

# L'emploi et les salaires des enfants d'immigrés

**Romain Aeberhardt\***, **Denis Fougère\*\***, **Julien Pouget\*\*\***  
et **Roland Rathelot\*\*\*\***

---

Les Français ayant au moins un parent immigré originaire du Maghreb ont des taux d'emploi inférieurs de 18 points et des salaires 13 % inférieurs à ceux des Français dont les deux parents sont français de naissance.

Notre étude cherche à déterminer quelle part de ces écarts peut être attribuée aux niveaux de diplômes obtenus, à l'âge, au lieu de résidence, à la situation familiale des personnes, etc.

Pour cela, nous commençons par estimer des équations d'emploi et de salaire sur la population des Français n'ayant pas de parents immigrés. Puis, nous utilisons ces estimations pour attribuer aux Français d'origine maghrébine un niveau d'emploi et un salaire « potentiels » qui tiennent compte de leurs caractéristiques individuelles observées. Un soin particulier est apporté au traitement de la sélection pouvant affecter le processus d'accès à l'emploi.

Les résultats montrent que le fait que cette population soit, entre autres, plus jeune et moins diplômée en moyenne, ne rend compte que de 4 des 18 points d'écart de taux d'emploi. En revanche, les différences de caractéristiques individuelles observées expliquent totalement les écarts de salaires entre les deux groupes. Ces résultats demeurent identiques si l'on considère séparément les hommes et les femmes.

Les Français ayant au moins un parent immigré originaire d'Europe du Sud ont des taux d'emploi égaux à ceux des Français dont les deux parents ne sont pas immigrés et des salaires inférieurs de 2 %. Là encore, cet écart s'explique entièrement par les différences de caractéristiques observables entre ces populations, en particulier par des niveaux d'éducation différents.

---

\* Insee et Crest (Paris). Adresse mél : [romain.aeberhardt@ensae.fr](mailto:romain.aeberhardt@ensae.fr)

\*\* CNRS et Crest (Paris), CEPR (Londres), IZA (Bonn). Adresse mél : [fougere@ensae.fr](mailto:fougere@ensae.fr)

\*\*\* Insee et Crest (Paris), IZA (Bonn). Adresse mél : [julien.pouget@insee.fr](mailto:julien.pouget@insee.fr)

\*\*\*\* Crest (Paris). Adresse mél : [roland.rathelot@ensae.fr](mailto:roland.rathelot@ensae.fr)

Les auteurs tiennent à remercier, pour leurs remarques et suggestions constructives, les deux rapporteurs anonymes d'Économie et Statistique, les participants à différents séminaires et conférences, ainsi que Jim Albrecht, Manon Domingues Dos Santos, Guy Laroque, David Neumark, Sébastien Roux, Patrick Simon et François-Charles Wolff, qui ont bien voulu lire et commenter des versions antérieures de cette étude. Nous restons toutefois entièrement responsables des insuffisances et erreurs qui pourraient subsister dans cet article.

**M**algré l'abondante littérature internationale, tant théorique que statistique, consacrée à l'analyse des discriminations (voir encadré 1), la situation française a été jusqu'ici peu examinée par les économètres, alors même que les statistiques disponibles (Insee, 2005) font apparaître des écarts importants, notamment en termes d'accès à l'éducation et à l'emploi, entre les immigrés et le reste de la population. Toutefois, l'intérêt pour cette question a cru au cours de ces dernières années, sous l'influence combinée de l'actualité politique et sociale et de la mise à disposition d'ensembles de sources statistiques plus précises et plus riches.

Plusieurs études, relativement récentes, témoignent de cet intérêt croissant (1). Ainsi, Fougère et Safi (2005, 2009) ont utilisé des données longitudinales provenant des recensements généraux de la population pour montrer que l'acquisition de la nationalité française a un impact positif sur l'accès à l'emploi des immigrants. Cette « prime à la naturalisation » semble particulièrement importante pour les groupes d'immigrants qui s'insèrent plus difficilement sur le marché du travail, notamment les hommes originaires d'Afrique sub-saharienne et du Maroc et les femmes originaires de Turquie et du Maghreb. Les études de Silberman et Fournier (1999), et de Meurs *et al.* (2006) montrent que les descendants d'immigrés pourraient subir des discriminations sur le marché du travail. Pouget (2005) centre son analyse sur les difficultés d'accès à la fonction publique. Dans une étude similaire, Aeberhardt et Pouget (2010) décomposent les écarts de salaires entre les Français dont les deux parents sont nés en France et ceux dont les deux parents sont nés au Maghreb, en prenant en compte la sélection affectant l'accès aux différentes catégories socioprofessionnelles. Ils ne trouvent pas d'écarts salariaux systématiques, mais des probabilités inégales d'accès aux emplois de cadres. On peut également noter une série de travaux réalisés par le Céreq à partir de l'enquête *Génération 92*, portant plus spécifiquement sur les jeunes (2).

Toutefois, aucun de ces travaux n'examine de façon simultanée l'accès à l'emploi et les salaires des Français d'origine étrangère, notamment de ceux nés de parents immigrés. C'est l'objectif que poursuit notre article en mobilisant les données des enquêtes *Emploi* réalisées par l'Insee de 2005 à 2008 (3). Plus précisément, notre but est ici d'estimer les parts explicable et plus difficilement explicable des écarts de salaire et de probabilité d'emploi qui existent entre les Français d'origine étrangère et ceux dont les deux parents sont nés français. Cette estimation est conduite

ici en tenant compte de la sélection potentielle affectant l'accès à l'emploi, la discrimination (si discrimination il y a) pouvant survenir tout aussi bien à ce stade qu'au moment de la rémunération proprement dite. Ce faisant, nous devons tenir compte d'une difficulté à laquelle les chercheurs utilisant des données d'enquête en population générale font fréquemment face, à savoir la faiblesse relative des sous-échantillons de personnes potentiellement discriminées et l'imprécision sub-séquente des paramètres qui sont au centre de ce type d'étude. Les propositions méthodologiques que nous faisons dans cet article sont une réponse à cette difficulté, inhérente au sujet traité.

### **Un champ d'étude plus large que celui lié à la nationalité et au lieu de naissance des parents**

Selon la définition adoptée par le Haut Conseil à l'Intégration, un immigré est une personne vivant en France, et née étrangère à l'étranger.

En France, rappelons qu'il existe peu de sources statistiques permettant de connaître tout à la fois la situation des personnes enquêtées sur le marché du travail, leur salaire et leur origine nationale. Lorsqu'en outre on souhaite s'intéresser aux enfants d'immigrés, il faut, d'une part, connaître la nationalité à la naissance et le lieu de naissance de leurs parents et, d'autre part, disposer de l'âge d'arrivée en France des personnes enquêtées. Ces variables sont disponibles dans l'enquête *Formation et qualification professionnelle* réalisée par l'Insee en 2003, mais la taille des échantillons concernés par le champ de cette étude est très réduite. En revanche, dans l'enquête *Emploi en continu (EEC)*, toutes ces variables sont disponibles pour les individus qui sont entrés dans le dispositif à partir du premier trimestre 2005. Cependant, le champ de notre étude est défini à partir d'un critère objectif un peu plus large que celui lié à la nationalité et au lieu de naissance des parents. Nous retenons en effet les personnes nées en France, ou arrivées en France avant l'âge de cinq ans, et dont au moins l'un des deux parents était de nationalité étrangère à la naissance (nationalité d'un pays

1. L'étude de Dayan *et al.* (1996) fait toutefois figure d'article précurseur.

2. Voir, par exemple, Dupray et Moullet (2004), qui trouvent notamment des différences plus marquées dans l'accès à l'emploi qu'en matière de salaire.

3. Notre étude généralise l'étude de Boumahdi et Giret (2005) qui, avec une méthodologie proche de la nôtre, examinent le cas d'une cohorte de sortants de l'enseignement secondaire en 1994.

du Maghreb pour le premier groupe, et d'Europe du Sud pour le second) (4).

### **L'enquête *Emploi en continu*, une source statistique permettant d'étudier avec suffisamment de précision l'emploi et les salaires des enfants d'immigrés**

Depuis 2003, l'Insee a remplacé son enquête annuelle sur l'emploi par une enquête trimes-

trielle, dite enquête *Emploi en continu (EEC)*. Cette enquête est la seule qui permette de mesu-

4. Les personnes arrivées en France après leur naissance, mais avant l'âge de cinq ans, sont peu nombreuses. Dans notre échantillon, elles sont au nombre de 76 dans le cas où un seul parent est d'origine maghrébine (contre 1 117 nées en France dans ce même cas), et 333 dans le cas où les deux parents sont de cette origine (contre 2 045 nées en France dans ce même cas) ; elles sont au nombre de 94 dans le cas où un seul des parents est originaire d'un pays d'Europe du Sud (contre 2 782 nées en France dans ce même cas), et 372 lorsque les deux parents sont de cette même origine (contre 2 132 nées en France dans ce même cas).

#### Encadré 1

### **LES DISCRIMINATIONS : ARGUMENTS THÉORIQUES ET MISES EN ÉVIDENCE EMPIRIQUES**

On caractérise généralement la discrimination comme une situation dans laquelle des personnes, par ailleurs semblables, sont traitées de manière différente par les employeurs, les loueurs de logement, les agents de l'État, etc., en raison de leur appartenance à des groupes démographiques ou sociaux distincts. Depuis une trentaine d'années, les économistes et les économètres ont construit un ensemble d'outils adaptés à l'étude tant théorique qu'empirique des phénomènes de discrimination. Ces outils ont largement contribué à l'analyse des inégalités sur le marché du travail. Les travaux des économistes ont principalement porté sur les différences d'accès à l'emploi ainsi que sur les différences de salaire entre groupes ethniques, ou bien entre hommes et femmes.

