

Pourquoi les immigrants portugais veulent-ils tant retourner au pays ?

Manon Domingues Dos Santos * François-Charles Wolff **

Juillet 2009

Résumé: Comprendre les déterminants du retour des migrants et les caractéristiques à même de les influencer est essentiel pour appréhender de manière rigoureuse les conséquences économiques des migrations et définir les politiques migratoires adaptées. A cette fin, en exploitant les données de l'enquête sur le Passage à la Retraite des Immigrés réalisée en 2003, cette contribution analyse pourquoi les ressortissants d'origine portugaise résidant en France se singularisent-ils par une propension au retour de près de 50%, soit plus de deux fois supérieure à celle de leurs homologues espagnols et italiens. Nous montrons que les différences communautaires relatives en outre au niveau d'éducation, à durée de séjour, au niveau de maîtrise de la langue française, à la localisation des membres de leur cellule familiale et à l'origine de leur conjoint expliquent une part substantielle de l'écart observé. L'application de techniques de décomposition non-linéaire révèle toutefois que si près de 70% des écarts dans les intentions de retour entre les ressortissants du Portugal et les ressortissants d'Espagne et d'Italie s'expliquent par les différences entre les caractéristiques observables retenues, près d'un tiers de l'écart observé demeure lié à l'effet différencié des facteurs influençant le souhait de localisation.

Mots-clés: Migration, intentions de retour

Classification JEL: O15

* Correspondance. OEP, Université Paris-Est Marne-la-Vallée et CREST, INSEE, France.

Email : manondds@ensae.fr

** LEN, Université de Nantes, BP; CNAV et INED, Paris, France.

Email: wolff@sc-eco.univ-nantes.fr Homepage: <http://www.sc-eco.univ-nantes.fr/~fcwolff>

1. Introduction

Plus de la moitié des immigrants portugais âgés de 45 à 70 ans projette de retourner dans leur pays natal, cette proportion étant de moins d'un quart parmi leurs homologues espagnols et italiens (De Coulon et Wolff, 2006). Pourquoi les intentions de retour des immigrants portugais sont-elles si singulières ? Apporter des éléments de réponse à cette question est l'objet de la présente contribution.

Analyser pourquoi les immigrants portugais se caractérisent par une si forte propension au retour est essentiel aussi bien pour appréhender les conséquences de leur migration sur leur économie d'accueil que sur leur économie d'origine. En effet, au regard de l'économie d'accueil, la littérature théorique et empirique montre que les immigrants temporaires sont susceptibles d'afficher une propension à l'emploi et à l'épargne plus importante, d'accepter des rémunérations plus faibles ou d'être moins enclins à acquérir certaines compétences spécifiques au pays hôte telles que la maîtrise de la langue (Galor et Stark, 1990, 1991, Dustmann, 1997, 1999).

Au regard de l'économie d'origine, les émigrés temporaires y transfèrent une part plus importante de leurs ressources, y investissent à leur retour une partie de l'épargne qu'ils ont accumulée dans leur pays hôte et y diffusent les compétences qu'ils ont acquises à l'étranger (Glytsos, 1997, Ahlburg et Brown, 1998, Dustmann et Kirschkamp, 2002, Mesnard, 2004, Domingues Dos Santos et Postel-Vinay, 2003, 2005). Le retour des migrants conditionne donc largement leur comportement économique et de là l'incidence des flux migratoires sur les économies concernées. Comprendre les déterminants du retour des migrants et les caractéristiques à même de les influencer s'avère donc nécessaire pour appréhender de manière rigoureuse les conséquences économiques des migrations.

En dépit des enjeux sous-jacents au retour des migrants, force est de constater le peu de contributions analysant empiriquement les déterminants du retour, mais surtout les caractéristiques individuelles susceptibles de l'influencer. Or, l'impact économique du retour des migrants étant notamment conditionnel à leur âge, leur qualification relative ou leur situation familiale, il s'avère indispensable de définir les caractéristiques individuelles influençant la propension au retour. La carence des travaux empiriques sur ce thème provient sans nul doute du

manque de données permettant de conjuguer la durée de séjour et les caractéristiques des immigrés¹.

L'enquête *Passage à la Retraite des Immigrés* réalisée en France en 2003 permet d'apporter un éclairage nouveau sur les intentions de retour des ressortissants étrangers. Les données recensées relatives à la situation démographique, économique et sociale des enquêtés ainsi qu'à leur projet de retour nous permettent en effet de déterminer les caractéristiques individuelles influençant les intentions de retour des migrants. Elles nous permettent également d'analyser de façon détaillée dans quelles mesures ces caractéristiques expliquent pourquoi les migrants portugais affichent une propension au retour plus forte que celles de leurs homologues étrangers.

Plus précisément, les contraintes migratoires institutionnelles différant en fonction de l'origine des immigrés, nous avons choisi de confronter le comportement de retour des immigrés portugais à celui d'immigrés soumis aux mêmes contraintes migratoires institutionnelles, à savoir les immigrés espagnols et italiens. En vertu des attributs de la citoyenneté européenne, les ressortissants de ces pays peuvent en effet librement circuler au sein de l'union européenne. Les travailleurs immigrés d'un pays membres bénéficient en outre des mêmes droits sociaux que les autochtones et peuvent prétendre aux transferts de leurs acquis en cas de retour au pays. Contrairement notamment aux immigrés originaires d'Afrique, le retour des immigrés d'Europe du sud n'est donc pas contraint par la durée de leur titre de séjour, et leur retour au pays ne les empêcheraient pas le cas échéant de réviser leur choix ultérieurement ou de faire valoir leurs droits à la retraite. En substance, nous comparons donc le comportement de retour au pays de communautés immigrées largement représentées en France dont le choix n'est pas a priori affecté par des contraintes migratoires institutionnelles.

Afin d'analyser la propension au retour des immigrés d'Europe du sud et de mettre en exergue les spécificités communautaires, nous procédons en deux étapes.

Dans une première étape, nous supposons que l'impact des variables explicatives sur la propension au retour des immigrés est indépendant de leur pays d'origine. Nous montrons que si le genre, l'âge ou la situation maritale ont une incidence peu voire non significative sur la propension au retour, les variables représentant le capital humain de l'intéressé dans le contexte de son économie d'accueil, à savoir le nombre d'années d'éducation, leur durée de séjour ou leur niveau de maîtrise de la langue française, ont un impact considérable. Néanmoins, l'impact de

¹ Il convient bien sûr de souligner la difficulté de disposer des données appropriées. Idéalement, il faudrait pouvoir suivre la trajectoire des immigrés lorsqu'ils arrivent dans le pays d'accueil et retournent ensuite au pays. Outre la

l'origine reste prépondérante après contrôle des caractéristiques démographiques et socio-économiques usuelles, la propension au retour des portugais demeurant en effet supérieure de près de 14 points de pourcentage à celle de leurs homologues espagnols et italiens. Par ailleurs, les intentions de retour des immigrants apparaissent très fortement corrélées aux attaches que les immigrants entretiennent avec leur pays d'origine et d'accueil, notamment avec la localisation des membres de leur cellule familiale et l'origine de leur conjoint.

