 2009 ; Attias-Donfut et Tessier, 2005 ; Lert, Melchior et Ville, 2007). Ce dernier constat suppose que l'effet de sélection soit compensé par un effet délétère de la migration qui découlerait en outre des discriminations, de la précarité économique et de la perte de lien social auxquels les populations migrantes sont davantage exposées.

Conformément à l'approche matérialiste qui se concentre sur les conditions socio-économiques pour expliquer l'état de santé des populations (Marmot *et al.*, 2008 ; Marmot et Wilkinson, 2006), la santé des immigrés est significativement associée à leur niveau d'éducation, leur niveau de revenu, leur situation sur le marché du travail ou encore leurs conditions de travail (Newbold et Danforth, 2003 ; Attias-Donfut et Tessier, 2005 ; Jusot *et al.*, 2009). En France, la population immigrée souffre en moyenne d'une plus grande précarité économique et sociale que la population française (Insee, 2005). Le taux de chômage des immigrés en 2007 est, par exemple, deux fois plus élevé que celui de la population non-immigrée (Perrin-Haynes, 2008). Une fois pris en compte le niveau d'éducation, le sexe et la catégorie socioprofessionnelle, la population immigrée demeure plus souvent au chômage que la population non-immigrée, suggérant ainsi des discriminations sur le marché du travail. L'étude basée sur l'enquête Trajectoire et Origines montre que les immigrés et les fils ou filles d'immigrés sont davantage exposés aux discriminations que la population non-immigrée (Beauchemin *et al.*, 2010). Ainsi, en France, 26 % des immigrés et 24 % des fils ou filles d'immigrés déclarent avoir vécu des discriminations dans les cinq dernières années contre seulement 10 % de la population non-immigrée. Leur taux d'activité en France a, en outre, diminué de 0,6 % entre 1992 et 2002 alors que dans le même temps celui des non-immigrés a augmenté de 0,5 % (Insee, 2005). Certaines études montrent, par ailleurs, que les caractéristiques socio-économiques influencent de manière plus importante l'état de santé des populations immigrées que celui des populations non-immigrées (Dunn et Dick, 2000).

Au-delà des effets liés aux conditions matérielles de vie sur l'état de santé, certaines études ont montré l'importance des facteurs liés à la perte du lien social pour expliquer l'état de santé des migrants. La migration peut en effet les exposer à un stress important associé à l'insertion dans un nouvel environnement et à un manque de soutien social (OMS, 2008). Ces facteurs sont étroitement liés à l'intégration sociale et aux interactions sociales qui font référence au concept de capital social. En France, aucune étude ne se concentre sur le capital social pour expliquer l'état de santé des populations immigrées alors qu'il est fortement

associé à sa dégradation. Le concept de capital social correspond selon Putnam (1993 ; 2000) aux caractéristiques d'une organisation sociale comme les réseaux, les normes ou la confiance sociale qui améliorent l'efficacité d'une société et facilitent la coordination des actions individuelles. En raison de son caractère multidimensionnel, le concept de capital social peut recouvrir plusieurs définitions (Dasgupta, 2005). Selon Dasgupta (2005), le capital social peut être considéré comme un réseau interpersonnel qui facilite la confiance mutuelle. Au travers de cette dernière, le capital social est considéré comme un important déterminant de l'état de santé des populations puisqu'il facilite l'accès des individus à certaines ressources. Ainsi, la diffusion d'information et la communication au sein d'un groupe social se traduit non seulement par une réduction des coûts informationnels, liés, par exemple, au système de soin, mais aussi par une diffusion des normes de santé qui peut restreindre des comportements déviants comme le tabagisme ou l'alcoolisme. Finalement, le capital social peut être considéré comme une assurance contre le risque santé notamment à travers le soutien financier et émotionnel qu'il induit, suggérant une influence positive sur l'état de santé. Au regard de ces mécanismes (Folland, 2007 ; Kawachi, 2006 ; Grootaert, 1998), certains travaux indiquent qu'il existe une association robuste entre l'accès au capital social et l'état de santé des populations immigrées (Levitt *et al.*, 2003 ; Zambrana *et al.*, 2004 ; Leclere *et al.*, 1994 ; Campbell et McLean, 2002).

Toutes ces études ont largement contribué à la compréhension des déterminants sociaux de l'état de santé des populations immigrées. Cependant, aucune d'entre elles ne propose de décomposer les inégalités de santé et de mesurer la contribution respective de chaque déterminant à la différence de santé existante entre les deux populations. En prenant appui sur l'Enquête santé protection sociale (ESPS) menée en 2006 et 2008, cette étude propose d'analyser les inégalités sociales de santé observées entre la population migrante et la population française. Elle se propose d'utiliser la méthodologie définie par Fairlie (1999 ; 2003 ; 2005) et d'étudier, en particulier, la contribution respective du capital social et des conditions socio-économiques aux disparités de santé existantes entre la population immigrée et la population française.

Cet article est organisé comme suit. Les deux sections suivantes introduisent respectivement les données et la méthodologie utilisées. Nous présentons ensuite les résultats et dans la dernière section de l'article nous les discutons.

2. Données

Cette analyse s'appuie sur les vagues 2006 et 2008 de l'Enquête santé protection sociale (ESPS) réalisée par l'Institut de recherche et d'information en économie de

la santé (Irdes). L'échantillon de l'enquête ESPS est basé sur un tirage aléatoire, à partir des fichiers d'assurance maladie, qui couvre plus de 90 % de la population en France (Allonier, Dourgnon et Rochereau, 2008). L'assuré, tiré au sort, renseigne le statut économique et social de l'ensemble des membres de son ménage par téléphone ou en face-à-face et répond pour lui-même seulement à un certain nombre de questions portant notamment sur la nationalité, le pays de naissance et le capital social. L'état de santé est recueilli à l'aide d'un questionnaire auto-administré qui est complété individuellement par chaque membre du ménage.

Afin d'étudier les différences de santé existantes entre la population immigrée et la population française, nous avons limité notre échantillon aux 12 665 individus âgés de 18 ans et plus qui ont à la fois renseigné leur état de santé, leur nationalité, leur pays de naissance et les questions relatives au capital social.

2.1. Le statut migratoire

Deux informations ont été exploitées pour construire les profils migratoires : la nationalité et le pays de naissance des personnes interrogées et ceux de leurs parents. Le croisement de la nationalité et du pays de naissance des individus et des parents, permet de distinguer deux profils migratoires : la population française et la population immigrée dans laquelle nous avons rassemblé les immigrés de première et de seconde génération.

Le premier groupe correspond aux individus nés français (quel que soit leur pays de naissance) et dont les parents sont nés en France ou nés français à l'étranger. Les « immigrés de première génération » sont les personnes nées étrangères à l'étranger, indépendamment de la nationalité et de l'origine des parents. Enfin, les immigrés de seconde génération sont les individus nés français en France dont au moins un parent est né étranger à l'étranger.

Les Français qui sont nés en France ou à l'étranger représentent 82,1 % de l'échantillon alors que la population immigrée représente 17,9 % (tableau 1). 8,3 % de l'échantillon est composé d'immigrés de première génération et 9,6 % d'immigrés de seconde génération.

