



**Les migrations internationales dans les pays de l'OCDE :  
effets sur le marché du travail et sur la croissance  
économique**  
Ekrame Boubtane

► **To cite this version:**

Ekrame Boubtane. Les migrations internationales dans les pays de l'OCDE : effets sur le marché du travail et sur la croissance économique. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2010. Français. <tel-00697298>

**HAL Id: tel-00697298**

**<https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00697298>**

Submitted on 15 May 2012

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ PARIS 1 - PANTHÉON SORBONNE

U.F.R DE SCIENCES ECONOMIQUES

Année 2009-2010

Numéro attribué par la bibliothèque

|2|0|1|0|P|A|0|1|0|0|5|6|

**Thèse pour le Doctorat de Sciences Economiques**

*soutenue publiquement par*

**Ekrame Boubtane**

*le 07 Décembre 2010*

---

**LES MIGRATIONS INTERNATIONALES DANS LES PAYS DE  
L'OCDE : EFFETS SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL ET SUR LA  
CROISSANCE ÉCONOMIQUE**

*Directeur de thèse*

Monsieur Bertrand Wigniolle - Professeur à l'Université Paris 1 Panthéon - Sorbonne

*Jury*

M. Didier Blanchet - Chef du Département des Études Économiques d'Ensemble, INSEE

Mme. Raquel Carrasco - Professeur à l'Université Carlos III de Madrid

M. Frédéric Docquier - Professeur à l'Université Catholique de Louvain

M. Jean-Pierre Laffargue - Professeur à l'Université Paris 1 Panthéon - Sorbonne



*L'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne n'entend donner aucune approbation, ni improbation aux opinions émises dans cette thèse; ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.*



# *Remerciements*

Voici venu le temps de remercier toutes les personnes, qui m'ont aidé tout au long de ce parcours.

Je ne remercierai jamais assez Bertrand Wigniolle pour tout ce qu'il a fait pour moi durant les années de thèse. La confiance qu'il m'a accordée, ainsi que le temps qu'il m'a consacré, m'ont permis de progresser. Bertrand a toujours été là pour me soutenir et m'encourager. Sa rigueur scientifique et ses précieux conseils m'ont permis d'améliorer considérablement mon travail. Bertrand a été un directeur de thèse parfait et sans lui cette thèse ne serait pas ce qu'elle est.

J'aimerais également exprimer à Bertrand ma profonde gratitude pour son implication sans borne, dans différents projets professionnels et personnels, bien au-delà du rôle d'un directeur de thèse.

Je remercie vivement les membres de mon jury de thèse. A l'occasion d'une présentation organisée mi septembre, ils ont fait de nombreux commentaires sur mon travail, que j'ai essayé de mettre à profit de mon mieux. Pour celles, qui n'ont pas été intégrées par manque de temps, le seront inmanquablement par la suite

Raquel Carrasco et Frédéric Docquier ont accepté d'être les rapporteurs de cette thèse.

C'est un grand honneur pour moi et, je leur en suis profondément reconnaissante.

Je voudrais également remercier Didier Blanchet et Jean-Pierre Laffargue, pour avoir bien voulu faire partie de mon jury et, pour les commentaires constructifs qu'ils ont formulés sur mon travail. Leur présence est une source de grande fierté pour moi.

Je tiens à exprimer ma profonde gratitude Jean-Pierre Garson, le chef de la division des économies non membres et des migrations internationales de l'OCDE, qui m'a accueilli dans son équipe, à l'occasion d'un stage au second semestre 2008. Je lui en suis profondément reconnaissante. J'aimerais remercier Jean-Christophe Dumont pour son encadrement pendant ce stage, ainsi que pour sa précieuse collaboration dans la co-écriture d'un des articles repris dans cette thèse. Je remercie également les autres membres de la division pour leur accueil et leurs encouragements. Merci donc à Jonathan Chaloff, Olivier Chatal, Pauline Fron, Anne-Marie Gray, Georges Lemaître, Thomas Liebig, Josep Mestres et Gilles Spielvogel, Cécile Thoreau et Sylviane Yvron.

Je voudrais remercier Dramane Coulibaly pour son amitié et son soutien, tout au long de ces années, ainsi que pour sa contribution de valeur dans la co-écriture d'un article, sur lequel je m'appuie dans le dernier chapitre de cette thèse. Je voudrais également remercier Christophe Rault pour son amitié qui pour sa précieuse contribution à l'article repris dans le dernier chapitre de cette thèse.

Les travaux, qui constituent cette thèse, ont bénéficié des commentaires et critiques des participants aux conférences et séminaires, où ils ont été présentés. Je les remercie tous. Je profite de l'occasion pour remercier les deux rapporteurs anonymes de la Revue Économique, qui ont contribué à l'amélioration de l'un de mes articles, repris dans le

premier chapitre de cette thèse.

Mes années de thèse ont par ailleurs été marquées par des rencontres au Centre d'Economie de la Sorbonne. Je pense à mes collègues thésards et ex-thésards d'EUREQua. Merci donc à: Chahnez Boudaya, Mohamad Khaled, Djamel Kirat, Günes Kamber, Fabienne Llense, Nicolas Roys, Natacha Raffin, Esther Régnier, Victor Hiller, Thomas Baudin, Marie-Pierre Dargnies, Christophe Hachon, Francesco Pappadà, Lin Guo, Olfa Jaballi, Sumudu Kankanamge, Sébastien Lecoent, Paul Cahu...et à tous ceux que j'oublie et auprès desquels je m'excuse. J'aimerais particulièrement remercier Sophie Bernard, qui nous a rejoint en septembre.

Je pense également au personnel du CES pour leur aide au quotidien. Je remercie évidemment Tonia Lastapis, Loridan Franck et Vivianne Makougni. Elda André a toujours géré efficacement et, avec le sourire, les problèmes de fin de thèse ainsi que pour sa prise en charge efficace de toutes les formalités. Je remercie également tout le personnel de la bibliothèque, qui ont toujours tout fait pour me faciliter l'accès aux documents et aux bases de données. Le personnel informatique a toujours su gérer efficacement et rapidement tous mes tracas au quotidien.

J'aimerais remercier tous les membres du CES pour les conditions de travail exceptionnelles dont j'ai bénéficié pendant mes années de thèse.

Je tiens à exprimer toute mon amitié et ma profonde reconnaissance à mes amis, qui m'ont beaucoup soutenu pendant ces années. Liliane Mac a toujours été là pour m'encourager et pour m'aider. Elle a relu un nombre incalculable de brouillons et aidé à traiter des données. Caroline Klein m'a toujours soutenu. J'ai partagé avec Olivier Monso



les fruits de mes recherches, et surtout mes doutes. Il a toujours été à l'écoute. Yassine Lefouili a été un formidable collègue et aussi un grand ami. J'ai toujours pu compter sur lui et ses conseils m'ont été d'une aide précieuse. Il y a également tous les autres, que j'ai un peu négligé, ces derniers temps mais qui ont toujours été là pour m'encourager. Ils m'ont surtout aidé à relativiser tout au long de ces années. Je tiens à les remercier pour leur précieuse amitié.

Je voudrais remercier mes parents, mes sœurs et mes frères pour le soutien inconditionnel qu'ils m'apportent depuis toujours. La présence de ma nièce Lina, et de mes deux neveux Hachem et Yakin a été la source d'un grand bonheur et beaucoup de réconfort. Mon oncle Mongi, sa femme Aida et mes deux petits cousins, Wael et Wissam, ont toujours été là pour m'encourager et me soutenir au quotidien. Je leur suis profondément reconnaissante. Un grand merci enfin aux autres membres de ma famille qui m'ont soutenu à leur façon. Mes grands-parents ont suivi avec attention tout mon parcours, surtout ma chère grand-mère. Elle est très certainement encore plus soulagée que moi que cette thèse soit (enfin !) finie.

*A mes parents*



# Contents

<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>1 Immigration et âge de départ à la retraite</b>	<b>27</b>
1.1 Introduction . . . . .	27
1.2 Le modèle . . . . .	30
1.2.1 Les consommateurs . . . . .	30
1.2.2 La production . . . . .	34
1.2.3 Le système de retraite . . . . .	35
1.2.4 L'équilibre des marchés . . . . .	36
1.3 L'âge souhaité de la retraite . . . . .	40
1.3.1 Immigration temporaire . . . . .	40
1.3.2 Immigration permanente: l'état stationnaire . . . . .	42
1.3.3 Simulation . . . . .	44
1.4 Conclusion . . . . .	52
1.5 Annexes . . . . .	54
<b>2 Immigration and economic growth in the OECD countries 1986-2006: a</b>	

---

<b>Panel data analysis</b>	<b>59</b>
2.1 Introduction . . . . .	59
2.2 Direct and indirect effects of migration on economic growth: an overview of the literature . . . . .	62
2.3 The theoretical model . . . . .	65
2.4 Empirical analysis . . . . .	70
2.4.1 Econometric model . . . . .	70
2.4.2 Data . . . . .	74
2.4.3 Results . . . . .	78
2.5 The impact of immigration on productivity growth . . . . .	82
2.6 Conclusion . . . . .	84
2.7 Appendix . . . . .	86
<b>3 Immigration, growth and unemployment: Panel VAR evidence from OECD countries</b>	<b>111</b>
3.1 Introduction . . . . .	111
3.2 Related literature . . . . .	116
3.2.1 Theoretical literature . . . . .	116
3.2.2 Empirical literature . . . . .	120
3.3 Econometric methodology . . . . .	126
3.4 Econometric investigation . . . . .	130
3.4.1 Data . . . . .	130
3.4.2 Panel unit root test and cointegration analyses . . . . .	131

---

3.5	Impulse response functions and the variance decomposition . . . . .	133
3.6	Conclusion . . . . .	137
	<b>Conclusion</b>	<b>139</b>
	<b>Bibliography</b>	<b>143</b>



# Introduction

"After all that has been said of the levity and  
inconstancy of human nature, it appears  
evidently from experience that a man is of  
all sorts of luggage the most difficult to be transported"

ADAM SMITH Inquiry into the Nature and Causes of  
Wealth of Nations, 1776, chapter VII part I

Les États-Unis, pays d'immigration depuis près de deux siècles, ont accueilli et continuent d'accueillir des millions d'immigrés. Entre les années 1880 et 1920, plus de 33 millions d'immigrés sont arrivés aux États-Unis <sup>1</sup>, et près de 20 millions d'immigrés s'y sont installés depuis les années 1990. La composition des immigrés par pays d'origine a changé au cours des décennies. Les migrants des premières vagues (1850-1880), originaires du Nord et du Centre de l'Europe notamment d'Irlande, d'Allemagne et de Scandinavie étaient plutôt