Dans une seconde étape, nous cherchons à apprécier la part des spécificités communautaires s'expliquant par des différences ayant trait aux caractéristiques observables des immigrants ou par à un impact différent de ces caractéristiques sur leur propension au retour. A cette fin, nous appliquons des techniques de décomposition adaptées aux cas non-linéaires, proposées récemment par Yun (2004). Nos résultats révèlent que les différences dans les intentions de retour entre les Portugais et les Espagnols et Italiens sont sensiblement liées à des différences dans l'impact des facteurs explicatifs retenus. Il existe donc de réelles spécificités communautaires au regard des intentions de retour.

Cette contribution est organisée de la façon suivante. Dans la section 2, nous présentons les enseignements de la littérature théorique et empirique sur les déterminants de la propension au retour. La section 3 présente les principales statistiques descriptives relatives à l'échantillon retenu. La section 4 analyse les déterminants de la propension au retour en supposant que leur impact n'est pas conditionné par l'origine des intéressés. La section 5 relâche cette hypothèse en proposant notamment une décomposition de type Oaxaca-Blinder adaptée au cas discret. Finalement, la section 6 conclut.

2. Les déterminants du retour des migrants

Comme le souligne Dustmann (1996), les migrations temporaires constituent plus la règle que l'exception. A titre d'exemple, Bohning (1981) estiment que plus des deux tiers des immigrants admis en RDA entre 1961 et 1976 sont retournés dans leur pays d'origine. Jasso et Rosenzweig (1982) évaluent qu'en fonction des nationalités d'origine, entre 20 et 50% des immigrants américains en ont fait de même pendant les années 70. Les législations migratoires des pays d'accueil expliquent bien sûr le caractère temporaire de certaines migrations pour ceux ne se voyant délivrés qu'un titre de séjour temporaire. Les orientations actuelles des politiques

complexité de leur collecte, de telles données longitudinales auraient toutes les chances d'être affectées par des mécanismes d'attrition sélective.

migratoires des pays d'accueil traditionnels laissent d'ailleurs augurer une intensification de ce motif (Domingues Dos Santos, 2006).

Néanmoins, une part substantielle des migrations temporaires ne résulte pas de contraintes institutionnelles. C'est notamment le cas des migrations temporaires entre pays de l'Union Européenne des ressortissants des pays membres, argument motivant notre choix de limiter notre étude aux cas des immigrés français originaires d'Europe du sud. Ainsi, la littérature théorique analysant les déterminants du retour migratoire identifie plusieurs motifs rationnels et non exclusifs de retour.

En univers incertain, la migration initiale peut tout d'abord s'être effectuée sur la base d'anticipations erronées. Ainsi, dans l'éventualité où le migrant aurait a priori surestimé l'avantage à migrer, il peut, une fois l'erreur constatée, choisir rationnellement de retourner dans son pays d'origine ou de migrer vers une autre destination (Borjas et Brastberg, 1996). Les immigrés originaires d'Europe du sud étant soumis aux mêmes contraintes migratoires institutionnelles depuis 1986, date de l'entrée dans l'Union de l'Espagne et du Portugal, nous pouvons supposer que le retour occasionné par une migration spéculative n'a pas a priori induit de biais de sélection entre les communautés étudiées. De même, tout immigré d'Europe du sud qui décide de rentrer au pays peut le cas échéant réviser son choix et retourner en France.

En univers certain, en présence de préférences pour la consommation dans le pays d'origine, les migrants peuvent choisir de rentrer après avoir accumulé une épargne conséquente dans le pays hôte (Djajic et Milbourne, 1988). Pour Djajic (1989), le retour peut être rationnel quand le pouvoir d'achat des avoirs capitalisés dans l'économie d'accueil est plus élevé dans l'économie d'origine. Le retour est également être motivé lorsque les rendements des compétences acquises à l'étranger sont plus élevés dans le pays d'origine. Stark (1992) montre que la prise en compte d'interactions sociales peut également expliquer le retour lorsque l'émigration a permis d'améliorer suffisamment le statut relatif du migrant dans son pays d'origine. Une dernière explication, suggérée plus récemment par Dustmann (2003), met en jeu l'altruisme familial. Si les parents se soucient du bien-être de leurs enfants au sens de Becker, ils prennent également en compte l'incidence de leurs propres choix de localisation sur la situation future de leur progéniture. L'effet net de l'altruisme sur la probabilité de retour est dans ce cas indéterminé. Si les enfants peuvent bénéficier d'un meilleur niveau de vie en restant en France, les parents privilégieront d'y rester tandis qu'ils opteront pour le retour au pays s'ils estiment que leurs

enfants y trouveront un environnement économique et culturel plus favorable². Ainsi, une part des écarts de propension au retour pourraient s'expliquer par des différences socio-économiques entre les pays de retour considérés en terme notamment de pouvoir d'achat, de services publics ou de rendements des actifs capitalisés.

Au regard de la sélectivité du processus de retour, les travaux antérieurs mettent essentiellement en évidence le rôle de la qualification, de l'âge et l'intensité des attaches du migrant avec ses pays d'accueil et d'origine.

Pour ce qui relève de la qualification, confirmant empiriquement Borjas et Bratsberg (1996), Ramos (1992) et Rooth et Saarela (2007) montrent que le retour des migrants accentue la sélection qui caractérise les flux migratoires initiaux. Lorsque les émigrés sont initialement relativement peu qualifiés, ce sont les plus qualifiés d'entre eux qui retournent au pays tandis que lorsque qu'ils sont ex ante relativement qualifiés, ce sont les moins qualifiés qui rentrent.

Steiner et Velling (1994) ainsi que Constant et Massey (2003) mettent en évidence une plus forte propension au retour à l'âge de la retraite.

La propension au retour diminue également avec le niveau d'intégration du migrant dans son pays d'accueil mais augmente avec l'intensité de ses liens avec son pays d'origine³. Ainsi, la propension augmente avec l'âge d'arrivée et diminue avec la durée de séjour, la maîtrise de la langue du pays d'accueil, la naturalisation, la propriété d'un logement ou la présence d'enfants et du conjoint. En revanche, la propension au retour diminue lorsque les migrants transfèrent des revenus vers leur pays d'origine ou y ont des enfants en bas âge et leur conjoint. Néanmoins, certaines caractéristiques telles que la maîtrise de la langue du pays d'accueil, l'ampleur des transferts ou la localisation des enfants peuvent elles même être influencées par l'aspiration au retour. A ce titre, De Coulon et Wolff (2006) montrent que la localisation des enfants, du conjoint et du migrant sont en partie co-déterminées. Ainsi, toute corrélation éventuellement mise en évidence entre propension au retour et degrés d'intégration du migrant ou entre propension au retour et liens avec son pays d'origine est a priori sujette à un biais de simultanéité qui en limite l'interprétation causale.

² Dustmann (2003) suggère que les effets de la composition par sexe de la fratrie influencent les décisions de retour, les parents valorisant plutôt les carrières de leurs fils, tandis que des éléments liés aux traditions ou au mariage jouent davantage pour les filles.

³ Voir en outre Dustmann (1993, 2003), Duleep (1994), Steiner et Velling (1994), Reagan et Olsen (2000), Constant et Massey (2003), De Coulon et Wolff (2006).

3. Les données

Pour étudier les intentions de retour des migrants vivant en France, nous utilisons les données de l'enquête *Passage à la Retraite des Immigrés* (PRI), réalisée par la CNAV et l'INSEE en 2002 et 2003. Elle porte sur la population immigrée âgée de 45 à 70 ans, qui réside en France à la date de l'enquête, la population d'origine étrangère étant définie par le lieu et la nationalité de naissance.