Tableau 1 : Statistiques descriptives : caractéristiques de l'ensemble de l'échantillon et des sous-populations (% col)

Caractéristiques	Échantillon total N = 12 665		Pop. Française N = 10 401 (82,1%)	Pop. Immigrée N = 2 264 (17,9%)
	%	N		
État de santé perçu	Très bon - bon	71,5	9 056	66,3
	Moyen - mauvais - très mauvais	28,5	3 609	33,7
Engagement civique	Oui	35,9	4 551	29,4
	Non	62,1	7 865	68,3
	Non réponse	2,0	249	2,3
Soutien social	Oui	8,5	1 077	14,5
	Non	91,5	11 588	85,5
Sexe	Homme	40,6	5 139	42,2
	Femme	59,4	7 526	57,8
Âge	âge<30	12,3	1 560	11,8
	30<=âge<40	18,5	2 347	21,9
	40<=âge<50	20,7	2 621	20,5
	50<=âge<65	27,4	3 465	28,2
	65<=âge<75	11,2	1 419	9,9
	âge>=75	9,9	1 253	7,7
Niveau d'étude	Sans diplôme	7,9	1 002	12,8
	Primaire	15,9	2 017	14,2
	Collège	20,4	2 583	21,9
	Lycée	27,8	3 521	25,8
	Supérieur	28,0	3 542	25,3

(suite page suivante)

Caractéristiques	Échantillon total N = 12 665		Pop. Française	Pop. Immigrée
	%	N	N = 10 401 (82,1%)	N = 2 264 (17,9%)
PCS				
Agriculteur	4,2	529	4,8	1,3
Indépendant	5,5	703	5,7	4,9
Cadre	12,1	1 535	12,5	10,4
Prof. intermédiaire	20,5	2 593	21,5	15,9
Employé administratif	17,4	2 200	17,7	15,9
Employé de commerce	13,1	1 655	12,3	16,4
Ouvrier qualifié	14,1	1 785	13,5	16,7
Ouvrier non qualifié	10,0	1 267	9,2	13,7
Inactif	3,1	398	2,8	4,8
Statut d'occupation				
En emploi	55,7	7 048	55,8	55,0
Inactif	9,6	1 218	8,9	13,1
Retraité	26,8	3 393	28,0	21,4
Chômeur	7,9	1 006	7,3	10,5
Revenu				
1 ^e Quintile	17,8	2 257	16,3	25,0
2 ^e Quintile	16,9	2 134	16,2	19,6
3 ^e Quintile	16,7	2 116	16,9	16,0
4 ^e Quintile	17,5	2 215	18,5	12,9
5 ^e Quintile	19,3	2 447	20,3	14,7
Refus	11,8	1 496	11,8	11,8
Type de ménage				
Personne seule	20,6	2 606	20,8	19,4
Famille monoparentale	8,1	1 028	7,6	10,3
Couple sans enfant	29,8	3 776	30,9	24,9
Couple avec enfant	38,7	4 903	38,3	40,7
Autre	2,8	352	2,4	4,7

Source : Enquête santé protection sociale (ESPS) - Vagues 2006 et 2008

2.2. L'évaluation de l'état de santé

Pour apprécier l'état de santé, nous avons utilisé la première des trois questions standardisées proposées par le bureau européen de l'OMS relative à l'état de santé perçu : « *En général, diriez-vous que votre état de santé est : très bon, bon, moyen, mauvais ou très mauvais ?* »

Un indicateur dichotomique d'état de santé perçu, construit à partir de cette question, oppose les individus qui déclarent un « très bon » ou « bon » état de santé aux individus qui déclarent un état de santé « moyen », « mauvais » ou « très mauvais ».

Cet indicateur subjectif de l'état de santé est fréquemment utilisé en économie de la santé car il reflète certains aspects qui ne sont pas saisis, selon Eurostat ¹, par des indicateurs objectifs car ils peuvent, en outre, inclure la gravité de la maladie ou encore l'état de santé mentale. Certaines études ont, par ailleurs, démontré que l'état de santé perçu est un très bon indicateur de la mortalité (Idler et Benyamini, 1997). Cependant, la comparabilité de l'état de santé subjectif entre la population française et la population immigrée peut être questionnée. Certains travaux ont montré que la perception de la santé varie en fonction des normes de santé ou des aspirations individuelles qui sont elles-mêmes étroitement liées à la culture des individus. En dépit de la subjectivité de cet indicateur de santé, plusieurs études ont validé son utilisation à travers différents groupes ethniques au sein desquels un plus mauvais état de santé perçu est constamment associé à de plus grandes prévalences de maladies (Chandola *et al.*, 2000 ; Molines *et al.*, 2000 ; Jenkinson *et al.*, 2001).

28,5 % des individus de l'échantillon déclarent avoir un état de santé perçu comme moyen, mauvais ou très mauvais. Comme le montre le tableau 1, l'analyse descriptive fait apparaître des différences d'état de santé selon le profil migratoire. En moyenne, la population immigrée déclare un plus mauvais état de santé que la population native. Parmi la population immigrée, 33,7 % se déclarent en mauvaise santé contre 27,4 % de la population française. La population migrante est, en moyenne, plus jeune que la population de référence (47,6 contre 49,5 ans respectivement). Ainsi, compte tenu de l'âge moyen de la population immigrée, celle-ci devrait jouir d'un meilleur état de santé que la population française. Le plus mauvais état de santé de la population immigrée est, par conséquent, surprenant.

2.3. Les mesures du capital social

Le capital social peut être évalué à travers deux dimensions fréquemment utilisées dans la littérature empirique (Kawachi et Berkman, 2000) : l'engagement civique et le soutien social.

1. http://ec.europa.eu/health/ph_information/dissemination/echi/echi_2_en.htm

Le capital social sera tout d'abord apprécié par l'engagement civique des individus, c'est-à-dire par leur participation à des actions collectives que ce soit dans le cadre d'une association, d'un club sportif, d'une communauté religieuse, d'un syndicat ou d'un parti politique. Ainsi, le capital social sera mesuré au niveau individuel en considérant le réseau interpersonnel de la personne interrogée. Le soutien social² sera apprécié à travers l'isolement que les individus ont connu au cours de leur vie (Cambois et Jusot, 2010).

Les statistiques descriptives indiquent que le capital social est inégalement distribué au sein de l'échantillon (tableau 1). Ainsi, 29,4 % de la population immigrée déclarent participer à des activités collectives contre 37,4 % de la population française. De façon similaire, 14,5 % des immigrés déclarent avoir souffert durablement d'isolement alors que cette proportion s'élève à 7,2 % au sein de la population française. Les analyses descriptives montrent, par ailleurs, que les individus présentant un faible accès au capital social, déclarent en moyenne un plus mauvais état de santé³.

2.4. L'évaluation des conditions socio-économiques

Afin d'estimer le rôle du statut économique et social sur l'état de santé des individus, le niveau d'éducation, le statut d'occupation, la Profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS), le revenu disponible et le type de ménage ont été retenus.

Cinq niveaux d'éducation ont été définis : n'avoir aucun diplôme, avoir un niveau d'éducation primaire, avoir un niveau d'éducation équivalent au collège, avoir un niveau d'éducation équivalent au lycée et avoir un diplôme d'études supérieures. Le statut d'occupation se décline en quatre groupes : les personnes en emploi au moment de l'enquête (les actifs occupés), les chômeurs, les retraités et les inactifs. La PCS correspond à la profession actuelle ou à la dernière profession des enquêtés, codée selon 9 catégories : les agriculteurs, les indépendants, les cadres, les professions intermédiaires, les employés administratifs, les employés de commerce, les ouvriers qualifiés, les ouvriers non qualifiés et les individus sans profession. Le revenu disponible est introduit en quintiles définis à partir du revenu total des ménages divisé par le nombre d'unités de consommation du ménage selon l'échelle d'équivalence de l'OCDE. Enfin, pour la composition des ménages, cinq groupes ont été différenciés : les personnes seules, les couples sans enfant, les

2. La question suivante est posée aux enquêtés : « Vous est-il déjà arrivé au cours de votre vie, y compris durant l'enfance, de souffrir durablement d'isolement à la suite d'un événement subi par vous ou vos proches ? ».