1. Kuznets et Rubin (1956), Table 4 pp 28



qualifiés. Ils apportaient avec eux aussi bien du capital physique, qu'humain. Les migrants qui sont arrivés ensuite, originaires d'Asie (à partir de 1868) et d'Europe du Sud et de l'Est (à partir de 1880), étaient plus pauvres et très peu instruits. Ils n'arrivaient qu'avec leur force de travail, sans qualification. L'évolution de la composition des immigrants par pays d'origine, accompagnée d'un changement de leur structure de qualification, a suscité les inquiétudes de la population autochtone. Les travailleurs immigrés, en particulier les "nouveaux immigrants" originaires d'Asie et d'Europe orientale et méridionale sont alors considérés comme des concurrents qui acceptent de travailler pour des salaires très faibles. Ils sont, par ailleurs, susceptibles de devenir une charge sociale pour les États-Unis. Ceci motive l'adoption de restrictions à l'immigration libre, dès la fin de XIXe siècle, avec le *Chinese Exclusion Act* en 1882 qui suspend l'entrée de travailleurs chinois, et l'*Immigration Act* en 1891, qui prévoit de renvoyer dans leur pays d'origine les immigrés qui constituent une charge publique <sup>2</sup>. Les conséquences de l'immigration sur le marché du travail et, sur le système de sécurité sociale, ainsi que l'intégration des nouveaux immigrés étaient alors au centre des préoccupations nationales. Le Sénat a donc nommé en 1907 une commission (*Commission Dillingham*), pour étudier l'immigration aux États-Unis. Cette commission a conclu que l'immigration représentait une forte concurrence pour les travailleurs nationaux et a suggéré de limiter les entrées <sup>3</sup>. Ce rapport a motivé la mise en place de quotas d'immigration dans les années 1920, avec l'*Emergency Quota Act* en 1921 qui a fixé des quotas par nationalité. Ces quotas ont été révisés à la baisse par la loi de 1924, et abolis à partir de 1965.

2. Hutchinson (1981), pp 449

3. U.S Immigration Commission (1911)

Force est de constater que les conséquences des migrations internationales ont souvent été au centre des préoccupations dans les pays d'accueil. L'histoire de la politique d'immigration américaine est représentative des questions qui animent le débat actuel sur l'immigration, notamment l'intégration dans la société d'accueil des immigrants et de leurs descendants et, les conséquences économiques des flux migratoires. Les inquiétudes liées à l'ampleur et surtout à la structure de qualification des flux migratoires dépassent le champ de l'économie, toutefois, l'analyse des effets de l'immigration sur les conditions économiques permet de répondre à une partie des questions soulevées. L'analyse à la fois théorique et empirique développée dans cette thèse s'inscrit dans cette perspective. Les conséquences sur les opportunités d'emploi des autochtones font l'objet de deux contributions. L'effet sur la croissance économique du pays d'accueil est analysé dans notre second essai.

Les questions liées aux conséquences économiques des migrations internationales revêtent une importance particulière pour les pays de l'OCDE. Leur solde migratoire a quadruplé entre 1960 et 2006 et devrait se maintenir voir augmenter dans les années à venir. Nous nous intéressons particulièrement à une sélection de 22 pays constituant les principaux pays d'accueil de la zone OCDE : l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, le Canada, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, les États-Unis, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, l'Islande, le Luxembourg, la Nouvelle-Zélande, la Norvège, les Pays-Bas, le Portugal, le Royaume-Uni, la Suède et la Suisse.

Avant de traiter ces questions, les tendances des flux migratoires sont tout d'abord présentées. Nous abordons dans un deuxième temps les travaux historiques ayant constitué le point de départ des développements de l'économie de l'immigration. Nous revenons

ensuite sur la situation démographique récente des pays développés et les perspectives des flux migratoires, qui ont contribué à raviver les débats sur les conséquences des migrations. La littérature récente portant sur ces conséquences est ensuite passée en revue, précédant nos trois contributions.

## Tendance des migrations internationales

L'histoire de l'immigration dans les pays de l'OCDE est une histoire ancienne. Avec les grandes migrations transocéaniques (1820-1910) vers les États-Unis, le Canada et l'Amérique latine, une immigration plus permanente d'installation est apparue. Les flux migratoires proviennent alors d'Europe du Nord et de l'Ouest, principalement du Royaume-Uni et d'Irlande, puis d'Asie et d'Europe du Sud. Jusqu'en 1914, l'Europe est d'abord une terre d'émigration transocéanique, à l'exception de la France. La population étrangère présente en France progresse d'environ 100.000 personnes en 1800 (estimation de Depoid (1942)) à 1.160.000 personnes en 1911 (population légale au recensement)<sup>4</sup>. Ces immigrés sont originaires des pays limitrophes principalement d'Italie et de Belgique.

A partir de la première guerre mondiale, les vagues d'immigration vers les États-Unis s'atténuent, notamment sous l'effet d'une volonté politique de limiter ces flux. Les États-Unis ont instauré des quotas à partir de 1921 jusqu' en 1965.

Entre les deux guerres, la migration intra-européenne s'est fortement développée en direction de la France principalement, du Royaume-Uni et de la Belgique également, afin de répondre aux besoins de la reconstruction. La crise de 1931 a marqué l'arrêt de ces

4. Source : Tapinos (1975) à partir de Bunle (1943)

vagues. Des dispositions ont alors été prises, notamment en France, pour ralentir l'entrée de travailleurs étrangers et encourager les départs.

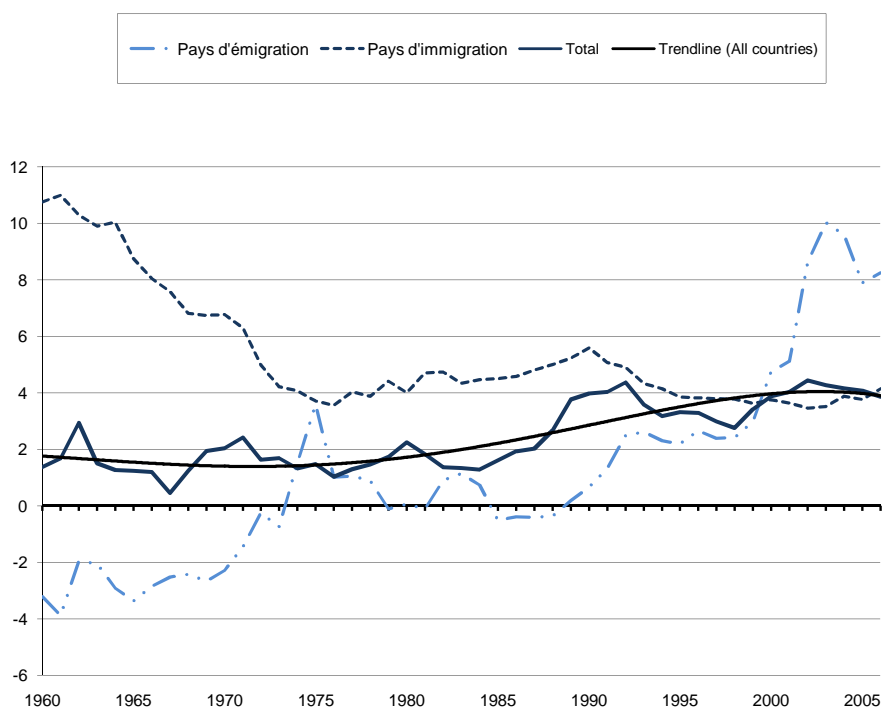
Après la seconde guerre mondiale, les flux migratoires se sont à nouveau intensifiés à l'intérieur de l'Europe, et leur provenance s'est diversifiée. La proportion des immigrés en provenance des pays en développement a augmenté. A partir des années 1980 et surtout des années 1990, les pays d'émigration, notamment l'Espagne, la Grèce, l'Italie, l'Irlande et le Portugal sont, à leur tour, devenus des pays d'installation des immigrés. Depuis la fin du XXème siècle, les flux migratoires en direction de ces pays se sont intensifiés (Cf. Figure 1).

La Figure 1 présente l'évolution du taux de migration dans les pays de l'OCDE <sup>5</sup> entre 1960 et 2006. Le taux de migration représente le solde migratoire – la différence entre le nombre de personnes qui sont entrées dans le pays et le nombre de personnes qui en sont sorties au cours de l'année- pour 1.000 habitants en début d'année. Elle distingue les pays traditionnels d'immigration, des pays ayant été pour l'essentiel des pays d'émigration notamment en début de période. Ces derniers incluent les pays nordiques à l'exception de la Suède, l'Espagne, la Grèce, l'Italie, le Portugal et l'Irlande. Sur la période 2000-2006, leur taux d'immigration dépasse largement celui des pays traditionnels d'immigration. L'Espagne est le pays qui a le taux d'immigration moyen, le plus élevé sur la période. Il est presque quatre fois supérieur à celui des États-Unis, et huit fois supérieur à celui de la France (Cf. Tableau 1).

5. Sauf mention contraire, les données portent sur la sélection des pays de l'OCDE précités et non pas l'ensemble de la zone OCDE.

Source : OCDE(2009), p. 104

Figure 1: Taux de migration, pays traditionnels d'immigration et d'émigration, 1960-2006



Le taux de migration est exprimé par millier d'habitants en début d'année.

Source: *Statistiques de la population active*, OCDE, 2009

Table 1: Taux de migration annuel moyen<sup>1</sup>, 1960-2006

Pays	1960-1970	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Espagne	-1,4	0,2	0,1	1,7	16,5
Irlande	-6,5	3,4	-5,9	2,1	13,1
Luxembourg	4,7	7,8	3,7	11,0	10,6
Canada	3,9	6,7	5,4	5,6	8,6
Australie	8,6	5,3	7,3	5,0	7,5
Italie	-2,4	-0,1	0,5	1,9	7,4
Portugal	-11,5	2,1	-1,3	1,2	6,5
Suisse	6,9	-2,0	3,3	3,7	6,4
Autriche	0,8	1,1	1,2	3,7	5,5
Nouvelle-Zélande	4,7	-1,1	-3,9	3,0	4,9
Islande	-1,8	-2,7	0,4	-0,1	4,8
Belgique	2,0	1,3	0,1	2,8	4,5
États-Unis	2,1	2,0	2,9	4,7	4,4
Grèce	-4,6	1,8	2,2	7,4	4,1
Suède	2,7	1,6	1,8	2,5	3,7
Royaume-Uni	0,1	-0,4	0,4	1,1	3,7
Norvège	-0,1	1,0	1,4	2,3	3,4
Allemagne	4,9	3,0	3,4	6,7	2,3
France	4,8	1,4	1,0	1,1	1,9
Danemark	0,4	0,7	0,7	2,5	1,8
Finlande	-3,4	-1,4	0,7	1,1	1,4
Pays-Bas	0,7	2,5	1,9	2,8	1,1
OECD	1,6	1,7	2,1	3,7	5,1
Pays d'émigration	-2,9	0,3	0,1	2,2	9,3
Pays d'immigration	2,8	2,0	2,6	4,1	4,0

<sup>(1)</sup> par millier d'habitants en début de période

Source: Calculs de l'auteur à partir des données OCDE (2009)

## Littérature historique

Les évolutions des flux migratoires au cours des décennies ont été le point de départ de travaux analysant le lien entre immigration et conditions économiques dans le pays d'accueil. Nous présentons dans cette section les premiers travaux qui se sont intéressés à cette question. Ces travaux sont principalement statistiques, basés sur les données relatives aux migrations transocéaniques. Ils ont motivé le développement d'une littérature théorique qui constitue le point de départ de ce qu'on appelle aujourd'hui l'économie de l'immigration. Les contributions théoriques se sont intéressées aux déterminants des flux migratoires, mais aussi à leurs conséquences sur le marché du travail et sur la croissance économique du pays d'accueil.