Cette enquête obtenue par un sondage aléatoire à partir du recensement de la population est représentative de la population immigrée âgée vivant en France et comprend 6211 personnes. Elle contient les informations usuelles relatives aux caractéristiques démographiques et socio-économiques de l'enquêté telles que son âge, sa situation familiale ou son éducation. Elle recense également des informations originales concernant son histoire migratoire, en particulier sa date d'arrivée ou son niveau de maîtrise de la langue française. Enfin, l'enquête renseigne aussi sur les projets de retraite des migrants, pour ceux et celles qui ne l'ont pas encore prise, et sur leur vie après la retraite.

Afin d'analyser la propension au retour des immigrés, nous utilisons une question portant sur l'intention de retour exprimée par l'enquêté. Recourir à des questions relatives aux intentions et non aux réalisations est usuel dans la littérature sur les migrations. Dustmann (2003) appliquant cette méthode montre sur des données longitudinales allemandes que les projets de retour se concrétisent très fréquemment. Concernant les intentions de retours des immigrés, l'enquête PRI distingue plusieurs choix de localisation à la retraite. Le migrant peut soit rester en France, soit retourner au pays d'origine, soit pratiquer le va-et-vient entre la France et son pays d'origine, ou bien encore ne pas avoir d'idée précise sur son intention⁴. Nous construisons donc une variable discrète qui prend pour valeur 1 lorsque l'enquêté émet l'intention de pas rester en France à la retraite et 0 sinon⁵.

Comme nous l'avons expliqué, nous centrons notre étude sur les ressortissants originaires d'Espagne, d'Italie, et du Portugal. Par définition, nous limitons également notre étude aux

⁴ Plus précisément, la question suivante est posée aux enquêtés. « Au cours de votre retraite, souhaitez-vous : (1) Demeurer où vous êtes (en France) - (2) Aller ailleurs en France - (3) Retourner dans votre pays d'origine - (4) Aller vivre dans un autre pays - (5) Passer du temps en France et dans votre pays d'origine - (6) Passer du temps en France et dans un autre pays - (7) Ne sais pas ou ne désire pas répondre »

⁵ Les choix de va-et-vient ont été analysés par Attias-Donfut et Wolff (2005) et de Coulon et Wolff (2006).

immigrés qui ne sont pas encore partis à la retraite. L'échantillon retenu comprend au total 1479 enquêtés, dont 712 sont d'origine espagnole ou italienne et 767 d'origine portugaise.

Globalement, l'intention de retour est formulée par plus de 37% des ressortissants d'Europe du Sud. Toutefois, comme le montre le Tableau 1, il existe de fortes différences entre les groupes. Alors que le retour est projeté par 13% des immigrés italiens, la propension au retour de leurs homologues espagnols avoisine les 25% tandis que près de la moitié des immigrés portugais anticipent de retourner au pays. En somme, la propension au retour concerne moins d'un quart des immigrés espagnols et italiens contre plus de la moitié des immigrés portugais.

Les caractéristiques ayant trait au sexe, à l'âge et à la situation familiale sont similaires pour les deux groupes. En revanche, les communautés se distinguent au regard de leur localisation géographique. Les immigrés portugais sont très fortement concentrés en région parisienne tandis que la présence d'immigrés espagnols et italiens est plus marquée dans le sud-est. On observe également des différences substantielles au regard du niveau d'éducation et de rémunération. Les ressortissants d'origine portugaise ont réalisé des études plus courtes, de près de 3 ans en moyenne, et perçoivent des revenus moindres, l'écart observé de 3.5% demeurant toutefois faible.

Les trajectoires migratoires diffèrent également entre les deux communautés. L'immigration italienne et espagnole apparaît plus ancienne que l'immigration portugaise. Alors que plus de la moitié des italiens ont immigré avant les années 60, plus de la moitié des espagnols sont arrivés en France entre 1960 et 1970. L'immigration portugaise s'avère plus tardive et massive, puisque plus des 2/3 des ressortissants portugais ont migré entre 1965 et 1975. En outre, les migrants portugais affichent un âge à la migration plus élevé. Ils ont en moyenne immigré à 21 ans, l'âge d'arrivée n'étant que de 14 ans pour leurs homologues espagnols et italiens, près d'un tiers des italiens ayant notamment immigré dans leur plus jeune âge. Les deux communautés ayant sensiblement le même âge moyen, la durée de migration est donc relativement plus longue pour les migrants espagnols et italiens (39,8 ans au lieu de 32,1 ans). En somme, l'immigration portugaise présente certaines caractéristiques remarquables : les immigrés portugais sont arrivés plus tardivement et massivement en France à un âge plus avancé et affichent donc une durée moyenne de séjour plus faible. Ces caractéristiques contribuent très certainement à expliquer les plus grandes difficultés des ressortissants du Portugal à parler parfaitement le français (43,3% au lieu de 20,6%).

Les deux communautés se distinguent aussi par les liens familiaux qu'elles entretiennent avec leur pays d'origine et d'accueil. Si près de 90% des immigrés des deux groupes ont au moins un enfant vivant en France et près de 10% ont au moins un enfant vivant au pays, les deux communautés se différencient avant tout au regard de la localisation de leurs parents, des membres leur fratrie ainsi que de l'origine de leur conjoint. Tandis que 40% des ressortissants d'origine portugaise ont au moins un parent vivant au pays, cette proportion n'est que de 23% pour les ressortissants espagnols ou italiens. De manière similaire, une proportion plus importante de portugais ont au moins un membre de leur fratrie au pays⁶. Enfin, si la moitié des ressortissants d'origine espagnole ou italienne a un conjoint né en France, cette proportion n'excède pas 14% pour les ressortissants d'origine portugaise. Ces disparités communautaires au regard de la localisation des membres de la cellule familiale peuvent en partie s'expliquer par les différences d'âge à la migration. Les immigrés portugais étant arrivés en France à 21 ans en moyenne, ils sont plus enclins que leurs homologues espagnols ou italiens, arrivés à 14 ans en moyenne, à avoir migré sans leurs parents ou à avoir eu un conjoint avant leur migration.

Enfin, certaines caractéristiques peuvent a priori aussi bien expliquer que manifester un attachement relativement plus important des immigrés portugais à leur pays d'origine. Ainsi, les portugais sont beaucoup moins enclins à acquérir la nationalité française, ils sont moins souvent propriétaire de leur logement en France et ils envoient beaucoup plus fréquemment des fonds vers leur pays d'origine.

Au final, ces premiers résultats descriptifs mettent en évidence d'un côté des écarts substantiels entre les intentions de retour pour les migrants originaires d'Europe du Sud et de l'autre des écarts substantiels dans les caractéristiques individuelles susceptibles de les influencer. Analyser dans quelle mesure les différences dans les caractéristiques individuelles recensées expliquent pourquoi les ressortissants du Portugal expriment davantage le souhait de retour est précisément l'objet de la prochaine section.

4. Les déterminants des intentions de retour

⁶ En revanche, il n'existe aucune différence entre les deux populations en ce qui concerne la présence d'autres membres de la famille au pays, mais l'enquête n'apporte aucune précision sur la nature des liens familiaux avec ces autres membres.