3. Analyses non présentées.

couples avec enfants, les familles monoparentales et les autres types de ménages incluant donc des ascendants, des collatéraux ou des cohabitants.

Comme précédemment, l'analyse descriptive montre des différences de santé selon le statut migratoire. La population migrante a, en moyenne, une situation économique et sociale plus défavorisée que la population née française de parents français et cela est confirmé pour tous les indicateurs considérés (le niveau d'éducation, la PCS, le statut d'occupation, le revenu et la composition familiale). Parmi les immigrés, 12,8 % des individus déclarent n'avoir aucun niveau d'éducation contre 6,9 % des Français. De même, 25 % de la population immigrée ont un revenu appartenant au premier quintile contre 16,3 % de la population française.

3. Méthodologie

Nous proposons d'analyser en trois étapes les différences de santé existantes entre la population française et la population immigrée. La première étape est menée à l'aide de régression Probit dans le but de mettre en évidence la différence de santé existante entre la population française et la population immigrée. Nous proposons, ensuite, de décomposer les inégalités de santé entre les deux populations en utilisant la méthodologie proposée par Fairlie (1999 ; 2003 ; 2005) dans le but d'identifier la part des différences de santé attribuables à la distribution des caractéristiques observables. Il s'agira, en outre, d'étudier la contribution relative des déterminants sociaux de la santé susceptibles d'expliquer la différence de santé observée entre les deux populations. Enfin, pour compléter l'analyse, nous proposons de comparer les effets des caractéristiques observables au sein des deux populations.

3.1. Analyse de l'influence du profil migratoire sur la probabilité de se déclarer en bonne santé

L'analyse repose sur l'estimation à l'aide d'un modèle Probit des déterminants de la probabilité de déclarer un bon état de santé perçu.

Supposons que la variable d'état de santé perçu binaire H_i soit le résultat d'une variable latente d'état de santé H_i^* , représentant l'état de santé de manière continue.

$$H_i = 1 \text{ if } H_i^* > 0$$

$$H_i = 0 \text{ if } H_i^* \leq 0$$

Nous supposons que l'état de santé latent H_i^* est expliqué par plusieurs caractéristiques représentées par le vecteur X_i (âge, sexe, conditions socio-économiques et

capital social), le statut migratoire S_i et un terme d'erreur ε_i supposé normalement distribué ($N(0,1)$) :

$$H_i^* = \alpha + \beta X_i + \gamma S_i + \varepsilon_i$$

Les paramètres $\hat{\beta}$ et $\hat{\gamma}$ sont estimés par la méthode de maximum de vraisemblance en supposant que le terme résiduel ε_i n'est pas corrélé avec les variables exogènes.

L'analyse des différences d'état de santé entre la population immigrée et la population française repose alors sur l'estimation de l'influence du profil migratoire sur la probabilité de se déclarer en bon état de santé. Trois régressions successives ont été estimées.

L'analyse de l'impact du profil migratoire sur la probabilité de déclarer un bon état de santé est tout d'abord effectuée par le seul contrôle des variables d'âge et de sexe (modèle 1). Cette première analyse descriptive permet de faire le constat par sexe et à âge donné des différences d'état de santé entre la population immigrée et la population française.

Dans le modèle 2, les conditions socio-économiques sont introduites pour analyser l'association entre l'état de santé et le profil migratoire, toutes choses égales par ailleurs. Le second modèle permet ainsi de distinguer les effets directs de la migration sur l'état de santé, de ses effets indirects, passant par le statut économique et social. Enfin, pour tester l'influence du capital social sur l'état de santé, nous introduisons dans un troisième modèle les indicateurs représentant le capital social, c'est-à-dire l'engagement civique et le soutien social (modèle 3).

3.2. Décomposition des inégalités de santé

Cette seconde étape, basée sur la méthodologie de Fairlie, propose de décomposer les inégalités de santé observées entre la population française et la population immigrée (Fairlie 1999 ; 2003 ; 2005 ; Sinning et Hahn, 2008 ; O'Donnell *et al.*, 2008).

La méthode de décomposition proposée par Fairlie est similaire à celle initialement proposée par Blinder (1973) et Oaxaca (1973), permettant d'étudier les discriminations existantes sur le marché du travail entre deux groupes de population. Fairlie (1999 ; 2003 ; 2005) propose une analyse équivalente qui s'applique à des modèles non linéaires où la variable d'intérêt est binaire, comme notre variable d'état de santé perçue. Il s'agit de décomposer en deux parties la différence de probabilités moyennes de se déclarer en bon état de santé entre la population française et la population immigrée. La première partie de la décomposition fait référence à une différence attribuable à la distribution des caractéristiques

observables alors que la seconde partie représente une différence attribuable aux effets de ces caractéristiques.

Selon Fairlie, la décomposition dans le cas de modèles non-linéaires peut s'exprimer de la manière suivante :

$$\bar{H}^F - \bar{H}^I = \left[\sum_{i=1}^{N^F} \frac{F(X_i^F \hat{\beta}^F)}{N^F} - \sum_{i=1}^{N^I} \frac{F(X_i^I \hat{\beta}^F)}{N^I} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^I} \frac{F(X_i^I \hat{\beta}^F)}{N^I} - \sum_{i=1}^{N^I} \frac{F(X_i^I \hat{\beta}^I)}{N^I} \right] \quad (1)$$

où \bar{H}^j est la probabilité moyenne de se déclarer en bon état de santé dans la population j (avec $j=F,I$ pour la population française et immigrée respectivement), X^j correspond à la distribution des caractéristiques observables au sein de la population considérée, $\hat{\beta}^j$ représente les coefficients estimés affectés aux caractéristiques observées, N^j fait référence à la taille de l'échantillon de chaque sous-population et $F(.)$ représente la fonction de distribution cumulative qui suit une loi normale. La décomposition associée à la première équation utilise la population française comme population de référence puisque les coefficients estimés dans la population française sont utilisés pour pondérer le premier terme de l'expression alors que la distribution des caractéristiques des immigrés est utilisée pour pondérer le second terme de l'expression. Le choix de la population française comme population de référence suggère ainsi des discriminations en défaveur de la population immigrée⁴ (Blinder, 1973 ; Oaxaca, 1973).

La décomposition de la différence de probabilité moyenne de se déclarer en bon état de santé peut s'écrire de manière différente en utilisant la population immigrée comme population de référence :

$$\bar{H}^F - \bar{H}^I = \left[\sum_{i=1}^{N^F} \frac{F(X_i^F \hat{\beta}^I)}{N^F} - \sum_{i=1}^{N^I} \frac{F(X_i^I \hat{\beta}^I)}{N^I} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^F} \frac{F(X_i^F \hat{\beta}^F)}{N^F} - \sum_{i=1}^{N^F} \frac{F(X_i^F \hat{\beta}^I)}{N^F} \right] \quad (2)$$

Dans ce cas, les coefficients estimés au sein de la population immigrée sont utilisés pour pondérer le premier terme de la décomposition alors que la distribution moyenne des caractéristiques observables au sein de la population française est utilisée pour pondérer le second terme de l'expression. Cette seconde écriture suggérerait que les discriminations existantes favorisent la population française (Blinder, 1973 ; Oaxaca, 1973).