D'un point de vue théorique, les économistes ont introduit le concept de discrimination statistique. Cette forme de discrimination peut apparaître dès lors que les employeurs ne peuvent *a priori* évaluer avec précision les qualités des candidats aux offres d'emplois vacants. Pour prendre leur décision, les employeurs ont parfois recours à des informations supplémentaires (fournies, par exemple, par des tests d'embauche), ou, à défaut, s'appuient sur des préjugés relatifs aux caractéristiques moyennes de tel ou tel groupe démographique ou social. Dès lors, des individus dont le capital humain est identique mais qui n'appartiennent pas aux mêmes groupes démographiques ou sociaux, peuvent suivre des parcours professionnels très différents, en raison des préjugés des employeurs au moment de l'embauche (Phelps, 1972 ; Arrow, 1973).

Plus encore, la discrimination statistique est susceptible d'engendrer des inégalités persistantes entre les groupes : Coate et Loury (1993) montrent ainsi que les préjugés des employeurs peuvent désinciter les travailleurs à investir en formation. Autrement dit, ces préjugés peuvent devenir auto-réalisateurs : les employeurs pensent que certains groupes démographiques seraient en moyenne moins productifs que d'autres ; ce faisant, ils découragent les efforts d'éducation de ces groupes qui, par la suite, se révèlent en moyenne effectivement moins productifs.

La revue de littérature d'Altonji et Blank (1999) présente les principales études économétriques consacrées à la mesure des discriminations. De nombreux travaux ont cherché à décomposer les écarts de taux d'emploi et de salaires en une part expliquée par les différences de for-

mation et d'expérience professionnelle et une part non expliquée par ces variables, part qu'il serait toutefois abusif d'interpréter comme une stricte résultante des discriminations. La méthode de décomposition la plus utilisée a été introduite par Oaxaca (1973) et Blinder (1973). À l'aide de cette méthode, la plupart des études nord-américaines concluent que, malgré d'importantes différences de caractéristiques observables entre Noirs et Blancs, la discrimination sur le marché du travail expliquerait au moins un tiers de l'écart de salaire observé entre ces deux groupes.

Cependant, les composantes dues aux différences de caractéristiques observables d'une part, et au rendement salarial différencié de ces caractéristiques d'autre part, peuvent poser des problèmes d'interprétation. En particulier, la part non expliquée, parfois considérée comme un résultat de la discrimination, peut être surestimée à cause de la présence d'hétérogénéité inobservée. Un autre problème méthodologique provient de la présence potentielle d'un biais de sélection. Pour cette raison, des approches plus générales ont été proposées, par exemple par Oaxaca et Ransom (1994) et Neuman et Oaxaca (2004, 2005). D'autres études ont tenté de prendre en compte le fait que les caractéristiques observables habituellement utilisées fournissent des mesures assez imprécises de la productivité des salariés : pour remédier à ce défaut, Neal et Johnson (1996) utilisent les tests militaires de qualification comme mesure de la productivité. Ces tests sont passés avant l'entrée sur le marché du travail et leurs résultats sont donc moins susceptibles d'être affectés par les choix d'activité des individus et par l'existence de discriminations sur le marché du travail.

Une autre méthode de mise en évidence des discriminations est le « testing ». Cette procédure, qui est de plus en plus utilisée, tente de placer dans des situations comparables des individus appartenant à un groupe de référence et d'autres appartenant à un groupe potentiellement discriminé. Par exemple, Bertrand et Mullainathan (2003) ont effectué une expérience de ce type pour mesurer la discrimination à l'embauche. Ils ont répondu à des annonces en envoyant des *curriculum vitae* fictifs dans lesquels le prénom était « consonance noire » ou bien à « consonance blanche ». Les prénoms à consonance blanche ont reçu 50 % de convocations en plus pour des entretiens. Duguet et Petit (2005), puis Duguet *et al.* (2007), ont appliqué cette méthode au cas français. Heckman (1998), et plus récemment Aeberhardt *et al.* (2009), ont insisté sur certaines des limites de cette méthode.

rer le taux de chômage au sens du Bureau international du travail ; c'est là son objectif principal. Mais de nombreuses autres informations sont également disponibles dans cette enquête, notamment en ce qui concerne les salaires et l'origine nationale des personnes interrogées.

L'enquête est menée chaque trimestre auprès d'environ 45 000 logements ordinaires. Nous ne considérons ici que la première vague d'interrogation afin de disposer de l'information sur les salaires perçus. Plus précisément, nous retenons toutes les premières interrogations réalisées entre le premier trimestre 2005 et le quatrième trimestre 2008. Sont exclus de l'échantillon les étudiants, les retraités et les travailleurs indépendants. Parmi les individus restants, nous avons distingué trois groupes de personnes : les Français dont les deux parents étaient de nationalité française à la naissance (ce groupe, appelé « groupe de référence » par la suite comprend 102 830 personnes), les Français dont au moins l'un des deux parents avait la nationalité d'un pays du Maghreb à la naissance (ce groupe correspond à 4 073 individus), et les Français dont au moins l'un des deux parents avait la nationalité d'un pays d'Europe du Sud à la naissance

(ce groupe comprend 5 317 individus). Les effectifs des autres groupes, en particulier celui composé des personnes dont l'un au moins des deux parents est né en Afrique subsaharienne, ainsi que celui composé des personnes dont l'un des parents est né au Maghreb et l'autre dans un pays d'Europe du Sud, sont trop faibles pour donner lieu à une analyse statistique extensive (cf. tableau 1).

Il aurait été intéressant de savoir si l'accès à l'emploi et le salaire dépendent du type d'ascendance, par exemple du fait que l'un seulement des deux parents est d'origine étrangère, et plus précisément du fait qu'il s'agit en ce cas de la mère ou du père. Une première analyse, très descriptive, présente le taux d'emploi et le salaire mensuel moyen des personnes interrogées, selon que seule leur mère, ou seul leur père, ou encore leurs deux parents, sont originaires d'un pays du Maghreb ou d'un pays d'Europe du Sud (cf. tableau 2).

Les effectifs concernés sont faibles, notamment pour les personnes dont l'un des deux parents seulement est né dans un pays du Maghreb. Il est difficile de conclure que la probabilité d'em-

**Tableau 1**  
**Répartition de l'échantillon en fonction de l'origine nationale des parents**

	Un parent originaire d'Afrique subsaharienne	Deux parents originaires d'Afrique subsaharienne	Un parent originaire du Maghreb	Deux parents originaires du Maghreb	Un parent originaire d'Europe du Sud	Deux parents originaires d'Europe du Sud	Un parent originaire du Moyen-Orient	Deux parents originaires du Moyen-Orient	Un parent originaire d'Europe du Sud, l'autre du Maghreb	Deux parents nés français
Effectif	98	199	1 193	2 378	2 876	2 504	198	213	37	98 369
Proportion en emploi (%)	67	52	60	59	75	79	66	66	59	78
Salaires mensuels moyens (euros)	1 696	1 370	1 431	1 384	1 618	1 565	1 303	1 379	1 945	1 648

Lecture : Il y a, dans notre échantillon, 98 individus ayant un parent originaire d'Afrique subsaharienne (l'autre n'en étant pas originaire). Parmi ceux-ci, 67 % sont en emploi.

Champ : individus de nationalité française, ayant entre 18 et 65 ans, vivant en logement ordinaire et qui ne sont ni étudiant, ni retraité, ni travailleur indépendant.

Source : enquête Emploi en continu (2005-2008), Insee.

**Tableau 2**  
**Taux d'emploi et salaire mensuel moyen en fonction du type d'ascendance**

	Mère maghrébine, père d'une autre origine	Père maghrébin, mère d'une autre origine	Deux parents maghrébins	Mère originaire d'Europe du Sud, père d'une autre origine	Père originaire d'Europe du Sud, mère d'une autre origine	Deux parents originaires d'Europe du Sud
Effectif	416	777	2 378	1 042	1 834	2 504
Proportion en emploi (%)	56	62	59	74	75	79
Salaires mensuels moyens des actifs (euros)	1 416	1 438	1 384	1 601	1 628	1 565

Lecture : Il y a, dans notre échantillon, 416 individus ayant une mère originaire d'Afrique subsaharienne (le père n'en étant pas originaire). Parmi ceux-ci, 56 % sont en emploi.

Champ : individus de nationalité française, ayant entre 18 et 65 ans, vivant en logement ordinaire et qui ne sont ni étudiant, ni retraité, ni travailleur indépendant.

Source : enquête Emploi en continu (2005-2008), Insee.

ploi est significativement différente lorsque l'un seulement des deux parents, le père ou la mère, est d'origine étrangère. Pour le salaire, les choses sont quelque peu différentes : à origine nationale des parents donnée, ce sont les personnes dont les deux parents sont de même origine étrangère qui ont les salaires mensuels les plus faibles. Lorsque l'un seulement des deux parents est d'origine étrangère, le salaire mensuel moyen de son descendant direct est légèrement plus élevé. Mais la faiblesse des effectifs correspondants empêche de conduire une analyse statistique désagrégée, qui obligerait en outre à tenir compte des autres variables explicatives des écarts de salaires (éducation, âge, genre, etc.). C'est donc principalement l'argument de la taille des échantillons qui limite ici l'analyse. Remarquons toutefois que les écarts bruts observés, en termes d'emploi comme de salaire, ne sont pas considérables.