Les faits stylisés de la croissance en très longue période suggèrent une relation plutôt positive entre le solde migratoire et la performance économique dans les pays d'accueil, notamment aux États-Unis. Historiquement, les périodes d'expansion économique semblent concorder avec les vagues d'immigration importante, alors que les phases de ralentissement économique se traduisent par une diminution des flux migratoires (Kuznets et Rubin, 1956). Les cycles migratoires semblent être liés aux variations de l'activité économique des pays de destination notamment les États-Unis (Jerome, 1926), et des pays d'origine (Thomas, 1954; Tapinos, 1974), mais aussi aux évolutions de la situation sur le marché du travail (Kelly, 1965; Hatton et Williamson, 1998). Les hausses du taux de chômage américain semblent s'accompagner d'une diminution du taux d'immigration, alors qu'une amélioration des conditions d'emploi entraîne une intensification des flux.

Ces faits stylisés concordent avec les prédictions des modèles théoriques néoclassiques

qui expliquent la décision de migrer par les différences de taux de chômage et de rémunération (Lewis, 1954; Todaro, 1969; Harris et Todaro, 1970). Il convient de noter que les déterminants des flux migratoires est une question centrale dans l'analyse économique de l'immigration. Elle concerne aussi bien les pays d'origine que les pays de destinations. Toutefois, notre analyse se limite aux liens entre migrations internationales et économie d'accueil, et les déterminants des flux migratoires ne sont abordés que dans notre troisième chapitre pour expliquer l'influence des conditions économiques dans les pays de l'OCDE sur les flux migratoires.

Les conséquences sur le marché du travail ont aussi été analysées dans le cadre du modèle néoclassique standard. Les premiers travaux (Spengler (1956a, 1956b); Reder (1963)) ont discuté l'effet de la hausse des flux migratoires sur les salaires et l'emploi des autochtones. Ils soulignent que cet effet dépend de la structure de qualification relative des immigrés et du degré de substitution ou de complémentarité entre les travailleurs immigrés et autochtones.

Au delà du marché du travail, la participation des migrants à l'accumulation du capital physique et leur contribution à la croissance du revenu par tête font l'objet d'une analyse détaillée (Denison, 1962).

Il est intéressant de noter que ces travaux abordent les mécanismes par lesquels les migrations internationales influencent la croissance économique du pays d'accueil. Ces mécanismes sont analysés en détail dans la littérature qui s'est développée début le début des années 1980, que nous présentons dans la quatrième partie de cette introduction.



## Évolution démographique et perspectives des migrations internationales

L'augmentation soutenue ces dernières années des migrations internationales est liée, du moins en partie, aux évolutions démographiques des pays de l'OCDE. Cette augmentation est plus importante dans les pays d'émigration, en particulier pour les pays d'Europe du Sud qui connaissent un faible niveau de fécondité (Cf. Figure 2). C'est le cas aussi de l'Allemagne où l'apport migratoire compense la baisse du solde naturel et assure, seul, la croissance de la population. Le taux d'accroissement naturel est négatif depuis les années 1980 (Cf. Figure 3).

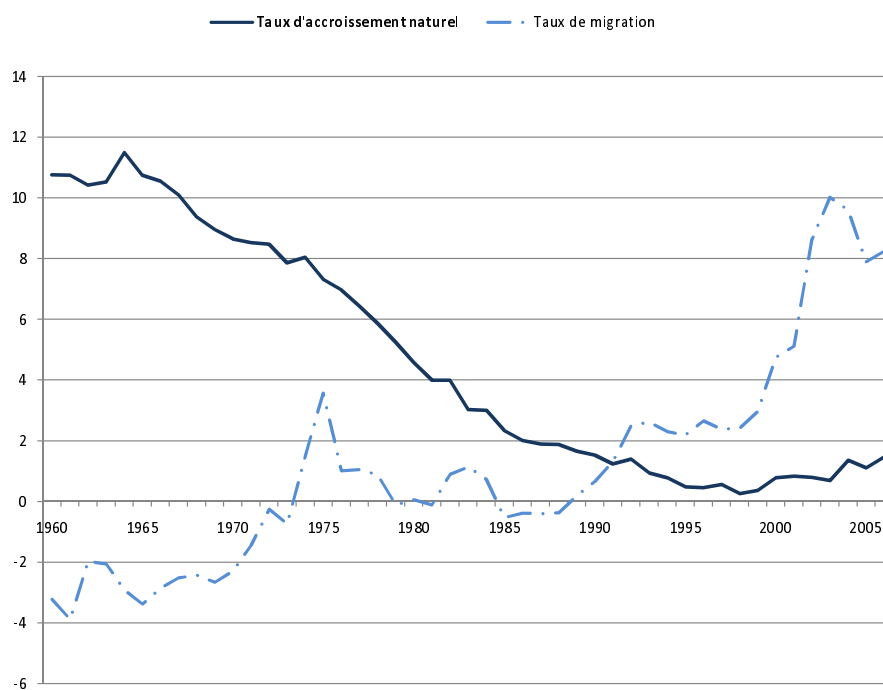
Sur une longue période, la croissance de la population dans les principaux pays de l'OCDE est alimentée par l'apport migratoire. Tout d'abord, l'arrivée d'immigrés contribue à l'accroissement annuel de la population totale surtout au cours des dernières décennies (Cf. Figure 4). En Allemagne, l'apport migratoire représente 97% de la croissance de la population sur la période 1960-2006. Ensuite, la population étrangère contribue aux naissances, cette contribution étant d'autant plus importante que la fécondité étrangère est plus élevée que celles des nationaux <sup>6</sup>. La part des naissances étrangères est élevée notamment en France (20% des naissances) <sup>7</sup>.

Dans les prochaines décennies, la plupart des pays de l'OCDE vont être confrontés au vieillissement de leur population. Du fait de l'augmentation de l'espérance de vie et de la baisse de la fécondité, la part des personnes âgées dans la population va augmenter alors que celle de la population d'âge actif, indispensable au maintien des systèmes de pension

6. À terme, le taux de fécondité des femmes étrangères a tendance à s'aligner sur celui des autochtones

7. Les naissances d'enfants dont l'un des parents est étranger

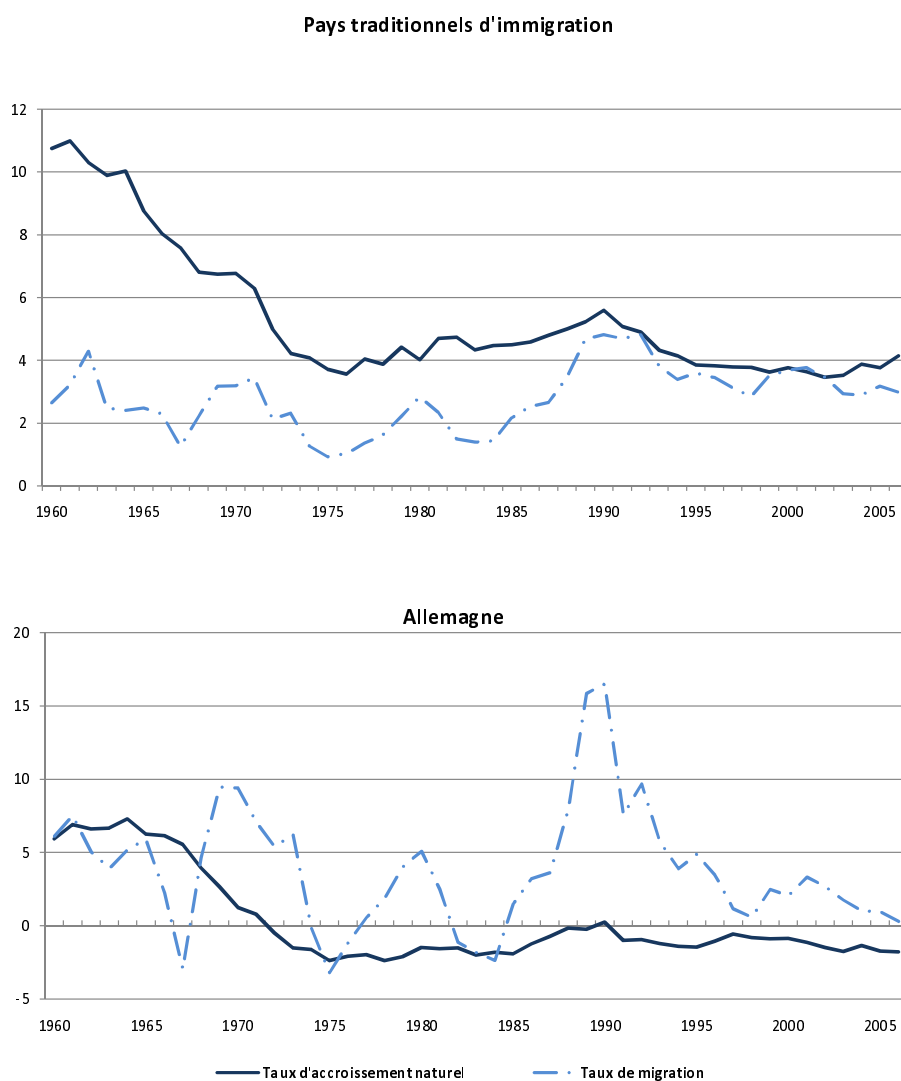
Figure 2: Composantes de la croissance de la population, pays d'émigration, 1960-2006



Le taux de migration est exprimé par millier d'habitants en début d'année.