Quelle que soit la méthodologie choisie, la différence de probabilité moyenne de déclarer un bon état de santé est décomposée en deux parties. Le premier

4. Dans le cadre de l'analyse des discriminations sur le marché du travail, la décomposition associée à l'équation 1 suppose que la rémunération de la population française est fonction de ses caractéristiques observables alors que celle de la population immigrée est inférieure pour des raisons non justifiées. Lorsque la population immigrée est utilisée comme population de référence (équation 2), il est suggéré que la rémunération de la population immigrée est fonction de ses caractéristiques observables alors que celle de la population française est injustement supérieure.

terme des deux expressions mesure la différence d'état de santé entre les deux populations, attribuable à des différences dans la distribution des caractéristiques observables alors que le second terme mesure la différence d'état de santé entre les deux populations, attribuable à des différences dans l'effet des caractéristiques observables ou dans les coefficients estimés (Fairlie, 1999 ; 2003 ; 2005).

Les expressions 1 et 2 sont donc équivalentes au regard de la décomposition des inégalités de santé. Elles peuvent cependant induire des différences dans les estimations selon le groupe de référence utilisé. En raison de la variabilité des résultats selon le groupe de référence utilisé, la littérature théorique propose d'utiliser les coefficients estimés sur l'échantillon (Oaxaca et Ramson, 1994 ; Fairlie, 2003 ; 2005). Cette approche considère que les discriminations représentent à la fois un avantage pour le premier groupe mais aussi un désavantage pour le second groupe.

En utilisant les coefficients estimés sur l'échantillon total ($\hat{\beta}^*$), la méthode proposée par Fairlie permet d'évaluer la contribution relative de chaque déterminant à la différence de probabilité moyenne de se déclarer en bon état de santé entre les deux populations. Il s'agit de se demander si l'âge, le sexe, les conditions socio-économiques et le capital social ont la même contribution à la différence de santé observée. La contribution d'une caractéristique observable X_1 peut s'exprimer de la façon suivante :

$$\frac{1}{N^I} \sum_{i=1}^{N^I} F(\hat{\beta}_0^* + X_{1i}^F \hat{\beta}_1^* + \dots + X_{ki}^I \hat{\beta}_k^*) - F(\hat{\beta}_0^* + X_{1i}^I \hat{\beta}_1^* + \dots + X_{ki}^I \hat{\beta}_k^*) \quad (3)$$

Ainsi, la différence de santé attribuée à la variable X_1 est mesurée par la modification attendue de la probabilité de se déclarer en bonne santé au sein de la population immigrée en substituant la distribution de la variable X_1 de la population immigrée par celle de la population française, toutes choses égales par ailleurs. La contribution relative des caractéristiques observables peut être positive ou négative. Une estimation négative suggère que la variable en question contribue à la diminution de la différence de santé qui est attribuée à une différence dans la distribution des caractéristiques observables entre la population française et immigrée.

Ainsi, la somme des contributions relatives de chaque caractéristique représente la différence totale de santé attribuée à des différences dans la distribution des caractéristiques observables entre les deux populations. Elle mesure la modification attendue de la différence de santé si la population immigrée avait la même distribution des caractéristiques observables que la population française (Fairlie, 1999). La différence de santé qui n'est pas expliquée par la distribution des caractéristiques observables représente la part de la différence totale de santé attribuable à des différences dans les coefficients estimés. Cette seconde différence indique, qu'à

caractéristiques observables identiques, la population immigrée ne présente pas le même état de santé perçu que la population française en raison d'un effet différent des caractéristiques observables.

La méthodologie proposée par Fairlie ne permet pas de mesurer la contribution relative des coefficients estimés, propre à chaque caractéristique observable. Dans la dernière étape, nous proposons donc de comparer les effets marginaux associés aux caractéristiques observables entre la population française et la population immigrée à l'aide de deux régressions Probit menées séparément au sein des deux populations.

4. Résultats

Le tableau 2 présente les résultats des analyses Probit ayant pour objet d'étudier l'influence du profil migratoire sur la probabilité de se déclarer en bon état de santé après ajustement par l'âge et le sexe seulement, puis après contrôle par le statut économique et social et par les indicateurs de capital social.

Les résultats du modèle 1 indiquent qu'après contrôle de l'âge et du sexe, le statut migratoire présente une influence significative sur la probabilité de déclarer un bon état de santé (tableau 2, colonne 2). La population immigrée présente une plus faible probabilité que la population française de se déclarer en bon état de santé (effet marginal égal à $-0,9$ et significativement différent de zéro à 1 %). Ce résultat est cohérent avec les études françaises précédentes qui indiquent que l'état de santé des migrants est significativement plus dégradé que celui de la population native (Attias-Donfut et Tessier, 2005 ; Lert *et al.*, 2007 ; Jusot *et al.*, 2009). Comme attendu, la probabilité de déclarer un bon état de santé est plus faible pour les femmes et diminue avec l'âge.

Après ajustement par les conditions socio-économiques (modèle 2, colonne 3), les immigrés déclarent moins souvent avoir un bon état de santé perçu que la population française. Ce résultat suggère un effet propre de la migration indépendamment de la situation économique et sociale des migrants en France. Cependant, la diminution de la valeur de l'effet marginal associé au statut migratoire entre les modèles 1 et 2 indique que la situation économique et sociale des immigrés explique en partie leur état de santé détérioré.

Tableau 2 : Influence du statut migratoire, des conditions socio-économiques et du capital social sur la probabilité de se déclarer en bon état de santé perçu

Caractéristiques	Bon état de santé			Bon état de santé			Bon état de santé		
	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3		
	Mfx	Écart-type	Mfx	Écart-type	Mfx	Écart-type	Mfx	Écart-type	
Vague de l'enquête : 2006	Ref		Ref		Ref		Ref		
Vague 2008	-0,01	0,008	-0,01	0,009	-0,01	0,009	-0,01	0,009	
Sexe : Homme	Ref		Ref		Ref		Ref		
Femme	-0,03	0,008	-0,01	0,010	0,00	0,010	0,00	0,010	
âge<30	Ref		Ref		Ref		Ref		
30<=âge<40	0,06	0,016	0,10	0,015	0,10	0,015	0,10	0,015	
40<=âge<50	-0,12	0,015	-0,11	0,016	-0,12	0,016	-0,12	0,016	
50<=âge<65	-0,22	0,014	-0,17	0,016	-0,17	0,016	-0,17	0,016	
65<=âge<75	-0,39	0,017	-0,27	0,027	-0,27	0,027	-0,27	0,027	
âge>=75	-0,55	0,015	-0,40	0,027	-0,40	0,027	-0,40	0,027	
Statut migratoire : Français	Ref		Ref		Ref		Ref		
Population immigrée	-0,09	0,011	-0,06	0,011	-0,04	0,011	-0,04	0,011	
Education : Supérieur	Ref		Ref		Ref		Ref		
Sans diplôme	-0,11	0,023	-0,11	0,023	-0,08	0,022	-0,08	0,022	
Primaire	-0,10	0,018	-0,10	0,018	-0,08	0,018	-0,08	0,018	
Collège	-0,05	0,015	-0,05	0,015	-0,03	0,015	-0,03	0,015	
Lycée	-0,03	0,014	-0,03	0,014	-0,02	0,013	-0,02	0,013	
PCS : Ouvrier non qualifié	Ref		Ref		Ref		Ref		
Agriculteur	0,07	0,019	0,07	0,019	0,06	0,020	0,06	0,020	
Indépendant	0,08	0,017	0,08	0,017	0,07	0,018	0,07	0,018	
Cadre	0,09	0,017	0,09	0,017	0,08	0,018	0,08	0,018	
Prof. intermédiaire	0,06	0,016	0,06	0,016	0,05	0,016	0,05	0,016	
Employé administratif	0,02	0,016	0,02	0,016	0,02	0,016	0,02	0,016	
Employé de commerce	0,01	0,017	0,01	0,017	0,01	0,017	0,01	0,017	
Ouvrier qualifié	0,02	0,016	0,02	0,016	0,01	0,016	0,01	0,016	

