
DIPLÔME DU SUPÉRIEUR : VECTEUR D'EXCLUSION DES PERSONNES D'ORIGINE EXTRA-EUROPEENNE

Souhail Chichah²⁸
DULBEA, Département d'Économie Appliquée de l'ULB.

Introduction

La discrimination sur le marché du travail est un vaste domaine de recherche de l'économétrie, fortement influencé par les travaux de Becker (1957) qui font du capital humain (études et expérience professionnelle) un des principaux déterminants de la trajectoire professionnelle. La discrimination sur le marché du travail y est définie comme un traitement différencié en termes d'accès au marché de l'emploi et/ou de conditions de travail, lorsque ce traitement différencié a pour cause *exclusive* des caractéristiques d'identité attribuées à une catégorie *socialement* déterminée de la population.

En ce qui concerne la discrimination liée à une identité socialement située, bien que nul ne conteste son existence quel que soit le pays ou la situation économique considérée de par le monde, de nombreuses polémiques traversent néanmoins la littérature économétrique, comme l'illustrera la première partie de ce travail. Ainsi, par exemple, si le capital humain est, pour l'économie orthodoxe, un des principaux facteurs expliquant l'intégration professionnelle, l'effet sur cette dernière de l'interaction entre l'origine (quel que soit la manière de la définir) et le genre, ou celle entre ladite origine et le niveau d'éducation, reste peu exploré d'un point de vue quantitatif. Et les quelques études existantes débouchent souvent sur des résultats contradictoires comme nous le montrerons également par la suite. Quant à l'interaction avec d'autres formes de capital symbolique (social ou économique par exemple), les analyses sont encore plus rares.

Dans cette étude, l'accent sera mis sur différents facteurs influençant l'accès à l'emploi de manière générale ainsi que, plus particulièrement, sur l'effet du niveau d'étude sur la

²⁸ Ingénieur de gestion et Maître en économie, L'auteur tient à remercier chaleureusement Nouria Ouali pour son temps et sa critique qui a grandement contribué à la forme finale de ce travail. Il remercie également M. Suzuki ainsi que les autres lecteurs/rices anonymes pour leurs remarques.

chance d'emploi des personnes d'origine étrangère (POE), définies ici comme n'ayant pas la nationalité de leur pays de résidence ou l'ayant acquise par naturalisation.

Toutefois, il est évident qu'analyser l'impact d'une origine représentée comme étrangère sur la chance de trouver un emploi ne permet pas d'appréhender toutes les dimensions de la discrimination sur le marché du travail, dans la mesure où l'engagement n'est qu'un des aspects de la relation professionnelle.

Néanmoins, deux raisons au moins justifient de se concentrer sur l'accès au marché du travail. Premièrement, certaines autres formes de discrimination, salariale notamment, trouvent leur origine en partie dans le processus d'engagement lui-même. Deuxièmement, la discrimination à l'embauche est un phénomène peu quantifié à ce jour et beaucoup de questions restent ouvertes. Ainsi par exemple :

*Le nombre d'années d'étude a-t-il un impact négatif sur la chance de trouver un emploi pour certaines catégories sociales, comme c'est le cas en Angleterre pour les «Noirs» ?
A l'image de certaines populations aux USA, les femmes subissent-elles une moindre ségrégation que celle dont souffrent les hommes de même origine que la leur ?*

Ces questions, parmi d'autres, font l'objet de la présente étude. Celle-ci, se subdivise en 3 parties. La première propose un survol de la littérature relative à la discrimination sur le marché de l'emploi tandis que la deuxième présente la méthodologie ainsi que les données utilisées pour modéliser la probabilité, pour un individu, de travailler, et ce en fonction de différents facteurs dont nous testerons le pouvoir explicatif ainsi que leur interaction avec l'éventuelle origine étrangère de l'individu observé. Enfin, la troisième partie présente les résultats et nos conclusions.

1. La mesure de la discrimination

Bien que personne ne conteste la discrimination sur le marché de l'emploi, Darity et al. (2000) réfutent plusieurs croyances généralement admises sur la disparité intergroupe. En effet, s'ils confirment l'existence d'une disparité économique due à la discrimination à l'embauche à l'encontre de groupes marginalisés, ils démontrent que, contrairement à ce que l'on pourrait penser, la discrimination est fortement similaire à travers un grand nombre de pays incluant tant des pays paupérisés que des pays hautement industrialisés²⁹. Ils rejettent également la thèse selon laquelle des taux de croissance économique plus élevés correspondent à une disparité intergroupe sensiblement

²⁹ Ils ont observé des signes de discrimination sur le marché du travail dans tous les pays pour lesquels ils ont pu recueillir des données suffisamment exhaustives pour mesurer une inégalité économique liée à une identité donnée (hors discrimination de genre). Ces pays sont : Australie, Belize, Brésil, Canada, Inde, Israël, Japon, Malaisie, Nouvelle-Zélande, Afrique du Sud, Trinidad et Tobago, et les Etats-Unis.

atténuée.

Lorsqu'elle considère la discrimination sur le marché du travail, l'économétrie distingue et analyse généralement les effets suivants :

- **la discrimination à l'embauche**, qui se manifeste par des probabilités d'engagement différenciées imputables exclusivement à des caractéristiques d'identité attribuées à un groupe socialement déterminé de la population.
- **La ségrégation**, qui met en évidence une discrimination dans le processus d'embauche qui conduit à une distribution différente de groupes donnés de travailleurs à travers les professions, voire à travers les différents secteurs économiques.

La segmentation ou dualité du marché du travail, qui fait référence à un concept introduit par Doeringer and Piore (1971). Ces derniers mettent en évidence le fait que le marché du travail est divisé en deux segments : le segment primaire qui propose les meilleures conditions de travail, et le segment secondaire qui offre des postes moins bien rémunérés ainsi qu'une moins grande sécurité d'emploi. Le nombre de postes de travail étant limité dans le premier segment et la mobilité du second vers le premier restreinte, les travailleurs désavantagés restent confinés dans le second segment.

- Proche du concept de segmentation, **la stratification** apparaît lorsque les observations relatives aux conditions d'emploi sont confinées dans une strate spécifique en fonction du groupe étudié. Les strates respectives des différents groupes analysés étant ordonnées hiérarchiquement (Lasswell, 1965).
- **La discrimination salariale**, qui est le sujet le plus traditionnellement abordé dans la littérature économétrique. Elle est estimée par le différentiel salarial entre les différents groupes considérés lorsque celui-ci ne peut être expliqué ni par des différences de productivité entre les groupes, ni par des facteurs plus généraux ayant un impact sur les salaires (l'influence des syndicats, par exemple).

Nous utiliserons cette typologie dans la présentation des principaux résultats relatifs à la mesure de la discrimination établis par différentes disciplines scientifiques tant en Belgique que dans d'autres pays.

1.1. *La discrimination à l'embauche*

La discrimination à l'embauche est l'un des effets de la discrimination les moins abordés par les économètres européens et ce, malgré le chômage sévère de certaines catégories de la population, quel que soit l'Etat membre de l'UE considéré. Ainsi pour ne prendre que l'exemple de la Belgique, alors que le taux de chômage y est de 12% en 2001, il dépasse

les 30% pour les Belges d'origine marocaine ou turque³⁰ (Vertommen et al, 2006). Pourtant, Niesing et al. (1994) ont développé un modèle d'un grand raffinement économétrique pour analyser la situation sur le marché de l'emploi de groupes marginalisés. Ce modèle est appliqué aux Pays-Bas, en 1994, sur base de données récoltées par interviews menées par des enquêteurs parlant la langue maternelle des personnes interrogées, évitant de ce fait l'habituel biais de sélection qui consiste à exclure de l'échantillon observé les personnes ne parlant pas la langue utilisée par les enquêteurs. Ces chercheurs en déduisent que plus de la moitié du différentiel de probabilité d'embauche entre les différents groupes étudiés (Marocains, Turcs, Surinamiens et Antillais) et les Néerlandais est due à la discrimination à l'embauche. Ils mettent également en évidence le rôle mineur de la maîtrise de la langue nationale (le néerlandais en l'occurrence) dans l'amélioration de la situation des dites minorités quant à leur chance d'être employées. Cette dernière conclusion n'est pas partagée par Beishon et al. (1997) qui constatent que la maîtrise de l'anglais augmente sensiblement la probabilité d'embauche sur le marché du travail au Royaume-Uni.

Par ailleurs, Niesing et al. (1994) soulignent également qu'un séjour plus long accroît la possibilité des étrangers (nés en dehors des Pays-Bas) d'être employés étant donné que ceux-ci réduisent le salaire minimum pour lequel ils sont prêts à travailler, en conséquence de la discrimination qu'ils subissent. Debuissou et al. (2004), par contre, n'observent aucun effet lié à la durée du séjour pour les non-nationaux en Belgique. En effet, ils relèvent que la probabilité pour un étranger d'être engagé en Belgique n'augmente pas avec la durée de son séjour. Le résultat est identique lorsqu'ils analysent, de manière spécifique, la situation des étrangers fortement qualifiés.

Toujours en ce qui concerne la Belgique, Arrijn et al. (1997) ont testé le marché du travail du point de vue de l'inégalité à l'embauche avec des simulations pratiques³¹, en contrôlant pour l'éducation et l'origine. Ils ont conclu à un taux de discrimination³² de 39% en Flandre, 34% à Bruxelles et 27% en Wallonie à l'encontre des Belges d'origine maghrébine.

Cette étude commanditée par le Bureau International du Travail (BIT) est, à ce jour, la première référence empirique en matière de discrimination à l'embauche en Belgique. Le test de situation utilisé par le BIT a été enrichi par les approches méthodologiques variées (analyse statistique, interviews et test de situation) de l'étude Martens-Ouali (2005) appliquée au marché du travail de la Région bruxelloise avec comme résultat principal

³⁰ Personnes naturalisées, nées ressortissantes du Maroc ou de la Turquie, ou issues de parents possédant ou ayant possédé la nationalité de l'un de ces deux pays.

³¹ Des CV ont été envoyés par paire (celui d'un « Belge » couplé à celui d'un « Maghrébin ») et, en cas d'obtention d'un entretien, les enquêteurs se sont présentés eux-mêmes comme les chercheurs d'emploi.

³² Probabilité moindre d'être engagé, à qualification égale.

que la moitié des postulants à un emploi observés a subi une discrimination xénophobe. Cette équipe de chercheurs remarque également que les personnes de nationalité étrangère diplômées de l'enseignement supérieur répondent à la discrimination qu'ils subissent en postulant à des emplois inférieurs à leur niveau de qualification. Par contre, une partie des étrangers diplômés de l'enseignement primaire et secondaire, exclue du marché de l'emploi et subissant l'inactivité, se réfugie dans le travail au noir en réaction à la discrimination qui la frappe.