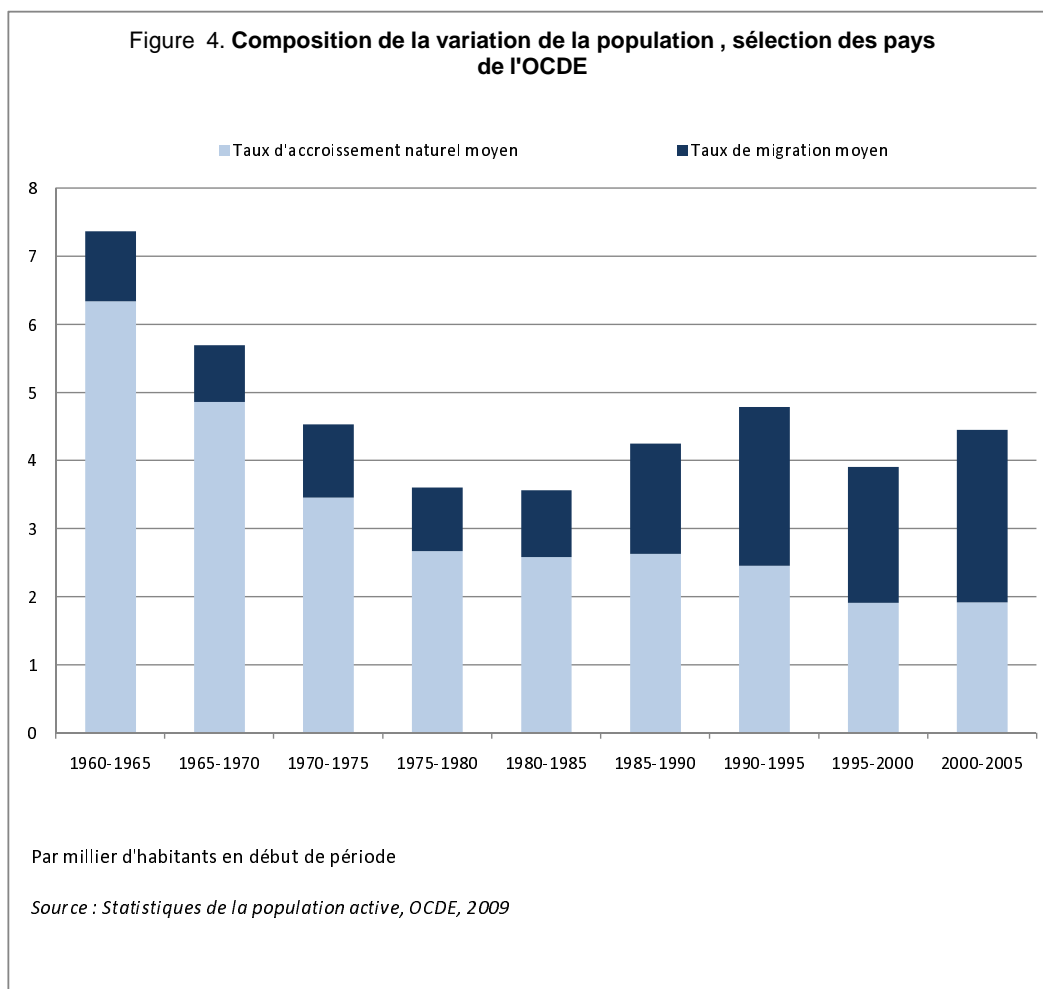
Source: *Statistiques de la population active, OCDE, 2009*

Figure 3: Composantes de la croissance de la population, pays traditionnels d'immigration et Allemagne, 1960-2006



Le taux de migration est exprimé par millier d'habitants en début d'année.

Source: *Statistiques de la population active, OCDE, 2009*



et de santé, va diminuer. D'autres régions globalement plus pauvres, notamment l'Afrique, le Moyen-Orient et l'Asie du Sud, vont connaître une augmentation de leur population d'âge actif sur la même période. L'ampleur du déséquilibre impliquerait peut-être une intensification des flux migratoires à l'avenir.

## Conséquences économiques de l'immigration

L'évolution des mouvements migratoires dans les années 1980 a ravivé les débats sur l'immigration. Les conséquences des migrations internationales dans les économies d'accueil ont fait l'objet de plusieurs travaux théoriques et empiriques. Nous présentons d'abord la littérature qui s'est focalisée sur les effets sur le marché du travail. L'objectif de cette première partie est de comprendre les implications des flux migratoires dans le cadre des modèles du marché du travail, et de souligner l'enjeu empirique lié à l'évaluation de ces effets. Ensuite, nous analysons les mécanismes par lesquels l'immigration influence la croissance économique dans le pays d'accueil. Du fait de leur nature moins directe, l'évaluation empirique des effets de l'immigration sur la croissance est moins évidente.

### *Migrations internationales et marché du travail*

Il existe une littérature abondante sur le lien entre immigration et marché du travail dans les pays d'accueil. Nous présentons d'abord les travaux théoriques qui analysent les effets de l'immigration dans le cadre des modèles du marché du travail. Ensuite, nous discutons les contributions empiriques qui ont tenté d'évaluer l'ampleur des effets de l'immigration sur le marché du travail.

Dans les modèles du marché du travail, l'immigration se traduit par une augmentation de l'offre du travail et une modification de sa composition. Les effets d'ajustement sur le marché du travail sont étroitement liés à la structure de qualification relative des immigrés par rapport à la population active autochtone, mais aussi aux caractéristiques du marché du travail.

Dans le modèle standard, l'arrivée des immigrés sur le marché du travail dans le pays d'accueil est un choc d'offre positif qui se traduit par une création nette de richesse, le "surplus d'immigration" (Berry et Soligo, 1969; Borjas 1995). Cependant l'effet sur les niveaux d'emploi et de salaire dépend généralement du degré de substituabilité-complémentarité entre les nouveaux arrivants et les facteurs de production, et de la structure du marché du travail dans le pays d'accueil (Johnson, 1980; Greenwood et Hunt, 1995). Ainsi, l'arrivée d'immigrants se traduit par une baisse de rendement des facteurs substituables et une augmentation du rendement des facteurs complémentaires. Si les immigrés sont moins qualifiés en moyenne que les autochtones, l'immigration se traduit par une baisse du salaire des non qualifiés et une augmentation du salaire des qualifiés et du rendement du capital. En présence de rigidités sur le marché du travail, l'ajustement se fait par les quantités et l'arrivée d'immigrés peut se traduire par une hausse du chômage dans le pays d'accueil.

Cependant, les immigrés à leur arrivée occupent des emplois généralement non pourvus par les résidents. Ces emplois sont le plus souvent mal rémunérés, dans des secteurs à faible productivité. Les immigrés constituent une source flexible de main-d'œuvre qui permet de répondre rapidement aux besoins sur le marché du travail, et de compenser, en partie, la faible mobilité géographique et professionnelle des travailleurs résidents (Zimmermann, 1995). Les nouveaux arrivants ont un coût de mobilité plus faible. En outre, les immigrés

consomment des biens et services produits par les autochtones. Ils influencent la demande de travail des entreprises. Ces dernières peuvent, en outre, profiter du faible pouvoir de négociation des immigrés pour leur proposer des salaires plus faibles. Le flux migratoire peut ainsi contribuer à la création d'emploi (Ortega, 2000).

Au-delà du marché du travail, l'immigration influence l'équilibre des systèmes sociaux. Les immigrés au même titre que les autochtones cotisent et reçoivent des prestations. L'effet fiscal des flux migratoires est étroitement lié à la structure de qualification et d'âge des immigrés, ainsi qu'à leur situation sur le marché du travail. La contribution potentielle des immigrés au financement des systèmes de retraite dans les pays d'accueil a fait l'objet de plusieurs contributions. Razin et Sadka (1999, 2000) montrent que l'immigration de jeunes peu qualifiés peut s'avérer bénéfique pour le pays d'accueil. Les immigrés aident à financer les retraites. Il convient de noter que les conséquences sur le marché de travail ne sont pas prises en compte dans ces travaux. De fait, l'arrivée d'immigrés faiblement qualifiés peut influencer les rémunérations des travailleurs autochtones, aussi bien que leur offre du travail notamment à l'approche de l'âge de la retraite. Notre contribution théorique dans le premier chapitre s'inscrit dans cette perspective.

En conclusion, les résultats théoriques reposent sur un ensemble d'hypothèses et n'aboutissent pas à une conclusion sans ambiguïté quand à l'effet des migrations internationales sur le marché du travail. D'où le développement d'une littérature empirique particulièrement abondante sur cette question.

Les premiers travaux empiriques se situent au niveau d'un pays en particulier, et exploitent le fait que les immigrés sont concentrés dans certaines régions ou villes (*les corréla-*

*tions spatiales*). Elles comparent le niveau (ou la variation) de l'immigration, au niveau (ou à la variation) des conditions d'emploi dans une région considérée, comme un marché du travail fermé. Globalement, ces études (Borjas (1990) et Simon et al. (1993)), concluent que l'effet de l'immigration sur l'emploi des autochtones est faible. Certaines études ont tenté d'évaluer le degré de substituabilité-complémentarité entre les immigrés et les travailleurs autochtones. Elles estiment les paramètres de la fonction de production. Les résultats obtenus indiquent que les immigrés sont plutôt complémentaires avec les autochtones (Grossman, 1982 ; Borjas, 1987 pour les États-Unis).

Toutefois, les résultats obtenus par la méthode des corrélations spatiales posent principalement deux problèmes. Le premier est lié à l'endogénéité des flux migratoires. Les immigrés sont plutôt attirés par les régions qui offrent les opportunités d'emploi les plus favorables. Le second problème est lié à la mobilité interne des autochtones. L'arrivée des immigrés peut induire une émigration des autochtones (Borjas, 1999), qui compense en partie les effets de la hausse de l'offre de travail induits par l'immigration (Filer, 1992).

Une évaluation robuste des effets de l'immigration sur le marché du travail nécessite la prise en compte de ces deux problèmes. Les travaux ultérieurs, basés sur la méthode des corrélations spatiales, ont corrigé le biais d'endogénéité par l'utilisation des variables instrumentales. La répartition géographique passée est généralement utilisée comme instrument (Altoniji et Card, 1991 ; Pischeke et Velling, 1997 ; Dustmann et al, 2005) puisque les flux migratoires sont, en partie, déterminés par les effets de réseau. D'autres études ont exploité des expériences naturelles. En effet, certains mouvements migratoires exceptionnels sont dus à des événements politiques, tels que l'immigration cubaine à Miami en mai 1980 (Card, 1990), le retour en France des rapatriés d'Algérie en 1962 (Hunt, 1992), ou



bien encore les flux d'immigrés russes en Israël dans les années 1990 (Friedberg, 2001), et peuvent être considérés comme indépendants des conditions sur le marché du travail dans le pays d'accueil.