Suite page suivante

Caractéristiques	Bon état de santé		Bon état de santé		Bon état de santé	
	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	Mfx	Écart-type	Mfx	Écart-type	Mfx	Écart-type
Sans profession	0,10	0,022	0,10	0,022	0,10	0,022
Statut d'occupation : En emploi	Ref		Ref		Ref	
Inactif	-0,21	0,019	-0,21	0,019	-0,20	0,019
Retraité	-0,07	0,017	-0,07	0,017	-0,07	0,017
Chômeur	-0,13	0,018	-0,13	0,018	-0,13	0,018
Revenu : 1 ^{er} quintile	Ref		Ref		Ref	
2 ^e Quintile	0,06	0,012	0,06	0,012	0,05	0,012
3 ^e Quintile	0,10	0,012	0,10	0,012	0,10	0,012
4 ^e Quintile	0,11	0,012	0,11	0,012	0,10	0,012
5 ^e Quintile	0,14	0,012	0,14	0,012	0,13	0,013
Refus	0,08	0,013	0,08	0,013	0,08	0,013
Type de ménage : Couple avec enfant	Ref		Ref		Ref	
Personne seule	-0,08	0,014	-0,08	0,014	-0,07	0,014
Famille monoparentale	-0,07	0,017	-0,07	0,017	-0,06	0,017
Couple sans enfant	-0,06	0,013	-0,06	0,013	-0,06	0,013
Autre type de ménage	-0,09	0,028	-0,09	0,028	-0,07	0,028
Engagement Civique : Oui						
Non			Ref		Ref	
Non réponse			-0,06		-0,06	0,009
Soutien social : Oui			-0,01		-0,01	0,028
Non			Ref		Ref	
Non réponse			-0,16		-0,16	0,017
N	12 665		12 665		12 665	
Pseudo R ² (Mc Fadden)	0,11	***	0,17	***	0,18	***
Log L	-6 728,9		-6 251,3		-6 176,1	

Source : Enquête santé protection sociale (ESPS) - Vagues 2006 et 2008.

Légende : * p<0,1 ; ** p<0,05 ; *** p<0,01

Les résultats du modèle 2 sont, par ailleurs, conformes aux études précédentes portant sur les inégalités sociales de santé (Goldberg *et al.*, 2002 ; Cutler, Lleras-Muney et Vogl, 2008). Toutes les variables de conditions socio-économiques exercent une influence significative sur la probabilité de déclarer un bon état de santé. Les individus n'ayant aucun diplôme ou un niveau d'éducation primaire présentent moins souvent un bon état de santé perçu que les individus ayant un niveau d'éducation secondaire et universitaire. De manière similaire, les indépendants ou les cadres déclarent plus souvent un bon état de santé que les ouvriers non qualifiés. Les inactifs et les chômeurs présentent une plus faible probabilité de déclarer un bon état de santé que les actifs occupés. Le revenu des ménages est fortement associé à l'état de santé perçu puisque la probabilité de déclarer un bon état de santé augmente de manière continue avec le niveau de revenu. Enfin, les personnes à la tête d'une famille monoparentale ont également un plus mauvais état de santé perçu que celles qui sont en couple avec enfant.

La prise en compte de l'engagement civique et du soutien social dans le modèle 3 ne modifie que très marginalement les résultats de l'analyse précédente. La différence d'état de santé perçu entre la population immigrée et la population française reste significative, suggérant de nouveau un effet propre de la migration. Ainsi, la population migrante déclare moins souvent un bon état de santé que la population française (effet marginal égal à $-0,04$ et significatif à hauteur de 1 %). Les résultats du modèle 3 confirment, par ailleurs, l'influence du capital social sur l'état de santé (Sirven, 2006 ; Folland, 2007 ; Jusot *et al.*, 2008 ; Kawachi et Berkman, 2000). Ainsi, ne pas participer à des activités collectives diminue la probabilité de déclarer un bon état de santé (effet marginal égal à $-0,06$ et significativement différent de zéro à 1 %). Les individus qui déclarent avoir connu des périodes d'isolement présentent moins souvent un bon état de santé perçu que ceux n'ayant pas déclaré avoir souffert d'isolement (effet marginal égal à $-0,16$ et significatif à hauteur de 1 %). Enfin, les résultats portant sur l'impact des conditions socio-économiques restent très comparables à ceux du second modèle. Les individus n'ayant, par exemple, aucun niveau d'instruction, étant inactifs, au chômage ou à la tête d'une famille monoparentale déclarent moins souvent un bon état de santé.

Ces trois premiers modèles vont à l'encontre de l'hypothèse d'un effet de sélection à la migration puisqu'ils confirment l'existence d'une disparité d'état de santé entre la population française et la population immigrée, en défaveur de la population immigrée. L'analyse de décomposition proposée par Fairlie présentée dans le tableau 3 permet ensuite de compléter l'analyse. Sachant que 72 % de la population française se déclarent en bon état de santé contre 66 % de la population immigrée, la différence de probabilité moyenne de se déclarer en bon état de santé entre les deux populations s'élève à 6 points de pourcentage.

Tableau 3 : *Décomposition de Fairlie : contribution relative des caractéristiques individuelles dans la différence d'état de santé entre la population française et la population immigrée*

N (Français)	10401				
N (Immigrés)	2264				
P(Hi=1) si Français	0,726				
P(Hi=1) si Immigré	0,663				
Différence totale de santé	0,063				
Part attribuée aux caractéristiques	0,025	38,70			
<hr/>					
Contribution des déterminants à la différence de santé expliquée		P value		Écart-type	% (partie expliquée)
Sexe	-0,0001	0,682	NS	0,0002	-0,3
Âge	-0,0035	0,000	***	0,0009	-14,4
Vague 2008	-0,0002	0,179	NS	0,0002	-0,9
Education	0,0016	0,087	*	0,0009	6,5
PCS	0,0039	0,000	***	0,0011	16,0
Statut d'occupation	0,0027	0,006	**	0,0010	11,1
Revenu	0,0104	0,000	***	0,0011	42,5
Type de ménage	-0,0028	0,005	*	0,0010	-11,4
Capital social	0,0132	0,000	***	0,0012	53,9
Engagement civique	0,0027	0,00	***	0,0006	10,9
Soutien social	0,0105	0,00	***	0,0011	43,0

Source : *Enquête santé protection sociale (ESPS) - Vagues 2006 et 2008.*

Légende : * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Il s'agit alors dans cette seconde étape d'examiner la part de la différence d'état de santé entre les deux populations attribuable à une différence de distribution des caractéristiques observables. Les résultats montrent que 38,7 % de la différence d'état de santé sont expliqués par la différence de distribution des caractéristiques observables entre les deux populations. Ainsi, les disparités d'état de santé perçues diminueraient d'environ 39 % si la population immigrée avait les mêmes caractéristiques démographiques, économiques ou le même accès au capital social que la population française (Fairlie, 1999).

Parmi l'ensemble des caractéristiques observables introduites dans le modèle, le capital social, le revenu, la PCS ou encore l'âge représentent les déterminants les plus pertinents pour expliquer la disparité de santé existant en moyenne entre la population française et la population immigrée. Le capital social explique 53,9 % de la différence de santé attribuée à l'ensemble des caractéristiques observées entre les deux populations. Les résultats indiquent que l'engagement civique et le soutien social contribuent respectivement à hauteur de 10,9 % et 43 %. La contribution de ces deux déterminants est positive, ce qui signifie que le plus faible niveau de capital social des immigrés explique en partie leur plus faible probabilité d'avoir un bon état de santé. De manière similaire, la différence de revenu entre les deux populations contribue à hauteur de 42,5 % à l'explication de leur différence d'état

de santé. La contribution est à nouveau positive, ce qui suggère que le niveau de revenu plus faible des immigrés explique en partie leur plus mauvais état de santé.