Compte tenu de la nature discrète de la variable à expliquer, nous estimons la probabilité pour un migrant de retourner au pays d'origine par un modèle Probit. Il existe donc une variable latente associée au souhait de retourner dans son pays à la retraite, cette variable étant positive lorsque le migrant exprime l'intention de rentrer et négative dans le cas contraire. La régression est estimée sur l'échantillon global des 1479 migrants. L'introduction d'une variable muette égale à l'unité lorsque le migrant est d'origine portugaise permet d'évaluer les éventuelles différences suivant l'origine une fois prise en compte l'incidence des variables explicatives. En estimant une régression unique, nous supposons toutefois ici que les effets des facteurs explicatifs sur les intentions de retour ne sont pas conditionnés par le pays d'origine des migrants. Cette hypothèse sera relevée dans la section suivante.

Les résultats des estimations sont reportés dans le tableau 2. Dans une première étape, nous introduisons uniquement les variables démographiques et socio-économiques usuelles relatives au capital humain et au revenu des immigrés (Tableau 2, colonnes (1) et (2)). Deux principaux résultats sont mis en évidence.

Le premier enseignement est que si le genre, l'âge ou la situation maritale ont une incidence peu voire non significative sur la propension au retour, les variables représentant le capital humain de l'intéressé dans le contexte de son économie d'accueil ont en revanche un impact substantiel. Ainsi, l'intention de retour diminue-t-elle avec le nombre d'années d'éducation tandis qu'elle augmente avec le revenu de l'intéressé. L'augmentation de la propension au retour avec le niveau de qualification corrobore donc empiriquement les enseignements de Borjas et Bratsberg (1996), les immigrés originaires d'Europe du sud étant relativement peu qualifiés. Quant à l'impact du revenu, il s'explique sans doute par la définition de la variable dépendante qui inclut de nombreuses situations de va-et-vient. Partager son temps entre deux pays impliquant des coûts de transport et de logement importants, ceux-ci sont en effet plus facilement pris en charge par les ménages aisés. Par ailleurs, les variables caractérisant le niveau d'intégration des immigrés, telles que leur durée de séjour ou leur niveau de maîtrise de la langue française, ont un impact négatif sur leur propension au retour, l'incidence du niveau de maîtrise de la langue française étant en outre remarquable⁷.

⁷ Il convient toutefois de noter, comme le souligne Dustmann (1999), que l'intention de retour et l'investissement en capital humain spécifique au pays d'accueil, dont le niveau de maîtrise de la langue est une composante, peuvent être conjointement déterminés par le migrant.

Le deuxième enseignement mis en exergue est que l'impact de l'origine reste prépondérant après contrôle des caractéristiques démographiques et socio-économiques usuelles. Si la probabilité de retour estimée à partir des caractéristiques moyennes de l'échantillon est de 34%, cette probabilité augmente de 24 points de pourcentage lorsque l'enquêté est d'origine portugaise. Les plus faibles niveaux relatifs de durée de séjour et de maîtrise de la langue française contribuent à expliquer de façon substantielle la plus forte propension au retour des portugais qui diminue de près de 10 points de pourcentage lorsque ces variables sont prises en considération, celle-ci demeurant néanmoins supérieure de près de 14 points de pourcentage à celle de leurs homologues espagnols et italiens.

Après avoir considéré l'impact des caractéristiques démographiques et socio-économiques usuelles sur la propension au retour, nous introduisons dans une seconde étape un ensemble de variables figurant les attaches que les immigrants entretiennent avec leur pays d'accueil et leur pays d'origine (Tableau 2, colonne (3)). L'interprétation causale des corrélations observées est toutefois sujette à caution. En effet, comme nous l'avons déjà souligné, certaines caractéristiques telles que l'ampleur des transferts réalisés par les migrants vers leur pays d'origine, la localisation de leurs enfants, l'achat d'une résidence dans leur pays d'accueil ou leur naturalisation française peuvent elles même être influencées par l'aspiration au retour. Ainsi, toute corrélation éventuellement mise en évidence entre propension au retour et degrés d'intégration du migrant ou entre propension au retour et liens avec son pays d'origine est a priori sujette à un biais de simultanéité qui en limite l'interprétation causale.

La localisation d'un enfant ou d'un parent au pays est fortement corrélée avec le projet de retour. Maintenir des contacts fréquents avec ses ascendants et descendants directs est en effet plus aisé lorsque ceux-ci vivent à proximité⁸. Outre la localisation de ses proches, le lieu de naissance du conjoint apparaît également comme un élément clef. Avoir un conjoint né en France réduit en effet très fortement la propension au retour. Se sentir victime de discrimination accroît au contraire de façon significative le projet de retour. Enfin, l'acquisition de la nationalité française, être propriétaire de son logement en France ou renvoyer de l'argent dans le pays d'origine ont également un impact substantiel, avec des signes conformes aux attentes.

⁸ De nombreuses études sur les relations familiales ont montré que les contacts et visites étaient beaucoup plus importants lorsque les parents et les enfants vivent à proximité les uns des autres (Jellal et Wolff, 2002, Sloan et alii, 2003).

Prendre en considération les attaches que les immigrés entretiennent avec leur pays d'accueil et d'origine réduit de près de 8 points de pourcentage le différentiel communautaire résiduel. Alors que l'impact marginal de l'origine portugaise sur la probabilité de retour après contrôle des caractéristiques socio-économiques usuelles et de l'histoire migratoire est de 14 points de pourcentage, il chute en effet à moins de 6 points de pourcentage avec cette nouvelle spécification. Clairement, si l'impact propre à l'origine diminue lorsque l'on intègre ces liens, il demeure toutefois important.

En somme, la prise en considération de caractéristiques ayant trait à la situation démographique ou socio-économique ainsi qu'aux attaches que les immigrés entretiennent avec leur pays d'accueil et d'origine permet d'expliquer près des $\frac{3}{4}$ de la plus forte propension au retour des immigrés portugais. Toutefois, une partie substantielle de l'incidence de l'origine portugaise sur la propension au retour demeure inexplicée par les variables recensées. De plus, nous avons jusqu'à présent supposé que l'impact des caractéristiques observables sur la propension au retour est indépendant de l'origine des migrants. La section suivante a précisément pour finalité d'apprécier la pertinence de cette hypothèse.

5. Une décomposition des écarts observés

Les différences de propension au retour entre communautés peuvent être attribuables soit à des différences relatives au niveau des caractéristiques observables des deux communautés, soit à un impact différent de ces caractéristiques sur la propension au retour de leurs membres. Nous avons donc mis en oeuvre des techniques de décomposition de type Oaxaca-Blinder pour évaluer le poids respectif des différences relatives aux caractéristiques observées et celles relatives à leur rendement⁹. Toutefois, la variable d'intérêt n'étant pas continue, nous avons retenu une méthode de décomposition adaptée au cas des variables binaires.