Les résultats indiquent que les flux migratoires semblent avoir un impact faible, voire non significatif sur le chômage et le salaire des autochtones. Cependant, le problème de la mobilité interne des autochtones reste posé dans ces études, d'autant plus que, l'ampleur de l'émigration des autochtones, à la suite à l'arrivée des travailleurs étrangers, diverge d'une étude à une autre, même pour un même pays. Ainsi, Borjas (2003, 2005) trouvent des effets conséquents, alors que Card (2001, 2004) et Card et DiNardo (2000) suggèrent que le problème de mobilité des autochtones n'est pas statistiquement significatif pour les États-Unis.

Une solution alternative consiste à changer d'unité d'observation et considérer le pays dans son ensemble. Par exemple, en exploitant la répartition par niveau de qualification et d'expérience des migrants (Borjas, 2003). L'idée est que la mobilité entre les groupes de qualification est plus limitée que la mobilité géographique, et que les migrants sont contraints par leur niveau d'éducation et d'expérience acquis dans le pays d'origine. Contrairement aux études mentionnées plus haut, Borjas (2003) trouve un effet négatif assez important sur le salaire lié à la hausse de l'offre de travail. Carrasco et al. (2008) appliquent cette méthodologie aux données sur l'Espagne. Ils n'identifient pas d'effets négatifs de l'immigration sur les conditions d'emploi des autochtones. D'autres études exploitent des séries temporelles sur longue période pour les pays d'installation traditionnels. Le test de causalité de Granger a été utilisé pour examiner la relation entre l'immigration et le taux de chômage, dans le cas de l'Australie, entre 1907 et 1982 (Pope et Whither, 1985)

et entre 1983 et 1995 (Shan et al., 1999), et dans le cas du Canada entre 1962 et 1990 (Marr et Siklos, 1994). Les résultats indiquent que l'immigration n'a pas d'effet négatif sur le chômage. Cependant, le chômage influence négativement l'immigration. Ces résultats ont été confirmés par les estimations des modèles plus structurels sur données temporelles (Pope et Whither, 1993).

La disponibilité récente de données internationales harmonisées a rendu possible l'exploitation des corrélations spatiales, au niveau d'un ensemble de pays, pour évaluer les conséquences de l'immigration sur le marché du travail. La mobilité des autochtones est plus limitée entre les pays. Seules deux études, à notre connaissance, considèrent les flux migratoires en direction d'un ensemble de pays, pour évaluer leur impact sur le marché du travail. La première, Angrist et Kugler (2003) porte sur 18 pays européens, et, analyse les conséquences de l'immigration sur l'emploi entre 1983 et 1999. Cette étude considère les flux migratoires provoqués par les guerres en Bosnie et au Kosovo, comme des expériences naturelles. Les résultats indiquent que l'immigration a un effet légèrement négatif sur l'emploi des autochtones. Cet effet négatif est renforcé par la prise en compte de la rigidité du marché de travail. Une seconde étude porte sur 18 pays de l'OCDE, et, considère l'effet de l'immigration sur le chômage entre 1984 et 2003 (Jean et Jiménez, 2007). Elle est basée sur la méthode des variables instrumentales. L'immigration ne semble pas affecter durablement le taux de chômage, mais l'effet à court terme peut être négatif.

Toutefois, ces contributions ne considèrent qu'en partie les interactions endogènes entre le marché du travail et les flux migratoires. L'impact des conditions sur le marché du travail dans le pays d'accueil, sur les flux migratoires n'est pas pris en compte. C'est l'objet de notre contribution dans le chapitre 3.

### *Migrations internationales et croissance économique*

Au-delà du marché du travail, l'immigration influence la croissance économique dans le pays d'accueil. La hausse de l'offre de travail ne constitue qu'une partie des effets directs de l'immigration. Si les mécanismes à l'œuvre, à la fois directs et indirects, ont fait l'objet de nombreuses contributions, l'évaluation empirique se limite aux effets directs.

Les migrations internationales ont à la fois des effets directs et indirects sur la croissance économique des pays d'accueil. Les effets directs passent par l'augmentation de l'offre de travail dans l'économie d'accueil. Les migrants contribuent, directement, par leur force de travail, ainsi que par les connaissances et l'expérience acquises dans le pays d'origine, à l'activité productive du pays d'accueil. Dans le cadre du modèle néoclassique de Solow (1956) et Swan (1956), le flux migratoire a un effet négatif sur le taux de croissance autour de l'état stationnaire mais, il n'affecte pas le rythme de la croissance de long terme de l'économie, déterminé par le taux exogène du progrès technique. Cependant, les flux migratoires impliquent aussi des changements de structure démographique. Ces changements sont susceptibles d'influencer les dépenses sociales, notamment de retraite, mais aussi l'épargne, la productivité et la structure de consommation dans le pays d'accueil. En plus, si les immigrés disposent à leur arrivée d'aptitudes et compétences acquises dans leur pays d'origine, leur contribution à la production est plus importante. Ils augmentent l'offre de travail et participent à l'accumulation du capital humain. Dolado et al. (1994) ont introduit l'immigration dans le modèle de Solow augmenté du capital humain, et, ont tenté d'évaluer empiriquement l'effet sur la croissance économique des flux migratoires. Dans ce cadre, l'augmentation de la taille de la population active induit toujours un effet de

dilution du capital. En revanche, la prise en compte du capital humain permet de dégager un effet positif sur la croissance des flux migratoires, à condition que la dotation moyenne des immigrants soit suffisamment élevée par rapport au capital moyen dans le pays d'accueil.

Toutefois, le modèle de croissance exogène ne considère que les effets de l'immigration liés à l'augmentation de l'offre de travail et au changement de sa composition en termes de qualification. L'immigration peut affecter la production de façon indirecte via le développement d'idées nouvelles qui rendent l'ensemble du travail plus productif. Les modèles de croissance endogène mettent en évidence le rôle positif sur la croissance du revenu par tête de la migration internationale des qualifiés, qui induit un transfert de capital humain et de compétences, et contribue, par là-même, au processus de croissance dans le pays d'accueil. Walz (1995) analyse, dans un modèle de croissance endogène qui repose sur l'accumulation de capital humain (Lucas, 1988), l'effet de l'immigration d'agents qualifiés sur le taux de croissance. Il trouve que l'arrivée d'immigrants qualifiés favorise l'accumulation des connaissances dans le pays d'accueil. Lundborg et Segerstrom (2000, 2002) introduisent l'immigration dans un modèle de croissance endogène avec amélioration de la qualité des biens. Dans leur modèle, les migrations internationales participent aux activités de recherche et développement, induisant une hausse des dépenses de consommation, et donc des profits des innovateurs. L'accroissement de la quantité de travail implique des ressources plus importantes allouées à la recherche. Les immigrants contribuent ainsi à l'accélération de la croissance dans le pays d'accueil. Dans un modèle de croissance endogène avec expansion de la variété, Bretschger (2001) montre que l'immigration de travailleurs hautement qualifiés stimule la croissance.

Cependant, les effets indirects liés aux migrations internationales, par leur nature, sont difficilement identifiables empiriquement. L'analyse empirique des conséquences de l'immigration sur la croissance économique se limitent aux effets directs. Morely (2006) analyse l'interaction entre immigration et croissance en Australie, Canada et aux États-Unis entre 1930 et 2002. Ses résultats indiquent que l'immigration n'a pas d'effet sur la croissance du PIB par tête. Ortega et Peri (2009) considèrent les effets des flux migratoires sur la productivité totale des facteurs dans 14 pays de l'OCDE entre 1980 et 2006. Ils trouvent que l'immigration se traduit par une hausse de la taille de l'économie, sans effet sur la production par tête.

Toutefois, ces contributions ne considèrent que l'effet de l'ampleur du flux migratoire sur la croissance, sans prendre en compte la structure de qualification des immigrés. Ceci est dû principalement à l'indisponibilité de données sur le niveau d'éducation des immigrés. Notre contribution dans le second chapitre s'inscrit dans cette perspective.

## **Structure et contenu de la thèse**

Les trois essais qui composent cette thèse s'inscrivent dans le débat sur les conséquences économiques des migrations internationales dans les pays de l'OCDE. Un premier essai analyse les implications de l'immigration sur le marché du travail et sur le système de retraite. Notre contribution se situe au niveau du modèle théorique. Notre modèle prend en compte non seulement l'effet sur les rémunérations des travailleurs autochtones, mais aussi l'impact sur les pensions de retraite et sur les choix d'âge de départ à la retraite des seniors. Un second essai analyse les effets sur la croissance de la productivité des flux

migratoires. L'originalité de notre analyse est de distinguer, dans le solde migratoire, entre les immigrés étrangers et les expatriés autochtones, et d'évaluer l'apport en capital humain lié aux flux migratoires. Nous analysons ainsi les effets, sur la croissance économique des pays de l'OCDE, de l'ampleur des flux migratoires ainsi que de leur structure en termes de qualification. Enfin, notre troisième et dernier essai considère les interactions entre les migrations internationales et les conditions économiques dans les pays de l'OCDE. Afin de prendre en compte les interactions endogènes entre les flux migratoires, le chômage et la croissance, nous estimons un vecteur autorégressif sur données de panel. A notre connaissance, aucune autre étude n'a appliqué cette méthodologie pour étudier les effets des migrations internationales.

Dans un premier chapitre, nous étudions l'effet d'une politique d'immigration sur le choix de l'âge de départ à la retraite. Dans le cadre d'un modèle à générations imbriquées avec un système de retraite par répartition où les individus sont hétérogènes, nous montrons que l'admission de travailleurs peu qualifiés peut inciter les seniors qualifiés à reporter leur départ à la retraite et prolonger leur activité. En effet, l'arrivée d'immigrés peu qualifiés induit, d'une part, une augmentation de la rémunération des agents qualifiés et donc, du coût d'opportunité du loisir de retraite, incitant les seniors qualifiés à prolonger leur durée d'activité. D'autre part, le ratio de dépendance est plus faible, avec l'arrivée de nouveaux actifs immigrés, pour un nombre donné de seniors retraités. La prestation retraite augmente, ce qui est susceptible de décourager l'activité parmi les travailleurs âgés qualifiés. Cependant, cette hausse de la pension de retraite est modérée par la redistribution induite par le système de retraite. Les seniors qualifiés ont tout intérêt à prolonger leur durée d'activité pour profiter de la hausse de leur salaire de fin de carrière. Nos simulations

indiquent qu'une augmentation raisonnable du taux d'immigration des travailleurs peu qualifiés a un effet significatif sur la durée d'activité des seniors qualifiés dans le pays d'accueil. L'ampleur de cet effet dépend de la structure de qualification de la population autochtone et de la répartition des revenus entre les travailleurs qualifiés et non qualifiés dans le pays d'accueil. Ainsi, une augmentation du taux d'immigration de 0.2 en point de pourcentage par an induit un report de l'âge de la retraite des seniors de près d'un an, dans les pays européens.