Pour conduire l'analyse économétrique sur les salaires individuels, nous avons considéré le salaire mensuel déclaré par la personne enquêtée lorsqu'elle est salariée au cours du mois de référence, le nombre d'heures de travail effectuées durant le mois de référence (ou à défaut le nombre d'heures habituelles) étant introduit comme variable explicative dans l'équation de salaire. La situation vis-à-vis du marché du travail (en emploi, au chômage, en inactivité) est une observation ponctuelle, elle correspond à la situation déclarée à la date de l'interrogation. Les données nous permettent également de définir de manière assez fine le type de ménage dans lequel vit la personne enquêtée. Pour obtenir cette caractérisation, nous avons croisé les variables indicatrices de genre, de vie en couple, d'activité du conjoint et de présence d'enfants au sein du ménage. Par ailleurs, nous disposons d'une variable indicatrice de résidence en zone urbaine sensible (ZUS) que l'on croise avec une indicatrice de résidence en Île-de-France, ce croisement engendrant quatre modalités caractérisant le lieu de résidence.

### **De fortes différences apparentes entre les trois groupes**

Les Français dont l'un des deux parents avait à la naissance la nationalité d'un pays du Maghreb ont des caractéristiques observables très différentes de celles des Français dont les deux parents étaient français à la naissance. À l'inverse, les caractéristiques des Français dont un parent avait à la naissance la nationalité d'un pays d'Europe du Sud sont relative-

ment proches de celles des Français dont les deux parents étaient français à la naissance (5) (cf. tableau 3).

Les Français dont au moins l'un des deux parents avait la nationalité d'un pays du Maghreb ou d'Europe du Sud à la naissance sont sous-représentés parmi les diplômés du supérieur. Les Français d'origine maghrébine sont surreprésentés au sein des personnes sans diplômes, alors que ceux originaires d'Europe du Sud le sont au sein du groupe de personnes titulaires d'un diplôme de l'enseignement professionnel court (CAP/BEP).

Les Français d'origine maghrébine sont en moyenne plus jeunes et beaucoup plus souvent au chômage ou sans emploi. Quand ils travaillent, leur salaire mensuel moyen est inférieur d'environ 15 % à celui des Français dont les deux parents étaient français à la naissance. Cet écart est plus faible, de l'ordre de 6 %, pour ceux qui sont originaires d'Europe du Sud. On observe une surreprésentation des femmes seules ayant des enfants parmi les Français d'origine maghrébine. Au sein de ce dernier groupe, les situations de non-emploi sont beaucoup plus fréquentes. Enfin, les Français d'origine maghrébine sont proportionnellement beaucoup plus nombreux dans les zones urbaines sensibles et en Île-de-France.

### **Comment décomposer les écarts de probabilité d'emploi et de salaire ?**

Les écarts d'emploi et de salaire entre deux populations sont potentiellement dus à des différences de caractéristiques observables, des différences de rendements de ces caractéristiques et des différences de sélection à l'entrée sur le marché du travail.

La décomposition classique due à Oaxaca (1973) et Blinder (1973) s'applique à l'écart moyen de salaire entre deux groupes de personnes. Elle consiste à simuler un salaire moyen pour la population potentiellement discriminée en conservant la distribution des caractéristiques observables de cette population mais en lui attribuant les rendements des caractéristiques observables tels qu'estimés pour le groupe de référence. On décompose ensuite l'écart de salaire observé en une part expliquée par les caractéristiques observables (l'écart entre le

5. Le niveau moyen d'études diffère toutefois significativement au sein de ces deux groupes.

salaires moyen de la population de référence et le salaire moyen simulé du groupe potentiellement discriminé), et une part inexpliquée, abusivement interprétée comme le résultat de la discrimination, mais qui en fait contient également les écarts de salaires dus aux caractéristiques omises ou non observables (cette part inexpliquée est égale à l'écart entre le salaire moyen simulé et le salaire moyen observé dans la population potentiellement discriminée). Cette méthode

nécessite donc de modéliser les salaires pour pouvoir calculer les rendements des caractéristiques observables.

Afin de tenir compte du biais de sélection à l'entrée sur le marché du travail, c'est-à-dire de la probabilité d'avoir ou non un emploi et de son effet sur les salaires observés, nous nous inspirons des travaux conduits par Oaxaca et Ransom (1994), puis par Neuman et

Tableau 3  
Statistiques descriptives des échantillons

	France	Maghreb	Europe du Sud
En %			
Sexe			
<i>Femme</i>	54	56	54
<i>Homme</i>	46	44	46
Expérience potentielle			
<i>moins de 5 ans</i>	21	34	18
<i>De 6 à 10 ans</i>	13	21	13
<i>De 11 à 15 ans</i>	10	14	12
<i>De 16 à 20 ans</i>	11	12	12
<i>De 21 à 25 ans</i>	11	9	12
<i>De 26 à 30 ans</i>	12	6	12
<i>31 ans et plus</i>	22	5	21
Diplôme			
<i>Bac + 5 et plus</i>	4	3	3
<i>École (Bac + 3 et plus)</i>	3	1	2
<i>Université : Bac + 4</i>	4	3	3
<i>Université : Bac + 3</i>	3	3	3
<i>Université : Bac + 2</i>	2	1	2
<i>BTS-DUT</i>	9	9	8
<i>Formations de santé (Bac + 2)</i>	3	1	2
<i>Baccalauréat général</i>	8	7	8
<i>Baccalauréat technologique</i>	5	5	4
<i>Baccalauréat professionnel</i>	5	6	5
<i>CAP-BEP</i>	26	24	30
<i>BEPC ou Brevet des collèges</i>	9	10	8
<i>Pas de diplôme</i>	19	28	21
Type de ménage			
<i>Homme seul sans enfants</i>	9	11	9
<i>Homme seul avec enfants</i>	1	1	1
<i>Femme seule sans enfants</i>	10	10	9
<i>Femme seule avec enfants</i>	4	9	5
<i>Homme dont le conjoint travaille, avec enfants</i>	12	7	12
<i>Homme dont le conjoint travaille, sans enfants</i>	10	4	10
<i>Homme dont le conjoint ne travaille pas, avec enfants</i>	7	13	7
<i>Homme dont le conjoint ne travaille pas, sans enfants</i>	8	8	7
<i>Femme dont le conjoint travaille, avec enfants</i>	15	15	16
<i>Femme dont le conjoint travaille, sans enfants</i>	11	6	11
<i>Femme dont le conjoint ne travaille pas, avec enfants</i>	5	9	5
<i>Femme dont le conjoint ne travaille pas, sans enfants</i>	9	6	8
Lieu de résidence			
<i>Habite en province, hors d'une ZUS</i>	82	56	77
<i>Habite en Île-de-France, hors d'une ZUS</i>	13	20	17
<i>Habite en province, dans une ZUS</i>	5	17	5
<i>Habite en Île-de-France, dans une ZUS</i>	1	6	1
Situation sur le marché du travail			
<i>actif occupé</i>	78	59	77
<i>chômeur (à la recherche d'un emploi)</i>	13	6	11
<i>autre chômeur au sens du BIT</i>	22	16	22
<i>autre personne sans emploi</i>	28	29	30
Nombre d'observations	98 369	3 571	5 380

Lecture : parmi les Français dont les parents sont nés Français, 4 % sont titulaires d'un diplôme de niveau Bac + 5 et plus. La somme des pourcentages en colonne est égale à 100.

Champ : individus de nationalité française, ayant entre 18 et 65 ans, vivant en logement ordinaire et qui ne sont ni étudiant, ni retraité, ni travailleur indépendant.

Source : enquête Emploi en continu (2005-2008), Insee.

Oaxaca (2004, 2005). Ces approches permettent de traiter les biais de sélection pouvant apparaître dans les estimations, mais ne concernent que les personnes effectivement en emploi. Elles ne permettent donc pas, à notre sens, de pleinement tenir compte d'une éventuelle sélection différenciée dans le processus d'accès à l'emploi. Nous proposons donc de recourir à une décomposition différente qui concerne l'ensemble des personnes potentiellement discriminées, et pas uniquement celles qui ont un emploi. Par ailleurs, cette nouvelle décomposition ne nécessite que l'estimation du modèle économétrique sur la population de référence et permet donc d'obtenir des résultats statistiquement plus précis, même lorsque l'effectif de la population potentiellement discriminée est relativement réduit.

### Modéliser simultanément la probabilité d'emploi et le salaire individuels

La méthode statistique de décomposition des écarts de salaire est basée sur le modèle suivant. Chaque individu  $i$  appartient à l'un des deux groupes  $A$  ou  $B$ , le groupe  $B$  étant potentiellement discriminé. La notation  $j$  indique le groupe de l'individu ( $j = A$  ou  $j = B$ ). Le logarithme du salaire de l'individu  $i$  du groupe  $j$ , noté  $w_{ij}$ , est supposé être engendré par un modèle linéaire de régression et dépendre des caractéristiques observables  $X_{ij}$  de l'individu  $i$  :

$$w_{ij} = X_{ij}\beta_j + u_{ij}$$

Le salaire n'est observé que lorsque l'individu est en emploi. Le fait d'être en emploi est représenté par une variable dichotomique  $E_{ij}$ , qui vaut 1 lorsque l'individu est en emploi, et 0 sinon. Cette variable est supposée être engendrée par une variable latente  $E_{ij}^*$ , elle-même résultant d'un modèle linéaire :

$$E_{ij}^* = Z_{ij}\gamma_j + e_{ij}$$

L'individu est supposé obtenir un emploi salarié si cette variable latente est positive, il est sans emploi si cette variable latente est négative. En des termes plus formels, cette hypothèse s'écrit :

$$E_{ij} = 1_{\{E_{ij}^* > 0\}}$$

Les erreurs  $u_{ij}$  et  $e_{ij}$  sont supposées d'espérance nulle. La corrélation entre  $u_{ij}$  et  $e_{ij}$  est autorisée. Afin de permettre une estimation par la méthode

en deux étapes d'Heckman, on postule la normalité jointe des termes d'erreur :

$$\begin{pmatrix} u_{ij} \\ e_{ij} \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_j^2 & \rho_j \sigma_j \\ \rho_j \sigma_j & 1 \end{pmatrix} \right)$$

Ce formalisme est celui d'un modèle Tobit généralisé. Si l'on fait l'hypothèse que la corrélation entre les erreurs des deux équations est nulle, l'équation de salaire peut être estimée sans biais par moindres carrés ordinaires (MCO) et l'on peut alors décomposer l'écart brut de salaires observé en deux composantes :

$$\begin{aligned} & E(w_{iA}) - E(w_{iB}) \\ &= E(X_{iA} - X_{iB})\beta_A + E(X_{iB})(\beta_A - \beta_B) \end{aligned}$$

L'interprétation est dans ce cas très simple. La première composante est la part expliquée par les différences de caractéristiques moyennes entre les individus des deux groupes. La seconde composante est la part inexpliquée de l'écart, correspondant aux différences de rendements des caractéristiques. Une des critiques inévitables des décompositions de ce type porte sur l'interprétation des termes inexpliqués. Assimiler, comme cela est souvent fait, la partie inexpliquée de l'écart à de la discrimination n'est possible que si l'on est certain de la spécification du modèle.