L'âge contribue à hauteur de 14,4 % de la différence de santé attribuable à la différence de distribution des caractéristiques observables mais sa contribution est négative. Ce résultat suggère que la population immigrée est, en moyenne, plus jeune que la population française, ce qui permet de restreindre la différence de santé attribuable aux caractéristiques observées. Les différences de PCS ou de statut d'occupation entre les deux populations expliquent respectivement 16 % et 11,1 % de la différence de santé estimée. Enfin, les différences de structure familiale entre les deux populations semblent diminuer la différence de santé. Selon les estimations, le sexe et l'éducation n'expliquent pas significativement ou très faiblement les inégalités de santé existantes entre la population française et la population immigrée.

La décomposition des inégalités de santé montre que les caractéristiques observables permettent d'expliquer 39 % de la différence totale de santé, ce qui signifie qu'environ 61 % de la différence de santé est attribuable à une différence dans les coefficients estimés, c'est-à-dire dans l'effet des caractéristiques observées. Cette part est souvent considérée comme une approximation des discriminations, elle suggère que l'effet des caractéristiques observées sur l'état de santé est différent selon la population considérée.

Afin de compléter cette analyse, nous avons donc comparé dans une dernière étape les effets marginaux associés aux différents déterminants de l'état de santé estimés séparément dans la population française et dans la population immigrée.

La deuxième colonne du tableau 4 présente l'estimation réalisée sur la population française alors que la troisième colonne présente les résultats de l'estimation basée sur la population immigrée.

Dans les deux sous-populations, la probabilité de déclarer un bon état de santé diminue avec l'âge. Le sexe n'exerce aucune influence significative sur la déclaration d'un bon état de santé tant au sein de la population française qu'au sein de la population immigrée. Cependant, au-delà des effets de l'âge et du sexe, les résultats indiquent que les conditions socio-économiques et le capital social ne présentent pas la même influence sur l'état de santé de la population française et de la population immigrée.

D'une manière générale, il semble que les conditions socio-économiques plus défavorisées des immigrés exercent un impact plus important sur leur état de santé.

Tableau 4 : Influence des conditions socio-économiques et du capital social sur la probabilité de se déclarer en bon état de santé perçu. Population française et immigrée respectivement

Caractéristiques	Bon état de santé		Bon état de santé	
	Population française (N = 10401)		Population immigrée (N = 2264)	
	Mfx	Ecart-type	Mfx	Ecart-type
Vague de l'enquête : 2006	Ref		Ref	
Vague 2008	-0,02	0,010	0,01	0,024
Sexe : Homme	Ref		Ref	
Femme	0,00	0,010	-0,03	0,024
âge<30	Ref		Ref	
30<=âge<40	0,10	0,017	0,08	** 0,038
40<=âge<50	-0,11	0,018	-0,15	*** 0,037
50<=âge<65	-0,17	0,018	-0,18	*** 0,036
65<=âge<75	-0,28	0,030	-0,27	*** 0,062
âge>=75	-0,40	0,030	-0,42	*** 0,062
Education : Supérieur	Ref		Ref	
Sans diplôme	-0,08	0,025	-0,12	** 0,048
Primaire	-0,08	0,020	-0,10	** 0,046
Collège	-0,03	0,017	-0,07	* 0,037
Lycée	-0,02	0,015	-0,03	0,035
PCS : Ouvrier non qualifié	Ref		Ref	
Agriculteur	0,04	0,021	0,13	0,073
Indépendant	0,06	0,020	0,15	** 0,041
Cadre	0,08	0,019	0,05	0,049
Prof. intermédiaire	0,03	0,018	0,11	** 0,037
Employé administratif	0,01	0,018	0,04	0,038
Employé de commerce	-0,01	0,019	0,07	* 0,036
Ouvrier qualifié	-0,01	0,019	0,07	** 0,035
Sans profession	0,09	0,026	0,14	** 0,045

Suite page suivante

Caractéristiques	Bon état de santé		Bon état de santé	
	Population française		Population immigrée	
	Mfx	Écart-type	Mfx	Écart-type
Statut d'occupation : En emploi				
Inactif	Ref		Ref	
	-0,19	***	0,022	***
Retraité	-0,07	***	0,018	**
Chomeur	-0,12	***	0,021	***
Revenu : 1e quintile				
	Ref		Ref	
2e Quintile	0,06	***	0,013	
3e Quintile	0,11	***	0,013	
4e Quintile	0,09	***	0,013	***
5e Quintile	0,12	***	0,014	***
Refus	0,08	***	0,014	**
Type de ménage : Couple avec enfant				
	Ref		Ref	
Personne seule	-0,07	***	0,015	**
Famille monoparentale	-0,06	***	0,019	0,039
Couple sans enfant	-0,05	***	0,014	**
Autre type de ménage				
	-0,09	***	0,034	0,052
Engagement Civique : Oui				
	Ref		Ref	
Non	-0,06	***	0,009	* 0,024
Non réponse				
	0,00		0,032	0,060
Soutien social : Oui				
	Ref		Ref	
Non	-0,18	***	0,020	*** 0,031
Non réponse				
	-0,01		0,020	0,046
N	10401		2264	
Pseudo R ² (Mc Fadden)	0,19	***	0,17	***
Log L	-4957,5		-1194,6	

Source : Enquête santé protection sociale (ESPS) - Vagues 2006 et 2008.

Légende : * p<0,1 ; ** p<0,05 ; *** p<0,01

Ainsi, le niveau d'éducation, le statut d'occupation, le type de ménage et le revenu influencent dans le même sens l'état de santé des deux populations mais l'effet associé aux caractéristiques est toujours plus important au sein de la population immigrée. Ne pas avoir d'éducation ou un niveau d'éducation primaire diminue plus fortement la probabilité de déclarer un bon état de santé parmi la population immigrée que parmi la population française. L'effet marginal associé à la catégorie « sans diplôme » est égal à $-0,08$ au sein de la population française contre $-0,12$ au sein de la population immigrée. Les individus immigrés ou français déclarent moins souvent un bon état de santé lorsqu'ils sont inactifs mais l'effet marginal est plus important au sein de la population immigrée (l'effet marginal est égal à $-0,26$ contre $-0,19$ pour la population française). De manière comparable, les effets marginaux associés aux 4^e et 5^e quintiles de revenu sont plus fortement corrélés à la probabilité de déclarer un bon état de santé parmi la population immigrée que parmi la population française.

L'influence de la PCS est également différente dans les deux sous-populations. Parmi la population française, les cadres déclarent plus souvent un bon état de santé que les ouvriers non qualifiés alors que cet effet n'est pas constaté parmi les immigrés. Cependant, le fait d'être ouvrier qualifié plutôt qu'ouvrier non qualifié augmente la probabilité de déclarer un bon état de santé au sein de la population immigrée alors que cet effet n'est pas significatif au sein de la population native.

Ces effets plus importants des conditions socioéconomiques sur l'état de santé dans la population immigrée que dans la population française peuvent alors suggérer l'existence de discriminations sur le marché du travail envers la population immigrée résidant en France.