Le second chapitre considère l'effet des migrations internationales sur la croissance économique pour 22 pays de l'OCDE sur la période 1986-2006. Dans un modèle de Solow augmenté du capital humain, nous identifions l'apport en capital humain des immigrés étrangers et des expatriés autochtones. Nous dérivons une équation de croissance de la productivité, mesurée par le PIB réel par personne en âge de travailler, qui dépend de l'ampleur des flux migratoires et de leur structure de qualification, en plus des déterminants standard de la croissance à long terme (taux d'investissement en capital physique et humain, taux de croissance de la force de travail résidente). Les flux migratoires, qu'il s'agisse de l'arrivée des immigrés étrangers ou du retour des expatriés, augmentent la force de travail dans le pays d'accueil et induisent un effet de dilution du capital. Cependant les immigrants disposent à leur arrivée des aptitudes et compétences acquises dans le pays d'origine, ils participent à l'accumulation du capital humain. L'effet de l'immigration sur le taux de croissance de la productivité est donc ambigu, d'où la nécessité d'évaluer le modèle empiriquement. Nous adoptons la méthode des moments généralisés (GMM) en système (Arellano et Bover, 1995; Blundell et Bond, 1998). Pour prendre en compte l'endogénéité des variables explicatives, en particulier les variables liées aux immigrés, cette

technique estime un système d'équation qui se compose d'une équation en niveau et d'une équation en différence. Elle utilise les retards des variables endogènes comme instruments dans l'équation en différence, et les retards des variables endogènes en différence première comme instruments dans l'équation en niveau. Pour les besoins de l'estimation, nous avons construit une base de données originale qui distingue le solde migratoire des étrangers et des nationaux par niveaux de qualifications. Nos données indiquent que le solde migratoire des autochtones est négatif dans la plupart des pays de notre échantillon, alors que le solde migratoire des étrangers est positif. La structure de qualification des expatriés est assez différente de celle des immigrants étrangers. Les expatriés autochtones sont en moyenne plus qualifiés que les migrants étrangers, d'où l'importance de distinguer dans le solde migratoire les étrangers des autochtones.

Nos résultats indiquent que la contribution au capital humain des migrants a un effet positif et significatif sur le taux de croissance de la productivité. Cet effet positif tend à compenser l'effet négatif lié à la dilution de capital. Cependant, l'effet net est plutôt faible, y compris dans les pays avec des programmes de migration sélective.

Dans un troisième chapitre, nous analysons les interactions entre les migrations internationales, le chômage et la croissance économique dans les pays de l'OCDE. Afin de dépasser les limites de la littérature empirique, nous adoptons une nouvelle approche basée sur l'estimation d'un vecteur autorégressif (VAR) en panel pour 22 pays de l'OCDE sur la période 1990-2006. Cette approche combine l'approche classique des VAR et l'approche des panels. D'une part, la méthodologie VAR a l'avantage de faire intervenir plusieurs variables endogènes expliquées par leurs valeurs retardées, et les valeurs courantes et retardées des autres variables. Ainsi, les interactions endogènes entre l'immigration et l'activité



---

économique dans les pays d'accueil sont prises en considération. En effet, les flux migratoires influencent les économies d'accueil, et ils sont, du moins en partie, déterminés par les conditions d'emploi et de croissance dans les pays d'accueil. D'autre part, le recours aux données de panel permet de remédier aux problèmes liés à la disponibilité des données et d'accroître le nombre de données en incluant les informations relatives aux pays. Les résultats asymptotiques sont plus faciles à obtenir à partir des données de panel. Nos résultats indiquent que les flux migratoires sont plutôt sensibles à la situation du marché du travail dans les pays de l'OCDE. Ils ne semblent pas être affectés par l'évolution de la croissance du PIB par tête. Cependant, les migrations internationales ne semblent pas affecter l'évolution du chômage, ni la croissance par tête dans les pays de l'OCDE.

# Chapter 1

## Immigration et âge de départ à la retraite

### 1.1. Introduction

La plupart des pays européens vont être confrontés au vieillissement de leur population. Du fait de l'allongement de la durée de vie et de la baisse de la fécondité<sup>1</sup>, le ratio de dépendance, c'est-à-dire le rapport entre le nombre de retraités et le nombre d'actifs va prendre, dans les années à venir, des proportions importantes, remettant en cause la soutenabilité financière, à long terme, des régimes de retraite par répartition.

Pour faire face à ce problème, une des principales solutions envisagées est de prolonger la durée de l'activité des seniors. Reculer l'âge légal de la retraite ou, mettre en place des mesures incitant les seniors à reporter leur départ en retraite devraient contribuer à réduire les problèmes de financement des systèmes de retraite en place. Toutefois, ces mesures sont

1. Le taux de fécondité se situe en dessous du seuil de renouvellement des générations (moins de 2.1 enfants par femme).

probablement insuffisantes à elles seules pour limiter la hausse du taux de dépendance.

Une autre solution a été avancée pour atténuer le déséquilibre de la structure par âge et accroître l'offre de travail, le recours à l'immigration (Nations Unis, 2000). En effet, l'immigration participe à l'augmentation de la population en âge de travailler de l'Europe, et en est même le facteur principal (OCDE, 2006). Elle peut ainsi contribuer à stabiliser l'effectif de la population d'âge actif, et atténuer les conséquences du vieillissement démographique (Blanchet, 2002; Chojnicki et al., 2005). Cependant, les implications économiques de l'immigration, en particulier peu qualifiée, sont un sujet de débat. Les immigrés peu qualifiés, sont perçus par la société d'accueil comme menaçant les conditions d'emplois des autochtones (Borjas, 2003) et, comme profitant largement des prestations sociales (Borjas et Hilton, 1996; Sinn, 2002). Toutefois, un certain nombre d'immigrés peu qualifiés est nécessaire pour pallier les pénuries de main-d'œuvre, auxquelles font face les pays européens dans certains secteurs (OCDE, 2008; Banque mondiale, 2009).

Dans le contexte actuel, les pays européens sont amenés à mettre en œuvre un ensemble de réformes parmi lesquelles le recul de l'âge de retraite, tout en menant une politique migratoire ciblée pour faire face aux pénuries de main-d'œuvre<sup>2</sup>.

Partant de ce constat, il nous a semblé intéressant d'étudier l'impact, à long terme, de la politique d'immigration sur le choix de l'âge de départ à la retraite des seniors dans le pays d'accueil. Dans un modèle à générations imbriquées avec un système de retraite par répartition et une population hétérogène, nous examinons l'impact de l'arrivée d'une cohorte d'immigrés peu qualifiés sur le choix individuel de l'âge de la retraite des seniors.

2. Aglietta et al. (2005) ont exploré quelques scénarios de réformes des systèmes de retraite en Europe. Ils utilisent un modèle d'équilibre général mondial à générations imbriquées (INGENUE 2). Ils analysent l'effet du report de l'âge de retraite, qu'ils comparent avec l'effet d'une politique migratoire. Ils trouvent que cette dernière a un effet plus important sur le PIB par tête, relativement au report de l'âge de retraite.

Nous supposons que les agents qualifiés peuvent, s'ils le souhaitent, repousser leur âge de départ à la retraite. Les agents les moins qualifiés, quant à eux, partent en retraite plus tôt, à la fin de la première période. En effet, l'allongement des études retarde l'entrée dans la vie active des personnes qualifiées. Ils commencent souvent l'activité à un âge plus tardif que les personnes n'ayant pas de qualification. L'âge tardif d'entrée sur le marché de travail serait compensé pour les qualifiés par un report du départ à la retraite. En outre, ce sont les travailleurs les plus qualifiés qui semblent être incités à prolonger leur carrière professionnelle (Drees, 2002). Ils semblent maintenir une productivité élevée tout au long de leur carrière (Aubert, 2003). Les entreprises ont normalement intérêt à les garder. Ainsi, dans tous les pays européens, le taux d'activité des seniors, ayant un faible niveau de formation, est beaucoup plus faible que celui des seniors qualifiés (OCDE, 2006).

L'arrivée d'immigrés peu qualifiés induit, d'une part, une augmentation de la rémunération des agents qualifiés et donc, du coût d'opportunité du loisir de retraite, incitant les seniors qualifiés à prolonger leur durée d'activité. D'autre part, le ratio de dépendance est plus faible, avec l'arrivée de nouveaux actifs immigrés, pour un nombre donné de seniors retraités. La prestation retraite augmente, ce qui est susceptible de décourager l'activité parmi les travailleurs âgés qualifiés. Cependant, cette hausse de la pension de retraite est modérée par la redistribution induite par le système de retraite. Les seniors qualifiés ont tout intérêt à prolonger leur durée d'activité pour profiter de la hausse de leur salaire de fin de carrière. Nos simulations indiquent qu'une augmentation raisonnable du taux d'immigration des travailleurs peu qualifiés a un effet significatif sur la durée d'activité des seniors qualifiés dans le pays d'accueil. L'ampleur de cet effet dépend de la structure de qualification de la population autochtone et de la répartition des revenus entre les tra-

vailleurs qualifiés et non qualifiés dans le pays d'accueil. Ainsi, une augmentation du taux d'immigration de 0.2 en point de pourcentage par an induit un report de l'âge de la retraite des seniors de près d'un an, dans les pays européens.

Notre cadre théorique relie principalement deux littératures. La première porte sur l'âge de départ à la retraite, et étudie principalement les effets de la structure du système de retraite sur la décision individuelle de partir en retraite (Michel et Pestieau, 2000; Momota, 2003). La seconde traite de l'impact de l'immigration sur le système de protection sociale, l'immigration pouvant être perçue comme un moyen d'atténuer le vieillissement et, de contribuer au financement des retraites (Razin et Sadka (1999, 2000)). De plus, nous prenons en compte les conséquences de l'immigration sur le marché du travail (Friedberg et Hunt, 1995). Nous considérons ainsi l'impact des migrants sur les pensions de retraites, sur les rémunérations des travailleurs et, sur les choix de retraite des seniors dans le cadre d'un modèle dynamique.

Dans la section suivante, nous présentons le modèle. L'impact de la modification du quota d'immigration sur le taux d'activité d'équilibre des agents qualifiés est étudié dans la section 1.3. Enfin, la section 1.4 résume les principaux résultats.