Delagrangue et al. (1998), à partir de données du recensement belge de 1991, ont également construit un indicateur de discrimination à l'embauche qui met en évidence une probabilité différente d'être au chômage en fonction de l'origine. Cet indicateur s'obtient en soustrayant au taux de chômage d'une population étrangère donnée celui, théorique, qu'elle aurait eu si elle avait été belge avec une composition similaire en termes d'âge et de niveau d'éducation. Cet indicateur de discrimination est de 21% pour les Turcs et de 23% pour les Marocains.

Cette discrimination des personnes d'origine étrangère observée en Belgique se vérifie également dans d'autres pays européens. Ainsi, par exemple au Royaume-Uni, malgré l'introduction, il y a près de 30 ans, d'une législation visant à combattre la discrimination, Blackaby et al. (1998, 2002) rappellent que les minorités de couleur font encore face à une forte discrimination à l'embauche et que leur position relative sur le marché du travail ne s'est pas améliorée depuis les années '70. En outre, ils n'ont trouvé aucun « piège à l'emploi »³³ induit par la taille du ménage (et son impact sur les allocations sociales) pour les minorités de couleur, à l'inverse de ce qu'ils observent pour les « Blancs ».

Enfin, ils confirment que la qualification permet aux minorités de couleur d'accéder plus facilement à un emploi dès lors qu'ils contrôlent le nombre d'années nécessaires à l'obtention de ladite qualification. Si ces chercheurs prêtent une attention particulière au nombre d'années nécessaires à la réussite d'un cycle d'étude donné, c'est qu'ils observent que le nombre d'années d'étude pour les minorités de couleur est négativement corrélé à l'emploi. Les auteurs expliquent ce dernier résultat par le fait que certains groupes prennent plus de temps pour obtenir une qualification donnée. Toutefois, pour la France, Zérroulou (1998) suggère que bien qu'il soit évident que les migrants connaissent un taux d'échec scolaire élevé, certains groupes (les Algériens par exemple) réussissent mieux que les Français issus des couches populaires à obtenir les plus hautes qualifications.

Néanmoins, Connor et al. (1996) concluent, qu'en général et toujours au Royaume-Uni, les diplômés appartenant à une minorité sont fortement discriminés et connaissent un

³³ « [Un] piège à l'emploi, c'est toute situation où l'incitant pour le demandeur d'emploi à chercher ou accepter un emploi est insignifiant, voire inexistant » Cherenti (2005).

taux de chômage élevé.

En ce qui concerne l'impact de la situation économique, la plus grande exposition de groupes marginalisés aux cycles économiques est clairement établie par la littérature. Ainsi par exemple, Juhn (2002) observe, sur le marché du travail américain, que la période d'expansion des années '90 a réduit le différentiel de taux de chômage entre les « Noirs » et les « Blancs » bien que le différentiel de non-participation³⁴ a constamment augmenté entre ces deux groupes sur la décennie considérée. Mavromaras (2004) confirme, pour l'Allemagne, la plus grande sensibilité des étrangers aux cycles économiques. En effet, il montre que cette population a été beaucoup plus touchée par la restructuration des années '80, en terme de perte d'emplois, que les nationaux. Par ailleurs, contrairement à ces derniers, les étrangers n'ont pas vu leur situation s'améliorer dans l'après récession.

1.2. La ségrégation

Tout comme la discrimination à l'embauche, la *ségrégation*³⁵ dans certaines activités économiques d'une partie de la population étrangère a fait l'objet d'analyses bien plus par les sociologues que par les économètres. Néanmoins, la relation entre ségrégation et différentiel salarial lié à l'origine (surtout analysée au niveau international) apparaît clairement dans la littérature économétrique (alors que ce lien reste controversé pour l'écart salarial de genre³⁶).

Dans ce sens, Gabriel et Schmitz (1989) suggèrent que la ségrégation explique près de la moitié du différentiel salarial entre « Noirs » et « Blancs » aux Etats-Unis.

Neuman et al. (1996) confirment que la ségrégation est une cause importante de l'écart salarial lié à l'origine, les personnes d'origine étrangère travaillant le plus souvent dans les secteurs d'activités les moins bien rémunérés. En utilisant une équation salariale différente pour chaque secteur d'occupation, ils subdivisent le différentiel salarial intergroupe en 3 composantes : une relative aux différences de capital humain, une

³⁴ Non-participation : situation où une personne inemployée n'est plus considérée comme cherchant un emploi.

³⁵ Pour rappel, la ségrégation se définit par la surreprésentation d'un groupe de travailleurs donné dans certains secteurs d'activités et la sous-représentation de ce même groupe dans d'autres secteurs.

³⁶ En effet, Fields et Wolff (1991) ont relevé que la réduction de la ségrégation explique partiellement la diminution de l'écart salarial américain lié au genre dans les années '70 alors que Hakim (1998) pense qu'il n'y a aucune preuve que la ségrégation occupationnelle des femmes soit une cause du différentiel salarial. Mavromaras et al. (2002) concluent que la ségrégation influence le différentiel salarial lié au genre d'une manière complexe, qui dépend d'une manière ou d'une autre de la croissance de l'emploi et du ratio hommes/femmes dans les activités. En ce qui concerne la Belgique, Rycx et Tojerow (2002) remarquent que la ségrégation des femmes explique une part substantielle, mais pas exclusive, de l'écart salarial de genre.

seconde relative à la discrimination salariale et enfin une troisième reflétant la ségrégation. Appliquant ce modèle au marché du travail israélien, ils mettent en évidence que 70% de l'écart salarial observé est dû à la ségrégation, 26% à la discrimination salariale et seulement 4% aux différences en capital humain.

Bayard et al. (1999) ont été les premiers à examiner aux USA la ségrégation en fonction de l'origine au niveau de l'entreprise. En analysant des données récoltées auprès des entreprises américaines, ils observent que le différentiel salarial lié à l'origine est plus élevé pour les hommes que pour les femmes.

Ainsi par exemple, s'ils constatent un différentiel salarial entre « Blanches » et « Noires » de 2%, ce différentiel salarial « Blancs »/« Noirs » atteint 12% lorsque les hommes sont considérés. La différence d'exposition à cet écart salarial, en fonction du genre, est expliquée de manière significative par une plus grande ségrégation dans les emplois les moins rémunérés, au sein des entreprises américaines, des hommes « hispaniques » et « noirs » que celle subie par les femmes de même origine que la leur.

Pour la Grèce, Falaris (2004), contrôlant pour la sélection (pour tenir compte du fait que les caractéristiques des personnes non employées ne sont pas observées) dans l'équation salariale et considérant les secteurs d'emploi comme endogènes (i.e. comme variables explicatives) lorsqu'il estime les équations salariales des secteurs publics et privés, observe que les Bulgares ont plus de chances d'être employés par le public que par le secteur privé. Ce résultat rappelle le fait que le secteur public n'est jamais neutre en tant qu'employeur, qu'il discrimine à l'encontre des non nationaux (discrimination institutionnelle) ou qu'il contribue à réduire, par exemple, le différentiel salarial entre groupes³⁷.

En ce qui concerne la Belgique, Martens et Ouali (2005) ainsi que Vertommen et al. (2006) soulignent le fait qu'une partie des personnes d'origine étrangère fait l'objet d'une importante ségrégation. Ils analysent les marchés du travail régionaux (Bruxelles, Flandre et Wallonie) en utilisant les données de la Banque Carrefour de la Sécurité Sociale (cette base de données offre le grand avantage de différencier les Belges naturalisés en fonction de leur nationalité d'origine). A Bruxelles, Martens et Ouali (2005) confirment que les personnes d'origine marocaine et turque, qu'elles aient opté pour la naturalisation ou non, sont concentrées dans un nombre restreint de secteurs d'activités, essentiellement, le nettoyage industriel, le bâtiment et l'horeca. Vertommen et al. (2006) élargissent l'analyse à l'ensemble de la Belgique et observent une forte ségrégation des Marocains, Turques et Subsahariens dans des secteurs d'activités précaires tels que le travail intérimaire et les soins à domicile, notamment. D'autres secteurs, à contrario, semblent

³⁷ Au sujet de l'impact du secteur public sur le différentiel salarial lié au genre en Europe, voir Meulders, Plasman, Rycx et al. (2002) et Plasman, Rusinek et al. (2002).

inaccessibles à ces populations comme par exemple les banques et assurances, les utilitaires (gaz, eau, électricité) ainsi que, de manière générale, les activités de conseils. Vertommen et al. (2006) mettent également en évidence l'impact de l'interaction entre le genre et l'origine étrangère en soulignant que les femmes marocaines et turques subissent une très forte ségrégation dans certains secteurs d'activités périphériques aux conditions de travail précarisées (le nettoyage industriel par exemple).

1.3. *Segmentation et stratification du marché de l'emploi*

En ce qui concerne la stratification du marché du travail, peu d'analyses économétriques existent bien que Yitzhaki (1994) ait développé une méthodologie permettant de tester l'hypothèse. Malheureusement, Yitzhaki ne l'a pas appliquée de manière empirique.

Par ailleurs, Liu et al. (2002), sur base des données du recensement de Hong Kong de 1996, développent un modèle leur permettant d'étudier le poids relatif des effets salariaux intra et intersectoriel dans le différentiel salarial que semblent y subir les immigrés. Leur analyse confirme un écart salarial intra- et intersectoriel en défaveur de ces derniers. Ces chercheurs concluent que l'effet inexplicé (et donc potentiellement dû à la discrimination) intra-sectoriel domine l'effet inexplicé intersectoriel. C'est là un symptôme de stratification du marché de l'emploi hongkongais dans la mesure où le différentiel salarial préjudicant les immigrés s'explique principalement par la différence de rémunération au sein même des secteurs d'activités qui les emploient et non du fait de leur ségrégation dans les secteurs les moins rémunérateurs.

Toutefois, les études sociologiques basées sur le concept de stratification sont plus nombreuses. En Grèce par exemple, Lazaridis et al. (1999) observent la stratification du marché du travail en mettant en évidence que les migrants albanais sont voués à l'ultra-exploitation et soumis de manière générale aux conditions de travail les plus défavorables. Pour la Belgique, Denolf et al. (1991) comparant, en termes d'opportunités et de conditions d'emploi, certains travailleurs étrangers à leurs homologues belges, concluent à l'« ethnostratification » du marché de l'emploi. Martens et al. (2005) confirment ce résultat et l'illustrent pour la Région bruxelloise en mettant en évidence un marché de l'emploi subdivisé en 7 strates, la première incluant les Belges « autochtones » et les personnes originaires des pays limitrophes tandis que la dernière strate englobe les Marocains, les Turcs et les Subsahariens.

Les économistes se sont davantage penchés sur la *segmentation* du marché du travail, vaste domaine de la recherche économique³⁸ bien qu'elle demeure controversée. Ainsi par exemple, Sloane et al. (1993) rejettent la segmentation pour le marché du travail

³⁸ Voir Leontaridi (1998) pour un aperçu plus détaillé de la littérature sur la segmentation du marché du travail.

anglais alors que Dickens et al. (1985, 1988) tout comme que Roig (1999) proposent un ensemble de preuves de segmentation, respectivement pour les USA et l'Espagne. Par ailleurs, dans la lignée de la théorie de la dualité du marché du travail opposant un segment soumis à la concurrence à un segment plus régulé (en faveur des travailleurs), Bradley et al. (2003) mettent en évidence qu'au Royaume-Uni dans les années '90, la grande majorité de la main-d'œuvre dite flexible a été enfermée dans des cycles alternant activités peu qualifiées et période de chômage. Ils concluent de ce fait à la segmentation comme résultat d'une faible probabilité de passer d'un segment à l'autre du marché de l'emploi.