Plus précisément, le principe d'une décomposition de type Oaxaca-Blinder est le suivant. Supposons que l'on cherche à expliquer les différences observées pour une variable d'intérêt continue Y entre les deux groupes constitués respectivement par les portugais d'un côté (groupe A) et par les italiens et espagnols de l'autre (groupe B). Soient X_i un vecteur de variables

⁹ Ces techniques de décomposition ont été originellement utilisées pour comprendre les écarts de revenus salariaux par sexe. Pour un aperçu de la littérature, se reporter à Oaxaca et Ramson (1998).

explicatives et β_i le vecteur de coefficients associés, avec $i = A, B$. La différence totale $Y_A - Y_B = X_A\beta_A - X_B\beta_B$ peut s'écrire sous la forme suivante:

$$Y_A - Y_B = (X_A - X_B)\beta_A + X_B(\beta_A - \beta_B) \quad (1)$$

On construit donc une équation auxiliaire prenant en compte les caractéristiques observables d'un groupe, en l'occurrence le groupe B dans l'exemple précédent, et les coefficients estimés obtenus par régression linéaire sur le groupe A . Le premier terme $(X_A - X_B)\beta_A$ indique les écarts entre les deux groupes qui sont liés aux différences de caractéristiques entre les deux groupes, tandis que le second terme $X_B(\beta_A - \beta_B)$ mesure les écarts liés aux différences de coefficients pour les caractéristiques retenues dans la régression¹⁰. Cette décomposition peut être menée à la fois au niveau agrégé et pour chaque variable explicative prise en compte dans l'analyse.

Il importe de noter que plusieurs décompositions peuvent être menées pour expliquer la différence $Y_A - Y_B$, et il existe généralement une dépendance de sentier dans l'application des méthodes de Oaxaca-Blinder. Dans le cas général, il vient (Oaxaca et Ransom, 1994) :

$$Y_A - Y_B = (X_A - X_B)\beta^* + X_A(\beta_A - \beta^*) + X_B(\beta^* - \beta_B) \quad (2)$$

où β^* est définie comme étant la moyenne pondérée suivante :

$$\beta^* = \Omega\beta_A + (I - \Omega)\beta_B \quad (3)$$

Différentes décompositions sont donc possibles suivant les valeurs prises par la matrice de pondération Ω . Ainsi, lorsque $\Omega = I$, on retrouve la décomposition donnée par (1). A l'inverse, si $\Omega = 0$, alors $\beta^* = \beta_B$ et donc $Y_A - Y_B = (X_A - X_B)\beta_B + X_A(\beta_A - \beta_B)$: le groupe factice retenu pour la décomposition a les caractéristiques de la population A . D'autres alternatives consistent à retenir $\Omega = 0,5$ (Reimers, 1983) ou bien $\beta^* = \beta = (X'X)^{-1}(X'Y)$ (Neumark, 1988), c'est-à-dire que les coefficients retenus sont obtenus à partir d'une régression estimée sur la population globale composée des deux groupes A et B .

Si une telle décomposition est désormais usuelle lorsque la variable d'intérêt est continue, le problème est un peu plus complexe dans le cas d'une variable discrète. Cette question a néanmoins fait l'objet de développements récents, en particulier Even et Macpherson (1993), Nielsen (1998), Fairlie (1999, 2005), Yun (2004), ou bien Bauer et Sinning (2008), tous ces auteurs proposant des généralisations de la décomposition Blinder-Oaxaca à des fonctions non-linéaires. Le problème principal vient désormais du fait que l'espérance conditionnelle $E(Y|X)$ n'est plus nécessairement égale à $X\beta$, contrairement à un modèle linéaire où $E(Y|X) = X\beta$.

Considérons à présent le cas d'une variable binaire. Soit $P_A = \Phi(X_A\beta_A)$ la probabilité relative à l'intention de retour pour le groupe A (les portugais) et $P_B = \Phi(X_B\beta_B)$ la probabilité correspondante pour le groupe B (les italiens et les espagnols), avec $\Phi(\cdot)$ la fonction de distribution de la loi normale univariée. Suivant Yun (2004), la différence dans les intentions moyennes de retour pour les groupes A et B , notées \bar{P}_A et \bar{P}_B , est donnée par :

$$\bar{P}_A - \bar{P}_B = \left[\overline{\Phi(X_A\beta_A)} - \overline{\Phi(X_B\beta_A)} \right] + \left[\overline{\Phi(X_B\beta_A)} - \overline{\Phi(X_B\beta_B)} \right] \quad (4)$$

Autrement dit, il suffit de calculer les probabilités moyennes de retour pour le groupe A , pour le groupe B , et pour un groupe fictif qui a ici les caractéristiques X_B du groupe B et le comportement du groupe A donné par les coefficients β_A (là encore, le groupe de référence pouvant être modifié). Il est également possible de mener une décomposition détaillée de la différence $\bar{P}_A - \bar{P}_B$. Celle-ci indique alors les contributions de chaque variable à la fois aux écarts liés aux différences de caractéristiques observables et aux écarts liés aux différences de coefficients. L'application d'un développement de Taylor à l'ordre un à l'équation permet d'écrire (4) sous la forme suivante (Yun, 2004):

$$\bar{P}_A - \bar{P}_B = \sum_{k=1}^K W_{\Delta X}^k \left[\overline{\Phi(X_A\beta_A)} - \overline{\Phi(X_B\beta_A)} \right] + \sum_{k=1}^K W_{\Delta\beta}^k \left[\overline{\Phi(X_B\beta_A)} - \overline{\Phi(X_B\beta_B)} \right] \quad (5)$$

¹⁰ Ce second terme est généralement appréhendé en termes de discrimination lorsque la décomposition porte sur des équations de salaires estimées respectivement pour les hommes et pour les femmes.

avec K le nombre de variables explicatives incluses dans le vecteur $X_{i,i=A,B}$. Les poids $W_{\Delta X}^k$ et $W_{\Delta \beta}^k$ sont respectivement donnés par :

$$W_{\Delta X}^k = \frac{(\bar{X}_A^k - \bar{X}_B^k)\beta_A^k}{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)\beta_A} \quad (6)$$

$$W_{\Delta \beta}^k = \frac{\bar{X}_B^k(\beta_A^k - \beta_B^k)}{\bar{X}_B(\beta_A - \beta_B)} \quad (7)$$

et tels que $\sum W_{\Delta X}^k = 1$ et $\sum W_{\Delta \beta}^k = 1$, avec \bar{X}_i^k la valeur moyenne de la variable explicative X^k pour le groupe i ($i = A, B$). S'il est aisé de mettre en œuvre les calculs nécessaires pour la décomposition, il convient de noter que celle-ci ne reste qu'une approximation (Yun, 2004). Elle comporte en particulier deux erreurs d'approximation, la première relative au recours à une expansion de Taylor et la seconde relative au fait que l'on considère la prédiction de la moyenne plutôt que la moyenne de la prédiction. Néanmoins, en dépit de cette limitation, Fairlie (2005) souligne qu'une telle décomposition discrète est bien plus appropriée que la méthode standard à la Oaxaca-Blinder en présence d'une variable dépendante binaire.

Les résultats obtenus sont indiqués dans le tableau 3. Les techniques de décomposition non linéaires permettent de préciser les poids relatifs des écarts dans les intentions de retour dus respectivement à des différences de caractéristiques entre les portugais et les espagnols et italiens et à des différences dans le rôle des facteurs explicatifs pour ces deux populations. Pour les différences de caractéristiques, nous avons également calculé les contributions respectives de chaque facteur explicatif retenu. Dans les deux cas, les t de Student reporté ont été obtenu par une technique de bootstraps. Enfin, nous avons mis en œuvre les décomposition pour $\beta^* = \beta_A$, $\beta^* = \beta_B$ et $\beta^* = \beta$ (décomposition à la Neumark).