Si les conditions socio-économiques sont plus fortement associées à l'état de santé des populations immigrées, l'influence du capital social semble au contraire plus importante au sein de la population française. Ne pas participer à des actions collectives diminue la probabilité de déclarer un bon état de santé au sein des deux populations mais l'effet est plus important chez les Français. L'effet marginal au sein de la population française est égal à $-0,06$ et il est significatif à hauteur de 1 % alors que l'effet marginal au sein de la population immigrée est égal à $-0,04$ et il n'est significatif qu'à hauteur de 10 %. Le résultat suggère que l'engagement civique est un déterminant plus important de l'état de santé de la population française que celui de la population immigrée. La population immigrée ne s'engage probablement pas de la même manière que la population française dans les activités collectives. Le soutien social est, en revanche, fortement associé à la déclaration d'un bon état de santé au sein des deux populations. Ainsi, avoir souffert durablement d'isolement diminue la probabilité de déclarer un bon état de santé mais, comme pour l'engagement civique, l'association est plus importante au sein de la population française (effet marginal égal à $-0,18$ contre $-0,12$ lorsque l'estimation est basée sur la population immigrée).

5. Discussion

L'objectif de cette étude était d'étudier les inégalités sociales de santé observées entre la population française et la population immigrée en France et d'analyser, à l'aide d'une méthode de décomposition, la contribution relative des déterminants sociaux de la santé à la différence de santé existante entre ces deux sous-populations.

Conformément aux études précédentes (Attias-Donfut et Tessier, 2005 ; Lert *et al.*, 2007 ; Jusot *et al.*, 2009), les résultats confirment que les personnes immigrées de première et de seconde générations sont en plus mauvais état de santé que la population française, la différence d'état de santé entre les deux populations s'élevant à 6 points de pourcentage. Selon la méthodologie proposée par Fairlie, 39 % de cette différence sont attribuables à la différence de distribution des caractéristiques observables entre les deux populations. Parmi l'ensemble des caractéristiques considérées, le capital social joue un rôle important aux côtés des conditions socio-économiques. Ainsi, les différences d'accès au capital social entre les deux populations expliquent environ 54 % de la différence de santé attribuable aux caractéristiques observables. Nos résultats confirment, par conséquent, l'importance du capital social dans la détermination de l'état de santé perçu des populations comme le suggère la littérature (Sirven, 2006 ; Folland, 2007 ; Jusot *et al.*, 2008). L'analyse montre également que le différentiel d'état de santé entre la population immigrée et la population native est largement expliqué par des différences de revenu et de profession.

La différence de santé qui n'est pas expliquée par la différence des caractéristiques observables représente la part attribuable à des différences de coefficients estimés. Ainsi, environ 61 % de la différence totale de santé observée entre les deux populations est due à un effet différent des caractéristiques observables. L'analyse des déterminants de la santé menée sur chaque sous-population confirme que les conditions socio-économiques et le capital social n'exercent pas la même influence sur les deux populations considérées. L'éducation, le statut d'occupation ou le revenu influencent plus fortement l'état de santé des populations immigrées que celui de la population française. Les effets plus importants des conditions socio-économiques sur l'état de santé observés au sein de la population immigrée que dans la population française peuvent alors suggérer l'existence de discriminations envers la population immigrée résidant en France. Une autre explication peut être la moindre transférabilité du capital humain accumulé à l'étranger qui expliquerait un effet plus important de l'éducation sur la santé. À l'inverse, le capital social exerce un impact plus important sur la déclaration d'un bon état de santé au sein de la population française. En comparaison au soutien social, l'engagement civique apparaît comme moins pertinent pour l'explication de l'état de santé perçu de la

population immigrée. Au regard de ce résultat, il est probable que l'engagement civique des immigrés soit différent de celui des français. Il se peut, par ailleurs, que la diffusion d'information ou le soutien émotionnel induit par la participation sociale ne soient pas identiques selon la population considérée, suggérant des conséquences différentes sur l'état de santé perçu.

Ainsi, cette analyse confirme les résultats de l'estimation basée sur la méthodologie de Fairlie qui montre l'importante part de la différence de santé totale attribuable aux effets des caractéristiques ou aux coefficients estimés. Il est, par ailleurs, envisageable que cette forte différence de santé soit le résultat de variables omises dans l'analyse telles que les déterminants liés à l'histoire de la migration. En effet, la durée de résidence, le pays d'origine, la maîtrise de la langue ou encore les habitudes culturelles ne sont pas introduits dans notre analyse alors que ces déterminants exercent une influence importante sur l'état de santé des immigrés (Khlal et Courbage, 1995 ; Attias-Donffut et Tessier, 2005 ; Lert, Melchior et Ville, 2007). De plus, la différence attribuable aux coefficients estimés peut être liée à une différence dans la compréhension de notre variable d'état de santé perçu.

L'utilisation de la variable subjective d'état de santé perçu peut effectivement être l'objet de critiques puisque la comparabilité de l'état de santé subjectif entre la population française et la population immigrée mérite d'être questionnée. En dépit de la subjectivité de cet indicateur de santé, plusieurs études ont validé son utilisation à travers différents groupes ethniques au sein desquels un plus mauvais état de santé perçu est constamment associé à de plus grandes prévalences de maladies (Chandola *et al.*, 2000 ; Molines *et al.*, 2000 ; Jenkinson *et al.*, 2001). De manière similaire, seuls deux indicateurs de capital social ont été introduits dans notre analyse. La majorité des études analyse le capital social en utilisant, non seulement la participation sociale et le soutien social, mais aussi la confiance généralisée, la confiance envers les institutions ou encore le sentiment d'appartenance communautaire (Kawachi, 2006 ; Grootaert, 1998). Ces derniers indicateurs ne sont pas disponibles dans l'enquête utilisée et c'est pour cette raison que nous n'avons pu analyser le caractère multidimensionnel du capital social.

En dépit des limites évoquées, cette étude montre l'existence de disparités de santé entre la population française et la population immigrée. Elle suggère la contribution importante du capital social aux inégalités de santé, aux côtés des conditions socioéconomiques et montre, par ailleurs, qu'une large partie de ces inégalités est liée à l'effet des caractéristiques plus qu'à la distribution des caractéristiques observées. Au regard des conclusions, cette étude appelle de nouvelles recherches pour confirmer nos résultats portant sur l'importance de la contribution du capital social aux inégalités de santé.

Références

- Allonier, C., Dourgnon, P. et T. Rochereau. 2008. « L'Enquête santé protection sociale (ESPS) 2006, un panel pour l'analyse des politiques de santé, la santé publique et la recherche en économie de la santé », *Questions d'Économie de la Santé*, 131.
- Attias-Donfut, C. et P. Teissier. 2005. « Santé et vieillissement des immigrés », *Retraite et Société*, (46) : 90-129.
- Beauchemin, C. Hamel, C. Lesné M. et P. Simon. 2010. « Les discriminations : une question de minorités visibles », *Population et Société*, 466.
- Blinder, A. 1973. "Wage Discrimination : Reduces Form and Structural Estimates". *The Journal of Human Resources*, 8(4): 436-455.
- Brahimi, M. 1980. « La mortalité des étrangers en France », *Population*, 3 : 603-622.
- Cambois, E. and F. Jusot. 2010. "Contribution of Lifelong Adverse Experiences to Social Health Inequalities: Findings From a Population Survey in France", *European Journal of Public Health*, doi:10.1093/eurpub/ckq119, à paraître.
- Campbell, C. and C. Mclean. 2002. "Ethnic Identity, Social Capital and Health Inequalities: Factors Shaping African-Caribbean Participation in Local Community Networks", *Social Science and Medicine*, 55(4): 643-657.
- Chandola, T. and C. Jenkinson. 2000. "Validating Self Rated Health in Different Ethnic Groups", *Ethnicity and Health*, 5(2): 151-159.
- Courbage, Y. and M. Khlat 1996. "Mortality and Causes of Death of Marocans in France, 1979-1991", *Population: An English Selection*, 8: 59-94.
- Cutler, D. Lleras-Muney, A. et T. Vogl. 2008. "Socioeconomic Status and Health: Dimensions and Mechanisms", NBER, Working Paper n° 14333.
- Darmon, N. and M. Khlat. 2001. "An Overview of the Health Status of Migrants in France, in Relation to Their Dietary Practices", *Public Health Nutrition*, 4(2): 163-172.
- Dasgupta, P. 2005. "The Economics of Social Capital", *Economic Record*, 81(S1): S2-S21.
- Dunn, J. et I. Dyck. 2000. "Social Determinants of Health in Canada's Immigrant Population: Results From the National Population Health Survey", *Social Science and Medicine*, 51(11): 1573-1593.
- Fairlie, R. 1999. "The Absence of The African-American Owned Business: An Analysis of The Dynamics of Self-Employment", *Journal of Labor Economics*, 17(1): 80-108.