En ce qui concerne la Belgique, Denolf (1991) montre que la segmentation est l'une des principales raisons expliquant la stratification du marché de l'emploi. Vertommen et al. (2006) confirment la segmentation du marché de l'emploi belge sur base du genre et de l'origine, à partir de l'analyse de la situation sur le marché du travail des personnes reprises par la Banque Carrefour de la Sécurité Sociale.

La segmentation ne mène pas seulement à des conditions d'emploi différenciées mais peut également augmenter l'inemploi global en confinant une partie des travailleurs dans le segment secondaire³⁹ et en empêchant une redistribution des effectifs entre les deux segments. Ce qui peut, en retour, contribuer à rendre encore plus fragile la situation des groupes précarisés comme illustré par Abe et al. (2001) dans le cas du Japon.

Toutefois, comme le rappelle Sousa-Poza (2004) en analysant la situation en Suisse, les résultats des tests de segmentation dépendent de la méthode appliquée. En effet, la littérature propose beaucoup d'approches différentes mais sans consensus sur celle qu'il convient d'appliquer, la caractérisation d'un segment demeurant un problème majeur.

En définitive, l'auteur souligne que ces méthodes essaient avant tout de déterminer si des groupes d'individus peuvent être identifiés comme ayant des caractéristiques particulières en ce qui concerne le marché du travail. Tantôt pour conclure à la segmentation ou à la stratification, tantôt pour conclure à la ségrégation. Il apparaît donc dans la littérature une assimilation abusive entre les concepts de segmentation, de stratification et de ségrégation.

1.4. *La discrimination salariale*

Il existe un très grand nombre de décompositions salariales – décompositions de l'écart salarial en une part expliquée par des caractéristiques individuelles (âge, genre, capital humain, etc.) et en une autre part, inexpliquée supposée due à la discrimination – qui

³⁹ Voir point 1 pour la définition de la segmentation et du concept de « segment secondaire ».

témoigne de la discrimination salariale dans les pays anglo-saxons⁴⁰.

Toutefois, les analyses de l'écart salarial de genre exceptées, ces études sont rares pour les pays d'Europe continentale. Cependant, Niesing et al. (1994) ont développé un modèle économétrique permettant une analyse originale de l'écart salarial observé entre différents groupes statistiques au Pays-Bas (Marocains, Turcs, Surinamiens, Antillais et Néerlandais).

Ce modèle est basé sur l'analyse de l'impact de différents facteurs (âge, genre, diplôme, etc.) sur, d'une part, le salaire institutionnel (celui résultant des négociations collectives) et, d'autre part, sur la différence entre ce salaire institutionnel et, respectivement, le salaire minimum pour lequel la personne observée est prête à travailler (w_{\min}) ainsi que le salaire maximum que l'employeur consent pour employer la personne observée (w_{\max}). Niesing et al. (1994) observent que, bien que w_{\min} soit en moyenne supérieur à l'allocation de chômage quel que soit le groupe observé, la différence entre ce salaire minimum et l'allocation de chômage est en moyenne la plus faible pour les groupes les plus marginalisés : 30% pour les Marocains, 40% pour les Turcs et les Surinamiens et 55% pour les Antillais et les Néerlandais.

En ce qui concerne la Belgique, bien qu'elle connaisse un différentiel salarial intergroupe marqué (Martens et al. 2000, Martens 2004), aucune décomposition de cet écart salarial en une composante expliquée (des facteurs de productivité par exemple) et en une autre inexpliquée, potentiellement due à une discrimination xénophobe, n'a été réalisée à ce jour.

De manière plus générale en Europe continentale, les quelques analyses quantitatives existantes de la discrimination xénophobe sur le marché du travail s'appliquent presque exclusivement toutes à étudier l'impact du statut d'étranger sur les conditions d'embauche et de travail. Or, dans les pays de vieille immigration tel que la Belgique, une partie importante des personnes nées étrangères (i.e. sans la nationalité du pays de résidence) a acquis la nationalité de son pays de résidence par naturalisation et n'est donc plus reprise, en conséquence, dans les statistiques des populations étrangères.

En d'autres termes, la statistique n'a pas, à ce jour, réussi à appréhender la diversité et la complexité du concept même d'origine rendant plus difficile de ce fait l'évaluation objective de l'impact des différentes législations récentes qui un peu partout en Europe ambitionnent de combattre la discrimination sur le marché du travail.

Par ailleurs, il ressort également de l'analyse de la littérature scientifique que les effets de

⁴⁰ Voir, entre autres, Coleman (2003), Blackaby et al. (2002) ou De Silva (1999), respectivement pour les marchés du travail américain, anglais et canadien.

l'interaction entre une origine dite étrangère et les différentes formes de dotation en capital symbolique sur la chance d'emploi sont rarement analysés. C'est une des raisons d'être de la présente étude, dont la principale ambition est d'estimer l'impact sur l'accès à l'emploi, de l'interaction entre une origine représentée comme étrangère et le niveau d'éducation, compte tenu d'un certain nombre de caractéristiques individuelles observées.

2. La probabilité d'accéder à l'emploi

2.1. Le Modèle

Dans cette section, nous proposons de modéliser la probabilité pour un individu de travailler en fonction de caractéristiques individuelles telles que l'origine, le genre, l'historique professionnel, la trajectoire migratoire éventuelle, les différentes dotations en capital symbolique (social, culturel et économique) ainsi que le statut de vie et la taille de la famille.

Dans le cadre de l'analyse de la chance d'accès à l'emploi, ces caractéristiques ne sont observables que dans la mesure où la personne sondée appartient à la population active (personnes cherchant un emploi ou travaillant). Toutefois, les chômeurs et les travailleurs sont issus d'un premier filtre : la disponibilité sur le marché de l'emploi en tant qu'offre de travail. Or, cette décision de participer au marché du travail n'est pas indépendante de l'origine, comme le confirment nos résultats.

Dés lors, estimer les facteurs qui influencent la chance de trouver un emploi sans tenir compte de l'influence préalable de l'origine (et d'autres variables) dans la décision de chercher du travail peut biaiser la procédure d'estimation. Pour tenir compte de ce biais de sélection, une extension du modèle de sélection de Heckman (1979) développée par Dubin et River (1990) est utilisée.

Par ailleurs, le biais d'endogénéité reçoit également un traitement approprié. En effet, si la probabilité d'être employé dépend de la dotation en capital symbolique, cette dernière dépend réciproquement de la situation de la personne observée sur le marché de l'emploi.

Enfin, une attention particulière est apportée à l'analyse de l'effet sur la probabilité de travailler de l'interaction entre l'origine de la personne observée et son niveau d'étude suivant les développements de Ai et al. (2004). Le lecteur intéressé par une présentation plus détaillée des fondements économétriques de la présente étude peut se rapporter à Chichah (2007).

2.2. La base de donnée

Il n'existe, pour la Belgique, aucune base de données permettant l'implémentation du modèle proposé ci-dessus. En effet, la diversité des variables prises en considération ne permet pas l'utilisation de bases de données telles que la Banque Carrefour de la Sécurité Sociale. Par ailleurs, les personnes d'origine extra-européenne ne représentent qu'une très faible part de la population active de pays comme la Belgique (2%), ce qui pollue un traitement statistique spécifique de ces personnes, en règle générale, trop peu nombreuses dans les bases de données les plus courantes que pour constituer un sous-échantillon représentatif.

La démarche suivie à dès lors consisté à exploiter la richesse et la diversité des informations contenues dans ECHP (European Community Household Panel longitudinal database) en agrégeant la population de différents Etats membres de l'UE. Afin de tenir compte de l'hétérogénéité des pays observés, l'effet propre de chacun d'entre eux sur la chance d'accès à l'emploi (comme celui sur la probabilité de participer au marché du travail) a été isolé de l'influence des autres co-variables.

ECHP est la base de données la plus coordonnée du système européen d'enquêtes sociales. Elle joue un rôle essentiel dans la production d'indicateurs sociaux comparables à travers les pays européens⁴¹. Dans sa dernière version (2001), 121.122 adultes âgés de 16 ans et plus ont été interviewés à travers l'Europe sur une multitude de sujets différents, incluant la vie professionnelle, les conditions d'hébergement, la santé, les loisirs, la vie sociale, etc. ECHP, rebaptisée EU-SILC en 2001, est la source de référence des statistiques sur le revenu, la pauvreté et l'exclusion sociale au sein de l'UE et est, de ce fait, un outil privilégié pour comparer la situation des travailleurs sur les marchés de l'emploi des différents Etats membres de l'UE.

ECHP fournit des informations relatives aux variables explicatives retenues pour la majorité des Etats membres de l'Union Européenne en 2001, à l'exception de l'Allemagne, des Pays-Bas, du Luxembourg, du Royaume-Uni et de la Suède. Ces derniers sont en conséquence exclus du champ de la présente étude.

L'échantillon retenu comprend la Belgique, la France, l'Irlande, l'Autriche, le Danemark, la Finlande, l'Espagne, l'Italie, le Portugal et la Grèce. Ces pays connaissent des situations migratoires contrastées. En effet, si la Belgique et la France sont des pays de vieilles immigrations qui ont connu, dès les années '80, une stabilisation de leur population étrangère⁴², la fin du millénaire passé voit l'effectif des personnes étrangères augmenter

⁴¹ Pour de plus amples informations sur cette base de données, le lecteur peut se référer au site internet : <http://forum.europa.eu.int/irc/dsis/echpanel/info/data/information.html>

⁴² Pour la France, voir le Quatrième rapport établi en application de l'article 45 de la loi française du 11 mai 1998 relative au titre de séjour disponible en ligne sur le site <http://www.interieur.gouv.fr>. En ce

très fortement dans l'ensemble des autres pays étudiés (OCDE 2004 et 2007).

Ainsi, dans les pays d'Europe du nord observés, entre 1992 et 2001, la croissance de la population étrangère avoisine les 45% pour le Danemark ou l'Irlande et atteint 100% en Finlande. Quant à l'Autriche, bien que pays d'immigration dès 1960, la même évolution y est constatée avec une croissance ininterrompue de sa population étrangère depuis plus de 40 ans (Dufour, 2003). Entre 1992 et 2001, cette population y a cru de 18%. En conséquence, l'Autriche, à l'instar des autres vieux pays d'immigration (Belgique, France et dans une moindre mesure le Danemark⁴³), a, comparé aux autres pays étudiés (Grèce exceptée), une proportion beaucoup plus importante d'étrangers résidents. En effet, en pourcentage de la population totale, la population étrangère représente en 2001 respectivement pour l'Autriche, la Belgique et le Danemark, 9,4%, 8,2% et 5% (OCDE, 2007). L'Irlande occupe une position intermédiaire, avec une population étrangère équivalente en 2001 à 3,9% de sa population totale tandis que la Finlande a, en proportion, la population étrangère la plus faible de l'UE, avec un effectif d'étrangers en 2001 inférieur à 2% de sa population totale (OCDE, 2007).