Dans la plupart des cas, pourtant, il est abusif de supposer que la corrélation entre les termes d'erreur est nulle. Lorsque l'équation de salaire est estimée séparément, l'estimation des coefficients  $\beta_A$  et  $\beta_B$  est soumise à un biais de sélection. Il convient alors d'estimer les deux équations d'emploi et de salaire de manière jointe, soit par la méthode d'Heckman en deux étapes, soit par la technique du maximum de vraisemblance. La décomposition de l'écart salarial n'est alors plus aussi simple. Elle devient :

$$\begin{aligned} & E(w_{iA}|E_{iA} = 1) - E(w_{iB}|E_{iB} = 1) \\ &= E(X_{iA} - X_{iB})\beta_A + E(X_{iB})(\beta_A - \beta_B) \\ &+ \rho_A \sigma_A E(\lambda_A) - \rho_B \sigma_B E(\lambda_B) \end{aligned}$$

avec :

$$\lambda_j = \frac{\varphi(Z_{ij}\gamma_j)}{\Phi(Z_{ij}\gamma_j)}$$

L'interprétation des deux premiers termes du membre de droite de cette équation reste la même. Le troisième, qui est un écart entre des inverses de ratios de Mills, mesure la différence entre deux termes de sélectivité. Neuman et Oaxaca (2004, 2005) essaient de décomposer

ce troisième terme en une part expliquée et une part inexpliquée. Cette approche repose sur des hypothèses trop particulières que nous ne souhaitons pas reprendre ici. De plus, leurs décompositions ne font intervenir que les personnes effectivement en emploi, ce qui nous semble poser des problèmes d'interprétation dans le cas où les deux populations ne subissent pas la même sélection au moment de l'entrée sur le marché du travail.

Une première approche pourrait consister à décomposer l'écart entre les deux espérances non conditionnelles  $E(w_{iA})$  et  $E(w_{iB})$ . Une fois les coefficients  $\beta_A$  et  $\beta_B$  estimés par des méthodes convergentes, nous pourrions ainsi revenir à la décomposition initiale :

$$E(w_{iA}) - E(w_{iB}) = E(X_{iA} - X_{iB})\beta_A + E(X_{iB})(\beta_A - \beta_B)$$

Bien que la formule de cette décomposition apparaisse sous une forme similaire dans les articles de Neuman et Oaxaca (2004, 2005), elle n'y est estimée que par le biais des moyennes de salaires calculées pour les personnes effectivement en emploi. Pour être cohérente avec l'objectif poursuivi (*i.e.* limiter le biais potentiel de sélection), cette approche devrait de fait attribuer un salaire à tous les individus de l'échantillon, qu'ils travaillent ou non. C'est à cette condition que l'on peut éliminer les termes de sélectivité.

Par ailleurs, certaines variables explicatives du salaire (par exemple, le nombre d'années d'ancienneté dans l'entreprise) ne sont pas observées pour les individus qui ne sont pas en emploi. Ces variables doivent donc être imputées ; ayant mis en œuvre différentes méthodes d'imputation, nous avons testé la robustesse de nos résultats à ces méthodes. Remarquons enfin que l'identification semi-paramétrique du modèle Tobit qui vient d'être présenté est généralement assurée par une restriction d'exclusion, ce qui signifie ici qu'il existe au moins une variable explicative qui affecte la probabilité d'emploi mais pas le niveau du salaire perçu. En prenant appui sur les nombreux travaux consacrés à l'estimation de modèles de participation au marché du travail, nous faisons ici l'hypothèse que le type de ménage (6) dans lequel vit la personne interrogée est la variable indicatrice incluse dans l'équation d'emploi, mais exclue de l'équation de salaire. La validité de ces variables instrumentales (situation matrimoniale et présence d'enfants dans le ménage) a été notamment examinée et confirmée dans

les articles de Mroz (1987), Hyslop (1999) et Buchinsky *et al.* (2010).

### La faible taille du groupe potentiellement discriminé est source de problèmes statistiques

Toutefois, la taille de l'échantillon de la population potentiellement discriminée peut être relativement faible, comme c'est le cas dans l'échantillon que nous analysons. Ceci pose un problème lorsqu'il s'agit de décomposer les espérances marginales. En effet, alors que la décomposition des écarts de salaires dans un modèle sans sélection, ou celle des écarts de probabilité d'emploi, ne nécessite qu'une seule estimation, réalisée sur le sous-échantillon majoritaire, la décomposition des espérances marginales de salaires nécessite l'estimation du modèle sur les deux groupes. À cause de la faible taille du groupe *B* potentiellement discriminé, les estimations des coefficients relatifs à ce groupe sont généralement très imprécises. La précision des estimations des parts expliquées et inexpliquées en est mécaniquement affectée. Outre qu'elle prend mieux en compte les processus de sélection différenciés lors des embauches, la décomposition que nous proposons résout ce problème de précision en ne nécessitant qu'une seule estimation, celle du modèle relatif à la population de référence.

De manière heuristique, on peut expliquer notre méthode de la façon suivante. Nous observons une population de référence *A* dont un sous-ensemble ( $E_A$ ) est en emploi, et donc perçoit des salaires. Par ailleurs, nous observons une population potentiellement discriminée *B* dont certains individus sont en emploi ( $E_B$ ) (cf. graphique). S'il existe une différence inexpliquée de probabilité d'emploi entre les deux populations, il est possible qu'elle soit due à une sélection différenciée à l'entrée sur le marché du travail. Dans ce cas, comparer le salaire moyen des individus du sous-groupe  $E_A$  avec ceux du sous-groupe  $E_B$  revient à comparer des groupes qui n'ont pas subi la même sélection à l'entrée sur le marché du travail et pour lesquels les caractéristiques inobservables influençant l'accès à l'emploi et le salaire sont *a priori* corrélées. Par exemple, les individus du groupe *B* qui ont franchi la barrière à l'entrée sur le marché du

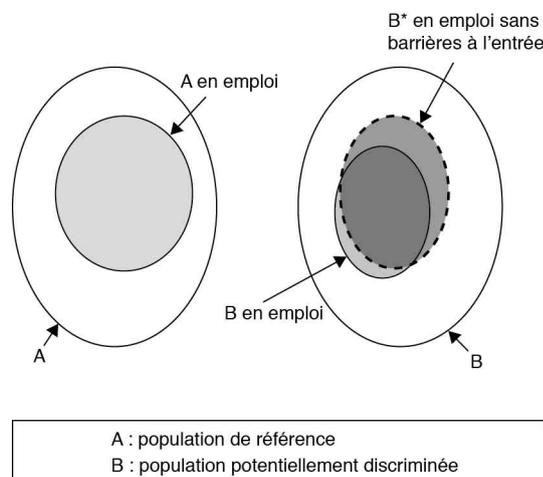
6. Le type de ménage est défini à partir du croisement de plusieurs variables : le genre de la personne, le fait que son conjoint travaille ou non, et que des enfants sont ou non présents dans le ménage.

travail ont probablement subi en moyenne une sélection plus stricte et ont sans doute des caractéristiques individuelles observables et inobservables qui leur permettent d'accéder à des salaires plus élevés en moyenne que l'ensemble des individus du groupe *B* qui travailleraient en l'absence de sélection différenciée.