Fairlie, R. 2003. "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models", Economic Growth Center (Yale University), discussion paper n° 873.

Fairlie, R. 2005. "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models", *Journal of Economic and Social Measurement*, 30: 305-316.

Folland, S. 2007. "Does "community social capital" contribute to population health?", *Social Science and Medicine*, 64(11): 2342-2354.

Goldberg, M., Melchior, M. Leclerc, A. et F. Lert. 2002. « Les déterminants sociaux de la santé : apports récents de l'épidémiologie sociale et des sciences sociales de la santé », *Sciences Sociales et Santé*, 20 : 75-128.

Grootaert, C. 1998. "Social Capital: the missing link?", Social Capital Initiative-the World Bank, Working Paper n° 3.

Hernández-Quevedo, C., and D. Jiménez-Rubio. 2009. "A Comparison of the Health Status and Health Care Utilization Patterns Between Foreigners and the National Population in Spain: New Evidence From the Spanish National Health Survey", *Social Science and Medicine*, Elsevier, vol. 69(3): 370-378.

Idler, E. and Y. Benyamini. 1997. "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies", *Journal of Health and Social Behaviour*, 38(1): 21-37.

Insee. 2005. *Les immigrés en France*, édition 2005, Insee références.

Jenkinson, C., Chandola, T., Coulter, A., and S. Bruster. 2001. "An Assessment of the Construct Validity of the SF-12 Summary Scores Across Ethnic Groups", *Journal of Public Health*, 23(3): 187-94.

Jusot, F., Grignon, M., and P. Dourgnon. 2008. "Access to Psycho-Social Resources and Health: Exploratory Findings From a Survey of the French Population", *Health Economics, Policy and Law*, 3: 365-391.

Jusot, F., Dourgnon, P., Sermet, C. et J. Silva. 2009. « État de santé des populations immigrées en France », *Revue Économique*, 2(60): 385-411.

Kawachi, I. 2006. Commentary : "Social Capital and Health : Making the Connections One Step at a Time", *International Journal of Epidemiology*, 35(4): 989-993.

Kawachi, I. and L. Berkman. 2000. "Social Cohesion, Social Capital, and Health", in *Social Epidemiology*, New York: Oxford University press.

- Kennedy, S., McDonald, J-T., and N. Biddle. 2006. "The Healthy Immigrant Effect and Immigrant Selection: Evidence from Four Countries", SEDAP, Research Paper, 164.
- Khlat, M. et Y. Courbage. 1995. «Mortalité des immigrés marocains en France, de 1979 à 1991. II-Les causes de décès», *Population*, 50(2): 447-471.
- Khlat, M., Sermet, C. et D. Laurier. 1998. «La morbidité dans les ménages originaires du Maghreb, sur la base de l'enquête santé Insee, 1991-1992», *Population*, 6: 1155-1184.
- Khlat, M. and N. Darmon. 2003. "Is There a Mediterranean Migrants Mortality Paradox in Europe?", *International Journal of Epidemiology*, 32: 1115-1118.
- Leclere, F., Jensen, L., and A. Biddlecom. 1994. "Health Care Utilisation, Family Context and Adaptation Among Immigrants to the United States", *Journal of Health and Social Behavior*, 35(4): 370-384.
- Lert, F., Melchior, M., and I. Ville. 2007. "Functional Limitations and Overweight Among Migrants in the Histoire de Vie Study (Insee, 2003)", *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 55(6): 391-400.
- Levitt, M., Lane, J., and J. Levitt. 2003. "Immigration, Stress, Social Support, and Adjustment in the First Postmigration Year: An Intergenerational Analysis", *Research in Human Development*, 2(4): 159-177.
- Marmot, M., Friel, S., Bell, R., Houweling, T.A., and S. Taylor. 2008. *Commission on Social Determinants of Health*. "Closing the Gap in a Generation: Health Equity Through Action on the Social Determinants of Health", *Lancet*, 372(9650): 1661-1669.
- Marmot, M. and R. Wilkinson. 2006. *Social Determinant of health*. Second Edition, Oxford: Oxford University Press.
- McDonald, J. And S. Kennedy. 2004. "Insights Into the Healthy Immigrant Effect: Health Status and Health Service use of Immigrants to Canada", *Social Science and Medicine*, 59(8) : 1613-27.
- Molines, C., Sapin, C., Siméoni, M.C., Gentile, S. et P. Auquier. 2000. « Santé perçue et migration : une nouvelle approche pour l'intégration sanitaire », *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 48 : 145-155.
- Newbold, B. and J. Danforth. 2003. "Health Status and Canada's Immigrant Population", *Social Science and Medicine*, 57(10): 1981-95.
- Oaxaca, R. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14(3): 693-709.

Oaxaca, R. and M. Ransom. 1994. "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials", *Journal of Econometrics*, 61(1): 5-21.

O'Donnell, O., Van Doorslaer, E., Wagstaff, A., and M. Lindelow. 2008. "Explaining Differences Between Groups: Oaxaca Decomposition", dans *Analysing Health Equity using Household Survey Data*. Institute learning Ressources Series, 147-157, Washington: The World Bank.

OMS. 2008. *Santé des migrants, flux migratoire et mondialisation*, Rapport du secrétariat de l'OMS, n° A71/12.

Perrin-Haynes, J. 2008. « L'activité des immigrés en 2007 », *INSEE Première*, n° 1212.

Putnam, R. 1993. *Making Democracy Work, Civic Traditions in Modern Italy*, Princeton, NJ, Princeton University Press.

Putnam, R. 2000. *Bowling Alone, The Collapse and Revival of American Community*, New York: Simon Schuster Eds.

Rubalcava, L., Teruel, G., Duncan, T., and N. Goldman. 2008. "The Healthy Migrant Effect: New Findings from the Mexican Family Life Survey", *American Journal of Public Health*, 98(1): 78-84.

Shaw, M., Dorling, D., and G. Davey Smith. 1999. "Poverty, Social Exclusion, and Minorities", in *Social determinants of health*. Marmot Mickael, Wilkinson Richard eds, 211-39. Oxford: Oxford University Press.

Sinning, M., Hahn M., and T. Bauer. 2008. "The Blinder-Oaxaca Decomposition for non Linear Regression Models", *The Stata Journal*, 4: 480-492.

Sirven, N. 2006. "Endogenous Social Capital and Self-Rated Health: Cross-Sectional Data from Rural Areas of Madagascar", *Social Science and Medicine*, 63(6): 1489-1502.

Wanner, P., Khlal, M. et C. Bouchardy. 1995. « Habitudes de vie et comportements en matière de santé des immigrés méditerranéens en France - Enquête Conditions de Vie 1987 », *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 43 : 548-559.

Zambrana, R., Kathleen, E., Dorrington, C., Wachsman, L., and D. Hodge. 1994. "The Relationship Between Psycho-Social Status of Immigrant Latino Mothers and Use of Emergency Paediatric Services", Education Resources Information Center, n° EJ483106.