Quant aux pays d'Europe du sud analysés, à savoir le Portugal, l'Espagne, l'Italie et la Grèce, anciennes terres d'émigration massive au lendemain de la seconde guerre mondiale, ils ont connu dans des années '90, une forte immigration (Guillon et Hily, 1996). L'Italie, par exemple, a vu sa population étrangère augmenter de 50% sur la décennie 1992-2001 tandis que sur la même période, cette croissance fut respectivement de 69%, 170% et 400% pour le Portugal, l'Espagne et la Grèce. (OCDE, 2007 et Eurostat, 2007). Toutefois, à l'exception de la Grèce, le poids de la population étrangère dans la population totale reste extrêmement limité en 2001. En effet, cette année-là, les étrangers résidant au Portugal, Italie, Espagne et Grèce représentaient respectivement 2,2%, 2,4%, 2,7% et 7% de la population totale du pays considéré (OCDE, 2007).

Par ailleurs, afin de refléter la structure de la population de chacun des pays observés, des poids calibrés à cet effet sont fournis par ECHP. Des facteurs de correction sont appliqués à ces poids de manière à tenir compte de la population totale de chaque pays observé ainsi que du nombre de ses habitants repris dans l'échantillon⁴⁴.

qui concerne l'évolution de la population étrangère en Belgique, voir Desmarez et al. (2004).

⁴³ Pour un historique des différentes vagues d'immigrations au Danemark, cf. Rosevaere et Jorgensen (2005).

⁴⁴ Pour plus de détails sur la procédure de pondération, voir "Construction of weights in the ECHP". Doc. PAN 165/2003-06 disponible sur le site:
<http://forum.europa.eu.int/irc/dsis/echpanel/info/data/information.html>.

2.3. Les Variables

Les variables explicatives du modèle sont relatives à l'origine, au genre, à l'historique professionnel, à la trajectoire migratoire, à la taille de la famille ainsi qu'aux différentes dotations en capital symbolique de la personne étudiée. Un jeu de variables binaires (une par pays observé) est ajouté au modèle afin de capturer l'hétérogénéité des caractéristiques socio-économiques propres à chaque pays sondé.

Le tableau ci-dessous présente les covariables (cf. annexe pour leur définition) dont le pouvoir explicatif, en termes d'influence sur la probabilité, d'une part, de participer au marché du travail, et d'autre part, d'accéder à l'emploi, est analysé⁴⁵.

Ce tableau reprend également, sur base de la littérature existante, l'effet attendu de la variable observée sur la chance de travailler ainsi que l'effet, sur cette chance, de l'interaction entre la variable et une éventuelle origine étrangère.

⁴⁵ Sur la distinction entre probabilité de participation au marché de l'emploi et celle d'accès à l'emploi, voir point 2.1.

Variables	Effet sur la chance de travailler	Effet de l'interaction entre la variable et une origine étrangère sur la chance de travailler
<i>Origine extra-européenne</i>	↘	
<i>Origine européenne</i> ⁴⁶	Aucun ou ↘, en fonction du caractère limitrophe du pays d'origine (Martens et al. 2005)	
<i>Genre féminin</i>	↘	Non investigué en Europe. Aux USA et pour certaines minorités, les femmes sont moins sujettes à la ségrégation que les hommes (Bayard, 1999).
<i>Expérience professionnelle</i>	↗ les premières années puis ↘ après un certain nombre d'années	Peu investigué ⁴⁷
<i>Chômage de longue durée</i>	↘	Peu investigué
<i>Dotation en capital culturel</i>	↗	Effet controversé du niveau d'étude: ↗ (Blackaby 1998, 2002) ↘ (Connor et al. 1996)
<i>Pays de naissance</i>	Aucun	Peu investigué
<i>Durée de séjour pour les personnes d'origine étrangère nées en dehors de leur pays de résidence</i>		Effet controversé : ↗ (Niesing et al. 1994) Aucun (Debuisson, 2004)
<i>Compétences linguistiques</i>	↗	Effet controversé en ce qui concerne la connaissance de la langue du pays de résidence : ↗ (Beishon et al. 1997) Effet mineur (Niesing et al. 1994)
<i>Dotation en capital social</i>	↗	Peu investigué
<i>Dotation en capital économique</i>	Le fait d'accéder à la propriété immobilière par rapport au statut de locataire a un effet positif sur la chance de travailler dans la plupart des pays de l'UE (Plasman et al. 2002)	Peu investigué
<i>Autre dotation en capital symbolique</i>	↗	Peu investigué
<i>Statut de cohabitant et taille de la famille</i>	Pour les hommes de tous les pays européens être en couple sans enfant a une influence positive sur la chance de travailler. Il en est de même pour les femmes vivant dans le sud de l'UE (Plasman et al. 2002)	Avoir des enfants à charge s'accompagne d'un risque de piège à l'emploi sauf pour certaines minorités (Blackaby et al. 2002)
<i>Effet du pays de résidence comparé à la Belgique</i>	Effet fonction des caractéristiques socio-économiques du pays observé. Les variables pays ont pour objectif de capturer l'hétérogénéité non observée entre les différents pays de résidence.	Non investigué.

⁴⁶ Personnes nées sans la nationalité de leur pays de résidence ; voir annexe pour définition des variables.

⁴⁷ Nous entendons par là que nous n'avons trouvé aucun résultat quantitatif même si la question est abordée dans la littérature sociologique par exemple.

3. Résultats

Le modèle proposé estime une probabilité d'accès à l'emploi, étant donné la participation au marché du travail, en fonction de caractéristiques individuelles propres ainsi que du pays de résidence des personnes observées. La chance d'accès à l'emploi (étant donné la participation à la population active) observée pour l'ensemble des individus de l'échantillon est de 0,92, identique à la probabilité moyenne prédite par notre modèle⁴⁸. Les hommes et les femmes de notre échantillon ont respectivement une chance observée de travailler de 0,94 et 0,90. Le modèle utilisé leur prédit respectivement une chance moyenne de 0,93 et 0,89. Enfin, la chance de travailler observée pour les personnes d'origine étrangère (POE) est de 0,88 tandis que le modèle leur prédit en moyenne une probabilité de travailler de 0,86, soit une erreur relative de moins de 2%.

Afin de voir si ces différentes chances d'emploi trouvent leur origine dans la discrimination ou au contraire dans les caractéristiques personnelles des personnes observées (à titre d'hypothèse, la moindre chance d'emploi des POE pourrait s'expliquer par une plus faible proportion de diplômés du supérieur dans ce groupe), il est nécessaire d'isoler et d'estimer l'impact de chacune des covariables sur la chance de travailler.

Pour rendre ce travail accessible à un large public, seuls les principaux résultats sont repris ici. Pour une présentation et une discussion plus exhaustives de l'approche et des résultats économétriques, se reporter à Chichah (2007).

Nous présentons d'abord les effets marginaux des différentes variables (genre, origine, niveau d'étude, etc.) sur la probabilité de travailler. Nous nous focaliserons ensuite sur l'effet de l'interaction entre l'origine et le niveau d'étude sur la chance d'accéder à un emploi.

3.1. Effets marginaux sur la probabilité de travailler

Nous présentons dans cette section l'effet marginal de chacune des covariables sur la probabilité de travailler. Dans le cas présent, l'effet marginal consiste à mesurer l'impact sur la probabilité de travailler d'une augmentation infinitésimale de la variable considérée (augmentation d'une unité si la variable est binaire), les autres covariables étant maintenues constantes. Comme cet effet marginal varie d'un individu à l'autre, le tableau suivant présente l'amplitude de cet effet (i.e. ses valeurs extrêmes) ainsi que sa valeur moyenne, lorsque l'effet marginal considéré est significativement différent de zéro.

48 Pour rappel, la valeur d'une probabilité varie entre 0 (événement impossible) et 1 (événement certain).

Variabiles	Amplitude de l'effet marginal (en 10⁻²)	Effet marginal moyen (en 10⁻²)
<i>Origine extra-européenne</i>	[-23,-1]	-8
<i>Origine européenne</i>	Effet non significatif sur la chance de travailler mais impact négatif sur la participation à la population active	
<i>Genre féminin</i>	[-8,0[-1.7
<i>Expérience professionnelle</i>	[-4, +2]	+0.2
<i>Chômage de longue durée</i>	[-58,-8]	-32
<i>Niveau d'étude du secondaire inférieur (ou moindre) comparé au 2ème cycle du secondaire</i>	[-5,0[-1.2
<i>Etudes supérieures comparées au 2ème cycle du secondaire</i>] 0, + 5]	+1.1
<i>Natif du pays de résidence (étrangers inclus)</i>	Effet non significatif sur la chance de travailler ainsi que sur celle de participer à la population active	
<i>La durée de séjour pour les personnes d'origine étrangère nées en dehors de leur pays de résidence</i>	Effet non significatif sur la chance de travailler mais influence positivement la participation à la population active	
<i>Compétences linguistiques</i>] 0, +5]	+1.1
<i>Dotation en capital social</i>] 0, +7]	+1.4
<i>Dotation en capital économique (propriétaires sans/avec hypothèque comparés à locataire)</i>	Effet non significatif sur la chance de travailler	
<i>Autre dotation en capital symbolique (revenus du cohabitant)</i>	Effet non significatif sur la chance de travailler mais impact négatif sur la probabilité d'appartenir à la population active	
<i>Célibataire (sans cohabitant)</i>	[-5,0[-1.1
<i>Taille de la famille (au moins un enfant à charge comparé à sans enfant à charge)</i>	[-3,0[-0.7
<i>Pays comparés à la Belgique</i>	Italie :] 0, +13] Espagne :] 0, +7] Portugal :] 0, +18] Grèce :] 0, +15] Effet non significatif des autres pays de l'échantillon	Italie : +2.5 Espagne : +1.4 Portugal : +2.9 Grèce : +2.5

En ce qui concerne l'hétérogénéité des pays de résidence sondés, seuls les pays sud européens de l'échantillon ont, comparés à la Belgique, un effet significatif sur la chance de travailler. Ainsi donc, toutes choses étant égales par ailleurs, résider en France, en Irlande, au Danemark, en Finlande ou en Autriche plutôt qu'en Belgique ne modifie pas la chance de travailler. Il en est autrement de l'Espagne, de l'Italie, du Portugal et de la Grèce. Ces pays voient en effet la chance de travailler, s'améliorer, en moyenne, d'un peu plus de 0.01 à un peu moins de 0.03 en fonction du pays considéré, *ceteris paribus* (toutes choses étant égales par ailleurs). L'analyse de cette hétérogénéité sort du cadre

du présent travail, les covariables « pays » jouant ici un simple rôle de variables de contrôle.