Si l'on veut comparer des groupes comparables, on dispose de plusieurs stratégies possibles : une première a déjà été évoquée et consiste à imputer un salaire à tous les individus (des groupes *A* et *B*) et à décomposer l'écart moyen obtenu sur la totalité de la population entre une part structurelle et une part inexpliquée. Néanmoins, cette méthode nécessite l'estimation des paramètres du modèle pour les deux populations, ce qui peut poser des problèmes de précision si l'une de ces deux populations est de taille trop faible dans l'échantillon disponible. Une deuxième possibilité consiste à considérer les individus du groupe *B* qui travailleraient si la sélection à l'entrée sur le marché du travail était pour eux la même que celle affectant les individus du groupe *A* (on peut noter cette sous-population  $E_B^*$ ), puis à estimer son salaire moyen sous l'hypothèse qu'il est engendré par le même modèle que le salaire des individus du groupe *A*. Une troisième possibilité consiste à calculer un salaire potentiel pour les personnes du groupe *B* qui travaillent, afin d'avoir une idée du manque à gagner moyen auquel ces personnes font face. Ce dernier terme fait partie des éléments des décompositions proposées par Neuman et Oaxaca (2004, 2005)

Si l'on fait l'hypothèse que toutes les personnes en emploi dans le groupe *B* seraient également en emploi en l'absence de sélection différen-

Graphique  
Sous-ensembles des populations étudiées



Source : auteurs.

ciée, on peut alors retrouver une décomposition en trois termes conforme à l'approche de Neuman et Oaxaca (écart structurel, écart inexpliqué et sélection). Cependant, notre méthode nous semble plus pertinente que les méthodes existantes dans le cas où la sélection à l'entrée est différente pour chacun des deux groupes. En effet, les salaires contrefactuels que nous proposons sont construits à partir de l'ensemble des personnes appartenant au groupe *B*, et non pas uniquement à partir de celles qui sont en emploi. Le terme structurel est donc bien une mesure agrégée unidimensionnelle des différences de caractéristiques observables entre la population de référence et la population potentiellement discriminée, même dans le cas où prévaut une sélection différenciée. De plus, l'écart entre les salaires contrefactuels moyens estimés pour ceux qui travaillent effectivement et pour l'ensemble de ceux qui pourraient travailler nous semble avoir une interprétation plus naturelle en termes de sélection que dans les méthodes existantes. En particulier, si la sélection est effectivement plus stricte pour la population *B* que pour la population *A*, on s'attend à ce que le salaire contrefactuel moyen dans le groupe de ceux qui travailleraient soit plus faible que le salaire contrefactuel moyen dans le groupe de ceux qui travaillent effectivement.

Les estimateurs utilisés pour effectuer cette nouvelle décomposition sont explicités dans l'encadré 2.

### Des coefficients qui diffèrent fortement dans les équations d'emploi, mais qui sont semblables dans les équations de salaire

Le modèle Tobit qui vient d'être présenté a été estimé par la méthode d'Heckman en deux étapes pour chacun des trois groupes pris séparément, en distinguant les hommes et les femmes quand la taille de l'échantillon le permettait (ici, uniquement dans le cas des individus dont les deux parents sont nés avec la nationalité française). Des modèles Probit sont utilisés pour expliquer le fait que l'individu est en emploi ou non au moment de l'enquête (cf. tableau 4). Les équations de salaire sont estimées sur les seuls sous-échantillons d'individus en emploi dans la deuxième étape de la procédure d'Heckman (cf. tableau 5) ; cette seconde étape requiert que soit inclus un ratio de Mills dans la liste des régresseurs. La forte significativité statistique du coefficient associé à ce ratio implique que le coefficient de corrélation entre les termes d'erreur des équations d'emploi et de salaire est dans tous

les cas statistiquement différent de zéro, et donc que l'équation de salaire, si elle était estimée séparément à l'aide de la technique des moindres carrés, serait potentiellement soumise à un biais de sélection.

Commençons par examiner les déterminants de la probabilité d'être en emploi (cf. tableau 4). Dans chaque groupe, les diplômés ont un impact très significatif et le rendement de l'expérience potentielle, définie comme la différence entre l'âge au moment de l'enquête et l'âge en fin d'études, a la forme concave attendue : le salaire augmente avec l'expérience potentielle, mais de moins en moins vite au fur et à mesure que l'individu vieillit. Remarquons toutefois que les estimations des coefficients de l'expérience professionnelle et de son carré ne diffèrent pas d'un groupe à l'autre. Ce n'est pas le cas pour les coefficients des niveaux d'éducation. Les personnes qui habitent en Île-de-France, mais hors d'une ZUS, ont la probabilité d'emploi la plus élevée, alors que celles qui habitent en province dans une ZUS ont la probabilité d'em-

ploi la plus faible : cet effet négatif sur l'emploi est plus fort encore pour les personnes dont l'un au moins des deux parents est étranger. Les deux autres situations (*i.e.* vivre en province hors d'une ZUS ou vivre en Île-de-France dans une ZUS) ont des effets intermédiaires sur cette probabilité. Les variables sociodémographiques ont les effets attendus. Les hommes en couple dont la conjointe travaille sont plus souvent en emploi : ce résultat est plus encore vérifié au sein des groupes d'hommes dont l'un au moins des parents est né dans un pays du Maghreb ou d'Europe du Sud. Les femmes dont le conjoint travaille et qui ont des enfants sont moins fréquemment en emploi que les femmes seules. Ce résultat ne dépend pas significativement de l'origine nationale de leurs parents. Pour celles dont le conjoint ne travaille pas, la probabilité d'emploi est plus faible, notamment en présence d'enfants. En ce cas, ce sont les femmes dont les deux parents sont nés français qui ont, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'emploi la plus faible. Au total, ce sont les niveaux d'éducation et la situation matrimoniale, cou-

#### Encadré 2

### LES ESTIMATEURS UTILISÉS POUR ANALYSER LES ÉCARTS MOYENS DE SALAIRE

Pour mettre en œuvre la méthode de décomposition des écarts moyens de salaire dans le cas d'une sélection différenciée à l'entrée sur le marché du travail, nous utilisons deux estimateurs. Le premier est le suivant :

$$w_B^* = \sum_{i \in B} \left( \frac{\Phi(Z_{iB} \hat{\gamma}_A)}{\sum_i \Phi(Z_{iB} \hat{\gamma}_A)} \right) \left( X_{iB} \hat{\beta}_A + \hat{\rho}_A \hat{\sigma}_A \frac{\varphi(Z_{iB} \hat{\gamma}_A)}{\Phi(Z_{iB} \hat{\gamma}_A)} \right)$$

chaque individu  $i$  appartenant à l'un des deux groupes  $A$  ou  $B$ , le groupe  $B$  étant potentiellement discriminé. Rappelons que dans cette formule et les suivantes, les termes  $w_B^*$  et  $w_B^{**}$  représentent les logarithmes des salaires contrefactuels des individus du groupe  $B$ ,  $X_{iB}$  est le vecteur des caractéristiques observables de l'individu  $i$  du groupe  $B$  qui affectent son salaire,  $Z_{iB}$  est le vecteur des caractéristiques observables de l'individu  $i$  du groupe  $B$  qui affectent sa probabilité d'emploi,  $\hat{\gamma}_A$  est le vecteur de paramètres estimés associé au vecteur de variables observables  $Z_{iA}$  qui affectent la probabilité d'emploi des individus du groupe  $A$ ,  $\hat{\beta}_A$  est le vecteur de paramètres estimés associé au vecteur de variables observables  $X_{iA}$  qui affectent le salaire des individus du groupe  $A$ ,  $\hat{\rho}_A$  est le coefficient estimé de corrélation entre les résidus des équations d'emploi et de salaire des individus du groupe  $A$ , et  $\hat{\sigma}_A$  est l'écart-type estimé des résidus de l'équation de salaire des individus du groupe  $A$ .

En appliquant l'estimateur  $w_B^*$ , nous calculons le salaire moyen que percevraient les personnes du

groupe  $B$  si elles étaient sélectionnées de la même manière que celles du groupe  $A$  lors de la procédure d'embauche. L'écart entre ce salaire moyen et celui des personnes du groupe  $A$  représente un écart de salaire structurel dû aux caractéristiques observables. Cet écart moyen n'est pas directement comparable à l'écart brut observé, mais c'est un bon indicateur des effets des différences de caractéristiques observables entre les populations  $A$  et  $B$ .

Le second estimateur, qui correspond au salaire potentiel des salariés actifs du groupe  $B$ , a pour formule :

$$w_B^{**} = \sum_{i \in B} \left( \frac{E_{iB}}{\sum_i E_{iB}} \right) \left( X_{iB} \hat{\beta}_A + \hat{\rho}_A \hat{\sigma}_A \frac{\varphi(Z_{iB} \hat{\gamma}_A)}{\Phi(Z_{iB} \hat{\gamma}_A)} \right)$$

Dans cette formule,  $E_{iB}$  est une variable indicatrice qui vaut 1 si l'individu  $i$  du groupe  $B$  est en emploi, 0 sinon. Afin d'obtenir des intervalles de confiance satisfaisants, nous n'utilisons que les paramètres estimés du modèle relatif au groupe  $A$ , dont la précision statistique est relativement bonne (en raison de la taille, généralement plus importante, de ce groupe).

Si de plus on fait l'hypothèse que la population notée «  $B$  en emploi » est incluse dans la population «  $B^*$  en emploi », on peut écrire la décomposition suivante :

$$\bar{w}_A - \bar{w}_B = \underbrace{\bar{w}_A - w_B^*}_{\text{écart structurel}} + \underbrace{w_B^* - w_B^{**}}_{\text{sélection}} + \underbrace{w_B^{**} - \bar{w}_B}_{\text{écart inexpliqué}}$$

plés avec la présence d'enfants dans le ménage, qui ont les effets les plus forts sur la probabilité d'emploi. L'ampleur de ces effets est toutefois distincte dans les trois groupes de personnes (définis par l'origine nationale des parents).