Les résultats de la décomposition agrégée révèlent qu'environ 70% des écarts dans les intentions de retour entre les ressortissants du Portugal et les ressortissants d'Espagne et d'Italie s'expliquent par des différences dans les caractéristiques observables de ces deux groupes. Cette proportion varie en fonction de la population retenue, avec des valeurs allant de 63.7% pour $\beta^* = \beta_A$ à 74.1% pour $\beta^* = \beta$. L'incertitude sur le choix de la population de référence peut être vue comme une source d'imprécision supplémentaire dans la décomposition.

Il en résulte que près de 30% de l'écart initial vient de différences dans les coefficients des régressions, avec une proportion allant de 25,9% à 36,%. Ainsi, un tiers de l'écart net observé sur les intentions de retour apparaît lié à l'effet différencié cumulé des facteurs explicatifs retenus qui influencent le souhait de localisation. En clair, si les deux communautés avaient en moyenne les mêmes caractéristiques, le différentiel de propension au retour diminuerait de près de 70%.

Compte tenu de la difficulté d'interprétation de la proportion « inexplicée » des écarts dans les intentions de retours, seules les contributions des variables relatives à la différence de caractéristiques entre les deux groupes sont indiquées dans le Tableau 3. Deux variables exercent alors un rôle prépondérant : il s'agit de la durée de la migration et de la localisation en région parisienne. Avec une décomposition à la Neumark, ces deux facteurs expliquent plus de 80% de l'incidence totale relative aux caractéristiques observables. Si les deux populations considérées avaient les mêmes durées de séjour en France, l'écart dans les intentions de retour serait réduit de 53,8%. Enfin, le fait d'avoir des difficultés à parler le français et le nombre d'années d'éducation joue aussi un rôle significatif, même si les effets observés sont aussi plus sensibles à la dépendance de sentier.

6. Discussion et conclusion

Les migrations internationales ont de longue date été appréhendées dans un contexte lié au marché du travail. Avec le vieillissement de la population immigrée et la montée en nombre des secondes voire des troisièmes générations, les économistes ne s'intéressent aujourd'hui plus seulement aux performances sur le marché du travail des ressortissants étrangers. Ils cherchent également à analyser la migration sur l'ensemble du cycle de vie et dans sa dimension intergénérationnelle. Basée sur l'exploitation de l'enquête PRI, cette étude vient renseigner sur les intentions de retour des ressortissants originaires d'Europe du Sud vivant en France en 2003. Plusieurs résultats importants ressortent de cette étude.

En premier lieu, il existe un véritable ancrage de la population originaire d'Europe du Sud vivant en France. En effet, la proportion de migrants souhaitant retourner définitivement au pays demeure limitée. Néanmoins, les migrants souhaitent tout de même maintenir des liens avec leur pays d'origine, comme l'atteste les intentions de va-et-vient exprimées par les enquêtés. Cette situation où le migrant partage son temps entre deux pays n'est par définition guère envisageable

au cours de la carrière professionnelle, tandis que le temps de loisir maximal dont disposent les retraités autorise ce souhait de multi-localisation¹¹.

En second lieu, nous montrons que les caractéristiques individuelles démographiques et économiques ainsi que les attaches que les immigrés entretiennent tant avec leur pays d'origine qu'avec leur pays d'accueil ont une influence conséquente sur leur souhait de retour au pays. La temporalité des migrations est donc largement conditionnée par la structure des flux migratoires initiaux dont le niveau d'éducation, la durée de séjour, la maîtrise de la langue, la localisation des membres de la cellule familiale ou l'origine du migrant sont des constituants clés.

Enfin, nous avons mis en exergue la spécificité communautaire de la propension au retour et cherché à expliquer les différences de souhaits exprimés par les immigrés d'origine portugaise et leurs homologues italiens et espagnols. Les ressortissants portugais exprimant un désir de retour au pays beaucoup plus important, nous avons analysé dans quelle mesure cette spécificité s'explique par des différences relatives aux caractéristiques observables des migrants ou par des effets différenciés de ces variables explicatives sur l'intention de retour. L'application de techniques de décomposition adaptées au cas non-linéaire révèle que si près de 70% de l'écart total observé entre les deux groupes de migrants proviennent des différences dans les caractéristiques retenues, l'influence de ces caractéristiques n'est toutefois pas homogène entre les communautés. Il existe donc bien des spécificités communautaires dans le comportement de retour des immigrés.

Si les caractéristiques individuelles retenues dans notre analyse n'expliquent qu'en partie la plus forte propension au retour des migrants portugais, il convient de s'interroger sur les facteurs susceptibles d'expliquer le résidu.

A ce stade, il est intéressant de mettre en exergue qu'une part substantielle des projets de retour semble antérieure à la migration et que les intentions de retour ont tendance à ce maintenir tout au long du séjour. Les données fournissent à ce sujet une information d'intérêt, puisque l'enquête comprend une question sur les projets initiaux à l'époque où les migrants sont arrivés en France. Certes, les résultats ne sont sans doute pas sans biais de justification, car il est tout à fait possible que les enquêtés répondent à la question en référence à leur intention actuelle plutôt qu'à leur

¹¹ L'enquête ne permet malheureusement pas de savoir la répartition du temps désirée par le migrant. Cette information serait assurément d'importance pour les pays d'origine, qui auraient ainsi une idée des flux potentiels pouvant contribuer à l'activité économique locale.

intention originelle (sans aucun doute délicate à se remémorer). De nouveau, des différences significatives sont mises en évidence à travers l'enquête PRI entre les deux groupes de migrants. D'après le tableau 4, si plus d'un tiers des migrants d'origine espagnole ou italienne avaient pour projet initial de demeurer définitivement en France, cette proportion n'était que d'un cinquième parmi les portugais. Parallèlement, plus de la moitié de ces derniers avaient pour intention première de rentrer au pays, contre seulement un tiers de leurs homologues espagnols et italiens. Les différences par pays d'origine dans les comportements de retour en fin de carrière tendent donc à se maintenir tout au long de la vie active. Quelle explication peut-on dès lors donner aux écarts qui sont observés ?

La géographie joue très certainement un rôle essentiel. Alors que l'Espagne et l'Italie ont des frontières communes avec la France, permettant en cela aux migrants de garder facilement des liens avec le pays d'origine et d'y rentrer relativement plus souvent, le Portugal est un peu plus éloigné et ne dispose pas de zones transfrontalières. En ce sens, la migration vers un pays davantage éloigné peut donner lieu à un attachement plus fort à l'égard du pays d'origine, venant compenser en quelque sorte la rupture. Cette compensation implicite se traduirait alors par des retours plus marqués au pays d'origine de la part des ressortissants du Portugal, une fois la carrière professionnelle achevée. Parallèlement, la proximité géographique favorise également les mariages mixtes entre migrants et natifs, pour lesquels nous avons souligné l'influence significative sur le souhait de localisation à la retraite.

Enfin, cette contribution présente deux limites principales, qui constituent autant de voies de recherche à explorer.

En premier lieu, les données disponibles se limitent aux intentions de retour des immigrés âgés de plus de 45 ans et présents en France. Nous ne pouvons donc ni apprécier dans quelle mesure ces souhaits seront ou non concrétisés, ni étudier le comportement de retour au cours d'une majeure partie de la vie active. En ce sens, il est vraisemblable que les migrants retenus pour l'étude sont plus à même une fois à la retraite de vouloir rester en France, compte tenu du temps qu'ils ont en moyenne passé dans ce pays.