Nos résultats confirment tout d'abord l'influence attendue du genre, du niveau d'étude et de l'historique professionnel sur la chance de travailler.

En effet, un individu dont la chance de travailler se situe entre 0 et 1 en fonction de ses caractéristiques personnelles verra son score (probabilité de travailler) diminuer de 0,02 en moyenne s'il est une femme, *ceteris paribus*. Pour certaines femmes, cette diminution de la probabilité d'emploi peut atteindre 0,08.

Pour le niveau d'étude, il apparaît qu'être diplômé de l'enseignement supérieur, comparé au second cycle du secondaire améliore en moyenne la chance d'emploi d'un peu plus de 0,01 tandis que ne pas avoir atteint le niveau du 2^{ème} cycle du secondaire, comparé à ce dernier, affaiblit la chance d'emploi d'un peu plus de 0,01 en moyenne. L'effet positif (négatif) du niveau d'étude supérieur (inférieur au second cycle du secondaire) sur la probabilité de travailler peut atteindre 0,05. Par ailleurs, il ressort que l'impact de la connaissance d'une seconde langue sur la chance d'emploi peut être aussi important que celui d'avoir un diplôme de l'enseignement supérieur. En effet, ces deux variables ont un effet marginal de même moyenne et de même amplitude.

En ce qui concerne l'historique professionnel (qui réfère à la fois à la durée du chômage et à l'expérience professionnelle), l'effet d'une longue période de chômage atténue grandement la chance d'emploi, en affectant la chance d'emploi de 0,32 en moyenne. L'impact du chômage de longue durée peut diminuer la probabilité de travailler de 0,58 ce qui affaiblit considérablement l'espérance d'emploi des personnes concernées. Quant à l'expérience professionnelle, son effet marginal moyen est faible (+0,002) étant donné le nombre moyen d'années d'expérience professionnelle élevé dans l'échantillon considéré (un peu plus de 20 ans). Néanmoins, pour les plus jeunes travailleurs, une augmentation infinitésimale de l'expérience professionnelle améliore la chance d'emploi de 0,02 au mieux tandis qu'elle déprécie la probabilité d'emploi des plus expérimentés de 0,04 au plus.

S'agissant de l'influence de l'origine étrangère, une origine européenne, bien qu'elle influence négativement la participation au marché du travail, n'a pas d'effet direct sur la chance de travailler. Martens et Ouali. (2005) observent néanmoins, qu'en ce qui concerne la Belgique, seuls les étrangers originaires des pays limitrophes (Allemagne, France, Luxembourg, Pays-Bas et Grande-Bretagne) semblent ne pas subir de discrimination sur le marché de l'emploi, contrairement à d'autres POE même d'origine européenne. Il n'est toutefois pas possible d'utiliser ECHP pour tester cette dernière hypothèse (cf. en annexe la définition des variables capturant l'effet de l'origine).

Une origine extra-européenne influence également de manière négative la chance de participer au marché de l'emploi mais elle s'accompagne de surcroît d'un effet négatif direct sur la chance d'accès à l'emploi. En effet, la conséquence de cette origine est de diminuer, *ceteris paribus*, la chance d'emploi de 0,08. Cet effet négatif peut atteindre 0,23 pour certains. Il apparaît donc que pour certaines observations, bien que cela ne soit pas vrai en moyenne, l'effet négatif de l'origine extra-européenne sur la chance d'emploi est plus important que celui d'une période de chômage de plus d'un an.

Par ailleurs, être né dans le pays de résidence n'influence ni la probabilité de participer au marché du travail, ni la chance d'emploi quelle que soit l'origine de la personne considérée. Ainsi donc, les POE nées dans leurs pays de résidence n'en retirent aucun avantage compétitif sur le marché du travail. Par ailleurs, la durée du séjour des POE nées en dehors de leur pays de résidence, si elle influence positivement la probabilité d'appartenir à la population active, n'a aucun impact sur la chance de travailler. Ce résultat confirme les observations de Debuissou (2004) lorsqu'il conclut que la durée du séjour ne modifie pas la chance d'emploi des étrangers résidant en Belgique.

L'analyse statistique a, par ailleurs, permis de mettre en exergue l'influence sur la chance d'accès à l'emploi d'autres variables, telles que le capital social, le capital économique ou le statut et la taille de la famille, qu'il nous paraît important de souligner. En effet, l'influence du capital social par exemple, plus rarement quantifiée dans la mesure empirique des performances sur le marché du travail que celle du niveau d'étude, se révèle pourtant tout aussi influente que celle de ce dernier. Ainsi, le capital social améliore en moyenne la chance d'emploi de 0,014 (0,011 pour l'enseignement supérieur). Pour certaines observations, cette amélioration peut atteindre 0,07 (0,05 pour l'enseignement supérieur).

Par ailleurs, le capital économique semble ne pas influencer directement la chance de travailler. Toutefois, l'effet du capital économique est aussi capturé par d'autres covariables significatives avec lesquelles la variable supposée estimer l'influence de la richesse est corrélée. Ainsi, par exemple, être propriétaire immobilier (sans hypothèque) est corrélé négativement avec le fait d'avoir un ou plusieurs enfants à charge. De plus, il est à préciser que les revenus professionnels du cohabitant (pouvant également approximer la dotation en capital économique de l'individu observé, voire y participer) influencent négativement la participation au marché du travail.

L'effet du statut et de la taille de la famille sur la chance d'emploi estimé par notre modèle converge vers celui mis en évidence par Plasman et al. (2002). En effet, le statut de célibataire (sans cohabitant) affaiblit le score d'un peu plus de 0,01 en moyenne. De même, la charge d'un enfant (ou plus) diminue également la chance d'emploi d'un peu moins de 0,01 en moyenne. L'impact négatif du statut de célibataire et de celui de parent peut diminuer la chance d'emploi au plus, respectivement, de 0,05 et de 0,03. Il est à

noter cependant que si le statut de célibataire améliore la probabilité de participer au marché du travail (contrairement à la probabilité de travailler), le statut de parent n'influence guère cette participation.

3.2. Effets d'interaction

Nous allons à présent examiner l'effet de l'interaction entre l'origine et le niveau d'étude de manière à mieux comprendre l'articulation entre ces deux caractéristiques. L'effet d'interaction entre deux variables donne l'effet marginal combiné des deux variables considérées.

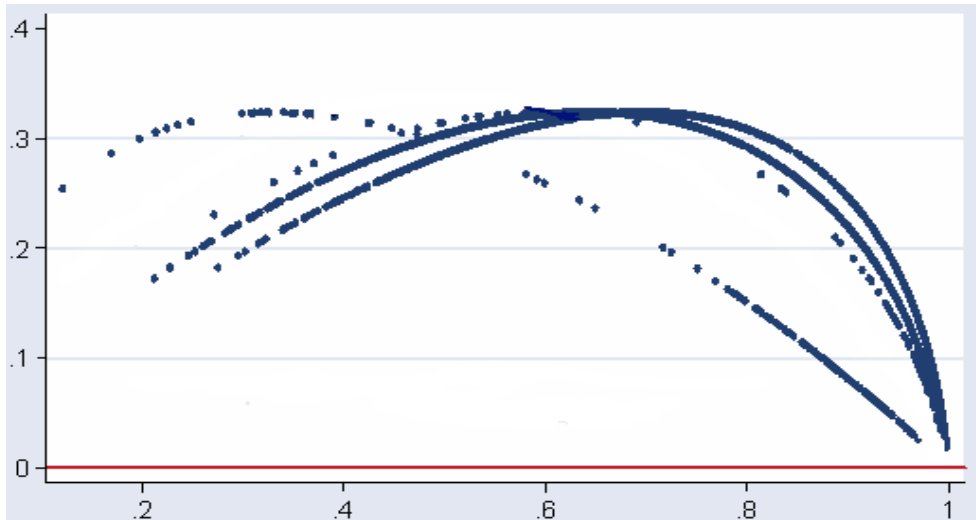
Ainsi, il est possible que le niveau d'étude affecte la chance d'emploi différemment en fonction de l'origine de la personne observée. Dans ce cas, on parle d'un effet d'interaction significatif. Si cet effet d'interaction n'est pas significatif, cela signifie que le niveau d'étude affecte la probabilité d'emploi de tous les individus de la même manière quelle que soit l'origine de la personne considérée.

Etant donné que l'effet de l'interaction entre une origine européenne et le niveau d'étude n'est pas significatif, seul celui de l'interaction entre une origine extra-européenne et le niveau d'étude est présenté dans cette section.

3.2.1. Interaction entre l'origine non-européenne et un diplôme au plus du secondaire inférieur

Alors qu'un niveau de scolarité au plus du secondaire inférieur et une origine extra-européenne ont tous les deux, considérés séparément, une influence négative sur la chance de travailler, la figure 1 ci-dessous montre que l'effet de leur interaction est de toujours augmenter la chance d'accès à l'emploi.

Figure 1 : Effet de l'interaction entre un diplôme au plus du secondaire inférieur et une origine extra-européenne



La figure 1 reprend en abscisse la chance d'emploi prédite pour chaque observation (représentée par un point bleu) tandis que l'axe des ordonnées indique l'effet total sur la chance d'emploi de l'interaction entre l'origine extra-européenne et un niveau d'étude correspondant au mieux au premier cycle du secondaire (c-à-d. la variation de la probabilité de travailler dans le cas où l'observation serait à la fois d'origine non-européenne et peu scolarisée, toutes choses restant égales par ailleurs).

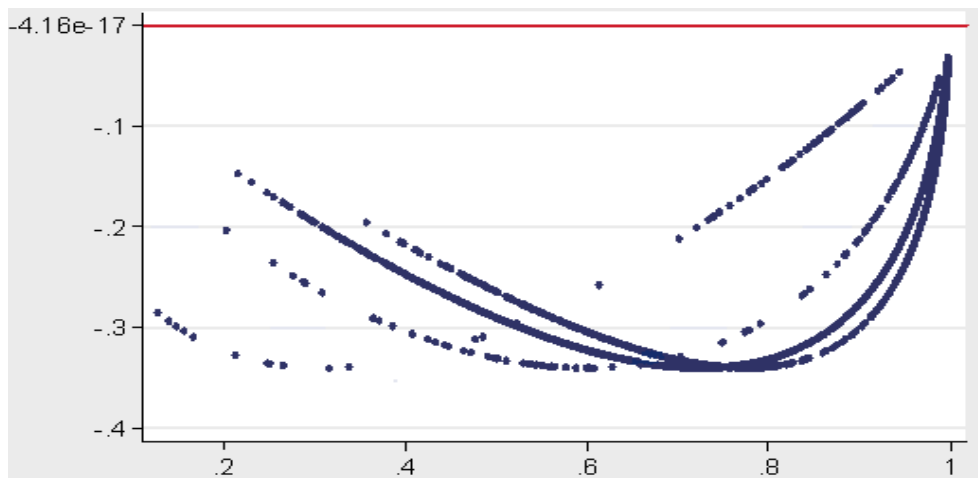
Autrement dit, une personne voit sa chance d'emploi s'améliorer, *ceteris paribus*, si elle est faiblement scolarisée et d'origine non-européenne. Cet effet d'interaction varie entre 0,02 et 0,32 selon les personnes. Son impact moyen sur la chance d'emploi est de +0,13.