L'expérience potentielle est également incluse dans la liste des variables explicatives du salaire. Nous ajoutons à cette liste l'ancienneté dans l'emploi, qui est réputée pour avoir également un effet significatif sur le salaire. *Les effets de l'expérience potentielle sur le salaire, tout comme ceux de l'ancienneté dans l'entreprise, sont identiques d'un groupe à l'autre.* Toutefois, le travail à temps partiel pénalise plus le salaire mensuel des hommes dont les deux parents sont

nés français : en ce cas, la perte de salaire qu'ils subissent par rapport à un travail à temps plein est plus importante que pour les autres groupes. Les salaires, comme la probabilité d'emploi, augmentent avec le niveau d'éducation. De manière générale, *les rendements des niveaux d'éducation sont relativement semblables d'un groupe à l'autre.* Ils diffèrent toutefois dans certains cas : ainsi, le rendement salarial d'un diplôme universitaire de niveau bac + 4 est plus élevé pour les femmes dont les deux parents sont nés français et les personnes (hommes ou femmes) ayant au moins un parent né avec la nationalité d'un pays du Maghreb. Les diplômes de niveau bac + 5 et bac + 3 (lorsque ce dernier a été obtenu à l'Université) sont moins rému-

Tableau 4  
Estimation des déterminants de la probabilité d'emploi (modèles Probit)

	France			Maghreb	Europe du Sud
	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	Ensemble
Constante	0,65***	0,59***	0,71***	0,31**	0,66***
Expérience potentielle	0,05***	0,05***	0,05***	0,04**	0,05**
Expérience potentielle au carré (/100)	- 0,13***	- 0,12***	- 0,14***	- 0,08***	- 0,13***
Diplôme					
<i>Bac + 5 et plus</i>	0,28***	0,3***	0,29***	0,49***	0,4**
<i>École (Bac + 3 et plus)</i>	0,21***	0,28***	0,22***	0,63**	0,24
<i>Université : Bac + 4</i>	0,33***	0,21***	0,37***	0,31*	0,32**
<i>Université : Bac + 3</i>	0,32***	0,4***	0,28***	0,41**	0,59***
<i>Université : Bac + 2</i>	0,06	0,07	0,06	- 0,29	0,18
<i>BTS-DUT</i>	0,22***	0,29***	0,2***	0,22***	0,32***
<i>Formations de santé (Bac + 2)</i>	0,55***	0,38***	0,53***	0,81***	0,8***
<i>Baccalauréat général</i>	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
<i>Baccalauréat technologique</i>	0,08***	0,14***	0,06*	0,08	0,17
<i>Baccalauréat professionnel</i>	0,11***	0,29***	0	0,28**	0,16
<i>CAP-BEP</i>	- 0,1***	0,04	- 0,18***	- 0,25***	- 0,03
<i>BEPC ou Brevet des collèges</i>	- 0,23***	- 0,11***	- 0,28***	- 0,26**	- 0,22**
<i>Pas de diplôme</i>	- 0,52***	- 0,39***	- 0,59***	- 0,75***	- 0,41***
Lieu de résidence					
<i>Habite en province, hors d'une ZUS</i>	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
<i>Habite en Île-de-France, hors d'une ZUS</i>	0,11***	0,03	0,16***	0,18***	0,14**
<i>Habite en province, dans une ZUS</i>	- 0,26***	- 0,29***	- 0,24***	- 0,31***	- 0,31***
<i>Habite en Île-de-France, dans une ZUS</i>	0	- 0,09	0,07	0,12	0,2
Type de ménage					
<i>Homme seul sans enfants</i>	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
<i>Homme seul avec enfants</i>	0,15**	0,16**		- 0,37*	0,24
<i>Femme seule sans enfants</i>	0,04*		Ref.	- 0,03	0,02
<i>Femme seule avec enfants</i>	- 0,45***		- 0,48***	- 0,26***	- 0,35***
<i>Homme dont le conjoint travaille, avec enfants</i>	0,65***	0,65***		0,78***	0,76***
<i>Homme dont le conjoint travaille, sans enfants</i>	0,58***	0,57***		0,82***	0,61***
<i>Homme dont le conjoint ne travaille pas, avec enfants</i>	0,2***	0,18***		0,18**	0,23**
<i>Homme dont le conjoint ne travaille pas, sans enfants</i>	- 0,05**	- 0,07***		- 0,17	0,04
<i>Femme dont le conjoint travaille, avec enfants</i>	- 0,38***		- 0,42***	- 0,45***	- 0,31***
<i>Femme dont le conjoint travaille, sans enfants</i>	0,06***		0,02	0,13	0,24***
<i>Femme dont le conjoint ne travaille pas, avec enfants</i>	- 0,63***		- 0,66***	- 0,43***	- 0,52***
<i>Femme dont le conjoint ne travaille pas, sans enfants</i>	- 0,4***		- 0,42***	- 0,41***	- 0,29***
Nombre d'observations	98 369	45 549	52 820	3 571	5 380

Lecture : ce tableau présente les résultats de l'estimation d'un modèle Probit. Les symboles \*, \*\* et \*\*\* représentent les seuils de significativité statistique de 10, 5 et 1 %, respectivement. Par rapport à un baccalauréat général, détenir un diplôme d'une formation de santé de niveau bac + 2 augmente la probabilité d'emploi. Le gain dépend de l'ensemble des caractéristiques de l'individu et vaut environ 15 % pour les hommes quand leur probabilité d'emploi est proche de 50 % ( $0,4 \times 0,38 = 0,15$ ). Les calculs sont faits sans utiliser de pondération.

Champ : individus de nationalité française, ayant entre 18 et 65 ans, vivant en logement ordinaire et qui ne sont ni étudiant, ni retraité, ni travailleur indépendant.

Source : enquête Emploi en continu (2005-2008), Insee.

nérés pour les personnes (hommes ou femmes) ayant au moins un parent né avec la nationalité d'un pays d'Europe du Sud. Enfin, les diplômes de niveau CAP ou BEP, ainsi que l'absence de diplôme, pénalisent plus sévèrement les salaires des hommes dont les deux parents sont nés français. *Le lieu de résidence ne semble pas avoir d'effets fortement différenciés dans les différents groupes.* Toutes choses égales par ailleurs, les salaires mensuels des personnes vivant dans une ZUS hors de l'Île-de-France sont en moyenne plus faibles. Les salaires en Île-de-France sont plus élevés qu'en province, même lorsque les personnes vivent dans une ZUS (bien qu'en ce dernier cas, les salaires soient moins élevés que

dans le reste de la région parisienne). Le cas des personnes ayant au moins un parent né dans un pays du Maghreb est quelque peu spécifique de ce point de vue : leur salaire n'est pas sensiblement affecté par leur lieu de résidence, seuls ceux qui résident en Île-de-France hors d'une ZUS ont des salaires plus élevés. Au total, il faut remarquer que *la plupart des variables explicatives retenues ici (et principalement, l'expérience potentielle et le niveau d'éducation) affectent le salaire mensuel de la même manière dans les différents groupes, à l'exception notable du travail à temps partiel qui pénalise plus les hommes dont les deux parents sont nés avec la nationalité française.*

Tableau 5  
Estimation des déterminants du salaire, procédure d'Heckman en deux étapes

	France			Maghreb	Europe du Sud
	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	Ensemble
Constante	7,18***	7,18***	7,03***	7,21***	7,27***
Femme	- 0,16***			- 0,12***	- 0,2***
Quotité de temps de travail					
Moins de 50 %	- 1,23***	- 1,22***	- 1,21***	- 1,15***	- 1,27***
50 %	- 0,68***	- 0,76***	- 0,66***	- 0,66***	- 0,67***
Entre 50 et 80 %	- 0,49***	- 0,61***	- 0,46***	- 0,44***	- 0,49***
80 %	- 0,23***	- 0,35***	- 0,21***	- 0,21***	- 0,24***
Entre 80 et 100 %	- 0,19***	- 0,31***	- 0,17***	- 0,24***	- 0,18***
Temps complet	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Expérience potentielle	0,02***	0,03***	0,01***	0,01***	0,02***
Expérience potentielle au carré (/100)	- 0,03***	- 0,03***	- 0,02***	- 0,04***	- 0,02***
Ancienneté					
moins d'un an	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
de 1 an à moins de 5 ans	0,08***	0,09***	0,08***	0,09***	0,07***
de 5 ans à moins de 10 ans	0,15***	0,13***	0,16***	0,14***	0,11***
10 ans et plus	0,24***	0,19***	0,29***	0,23***	0,25***
Inconnue	- 0,07***	- 0,04***	- 0,11***	- 0,04	- 0,14***
Diplôme					
Bac + 5 et plus	0,45***	0,45***	0,43***	0,49***	0,38***
École (Bac + 3 et plus)	0,52***	0,51***	0,49***	0,51***	0,48***
Université : Bac + 4	0,12***	0,08***	0,14***	0,11**	0,06*
Université : Bac + 3	0,24***	0,23***	0,24***	0,19***	0,14***
Université : Bac + 2	0,06***	0,02	0,09***	0,12	0,07*
BTS-DUT	0,1***	0,1***	0,09***	0,07*	0,1***
Formations de santé (Bac + 2)	0,19***	0,09***	0,22***	0,3***	0,24***
Baccalauréat général	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Baccalauréat technologique	- 0,06***	- 0,06***	- 0,06***	- 0,05	- 0,11***
Baccalauréat professionnel	- 0,06***	- 0,07***	- 0,06***	- 0,01	- 0,06*
CAP-BEP	- 0,19***	- 0,23***	- 0,17***	- 0,1***	- 0,18***
BEPC ou Brevet des collèges	- 0,15***	- 0,17***	- 0,15***	- 0,06	- 0,19***
Pas de diplôme	- 0,3***	- 0,33***	- 0,29***	- 0,15***	- 0,26***
Lieu de résidence					
Habite en province, hors d'une ZUS	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Habite en Île-de-France, hors d'une ZUS	0,15***	0,16***	0,15***	0,11***	0,1***
Habite en province, dans une ZUS	- 0,04***	- 0,05***	- 0,02**	- 0,02	- 0,07**
Habite en Île-de-France, dans une ZUS	0,07***	0,05***	0,09***	0,03	0,12**
Inverse du ratio de Mills	- 0,16***	- 0,21***	- 0,11***	- 0,15**	- 0,11***
Nombre d'observations	98 369	45 549	52 820	3 571	5 380
Nombre d'observations avec un salaire	76 421	38 744	37 677	2 121	4 143

Lecture : ce tableau présente les résultats de la deuxième étape de l'estimation d'un modèle Tobit généralisé par la méthode d'Heckman. Les symboles \*, \*\* et \*\*\* représentent les seuils de significativité statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. Par rapport à un baccalauréat général, détenir un diplôme d'une formation de santé de niveau Bac + 2 apporte un gain d'environ 9 % pour les hommes en termes de salaire potentiel (i.e. sans conditionner par le fait d'être effectivement en emploi). Les calculs sont faits sans utiliser de pondération. Champ : individus de nationalité française, ayant entre 18 et 65 ans, vivant en logement ordinaire et qui ne sont ni étudiant, ni retraité, ni travailleur indépendant.