En second lieu, certaines variables explicatives retenues notamment pour identifier les attaches que les immigrés entretiennent avec leur pays d'accueil et d'origine sont susceptibles d'engendrer des biais d'endogénéité. A titre d'illustration, un immigré a d'autant moins intérêt à demander la

nationalité française et d'autant plus à envoyer de l'argent au pays qu'il entend y retourner. Toutefois, l'enquête ne fournit pas de données suffisamment détaillées sur les motivations du projet de retour ou bien encore sur l'acquisition de la nationalité française pour pouvoir tenir compte des biais sous-jacents.

En définitive, seul un suivi longitudinal et durable des populations immigrées spécifiant les motivations des comportements recensés permettrait d'obtenir un panorama didactique de leurs décisions de retour et de ses conséquences tant sur le pays d'accueil que sur les pays d'origine. Si de telles données sont disponibles en Allemagne à travers le German Socio-Economic Panel initié en 1983 et pour lequel la collecte annuelle se poursuit, il serait sans aucun doute de la plus grande utilité de collecter davantage d'informations statistiques sur les populations immigrées qui vivent en France.

Références

- Ahlburg D., Brown R., 1998. Migrants' intention to return home and capital transfers: A study of Togans and Samoans in Australia, *Journal of Development Studies*, 35, 121-151.
- Attias-Donfut C., Wolff F.C., 2005. Transmigration et choix de vie à la retraite, *Retraite et Société*, 44, 80-107.
- Bauer T. K., Sinning M., 2008. An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition to nonlinear models. *Advances in Statistical Analysis*, 92, 197-206.
- Bhaumik S., Gang I.N., Yun M.S., 2006. Ethnic conflict and economic disparity: Serbians and Albanians in Kosovo, *Journal of Comparative Economics*, 34, 754-773.
- Bohning W., 1981. Estimating the propensity tu guestworkers to leave, *Monthly Labor Review*, 104, 37-40.
- Borjas G., Bratsberg B., 1996. Who leaves? The outmigration of the foreign born, *Review of Economics and Statistics*, 78, 165-178.
- Constant A., Massey D., 2003. Self-selection, earnings, and out-migration : a longitudinal study of immigrants to Germany, *Journal of Population Economics*, 16, 631-653.
- De Coulon A., Wolff F., 2006. The location of immigrants at retirement : Stay/Return or « Va-et-Vient ? », *IZA Discussion Paper*, 2224.
- Djajic S., 1989. Migrants in a guest-worker system, *Journal of Development Economics*, 31, 327-339.
- Djajic S., Milbourne R., 1988. A general equilibrium model of guest-worker migration: A source-country perspective, *Journal of International Economics*, 25, 335-351.
- Domingues Dos Santos M., 2005. Travailleurs maghrébins et portugais en France : le poids de l'origine, *Revue Economique*, 56, 447-464.
- Domingues Dos Santos M., 2006. Attraction des élites et exode des cerveaux : les enjeux économiques d'une concertation entre pays d'origine et pays d'accueil, *Horizons Stratégiques*, 1, 18-27.

- Domingues Dos Santos M., Postel-Vinay F., 2003. Migration as a source of growth : the perspective of a developing country, *Journal of Population Economics*, 16, 161-175.
- Domingues Dos Santos M., Postel-Vinay F., 2005. The impact of temporary migration on human capital accumulation and economic development, *Brussels Economic Review*.
- Duleep H., 1994. Social security and emigration of immigrants, *Social Security Bulletin*, 57, 37-52.
- Dustmann C., 1996. Return migration : the European experience, *Economic Policy*, 22, 215-250.
- Dustmann C., 1997. Differences in the Labour Market Behaviour between Temporary and Permanent Migrant Women, *Labour Economics*, 4, 29-46.
- Dustmann C., 1999. Temporary migration, human capital and language fluency of migrants, *Scandinavian Journal of Economics*, 1001, (297-314).
- Dustmann C., 2001. Why go back? Return motives of migrants workers, in S. Djajic (ed), *International Migration: Trends, Policy, and Economic Impacts*, Chapter 11, Routledge.
- Dustmann C., 2003. Children and return migration, *Journal of Population Economics*, 16, 815-830.
- Dustmann C., Kirchkamp O., 2002. The optimal migration duration and activity choice after re-migration *Journal of Development Economics*, 67, 351-372.
- Even W.E., Macpherson D.A., 1993. The decline of private-sector unionism and the gender wage gap, *Journal of Human Resources*, 28, 279-296.
- Fairlie R.W., 1999. The absence of the African-American owned business: An analysis of the dynamics of self-employment, *Journal of Labor Economics*, 17, 80-108.
- Fairlie R.W., 2005. An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models, *Journal of Economic and Social Measurement*, vol. 30, pp. 305-316.
- Fougère D., Safi M., 2005. L'acquisition de la nationalité française : quels effets sur l'accès à l'emploi des immigrants ?, *France Portrait Social*, 163-184.
- Galor O., Stark O., 1990. Migrants' savings, the probability of return migration, and migrants' performance, *International Economic Review*, 31, 463-467.
- Galor O., Stark O., 1991. The probability of return migration, migrants' effort and migrants' performance, *Journal of Development Economics*, 35, 399-405.
- Glytsos N., 1997. Remitting behaviour of temporary and permanent migrants: the case of Greeks in Germany and Australia, *Labour*, 11, 409-435.
- Jasso G., Rosenzweig M., 1982. Estimating the emigration rates of legal immigrants using administrative and survey data: The 1971 cohort of immigrants to the United States, *Demography*, 19, 279-290.
- Jellal M., Wolff F.C., 2002. Cultural evolutionary altruism : Theory and evidence, *European Journal of Political Economy*, 18, 241-262.
- Jones F.L., 1983. On decomposing the wage gap: A critical comment on Blinder's method, *Journal of Human Resources*, 18, 126-130.
- Mesnard A., 2004. Temporary migration and capital market imperfections, *Oxford Economic Papers*, 56, 242-262.
- Neumark D., 1988, Employer's discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination, *Journal of Human Resources*, 279-295.
- Nielsen H.S., 1998. Discrimination and detailed decomposition in a Logit model, *Economics Letters*, 61, 115-120.

- Oaxaca R., Ramson M., 1994. On discrimination and the decomposition of wage differentials, *Journal of Econometrics*, 61, 5-21.
- Ramos, 1992. Out-migration and return migration of Puerto Ricans, *Immigration and the workforce*, University of Chicago Press, 49-66.
- Reagan P., Olsen R., 2000. You can go home again: Evidence from longitudinal data, *Demography*, 37, 339-350.
- Reimers C., 1983. Labor market discrimination against Hispanic and Black men, *Review of Economics and Statistics*, 65, 570-579.
- Rooth D., Saarela J., 2007. Selection in migration and return migration: Evidence from micro data, *Economics Letters*, 94, 90-95.
- Sloan F.A., Zhang H.H., Wang J., 2002. Upstream intergenerational transfers, *Southern Economic Journal*, 69, 363-380.
- Stark, 1992. *The migration of labor*, Blackwell, Oxford.
- Steiner V., Velling J., 1994. Re-migration behavior and expected duration of stay of guest workers in Germany, *The economic consequences of immigration to Germany*, Physical-Verlag, 101-119.
- Yun M.-S., 2004. Decomposing differences in the first moment, *Economics Letters*, 82, 275-280.