Ce résultat signifie que, si l'origine non-européenne considérée isolément affaiblit la chance d'emploi, son interaction avec un faible niveau d'étude améliore la chance d'emploi toute autre chose étant égale par ailleurs. Il s'agit là d'un symptôme de ségrégation puisque les tâches les moins qualifiées sont préférablement allouées aux personnes d'origine non-européenne.

3.2.2. Interaction entre l'origine non-européenne et le diplôme de l'enseignement supérieur

Alors qu'une origine extra-européenne et un diplôme de l'enseignement supérieur ont, considérés séparément, des effets opposés sur la probabilité de travailler, leur interaction a toujours un effet négatif sensible sur la chance d'emploi. En moyenne, l'effet marginal de l'interaction entre une origine non-européenne et un diplôme du supérieur est de déprécier la chance d'emploi de 0,16. Toutefois, la diminution de la chance d'accès à l'emploi consécutive à cette interaction peut atteindre 0,34. Au mieux, cet effet ne déprécie la probabilité de travailler que de 0,03.

Figure 2 : Effet de l'interaction entre un diplôme du supérieur et une origine extra-européenne



La figure 2 reprend en abscisse la chance d'emploi prédite pour chaque observation (représentée par un point bleu) tandis que l'axe des ordonnées indique l'effet total, sur la chance d'emploi, de l'interaction entre une origine non-européenne et un niveau d'étude correspondant à l'enseignement supérieur.

Ainsi la réussite des études supérieures rend sensiblement plus difficile l'intégration sur le marché du travail des personnes d'origine non-européenne puisque ce niveau d'étude déprécie grandement leur chance d'emploi, déjà fragilisée du fait de leur simple origine. En effet, si l'effet marginal moyen d'une origine non-européenne est de -0.08, l'effet de l'interaction de cette origine avec un niveau d'étude supérieur est de -0.16 en moyenne. Soit une augmentation de 100% de la dépréciation moyenne de la chance d'emploi, consécutive à des études supérieures réussies.

Il en résulte que les personnes d'origine non-européenne connaissent un effet inversé du niveau d'éducation sur leur chance d'emploi. Si leur chance moyenne d'emploi se trouve stimulée lorsqu'elles ont un faible niveau d'étude, elle est au contraire fortement dépréciée en cas de plus longues études, *ceteris paribus*. Ce double résultat d'interaction permet de conclure, *ceteris paribus*, à la ségrégation des personnes d'origine non-européenne dans les tâches nécessitant un faible niveau de scolarisation. En effet, toutes autres choses étant égales par ailleurs, en moyenne, leur chance d'emploi est sensiblement supérieure pour les tâches non-qualifiées tandis qu'elle est fortement dépréciée pour les postes de travail requérant une formation supérieure.

4. Synthèse et conclusions

L'objectif principal de la présente étude consiste à analyser l'influence du niveau d'étude sur l'accès à l'emploi des personnes d'origine étrangère (POE), définies ici comme

n'ayant pas la nationalité de leur pays de résidence ou l'ayant acquise par naturalisation.

A cette fin, nous utilisons un modèle expliquant la chance d'emploi, compte tenu du premier filtre que constitue la décision de participer au marché du travail, à partir de variables dont certaines à l'impact controversé et d'autres à l'effet plus rarement estimé, comme celui du capital social par exemple. Les variables explicatives de ce modèle sont relatives au genre, à l'origine, à l'historique professionnel (chômage et expérience professionnelle), à la trajectoire migratoire, aux différentes dotations en capital symbolique et aux caractéristiques du ménage.

Aucune base de données permettant l'implémentation d'un tel modèle n'existant pour la Belgique, la démarche proposée consiste à exploiter la richesse et la diversité des informations contenues dans ECHP 2001 (European Community Household Panel Longitudinal Database) en élargissant l'analyse à l'ensemble des Etats membres de l'UE qui fournissent les informations ciblées en 2001 (Belgique, France, Irlande, Autriche, Finlande, Danemark, Espagne, Italie, Portugal et Grèce). Afin de tenir compte de l'hétérogénéité des différents pays observés, l'effet propre de chacun d'entre eux sur la participation au marché du travail, tout comme sur l'accès à l'emploi, a été isolé et expurgé de l'influence des autres covariables.

De manière générale, tout d'abord, nos résultats confirment les effets positifs sur l'accès à l'emploi du niveau d'étude et du premier temps de l'expérience professionnelle, comme ils confirment ceux, négatifs, du genre, d'une longue période de chômage et d'une trop longue expérience professionnelle. Bien que plus rarement pris en considération, le capital social joue pourtant un rôle tout aussi influent qu'un diplôme du supérieur dans l'accès à l'emploi, comme en témoignent nos résultats. Il en est de même de la connaissance d'une seconde langue. Si nous n'avons pas décelé une influence directe du capital économique sur la chance de travailler, néanmoins, nombre de variables explicatives sont corrélées au patrimoine et capturent de ce fait une partie de l'effet positif de la richesse sur l'accès à l'emploi. En ce qui concerne l'impact de la famille, le statut de cohabitant influence positivement la chance d'emploi tout en diminuant la probabilité d'appartenance à la population active. Par conséquent, une politique de réallocations sociales défavorisant les cohabitants pourrait avoir des effets contreproductifs en termes de lutte contre le chômage. Par ailleurs, la charge d'un ou plusieurs enfants, bien qu'elle déprécie la chance de travailler, n'a aucun impact sur la participation au marché de l'emploi. Nos résultats ne supportent donc pas l'hypothèse d'un effet de substitution de revenus professionnels par les allocations familiales.

De manière plus spécifique aux POE, quelle que soit l'origine étrangère considérée, cette dernière influence toujours négativement la participation au marché du travail.

En ce qui concerne l'accès à l'emploi des POE européennes, les tests statistiques effectués réfutent l'hypothèse d'une discrimination. Toutefois, avant de conclure à l'absence totale de discrimination les concernant, une analyse plus fine (impossible avec ECHP) distinguant les pays d'origine non-limitrophes du pays de résidence est nécessaire, comme l'illustrent Martens et al. (2005) en soulignant qu'en Belgique, seuls les ressortissants d'un pays voisin ne connaissent aucune discrimination xénophobe sur le marché de l'emploi.

Par contre, ces mêmes tests statistiques attestent qu'une origine extra-européenne, *ceteris paribus*, diminue toujours la chance d'accès à l'emploi. Nos résultats mettent également en évidence que les POE nées dans leur pays de résidence n'en retirent aucun avantage compétitif sur le marché du travail, comme ils confirment que la durée du séjour (dans le pays de résidence) des POE nées à l'étranger n'a aucun impact sur leur chance de travailler, bien qu'influençant positivement leur participation au marché du travail.

La principale contribution de la présente étude réside cependant dans l'analyse économétrique de l'effet de l'interaction entre une origine étrangère et le niveau d'étude sur la chance d'accès à l'emploi. En effet, nos résultats montrent que si le niveau d'étude a de manière générale un impact positif sur la chance d'emploi, il influence de manière singulière – et sensible en moyenne – celle des personnes d'origine extra-européenne. Ainsi, *ceteris paribus*, un niveau d'étude du secondaire inférieur (ou moindre) stimule la chance d'emploi des POE extra-européennes tandis qu'un diplôme de l'enseignement supérieur la déprécie.

Dés lors, toutes autres choses égales par ailleurs, les POE extra-européennes faiblement scolarisées (diplôme du secondaire inférieur au plus) ont une plus grande chance d'emploi, non seulement comparées aux POE de même origine ayant une scolarité plus poussée, mais également comparées, en moyenne, aux personnes d'origine européenne (POE ou non), quel que soit le niveau d'étude de ces dernières. Quant aux diplômés du supérieur d'origine extra-européenne, ils font face, singulièrement, à un rendement négatif de leur investissement en capital humain, à la différence des autres lauréats du supérieur.

Il en résulte, *ceteris paribus*, une dynamique de ségrégation des POE extra-européennes dans les tâches les moins qualifiées et une tendance à l'exclusion des diplômés du supérieur d'origine extra-européenne dans la mesure où, tout autre chose égale par ailleurs, ils ont une moindre chance d'accès à l'emploi requérant une formation supérieure.

Cette ségrégation dans les segments d'activités les moins qualifiés expose tout particulièrement ces populations aux retournements conjoncturels du marché de l'emploi et à l'infériorisation sociale. De plus, la dévalorisation de leurs études supérieures est d'autant plus préjudiciable, qu'à l'instar des femmes, les POE extra-européennes

investissent dans ce type de capital symbolique dans le cadre de leur stratégie d'émancipation sociale.

Bibliographie

Abe M. et Ohta S. (2001), "Fluctuations in Unemployment and Industry Labour Markets." *Journal of the Japanese and International Economies*, 15 (4), 437-464.

Arriijn P., Feld S. et Nayer A. (1997), *Discrimination in Access to Employment on Grounds of Foreign Origin: the Case of Belgium*. Bureau International du Travail, Genève.

Ai C., Norton C. et Wang H. (2004), "Computing Interaction Effects and Standard Errors in Logit and Probit". *The Stata Journal*, 4 (2), 103-116.

Bayard K. (1999), *Why are Racial and Ethnic Wage Gaps Larger for Men than for Women? Exploring the Role of Segregation using the New Worker-Establishment Characteristics Database*. National Bureau of Economic Research Working Paper: 6997.

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

Beishon S., Berthoud R., Lakey J., Modood T., Nazroo J., Smith P. et Virdee S. (1997), *Ethnic Minorities in Britain: Diversity and Disadvantages*. Policy Studies Institute, London.

Blackaby D.H. (1998), "The Ethnic Wage Gap and Employment Differentials in the 1990s: Evidences for Britain." *Economic Letters*, 58 (1), 97-103.

Blackaby D.H. Leslie D.G., Murphy P.D. et O'Leary N.C. (2002), "White/Ethnic Minority Earnings and Employment Differentials in Britain: Evidence from the LFS." *Oxford Economic Papers*, 54, 270-297.

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

Bourdieu P. (1980a), « Le capital social. Note provisoire. » in *Actes de la recherche en sciences sociales*, n°31, p. 2-3

Bourdieu P. (1980b), *Le sens pratique*, Paris, Ed. de Minuit.

Bourdieu P. (1992), *Réponses*, Paris, Seuil.

Bourdieu P. (1997), *Méditations Pascaliennes*, Paris, Seuil.

Bradley S., Crouchley R. et Oskrochi R. (2003), "Social Exclusion and Labour Market Transitions: a Multi-State Multi-Spell Analysis using the BHPS." *Labour Economics* 10, 659-679.