## 1.2. Le modèle

### 1.2.1. *Les consommateurs*

Nous utilisons un modèle à générations imbriquées, en temps discret, dans lequel les agents vivent deux périodes. Au sein de la population autochtone, à chaque date  $t$ , coexistent une génération âgée de taille  $N_{t-1}$  et une génération jeune de taille  $N_t$ . Nous

considérons deux catégories de travailleurs dans l'économie: des travailleurs qualifiés notés ( $H$ ) et des travailleurs peu qualifiés notés ( $L$ ). La proportion des qualifiés dans la population native ( $h$ ) est supposée exogène (donnée et fixe).

A chaque date  $t$ , un quota de  $m_t \in (0, 1)$  travailleurs immigrés jeunes et faiblement qualifiés est autorisé à s'établir dans le pays<sup>3</sup>. Ils adoptent dès leur arrivée le même comportement que les natifs peu qualifiés: ils ont les mêmes préférences et le même taux de fécondité. Ainsi, à la date  $t$ , la génération jeune est de taille  $N_t + M_t = (1 + m_t) N_t$ . Le taux de croissance de la population  $n$  est supposé constant et la génération jeune autochtone est de taille  $N_t = (1 + n) (N_{t-1} + M_{t-1}) = (1 + n) (1 + m_{t-1}) N_{t-1}$ .

Considérons les individus de la génération  $t$ , l'utilité de l'agent de qualification  $i$  (avec  $i = H, L$ ) dépend de ses consommations de première et seconde période et de son loisir, à savoir la durée de sa retraite ( $1 - z_{t+1}^i$ ):

$$U(c^i, d_{t+1}^i, z_{t+1}^i) = \log(c^i) + \beta (\log(d_{t+1}^i) + \gamma \log(1 - z_{t+1}^i)) \quad (1.1)$$

où  $\beta$  est le facteur de préférence pour le futur et  $\gamma$  la préférence pour le loisir.

Au cours de sa première période de vie, l'agent de qualification  $i$  offre de façon inélastique une unité de travail. En échange, il reçoit un salaire réel ( $w_t^i$ ) sur lequel est prélevée une taxe proportionnelle au taux  $\tau^4$ , destinée à financer le système de retraite par répartition. Son revenu net de cotisations  $w_t^i (1 - \tau)$  est alors alloué entre sa consommation de

3. Nous supposons comme Razin et Sadka (1999) que tous les immigrés sont jeunes et peu qualifiés. Cependant, nous considérons une immigration permanente dans un pays avec population hétérogène tout en supposant que les immigrés s'assimilent aux autochtones faiblement qualifiés.

4. Le taux de cotisation est supposé constant et identique pour les deux catégories d'agents. Le système de retraite est à contributions définies pour simplifier la présentation du modèle. Ce type de système a été adopté, récemment, par la Suède et l'Italie (Chagny et al., 2001).

première période  $c_t^i$  et son épargne  $s_t^i$ :

$$c_t^i + s_t^i = w_t^i (1 - \tau)$$

Nous supposons que seuls les agents qualifiés peuvent, s'ils le souhaitent, reporter leur âge de départ à la retraite et continuer à travailler une partie de leur deuxième période de vie. Cette hypothèse permet de simplifier considérablement le modèle et de déterminer clairement les différents effets.

L'agent peu qualifié ( $L$ ) est en retraite durant sa seconde période de vie ( $z_{t+1}^L = 0$ ). Il dispose des ressources de son épargne de première période  $R_{t+1} s_t^L$ , et du montant de sa retraite  $\theta_{t+1}^L$ . Sa contrainte budgétaire de deuxième période est donc:

$$d_{t+1}^L = R_{t+1} s_t^L + \theta_{t+1}^L$$

Sa contrainte budgétaire intertemporelle s'écrit:

$$c_t^L + \frac{d_{t+1}^L}{R_{t+1}} = w_t^L (1 - \tau) + \frac{\theta_{t+1}^L}{R_{t+1}} \quad (1.2)$$

La maximisation de la fonction d'utilité (1.1) de l'agent faiblement qualifié ( $L$ ) sous la contrainte budgétaire intertemporelle (1.2), conduit à une solution optimale vérifiant:

$$\begin{cases} c_t^L = \frac{1}{1+\beta} \left( w_t^L (1 - \tau) + \frac{\theta_{t+1}^L}{R_{t+1}} \right) \\ d_t^L = \frac{\beta}{1+\beta} (w_t^L (1 - \tau) R_{t+1} + \theta_{t+1}^L) \end{cases}$$

Durant sa seconde période de vie, l'agent qualifié ( $H$ ), en plus de sa consommation

$d_{t+1}^H$ , décide de son âge de retraite  $z_{t+1}^H$ . Il peut choisir de prolonger sa vie active <sup>5</sup>. Sa consommation de seconde période  $d_{t+1}^H$  est financée par le produit de son épargne, le revenu de son travail net des cotisations  $w_{t+1}^H(1-\tau)$  et sa retraite  $\theta_{t+1}^H(1-z_{t+1}^H)$ :

$$d_{t+1}^H = R_{t+1}s_t^H + w_{t+1}^H(1-\tau)z_{t+1}^H + \theta_{t+1}^H(1-z_{t+1}^H)$$

La contrainte budgétaire intertemporelle de l'agent ( $H$ ) s'écrit:

$$\begin{aligned} c_t^H + \frac{d_{t+1}^H}{R_{t+1}} + \frac{1-z_{t+1}^H}{R_{t+1}}(w_{t+1}^H(1-\tau) - \theta_{t+1}^H) \\ = (1-\tau) \left( w_t^H + \frac{w_{t+1}^H}{R_{t+1}} \right) \end{aligned} \quad (1.3)$$

La maximisation de la fonction d'utilité (1.1), sous la contrainte budgétaire intertemporelle (1.3), et la contrainte d'allocation du temps de vie de deuxième période entre le travail et le loisir  $0 \leq 1 - z_{t+1}^H \leq 1$ , conduit à une solution optimale vérifiant:

$$\begin{cases} c_t^H = \frac{1-\tau}{1+\beta+\beta\gamma} \left( w_t^H + \frac{w_{t+1}^H}{R_{t+1}} \right) \\ d_{t+1}^H = \frac{\beta(1-\tau)}{1+\beta+\beta\gamma} (R_{t+1}w_t^H + w_{t+1}^H) \end{cases}$$

$$\begin{aligned} (1+\beta+\beta\gamma) \left( (1-\tau)w_{t+1}^H - \theta_{t+1}^H \right) z_{t+1}^H \\ = (1+\beta)(1-\tau)w_{t+1}^H - (1+\beta+\beta\gamma)\theta_{t+1}^H - \gamma\beta R_{t+1}(1-\tau)w_t^H \end{aligned} \quad (1.4)$$

L'offre de travail de l'agent qualifié, en seconde période, est fonction croissante du

5. Nous reprenons le modèle proposé par Michel et Pestieau (2000)



salaire perçu à cette date (salaire de fin de carrière)  $w_{t+1}^H$ . Elle décroît avec la pension de retraite,  $\theta_{t+1}^H$ , et le salaire reçu en première période de vie (salaire de début de carrière)  $w_t^H$ .

Nous définissons, pour l'agent qualifié de la génération  $t$ , le ratio de salaire entre les deux périodes par  $\Omega_{t+1}^H = \frac{w_{t+1}^H}{w_t^H}$  et le taux de remplacement du système de retraite  $x_{t+1}^H = \frac{\theta_{t+1}^H}{w_{t+1}^H}$ . L'âge souhaité de départ à la retraite  $z_{t+1}^H$  est solution de:

$$\begin{aligned} (1 + \beta + \beta\gamma) (1 - \tau - x_{t+1}^H) z_{t+1}^H &= (1 + \beta) (1 - \tau) \\ &- (1 + \beta + \beta\gamma) x_{t+1}^H \\ &- \gamma\beta R_{t+1} (1 - \tau) \frac{1}{\Omega_{t+1}^H} \end{aligned} \quad (1.5)$$

Plus le taux de remplacement est élevé, ( $x_{t+1}^H$  augmente), plus grande est l'incitation à cesser l'activité, ( $z_{t+1}^H$  diminue). Par ailleurs, le senior a tout intérêt à rester sur le marché de travail, lorsque son salaire de fin de carrière est important relativement à son salaire de début de carrière ( $\Omega_{t+1}^H$  augmente). En effet, un salaire plus faible en première période de vie réduit- toute chose égale par ailleurs- le loisir de retraite (à partir de (1.3)).

### 1.2.2. La production

Nous considérons une petite économie ouverte, avec un secteur de production concurrentiel, représentée par une fonction de production agrégée Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants:

$$Y_t = F(K_t, H_t, L_t) = K_t^\eta H_t^\varphi L_t^{1-\eta-\varphi} \quad \eta > 0, \quad \varphi > 0 \quad \text{et} \quad \eta + \varphi < 1 \quad (1.6)$$

Avec  $Y_t$  le niveau de production de l'entreprise à la date  $t$ ,  $K_t$  le capital,  $H_t$  la quantité de travail qualifié et  $L_t$  la quantité de travail peu qualifié.

Sous l'hypothèse de mobilité parfaite des capitaux et de petite économie ouverte, la productivité marginale du capital est égale à son rendement sur le marché international  $R$  que nous supposons constant. On peut alors exprimer  $K_t$  en fonction de  $H_t$  et de  $L_t$  et remplacer dans (1.6):

$$Y_t = F(H_t, L_t) = AH_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (1.7)$$

avec  $A = \left(\frac{\eta}{R}\right)^{\frac{\eta}{1-\eta}}$  et  $\alpha = \frac{\varphi}{1-\eta}$ .

On peut exprimer les productivités marginales des deux types de travail en fonction de la part relative du travail qualifié dans l'économie qu'on note  $\kappa_t$ :

$$\begin{cases} w_t^H = \alpha (1 - \eta) A \left(\frac{H_t}{L_t}\right)^{\alpha-1} = \alpha (1 - \eta) A \kappa_t^{\alpha-1} \\ w_t^L = (1 - \alpha) (1 - \eta) A \left(\frac{H_t}{L_t}\right)^\alpha = (1 - \alpha) (1 - \eta) A \kappa_t^\alpha \end{cases} \quad (1.8)$$

### 1.2.3. Le système de retraite

Nous considérons un système de retraite par répartition dans lequel les cotisations prélevées sont directement versées aux retraités. À chaque date  $t$ , le budget doit être équilibré : le total des retraites est égal au total des cotisations. Les seniors peu qualifiés sont tous à la retraite  $(1 - h + m_{t-1}) N_{t-1}$  et, seulement une fraction  $(1 - z_t^H)$  des seniors qualifiés décide de cesser leur activité. Le nombre total des retraités à la date  $t$  est donc égal à  $(1 - h + m_{t-1}) N_{t-1} + h (1 - z_t^H) N_{t-1}$  soit  $(1 + m_{t-1} - h z_t^H) N_{t-1}$ .