Tableau 1. Description des données

Variables	Pays d'origine du migrant			Ensemble
	Italie	Espagne	Portugal	
Intention de retour	0,131	0,266	0,532	0,371
<i>Caractéristiques démographiques</i>				
Sexe féminin	0,455	0,537	0,465	0,480
Age	53,838	53,638	52,947	53,328
Vit en couple	0,888	0,847	0,896	0,882
Région				
Région parisienne	0,154	0,254	0,510	0,361
Bassin parisien	0,039	0,040	0,114	0,078
Nord	0,078	0,023	0,040	0,045
Est	0,240	0,037	0,062	0,100
Sud-Ouest	0,059	0,212	0,123	0,129
Centre-Est	0,224	0,105	0,117	0,140
Méditerranée	0,207	0,331	0,034	0,148
<i>Capital humain et revenu</i>				
Nombre d'années d'éducation	9,508	8,528	6,391	7,657
Difficulté à parler le français	0,140	0,274	0,433	0,324
Revenu du ménage (log) :				
Moyenne	9,971	9,825	9,863	9,880
Quartile 1	6,634	9,496	9,617	9,604
Quartile 2	10,043	9,880	9,992	9,987
Quartile 3	10,500	10,327	10,309	10,331
<i>Caractéristiques migratoires</i>				
Age à la migration	12,480	15,489	20,855	17,544
Durée de la migration	41,358	38,150	32,091	35,784
Arrivée				
Avant 1960	0,567	0,268	0,014	0,209
1960-1964	0,165	0,316	0,115	0,175
1965-1969	0,095	0,223	0,364	0,265
1970-1974	0,064	0,102	0,374	0,234
Après 1975	0,109	0,090	0,133	0,117
<i>Attaches avec la France</i>				
Conjoint né en France	0,550	0,446	0,142	0,314
Enfants vivant en France	0,908	0,924	0,926	0,921
Nationalité française	0,497	0,506	0,175	0,332
Propriétaire	0,765	0,757	0,580	0,667
Sentiment de discrimination	0,221	0,169	0,121	0,157
<i>Attaches avec le pays d'origine</i>				
Parents au pays d'origine	0,196	0,266	0,400	0,318
Enfants vivant au pays	0,078	0,107	0,119	0,106
Autre famille au pays	0,930	0,963	0,965	0,956
Envoi d'argent au pays	0,081	0,153	0,456	0,293
Nombre d'observations	358	354	767	1479

Source: Enquête PRI 2003.

Tableau 2. Les déterminants des intentions de retour des migrants

Variables	(1)		(2)		(3)	
	Effet marginal	t-test	Effet marginal	t-test	Effet marginal	t-test
<i>Var. démo-économiques</i>						
Sexe féminin	-3,9%	-1,48	-5,7%**	-2,10	-6,3%**	-2,20
Age	-0,6%**	-2,22				
Vit en couple	2,4%	0,56	2,9%	0,68	5,5%	1,20
Nombre d'années d'éducation	-1,6%***	-3,97	-1,0%**	-2,51	-0,6%	-1,31
Revenu du ménage (log)	3,1%*	1,77	3,1%*	1,73	3,4%**	1,79
Vit en région parisienne	20,0%***	7,06	19,8%***	6,87	13,8%***	4,49
<i>Migration</i>						
Age à la migration			-0,2%	-0,68	-0,8%***	-2,77
Durée de migration			-1,9%***	-6,20	-1,6%***	-5,01
Difficulté à parler le Français			10,4%***	3,35	8,4%***	2,60
<i>Attaches avec la France</i>						
Conjoint né en France					-13,9%***	-3,77
Enfants vivant en France					-3,5%	-0,63
Nationalité française					-12,9%***	-3,75
Propriétaire					-11,1%***	-3,59
Sentiment de discrimination						
<i>Attaches avec le pays d'origine</i>						
Parents vivant au pays					9,1%**	2,24
Enfants vivant au pays					7,3%**	2,38
Autre famille au pays					15,9%***	3,26
Envoi d'argent au pays					0,1%	0,01
<i>Pays de naissance</i>						
Origine portugaise	24,3%***	8,41	14,0%***	4,53	5,8%*	1,69
Probabilité moyenne estimée (en %)		34,9%		33,3%		32,4%
Nombre d'observations		1479		1479		1479
Pseudo R ²		0,129		0,189		0,266
Log vraisemblance		-840,9		-783,8		-708,8

Source: Enquête PRI 2003.

Note: effets marginaux calculés à partir de Modèles Probit. Les seuils de significativité retenus sont respectivement de 1% (***), 5% (**) et 10% (*).

Tableau 3. Décomposition détaillée des intentions de retour des migrants

Décomposition	(1) $\beta^* = \beta_A$	(2) $\beta^* = \beta_B$	(3) $\beta^* = \beta$
<i>Différence totale</i>	0,331 100%	0,331 100%	0,331 100%
Différence de caractéristiques	0,211 (10.04) 63,7%	0,228 (7.56) 69,0%	0,245 (14.78) 74,1%
Différences de coefficients	0,120 (4.04) 36,3%	0,103 (3.11) 31,0%	0,086 (4.34) 25,9%
<i>Différence de caractéristiques : effets détaillés</i>			
Sexe féminin	0,001 (1,18) 0,6%	0,002 (1,49) 0,9%	0,002 (2,27) 0,8%
Vit en couple	0,000 (0,08) 0,1%	0,002 (0,97) 1,0%	0,001 (0,98) 0,6%
Nombre d'années d'éducation	0,011 (1,05) 5,2%	0,038 (2,70) 16,6%	0,032 (4,04) 13,1%
Revenu du ménage (log)	0,000 (0,69) 0,1%	0,000 (-0,24) -0,1%	0,000 (0,20) 0,0%
Vit en région parisienne	0,080 (5,49) 38,0%	0,043 (4,23) 18,6%	0,066 (8,32) 26,8%
Age à la migration	-0,023 (-1,80) -11,1%	0,009 (0,41) 3,9%	-0,014 (-1,20) -5,6%
Durée de la migration	0,106 (5,86) 50,4%	0,118 (4,48) 51,9%	0,132 (9,48) 53,8%
Difficulté à parler le Français	0,035 (3,08) 16,8%	0,016 (1,86) 7,2%	0,026 (3,68) 10,5%

Source: Enquête PRI 2003.

Note : les résultats reportés sont obtenues à partir d'une décomposition non-linéaire des intentions de retour, les t de Student indiqués entre parenthèses sous les coefficients étant obtenus à partir d'une technique de bootstrap.

Tableau 4. Projets de vie à l'époque d'arrivée en France

Réponses	Pays d'origine du migrant		Ensemble
	Espagne ou Italie	Portugal	
Passer la vie professionnelle en France, puis rentrer au pays	5,9	17,6	13,6
Rester quelque temps en France, puis rentrer au pays	28,9	35,9	33,5
Rester quelque temps en France, puis aller dans un autre pays	3,6	1,0	1,9
Rester définitivement en France	34,2	21,4	25,7
Sans projet précis, autre	27,5	24,1	25,2
Total (en %)	100,0	100,0	100,0

Source: Enquête PRI 2003.