Brown R.S., Moon M. and Zoloth S. (1980), "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Differentials." *Journal of Human Resources*, 15, 3-28.

Cherenti R. (2005), *Analyse 2005 des pièges à l'emploi*, Fédération des CPAS.

- Chichah S. (2007), "Is Fatima PhD more employable than Mohammed not graduated?" . Non encore publié.
- Coleman M.G. (2003), "Job Skill and Black Male Wage Discrimination." *Social-Science-Quarterly*, 84(4), 892-905.
- Connor H., La Valle I., Tackey N.D. et Perryman S. (1996), "Ethnic Minority Graduates: Difference by Degree." *Labour Market Trends*, September, 395-6.
- Darity W. et Gordon Nembhard Jr. and J. (2000), "Racial and Ethnic Economic Inequality: The International Record". *The American Economic Review* , 90(2), 308-311.
- Delagrangé H. et Stoop R. (1998), "De Allochtoon Wordt Gediscrimineerd." *Samenleving en Politiek* , 5 (5), 4-11.
- Denolf et Martens A. (1991), "Social Inequality on the Job Market. The Ethnic Determinant." *Tijdschrift voor Sociologie*, 12 (3-4), 443-467.
- De Silva A. (1999), "Wage Discrimination against Natives." *Canadian Public Policy*, 25 (1), 65-85.
- Desmarez P., Van Der Halen P., Ouali N., Degraef V., Tratsaert K. (2004), *Minorités ethniques en Belgique: migration et marché du travail*, Ghent, Academia Press.
- Dickens W.T. et Lang K. (1985), "A Test of the Dual Labour Market Theory." *American Economic Review*, 75, 792-805.
- Dickens W.T. et Lang K. (1988), "The Re-emergence of Segmented Labour Market Theory." *American Economic Review*, 78, 129-134.
- Doeringer P.B. et Piore M.J. (1971), *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Mass.
- Debuissson M., Docquier F., Nantcho M. et Noury A. (2004), "Immigration and aging in the Belgian regions". Discussion papers n° 0402. IWEPS.
- Dubin J.A. et Rivers D. (1990), "Selection bias in linear regression, logit and probit models". *Modern Methods of Data Analysis*, Fox J. and Scott Long J.
- Dufour C. (2003), " Autriche: Travailleurs étrangers, des hôtes par nécessité ». *Chronique Internationale de l'IRES* n° 84.
- Fields J. et Wolff E.N. (1991), "The Decline of Sex Segregation and the Wage Gap, 1970-80." *Journal of Human Resources*, 26 Part 4, 608-622.
- Falaris E. (2004), "Private and Public Sector Wages in Bulgaria." *Journal of Comparative Economics*, 32 (1), 56-72.
- Gabriel P. et Schmitz S. (1989), "The Effect of Occupation Segregation on the Relative Earning of Black Males." *Economic Letters*, 30 (1), 77-83.
- Guillon M. et Hily M.A. (sous la coordination de) (1996), « Espagne, Portugal, Grèce, pays d'immigration », *Revue Européenne des Migrations Internationales*, Vol 12, n°1.
- Hakim C. (1998), *Social Change and Innovation in the Labour Market*. Oxford University Press.
- Heckman J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 47 (1).
- Heij C., De Boer P., Franses P.H., Kloek T. and Van Dijk H.K. (2004), *Econometric*

- Methods with applications in Business and Economics*. Oxford University Press.
- INS (2003), *Enquête sur les forces de travail*.
- Juhn C. (2002), "Prosperity for All? The Economic Boom and African Americans." *Journal of Economic Literature*, 40 (4), 1268.
- Lasswell T. (1965), *Class and Stratum*. Boston, MA.
- Lazaridis G. et Wickens E. (1999), "«Us» and the «Others»: Ethnic Minorities in Greece." *Annals of Tourism Research*, 26 (3), 632-655.
- Leontardi M.R. (1998), "Segmented Labour Markets : Theory and Evidences." *Journal of Economic Surveys*, 12, 63-101.
- Liu P., Zhang J. et Chong S. (2002), "Occupational Segregation and Wage Differentials between Natives and Immigrants: Evidence from Hong Kong." *Journal of Development Economics*, 73 (1), 395-413.
- Martens A. et Verhoeven H. (2000), "De Vreemde Eend in de Bijt, Arbeidsmarkt en Diversiteit. Een Kwantitatief Onderzoek naar de Positie van de Allochtonen op de Arbeidsmarkt in Vlaanderen en Brussel." Leuven, Dossier Steunpunt WAV.
- Martens A. (2004), "L'immigration marocaine et la politique de main d'œuvre en Belgique" in N. Ouali, *Trajectoires et dynamiques migratoires de l'immigration marocaine de Belgique*. Louvain-La Neuve, Academia Bruylant, 251-282.
- Martens A., Ouali N., Van de maele M., Vertommen S., Dryon P. et Verhoeven H. (2005), *Discriminations des étrangers et des personnes d'origine étrangère sur le marché du travail de la Région de Bruxelles-Capitale*, Rapport de synthèse, ULB et KUL.
- Mavromaras K. et Rudolph H. (2002), "Occupational Segregation and the Male-Female Wage Gap in Germany between 1985 and 1995." *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 45 (2), 71-89.
- Mavromaras K. (forthcoming), "Wage Differentials between Male-Female and Native-Foreign Workers in Pre-unification Germany." *International Journal of Manpower*.
- Meulders D., Plasman R. et Rycx F. (2002), "Gender Wage Gaps: A European Perspective." *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 45 (2).
- Neuman S. et Silber J. (1996), "Wage Discrimination across Ethnic Groups: Evidence from Israel." *Economic Inquiry*, 34(4), 648-661.
- Niesing W., Van Praag B. et Veenman J. (1994), The unemployment of ethnic minority groups in the Netherlands. *Journal of Econometrics*, 61, 173-196.
- Norton C. et Ai C. (2003), "Interaction Terms in Logit and Probit Models." *Economics Letters*, 80, 123-129.
- Oaxaca R. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market." *International Economic Review*, 14 (3), 693-709.
- OCDE (2004), *Tendances des migrations internationales*, Rapport SOPEMI.
- OCDE (2007), Site internet : www.oecd.org
- Ouali N. (2003), *L'Immigration en Belgique: Effectifs, Mouvements et Marché du Travail*. Direction Générale Emploi et Marché du Travail. <http://www.meta.fgov.be>
- Ouali N. (2004), « Analyse des données démographiques et des demandes d'asile » in

« Minorités ethniques en Belgique : migration et marché du travail » Desmarez P., Van Der Halen P., Ouali N., Degraef V., Tratsaert K., *Minorités ethniques en Belgique: migration et marché du travail*, Gent, Academia Press.

Poulain M., Perrin N. et Singleton A. (2006), *Towards harmonised european statistics on international migration*, Presses Universitaires de Louvain.

Plasman A., Plasman R., Rusinek M. et Rycx F. (2002), "Indicators on Gender Pay Equality." *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 45 (2), 11-40.

Plasman A., Plasman R. et Rusinek M. (2002), "L'Evolution de l'Ecart Salarial de Genre dans l'Union Européenne." *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 45 (2), 41-69.

Ramanathan R. (1993), *Statistical methods in econometrics*. Academic Press, 316-330.

Rosevaere D. et Jorgensen M. (2005), "Migration and integration of immigrants in Denmark", *Economics department working paper*, No. 386, OECD.

Roig, A.H. (1999), "Testing Spanish Labour Market Segmentation: an Unknown-Regime Approach." *Applied Economics*, 31, 293-305.

Rycx F. et Tojerow I. (2002), "Inter-Industry Wage Differentials and the Gender Wage Gap in Belgium." *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 45 (2), 119-141.

Sloane P.J., Murphy P.D., Theodossiou I. et White M. (1993), "Labour Market Segmentation: a Local Labour Market Analysis using Alternative Approaches." *Applied Economics*, 25, 569-581.

Souza-Poza A. (2004), "Is the Swiss Labor Market Segmented? An Analysis using Alternative Approaches." Oxford: *Labour Review of Labor Economics and Industrial Relations*, 18 (1), 131-161.

Vertommen S., Martens A. et Ouali N. (2006), *Topography of the Belgian labour market: Employment: gender, age and origin*, Brussels, Fondation Roi Baudouin.

Viprey M., "Les mécanismes de discrimination à l'égard des jeunes dont l'origine étrangère est réelle ou supposée » *La Revue de l'IRES*, 62-84.

Yitzhaki S. (1994), "Economic Distance and Overlapping of Distributions." *Journal of Econometrics*, 61, 147-159.

Zéroulou Z. (1998), "La réussite scolaire des enfants d'immigrés". *Revue française de sociologie*, XXIX, 447-470.

Annexe 1 : Description de l'échantillon

En limitant ECHP DB aux états membres de l'UE qui fournissent les co-variables retenues, nous obtenons un échantillon de près de 60 000 personnes.

Echantillon par pays de résidence et origine

Pays	Nombre de personnes observées	Personnes d'origine étrangère	Personnes d'origine européenne	Personnes d'origine extra-européenne
Danemark	3 045	45	25	20
Finlande	4 387	27	9	18
Irlande	3 373	56	50	6
Belgique	3 354	123	102	21
France	5 367	197	122	75
Autriche	4 465	117	37	80
Espagne	10 660	75	34	41
Italie	8 946	58	23	35
Grèce	9 861	71	11	60
Portugal	6 464	68	29	39
Total	59 992	837	442	395

Sous-échantillon de la population des personnes d'origine étrangère

Personnes d'origine étrangère	Effectif	Femmes	Nés dans le pays de résidence	Niveau d'éducation ⁴⁹	Age	Population active
Origine extra-européenne	395	199	94	<i>Etud inf:</i> 180 <i>Etud sup:</i> 86	16 à 91 Moyenne:44	245
Origine européenne	442	230	122	<i>Etud inf:</i> 223 <i>Etud sup:</i> 91	16 à 92 Moyenne:48	249

⁴⁹ Cf. annexe 2 pour la définition des variables Etudinf et Etudsup.

Annexe 2 : Définition des variables

Variables expliquées

▪ Part

“Part” est la variable dépendante de l'équation de participation au marché du travail. C'est une variable binaire qui prend sa valeur non nulle lorsque la personne observée appartient à la population active.

▪ Work

“Work” est la variable dépendante de l'équation de probabilité d'être employé. C'est une variable binaire qui prend sa valeur non nulle lorsque la personne observée travaille.

Variables explicatives

Les covariables décrites ci-dessous seront utilisées dans les équations respectivement de participation au marché du travail et de probabilité de travailler. Ces covariables sont supposées capturer les effets possibles de l'origine, du genre, de l'histoire professionnelle, du capital symbolique, de la trajectoire migratoire ainsi que de la taille du ménage et du cycle de vie sur la probabilité de l'individu observé d'appartenir à la population active ainsi que sur sa chance d'accéder à l'emploi.