Source : enquête Emploi en continu (2005-2008), Insee.

## Les caractéristiques individuelles ne permettent pas d'expliquer les écarts de probabilité d'emploi...

En moyenne, et sans tenir compte des différences de caractéristiques individuelles (en termes de niveaux d'éducation, de situation familiale, d'expérience potentielle de travail, etc.), la probabilité d'emploi des personnes dont au moins l'un des deux parents est né dans un pays du Maghreb avec la nationalité de ce pays est inférieure de 18 points à celle des personnes dont les deux parents sont nés français (cf. tableau 6). Une fois les caractéristiques individuelles observables prises en compte, l'écart reste très élevé : 14 de ces 18 points initiaux ne peuvent être expliqués par le niveau d'éducation, l'expérience potentielle sur le marché du travail, la situation familiale, le lieu de résidence, etc. Ce résultat vaut pour les femmes comme pour les hommes.

La situation est quelque peu différente pour l'autre groupe. En moyenne, avant prise en compte des différences de caractéristiques individuelles, la probabilité d'emploi des personnes dont au moins l'un des deux parents est né dans un pays d'Europe du Sud avec la nationalité de ce pays est inférieure de 0,7 point seulement à celle des personnes dont les deux parents sont nés français. Toutefois, alors que, dans le cas des hommes, la moitié de cet écart peut être expliqué par les différences de caractéristiques individuelles (niveau d'éducation, expérience potentielle sur le marché du travail, situation familiale, lieu de résidence, etc.), il n'est pas du tout expliqué par ces variables pour les femmes du même groupe.

Il faut néanmoins interpréter ces résultats avec prudence. Le fait que les variables habituelles

telles que le niveau d'éducation, l'expérience potentielle sur le marché du travail, la situation familiale, le lieu de résidence, etc., ne puissent rendre compte des écarts de probabilité d'emploi entre groupes d'ascendances différentes, ne signifie pas pour autant que l'on doive attribuer l'ensemble de ces écarts à de la discrimination. L'équation d'emploi telle que nous l'estimons peut tout autant résulter de choix individuels tels que continuer ses études ou ne pas souhaiter participer au marché du travail, choix sur lesquels les comportements de discrimination à l'embauche des employeurs peuvent ne pas jouer. Rappelons toutefois que de nombreuses études menées au moyen de la méthode du « testing », notamment celle conduite par Cediey *et al.* (2008), confirment que les français de parents immigrés sont fréquemment victimes de discriminations à l'embauche.

## ... mais elles expliquent les écarts de salaires

L'écart brut de salaire observé entre le groupe des personnes ayant deux parents nés français et chacun des deux autres groupes représente la différence entre les salaires moyens observés dans chacun des groupes (cf. première colonne du tableau 7). En moyenne, lorsqu'ils sont employés, les individus dont au moins l'un des parents est né dans un pays du Maghreb avec la nationalité de ce pays ont un salaire inférieur de 13,4 % au salaire moyen des individus dont les deux parents sont nés français. Cet écart est de 15,5 % pour les hommes et de 10,8 % pour les femmes. L'écart brut est beaucoup plus faible dans le cas des individus dont au moins l'un des parents est né dans un pays d'Europe du Sud. Il n'est en ce cas que de 2 %, mais les différences entre hommes et femmes sont ici inver-

Tableau 6  
Écarts de probabilité d'emploi

	Écart brut	Part expliquée	Part inexpliquée	I.C. part expliquée
<b>France-Maghreb</b>				
Ensemble	0,183	0,043	0,140	[0,039 ; 0,047]
Hommes	0,185	0,046	0,139	[0,040 ; 0,052]
Femmes	0,176	0,036	0,140	[0,030 ; 0,042]
<b>France-Europe du Sud</b>				
Ensemble	0,007	0,004	0,003	[0,001 ; 0,006]
Hommes	0,007	0,000	0,006	[- 0,003 ; 0,004]
Femmes	0,006	0,005	0,000	[0,001 ; 0,009]

Lecture : l'écart brut de probabilité d'emploi entre les Français dont les parents sont tous deux nés français et ceux dont au moins l'un des parents avait la nationalité d'un pays du Maghreb à la naissance est de 18,3 points de pourcentage ; 4,3 points sont expliqués par les différences de caractéristiques individuelles. I.C. signifie « intervalle de confiance ».

Champ : individus de nationalité française, nés en France ou arrivés avant l'âge de 5 ans, ayant entre 18 et 65 ans, vivant en logement ordinaire et qui ne sont ni étudiant, ni retraité, ni travailleur indépendant.

Source : enquête Emploi en continu (2005-2008), Insee.

sées : l'écart est de 3,8 % pour les femmes, mais inexistant dans le cas des hommes.

Dans la deuxième colonne du tableau 7, l'écart dit « structurel » représente l'écart entre le salaire moyen des personnes du groupe de référence (*i.e.* les personnes dont les deux parents sont nés français) et les salaires moyens que percevraient les personnes du groupe potentiellement discriminé si les paramètres de leurs équations d'emploi *et* de salaire étaient les mêmes que ceux du groupe de référence, ou encore si, à caractéristiques observables identiques, elles étaient sélectionnées et rémunérées de la même façon qu'elles (cf. encadré 2). Cet écart structurel est en général supérieur à l'écart brut observé, mais de manière plus nette encore pour les personnes dont l'un au moins des deux parents est né dans un pays du Maghreb. En contrepartie, l'écart imputable au processus de sélection à l'embauche (7) est négatif dans le cas de ce dernier groupe. Ce signe négatif peut résulter d'une situation dans laquelle les actifs dont l'un au moins des parents est né dans un pays du Maghreb et qui sont proches, voire juste au-dessus, du seuil d'employabilité requis pour être embauché, sont soumis à une sélection à l'embauche plus stricte que les individus dont les deux parents sont nés français et qui, bien qu'ayant les mêmes caractéristiques individuelles (par exemple, en termes d'expérience de travail, d'ancienneté dans l'emploi ou d'éducation) peuvent accéder à l'emploi en l'absence de discrimination à leur encontre.

Le résultat le plus important de cette décomposition est que l'« écart inexplicé » de salaire

est très faible, voire nul, en particulier pour les personnes dont l'un au moins des parents est né dans un pays du Maghreb (cf. les deux dernières colonnes du tableau 7). Ce sont donc les caractéristiques individuelles d'expérience, d'ancienneté dans l'emploi, d'éducation, etc., et leurs distributions au sein des groupes d'ascendances nationales différentes qui expliquent pour l'essentiel les écarts moyens de salaire observés entre ces deux groupes.

On remarquera que la méthode de décomposition que nous proposons ici permet d'obtenir des intervalles de confiance relativement étroits, donc des estimations assez précises, pour chacun des termes de cette décomposition. Ce n'est pas le cas lorsque l'on met en œuvre la méthode habituelle de décomposition proposée par Oaxaca et Ransom (1994) et Neuman et Oaxaca (2004), en particulier lorsque cette méthode est appliquée aux moyennes des distributions marginales de salaires, c'est-à-dire aux salaires moyens potentiels des personnes *avec ou sans* emploi (*i.e.* sans tenir compte de la situation d'emploi ou de non-emploi), et correspondant à l'écart :

$$E(w_{iA}) - E(w_{iB}) = E(X_{iA} - X_{iB})\beta_A + E(X_{iB})(\beta_A - \beta_B)$$

7. Cet écart dû à la sélection est calculé, au sein de la population d'origine étrangère, comme une différence de salaires « potentiels » moyens entre d'une part l'ensemble des personnes qui travailleraient si le processus de sélection était le même que dans la population de référence, et d'autre part uniquement les personnes qui travaillent effectivement (cf. encadré 2).

Tableau 7  
Décomposition des écarts de salaires

	Écart brut	Écart structurel	I.C. écart structurel	Écart dû à la sélection	I.C. écart sélection	Écart inexplicé	I.C. écart inexplicé
	$\bar{w}_A - \bar{w}_B$	$\bar{w}_A - \bar{w}_B^*$		$\bar{w}_B - \bar{w}_B^{**}$		$\bar{w}_B - \bar{w}_B^{**}$	
<b>France-Maghreb</b>							
<b>Ensemble</b>	0,134	0,155	[0,151 ; 0,160]	- 0,023	[- 0,025 ; - 0,021]	0,001	[- 0,003 ; 0,004]
<b>Hommes</b>	0,155	0,179	[0,173 ; 0,184]	- 0,032	[- 0,034 ; - 0,030]	0,006	[0,001 ; 0,011]
<b>Femmes</b>	0,108	0,125	[0,119 ; 0,131]	- 0,016	[- 0,019 ; - 0,014]	- 0,002	[- 0,008 ; 0,003]
<b>France-Europe du sud</b>							
<b>Ensemble</b>	0,020	0,025	[0,023 ; 0,028]	0,002	[0,001 ; 0,003]	- 0,008	[- 0,011 ; - 0,006]
<b>Hommes</b>	0,000	0,021	[0,017 ; 0,025]	0,004	[0,002 ; 0,005]	- 0,027	[- 0,030 ; - 0,023]
<b>Femmes</b>	0,038	0,026	[0,022 ; 0,030]	0,003	[0,002 ; 0,005]	0,011	[0,007 ; 0,014]

Lecture : l'écart brut de salaire entre les Français dont les parents sont tous deux nés français et ceux dont au moins l'un des parents avait la nationalité d'un pays du Maghreb à la naissance est de 13,4 % ; les salariés occupés ont un écart de salaire inexplicé de 0,1 % tandis que l'écart structurel, dû aux caractéristiques observables est de 15,5 % ; l'écart dû à la sélection est de - 2,3 %. I.C. signifie « intervalle de confiance ».