▪ Ane & ae

Dans la grande majorité des recherches économétriques en Europe continentale, la nationalité est utilisée comme variable de contrôle pour l'impact de l'origine sur la probabilité d'emploi.

Toutefois, pour des pays tels que la Belgique qui ont facilité l'accès à la nationalité, les POE ayant acquis la nationalité de leur pays de résidence par naturalisation disparaissent des statistiques relatives aux populations étrangères (sans toutefois connaître une amélioration de leur situation sur le marché de l'emploi). Ainsi par exemple, si l'on considère les deux principales minorités d'origine extra-européenne résidant en Belgique, à savoir les Marocains et les Turcs, respectivement 66% et 70% d'entre eux ont acquis la nationalité belge (Poulain et al. 2006) sans que leur situation sur le marché de l'emploi ne s'améliore pour autant (Martens et al. 2005, Vertommen et al. 2006).

Pour la Belgique, les personnes naturalisées représentent en 2003 environ 5% de l'ensemble de la population belge pour une population étrangère (non-européenne) d'environ 8% (3%) (INS 2003). Ils convient donc d'identifier ces ex-étrangers dans l'analyse de la discrimination sur le marché du travail.

ECHP n'indique pas si la personne observée est naturalisée ou non. Néanmoins, cette

base de données signale une éventuelle double nationalité. Nous utiliserons cette dernière information pour approximer les POE.

En effet, la majorité des pays d'émigration extra-européens permettent à (voire obligent) leurs ressortissants de conserver leur nationalité d'origine (Maroc, Turquie, Pologne⁵⁰,...) en cas de naturalisation. Les POE européennes quant à elles ne peuvent pas toujours conserver

leur nationalité d'origine en cas de naturalisation. Cependant, leur origine européenne ne devrait les inciter à la naturalisation que dans une moindre mesure.

Ainsi par exemple, si l'on considère la nationalité d'origine des Belges par naturalisation entre 1995 et 2000, et plus spécifiquement les 10 nationalités⁵¹ les plus représentées, à savoir 202 786 personnes, moins de 8% d'entre eux avaient au départ une nationalité européenne (Ouali 2003). Plus de 92% d'entre eux provenaient de pays extra-européens, reconnaissant tous la double nationalité (selon les informations fournies par les Consuls de ces différents pays), à l'exception notable de la R.D du Congo qui ne comptait cependant que pour 3% des naturalisations. Ouali (2004) confirme que « ce sont surtout les ressortissants non-européens qui se naturalisent le plus [sur la période 1997-2001], ils représentent 90% des naturalisations »⁵².

Par ailleurs, nous considérons comme négligeable, le nombre de personnes d'origine non-étrangère qui acquiert une autre nationalité. A titre d'exemple, entre 1995 et 2000, moins de 87 Belges par an en moyenne ont acquis une autre nationalité.

La variable binaire "ane" est relative aux étrangers et ex-étrangers (nationaux nés étrangers) non ressortissants d'un Etat membre de l'UE tandis que la variable binaire "ae" s'intéresse aux étrangers et ex-étrangers ressortissants d'un Etat membre de l'UE.

"Ane" est non-nul si l'individu observé est un étranger ressortissant d'un pays hors UE ou s'il a la nationalité de son pays de résidence mais est né étranger ressortissant d'un pays hors UE.

"Ae" est non-nul si l'individu observe est un étranger ressortissant d'un pays de l'UE ou s'il a la nationalité de son pays de résidence mais est né étranger ressortissant d'un Etat membre de l'UE.

Ces deux variables sont nulles si l'individu observé est né avec la nationalité de son pays de résidence.

▪ Sex

La variable binaire "sex" est non-nulle si l'individu observé est une femme.

La discrimination liée au genre est bien établie pour les pays de l'UE mais l'effet, sur la probabilité d'être engagé, de l'interaction entre le genre et l'origine reste méconnue en Europe continentale, contrairement aux Etats-Unis par exemple où certaines femmes peuvent moins souffrir de la discrimination que les hommes de même origine (Bayard,

⁵⁰ Etat non membre de l'UE en 2001.

⁵¹ Ces 10 nationalités sont celles du Maroc, de la Turquie, de l'Italie, de l'ex-Yougoslavie, de l'Algérie, de la R.D. du Congo, de la France, de la Tunisie, de la Roumanie et de la Pologne (Ouali, 2003).

⁵² Ouali (2004), page 20.

1999).

▪ **Expce & expce²**

La variable “*expce*” exprime l’expérience professionnelle de la personne observée en mesurant le nombre d’année où elle a été employée. “*Expce²*” en est la forme quadratique. En effet, l’effet positif de cette variable est décroissant et devient négatif après un certain nombre d’années de travail.

▪ **Ltunemployed**

“*Ltunemployed*” est une variable binaire, qui est non-nulle si l’individu interviewé a été au chômage pendant un an ou plus, et ce, au moins une fois sur la période entre 1996 et 2001. En effet, étant donné que les travailleurs désavantagés sont plus sensibles aux cycles économiques (Juhn, 2002 et Mavromaras, 2006), il est important de capturer l’effet possible de l’inactivité sur une même période de référence.

▪ **Etudinf & etudsup**

La variable binaire “*etudinf*” est non-nulle si le plus haut niveau d’éducation atteint est inférieur au niveau secondaire supérieur.

La variable binaire “*etudsup*” est non-nulle si le plus haut niveau d’éducation atteint est l’enseignement supérieur.

Ces deux variables sont nulles si le plus haut niveau d’éducation atteint est le niveau secondaire supérieur.

De même que pour le genre, l’effet de l’interaction entre l’éducation et l’origine est ambigu (voir Connor et al., 1996 ainsi que Blackaby et al., 1998 et 2002).

▪ **Native**

La variable binaire “*native*” est non-nulle pour les personnes interviewées qui sont nées dans leur actuel pays de résidence.

En toute hypothèse, on pourrait penser que les étrangers nés dans leur pays de résidence ont un avantage compétitif sur le marché du travail par rapport aux migrants. En effet, leur dotation en capital symbolique (éducation, maîtrise de la langue, capital social, ...) devrait être, en toute logique, plus aisément valorisé sur le marché de l’emploi. Cependant, aucun effet de ce genre n’a été observé à ce jour.

▪ **Stay**

“*Stay*” contrôle pour la durée du séjour des étrangers/naturalisés non natifs de leur pays de résidence. Sa valeur est égale au nombre d’années écoulées depuis que ces personnes ont immigré dans le pays observé.

Le pouvoir explicatif de cette variable reste controversé (voir Niesing, 1994 et Debuissou, 2004).

▪ **Lg2**

Dans quelle mesure les compétences linguistiques (particulièrement la maîtrise d’une langue officielle du pays de résidence) améliorent les opportunités d’emploi pour les

étrangers ou les nationaux représentés comme tels reste une question ouverte (voir Niesing et al., 1994 et Beishon, 1997).

La variable binaire “*lg2*” est non-nulle lorsque la personne observée maîtrise une seconde langue suffisamment bien que pour tenir une conversation dans la plupart des contextes sociaux.

▪ *Ksoc*

Dans l'acceptation de Bourdieu (1980a) le capital social réfère à « l'ensemble des ressources actuelles ou potentielles qui sont liées à la possession d'un réseau durable de relations... ». Ce capital social est en interaction permanente avec les autres dotations en capital symbolique, notamment celles en capital économique et culturel. ECHP DB renseigne si, oui ou non, la personne est « membre d'un club, tel qu'un club de sport ou de loisirs, d'une association locale ou d'un comité de quartier, d'un parti, etc. ». Nous utiliserons cette donnée comme proxy du capital social de l'individu. “*Ksoc*” est une variable binaire qui est non-nulle en cas d'appartenance à une quelconque organisation.

A notre connaissance, la significativité de cette variable n'a jamais été testée, à ce jour, dans les équations d'offre de travail. Selon Bourdieu, celle-ci devrait influencer positivement la probabilité d'être employé.

▪ *Proprio & futproprio*

Le patrimoine immobilier de la personne observée définit la variable capturant l'effet du capital économique.

Les variables binaires “*proprio*” et “*futproprio*” sont respectivement non-nulles pour les propriétaires sans emprunt hypothécaire sur leur habitation (ou si l'hébergement est fourni à titre gratuit), et pour les propriétaires ayant un emprunt hypothécaire en cours. Ces deux variables sont nulles si l'individu observé est locataire.

▪ *Revpart*

La variable “*revpart*” donne, pour les personnes vivant en couple (qu'elles soient mariées ou non), le revenu professionnel net total (travail indépendant inclus) du partenaire pour l'année 2000, exprimé en parité de pouvoir d'achat.

Dans le cadre de la sociologie bourdieusienne, les agents sociaux ont une dotation globale en capital symbolique qu'ils utilisent pour maintenir/améliorer leur position dans l'espace social. Le capital économique, social et culturel sont différentes « devises » d'un même capital symbolique qui peuvent être interchangées par les individus pour mener leur trajectoire sociale (voir Bourdieu, 1992 et 1997).

Nous considérons que la position sociale d'un individu peut être estimée par ses revenus professionnels. Néanmoins, ces revenus ne peuvent constituer une variable explicative de la probabilité de travailler. En effet, avoir des revenus professionnels implique automatiquement de travailler. Toutefois, Bourdieu (1980b) suggère, avec le concept de l'habitus, que la dotation symbolique d'une personne est étroitement corrélée à celle de son entourage. Nous estimerons donc la dotation en capital symbolique d'un

individu par celle de son partenaire, lorsque ce premier vit en couple. Par conséquent, nous utiliserons “*revpart*” comme proxy pour le capital symbolique de l'individu observé. Nous nous attendons à ce que “*revpart*” capture l'effet de toute dotation en capital symbolique qui ne serait pas prise en compte par “*ksoc*” (proxy du capital social), “*etudinf*”, “*etudsup*” (proxys du capital culturel) ou par “*proprio*” et “*futproprio*” (proxys du capital économique).

▪ ***Sgl &parent***

Les variables binaires “*sgl*” et “*parent*”, relatives à la composition de la famille, sont respectivement non-nulles si l'individu questionné vit en couple, quelque soit son statut marital, et s'il a au moins un enfant à charge.

La composition de la famille peut avoir un impact différent sur la possibilité de participer au marché de l'emploi pour certaines minorités, comparées aux autochtones (Blackaby et al. 2002).

▪ ***BG, FR, IR, AU, FL, DK, ES, IT, PT, GR***

Ces variables binaires ont pour objectif de capturer l'effet du pays de résidence de la personne observée sur la chance de participer au marché de l'emploi/d'être employée. Elles sont relatives à, respectivement, la Belgique, la France, l'Irlande, l'Autriche, la Finlande, le Danemark, l'Espagne, l'Italie, le Portugal et la Grèce. Ainsi par exemple, la variable BG prend sa valeur non-nulle si la personne observée réside en Belgique.

La Belgique fera office de pays de référence, choisi arbitrairement, afin de comparer si chacun des autres pays à un effet significatif, comparé à la Belgique, sur les probabilités estimées.