Champ : individus de nationalité française, nés en France ou arrivés avant l'âge de 5 ans, ayant entre 18 et 65 ans, vivant en logement ordinaire et qui ne sont ni étudiant, ni retraité, ni travailleur indépendant.

Source : enquête Emploi en continu (2005-2008), Insee.

Tableau 8  
Décomposition marginale des écarts de salaires

	Écart brut	Part expliquée	Part inexpliquée	I.C. écart brut	I.C. part inexpliquée
<b>France-Maghreb</b>	0,119	0,160	- 0,041	[0,048 ; 0,184]	[- 0,113 ; 0,023]
<b>France-Europe du sud</b>	0,029	0,025	0,004	[- 0,007 ; 0,067]	[- 0,032 ; 0,042]

Lecture : l'écart brut de salaire entre les Français dont les parents sont tous deux nés français et ceux dont au moins l'un des parents avait la nationalité d'un pays du Maghreb à la naissance est de 11,9 %. L'écart expliqué par les différences de caractéristiques observables est de 16 %. I.C. signifie « intervalle de confiance ».

Champ : individus de nationalité française, ayant entre 18 et 65 ans, vivant en logement ordinaire et qui ne sont ni étudiant, ni retraité, ni travailleur indépendant.

Source : enquête Emploi en continu (2005-2008), Insee.

Les résultats obtenus pour la décomposition marginale des écarts moyens de salaire habituellement estimés sont beaucoup moins précis que ceux que nous obtenons à l'aide de notre méthode de décomposition des écarts moyens observés (cf. tableau 8) (8).

Au total, nos résultats montrent que le fait que les Français d'origine maghrébine sont, entre autres caractéristiques, plus jeunes et moins diplômés que ceux dont les deux parents sont nés français, ne rend compte que de 4 des 18 points d'écart de taux d'emploi entre ces deux populations. En revanche, les différences de caractéristiques individuelles observées expliquent totalement les écarts de salaires entre ces personnes. Ces résultats demeurent identiques si l'on considère séparément les hommes et les femmes. Les

Français ayant au moins un parent immigré originaire d'Europe du Sud ont des taux d'emploi égaux à ceux des Français dont les deux parents ne sont pas immigrés et des salaires inférieurs de 2 %. Là encore, cet écart s'explique entièrement par les différences de caractéristiques observables entre ces populations, en particulier par des niveaux d'éducation différents (9). □

8. Remarquons toutefois que le résultat principal reste ici le même, à savoir que la part inexpliquée de l'écart moyen de salaire obtenu dans le cadre de la décomposition marginale est très faible (cf. tableau 8).

9. Ces résultats confirment ceux précédemment obtenus à partir des données de l'enquête Formation et Qualification Professionnelle (FQP) conduite par l'Insee en 2003, bien que les variables d'emploi et de salaire n'y soient pas observées de la même manière que dans l'Enquête sur l'Emploi (cf. Aeberhardt et al., 2010).

## BIBLIOGRAPHIE

**Aeberhardt R., Fougère D., Pouget J. et Rathelot, R. (2010)**, « Wages and Employment of French Workers with African Origin », *Journal of Population Economics*, vol. 23, n° 3, pp. 881-905.

**Aeberhardt R., Fougère D. et Rathelot, R. (2009)**, « Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ? », Document de travail n° G2009/13, Insee, Paris.

**Aeberhardt R. et Pouget J. (2010)**, « National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions : Evidence on French Full-Time Male Workers from a Matched Employer-Employee Dataset », Document de travail n° G2010/06, Insee, Paris.

**Altonji J. et Blank R. (1999)**, « Race and Gender in the Labor Market », dans *Handbook of Labor Economics*, édité par O. Ashenfelter et D. Card, vol. 3C, Elsevier, Amsterdam, pp. 3143-3259.

**Arrow K. (1973)**, « The Theory of Discrimination », dans *Discrimination in Labor Markets*, édité par O. Ashenfelter et A. Rees, Princeton University Press, pp. 3-33.

**Becker G. (1957)**, *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press.

**Becker G. (1962)**, « Investment in Human Capital : A Theoretical Analysis », *The Journal of Political Economy*, vol. 70, n° 5, 2nd part, pp. 9-49.

**Bertrand M. et Mullainathan S. (2003)**, « Are Emily and Greg More Employable than Lakisha and Jamal ? A Field Experiment on Labor Market Discrimination », *American Economic Review*, vol. 94, pp. 159-190.

**Blinder A. (1973)**, « Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates », *Journal of Human Resources*, vol. 8, pp. 436-455.

- Boumahdi R. et Giret J.-F. (2005)**, « Une analyse économétrique des disparités d'accès à l'emploi et de rémunérations entre jeunes d'origine française et jeunes issus de l'immigration », *Revue Economique*, vol. 56, pp. 625-636.
- Buchinsky M., Fougère D., Kramarz F. et Tchernis R. (2010)**, « Interfirm Mobility, Wages and the Returns to Seniority and Experience in the U.S. », *The Review of Economic Studies*, vol. 77, pp. 972-1001.
- Cediey E., Foroni F. et Garner H. (2008)**, « Discriminations à l'embauche fondées sur l'origine à l'encontre de jeunes français(es) peu qualifié(s) », *Premières Informations - Premières Synthèses*, n° 06.3, Dares, Paris.
- Coate S. et Loury G. (1993)**, « Will Affirmative-Action Policies Eliminate Negative Stereotypes ? », *American Economic Review*, vol. 83, pp. 1220-1240.
- Dayan J.-L., Echardour A. et Glaude M. (1996)**, « Le parcours professionnel des immigrés en France : une analyse longitudinale », *Économie et Statistique*, n° 259, pp. 107-128.
- Domingues Dos Santos M. et Wolff F.-C. (2007)**, « Human Capital Background and the Educational Attainment of the Second-Generation Immigrants in France », Document de travail n° 2009/01 du Lemna, Université de Nantes.
- Duguet E., Leandri N., L'Horty Y. et Petit P. (2007)**, « Discriminations à l'embauche, un testing sur les jeunes des banlieues d'Île-de-France », Note de veille n° 48 du Centre d'Analyse Stratégique, Paris.
- Duguet E. et Petit P. (2005)**, « Hiring Discrimination in the French Financial Sector : an Econometric Analysis on Field Experiment Data », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 78, pp. 79-102.
- Dupray A. et Moullet S. (2004)**, « L'insertion des jeunes d'origine maghrébine en France, des différences plus marquées dans l'accès à l'emploi qu'en matière salariale », Document de travail NET-06-04, Céreq, Marseille.
- Fougère D. et Safi M. (2005)**, « L'acquisition de la nationalité française : quels effets sur l'accès à l'emploi des immigrés ? », *France Portrait Social*, édition 2005-2006, Insee, Paris, pp. 163-184.
- Fougère D. et Safi M. (2009)**, « Naturalization and Employment of Immigrants in France (1968-1999) », *International Journal of Manpower*, vol. 30, pp. 83-96.
- Heckman J. (1998)**, « Detecting Discrimination », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, pp. 101-116.
- Hyslop D. R. (1999)**, « State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women », *Econometrica*, vol. 67, pp. 1255-1294.
- Insee (2005)**, *Les immigrés en France*, Collection Références, Insee, Paris.
- Meurs D., Pailhé A. et Simon P. (2006)**, « Persistance des inégalités entre générations liées à l'immigration : l'accès à l'emploi des immigrés et de leurs descendants en France », *Population*, n° 5-6, pp. 763-801.
- Mroz T.A. (1987)**, « The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours to Economic and Statistical Assumptions », *Econometrica*, vol. 55, pp. 765-799.
- Neal D. et Johnson W. (1996)**, « The Role of Pre-market Factors in Black-White Wage Differences », *Journal of Political Economy*, vol. 104, pp. 869-895.
- Neuman S. et Oaxaca R. (2004)**, « Wage Decompositions with Selectivity Corrected Wage Equations : A Methodological Note », *Journal of Economic Inequality*, vol. 2, pp. 3-10.
- Neuman S. et Oaxaca R. (2005)**, « Wage Differentials in the 1990s in Israel : Endowments, Discrimination, and Selectivity », *International Journal of Manpower*, vol. 26, pp. 217-236.
- Oaxaca R. (1973)**, « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, pp. 693-709.
- Oaxaca R. et Ransom M. (1994)**, « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », *Journal of Econometrics*, vol. 65, pp. 5-21.
- Phelps E. (1972)**, « The Statistical Theory of Racism and Sexism », *American Economic Review*, vol. 62, pp. 639-651.
- Pouget J. (2005)**, « La fonction publique : vers plus de diversité ? », *France Portrait Social*, édition 2005-2006, Insee, Paris, pp. 143-162.
- Silberman R. et Fournier I. (1999)**, « Les enfants d'immigrés sur le marché du travail. Les mécanismes d'une discrimination sélective », *Formation Emploi*, n° 65, pp. 31-55.