Le système de retraite est parfaitement redistributif<sup>6</sup>. Il assure la même pension  $\theta_t$

6. Au Danemark, aux Pays-Bas ou au Royaume-Uni, il existe des régimes de base d'inspiration Beveridgi-

pour l'agent de la génération  $t - 1$ , quelque soit son niveau de qualification, alors que les cotisations sont proportionnelles aux revenus. Ce système induit des transferts de revenus: le rendement du système (qui peut être mesuré par le taux de remplacement) est supérieur pour les agents à faibles revenus:  $x_t^L > x_t^H$ .

L'équilibre budgétaire de la caisse de retraite à la date  $t$  implique:

$$(1 + m_{t-1} - hz_t^H) N_{t-1}\theta_t = \tau (H_t w_t^H + L_t w_t^L) \quad (1.9)$$

#### 1.2.4. L'équilibre des marchés

L'équilibre des marchés, à la date  $t$ , est caractérisé par les équations déterminant les comportements des agents (1.5), le comportement des entreprises (1.8) et l'équilibre budgétaire de la caisse de retraite (1.9), auxquelles s'ajoute l'équilibre sur le marché du travail des deux catégories d'agents.

Les agents peu qualifiés ne travaillent que lorsqu'ils sont jeunes. L'offre totale de travail non qualifié à chaque date  $t$ ,  $L_t$ , est donc composée de l'offre des natifs  $(1 - h) N_t$  et de celle des immigrés  $m_t N_t$  avec,  $N_t = N_{t-1} (1 + m_{t-1}) (1 + n)$ :

$$L_t = (1 - h + m_t) N_t \quad (1.10)$$

À chaque période  $t$ , l'offre totale de travail qualifié  $H_t$  comprend l'offre unitaire des agents qui versent des pensions, dont le montant n'est pas lié aux revenus perçus au cours de la carrière professionnelle.

Le système français n'assure qu'une certaine redistribution: le taux de remplacement décroît en fonction des salaires. Les retraites sont liées aux gains perçus pendant la période d'activité.

jeunes travailleurs,  $h N_t$ , et l'offre endogène des travailleurs âgés<sup>7</sup>,  $z_t^H h N_{t-1}$  (où  $0 \leq z_t^H \leq 1$  peut être perçu comme un taux de participation):

$$H_t = [(1+n)(1+m_{t-1}) + z_t^H] h N_{t-1} \quad (1.11)$$

Ainsi la part relative des travailleurs qualifiés est croissante avec l'offre de travail des seniors ( $z_t^H$ ) et décroît avec les taux d'immigration courant ( $m_t$ ) et passé ( $m_{t-1}$ ):

$$\kappa_t = \frac{H_t}{L_t} = \frac{h}{1-h+m_t} \frac{(1+n)(1+m_{t-1}) + z_t^H}{(1+n)(1+m_{t-1})} \quad (1.12)$$

On déduit, à partir de l'équation (1.8) en remplaçant  $\kappa_t$  par son expression (1.12

, les rémunérations d'équilibre des deux types de travail:

$$\begin{aligned} w_t^H &= \alpha(1-\eta) A \left[ \frac{h}{1-h+m_t} \frac{(1+n)(1+m_{t-1}) + z_t^H}{(1+n)(1+m_{t-1})} \right]^{\alpha-1} \\ &= w^H(m_t, m_{t-1}, z_t^H) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} w_t^L &= (1-\alpha)(1-\eta) A \left[ \frac{h}{1-h+m_t} \frac{(1+n)(1+m_{t-1}) + z_t^H}{(1+n)(1+m_{t-1})} \right]^{\alpha} \\ &= w^L(m_t, m_{t-1}, z_t^H) \end{aligned}$$

ainsi que le ratio de salaire entre le début et la fin de carrière:

7. Nous supposons que les travailleurs jeunes sont aussi productifs que les travailleurs âgés.

$$\begin{aligned}\Omega_t^H &= \left[ \frac{1-h+m_t}{1-h+m_{t-1}} \frac{(1+n)(1+m_{t-2})+z_{t-1}^H}{(1+n)(1+m_{t-1})+z_t^H} \frac{1+m_{t-1}}{1+m_{t-2}} \right]^{1-\alpha} \\ &= \Omega^H(m_t, m_{t-1}, m_{t-2}, z_t^H, z_{t-1}^H)\end{aligned}\quad (1.13)$$

À partir de l'équilibre budgétaire de la caisse de retraite (1.9), on exprime la masse salariale totale en fonction de la masse salariale des qualifiés<sup>8</sup>, et on remplace l'offre de travail des qualifiés par son expression (1.11):

$$(1+m_{t-1}-hz_t^H)\theta_t = \tau \frac{h}{\alpha} [(1+n)(1+m_{t-1})+z_t^H] w_t^H \quad (1.14)$$

On déduit la valeur d'équilibre du taux de remplacement des retraités qualifiés  $x_t^H$ :

$$\begin{aligned}x_t^H &= \tau \frac{h}{\alpha} \frac{[(1+n)(1+m_{t-1})+z_t^H]}{(1+m_{t-1}-hz_t^H)} \\ &= x^H(m_{t-1}, z_t^H)\end{aligned}\quad (1.15)$$

L'équilibre concurrentiel est ainsi caractérisé par les équations (1.5) et (1.13) et (1.15).

Le taux d'activité des seniors qualifiés de la génération  $(t-1)$ ,  $z_t^H$ , est donné implicitement par l'équation suivante:

8. Lorsque la fonction de production est fonction de production Cobb-Douglas à rendement constant, la part qui revient aux travailleurs qualifiés dans les revenus du travail est fixe, elle est égale à  $\alpha$ .

$$\begin{aligned}
& (1 + \beta + \beta\gamma) \left[ 1 - \tau - \tau \frac{h(1+n)(1+m_{t-1}) + z_t^H}{\alpha(1+m_{t-1} - h z_t^H)} \right] z_t^H \tag{1.16} \\
= & (1 + \beta)(1 - \tau) \\
& - (1 + \beta + \beta\gamma) \tau \frac{h(1+n)(1+m_{t-1}) + z_t^H}{\alpha(1+m_{t-1} - h z_t^H)} \\
& - \gamma\beta R(1 - \tau) \left[ \frac{1 - h + m_{t-1}}{1 - h + m_t} \frac{(1+n)(1+m_{t-1}) + z_t^H}{(1+n)(1+m_{t-2}) + z_{t-1}^H} \frac{1 + m_{t-2}}{1 + m_{t-1}} \right]^{1-\alpha}
\end{aligned}$$

$$z_t^H = z^H(m_t, m_{t-1}, m_{t-2}, z_{t-1}^H)$$

Les agents qualifiés décident de leur âge de départ à la retraite au début de leur seconde période. Ils considèrent leur salaire de fin de carrière, relativement à leur salaire de début de carrière et à leur pension de retraite. Le quota d'immigration fixé au début de la période ( $m_t$ ) a un effet positif sur la rémunération des agents qualifiés, le différentiel de salaire entre le début et la fin de carrière ( $\Omega_t^H$ ) augmente (équation (1.13)). Le taux de remplacement escompté des seniors qualifiés ( $x_t^H$ ) n'est pas modifié par le flux migratoire de la période en cours ( $m_t$ ), à taux d'activité ( $z_t^H$ ) donné (équation (1.15)). En effet, la pension de retraite ( $\theta_t$ ) ne dépend du flux migratoire de la période en cours ( $m_t$ ) qu'à travers le salaire des qualifiés ( $w_t^H$ ), à taux d'activité des seniors qualifiés donné, (équation (1.14)). Ainsi, les seniors qualifiés de la période  $t$  ont normalement tout intérêt à prolonger leur durée d'activité pour profiter de la hausse de rémunération induite par l'arrivée de migrants faiblement qualifiés ( $z_t^H$  devrait augmenter).

### 1.3. L'âge souhaité de la retraite

Dans cette section, nous étudions l'impact d'une modification du quota d'immigration sur la durée d'activité des seniors qualifiés. Nous proposons, ensuite, une analyse de statistique comparative, dont nous discutons les résultats. Enfin, nous présentons les résultats de simulations numériques, qui nous permettent d'évaluer le report de l'âge de la retraite induit par la hausse du quota d'immigration, à l'équilibre stationnaire de l'économie.

#### 1.3.1. Immigration temporaire

Nous examinons les effets de la politique d'immigration mise en place à une date  $t$  sur les choix individuels des natifs vivant à cette date (les seniors de la génération précédente et les jeunes). Ces derniers prennent comme données les politiques passées et futures, ce qui revient à évaluer les implications d'une politique d'immigration temporaire à la date  $t$ .

#### Les agents de la génération $(t - 1)$

L'augmentation de la taille du groupe de travailleurs peu qualifiés, suite à l'arrivée d'une cohorte  $m_t$  d'immigrés, s'accompagne d'une augmentation de la rémunération des agents qualifiés,  $w_t^H$ , c'est-à-dire du coût d'opportunité du loisir de retraite. Les seniors qualifiés de la génération  $(t - 1)$  sont alors incités à reporter leur âge de départ à la retraite. Cependant, le ratio de dépendance à la date  $t$  (le rapport entre le nombre de retraités et celui des actifs) devient plus faible, induisant une hausse de la prestation retraite  $\theta_t$  et du revenu de seconde période des seniors qualifiés, ce qui tend à réduire leur taux d'activité.

Au final, l'effet incitatif de l'augmentation du salaire de fin de carrière l'emporte (Démonstration: Annexe A). Les seniors qualifiés sont incités à prolonger leur activité et

partent donc plus tard en retraite.

Un départ plus tardif en retraite renforce l'impact positif de  $m_t$  sur la pension de retraite  $\theta_t$ . Les seniors qualifiés non seulement cotisent plus longtemps à la caisse mais ils partent en retraite plus tard. Ainsi, l'admission d'un quota d'immigrés en  $t$  implique une hausse de  $\theta_t$  telle que le rendement du système de retraite augmente même pour les seniors qualifiés<sup>9</sup>.

### Les agents de la génération ( $t$ )

Les descendants des immigrés, qui sont arrivés en  $t$ , sont supposés s'assimiler parfaitement aux enfants des autochtones. La population active totale augmente en  $t + 1$ . La rémunération, escomptée en fin de carrière  $w_{t+1}^H$  par les qualifiés de la génération  $t$ , croît avec  $m_t$ , mais cette hausse n'est pas aussi conséquente que celle du salaire de début de carrière  $w_t^H$ . La différence de salaire entre le début et la fin de carrière ( $\Omega_{t+1}^H$ ) est plus faible, et l'agent de la génération ( $t$ ) a moins intérêt à prolonger sa durée d'activité la période suivante. En outre, l'augmentation relative de la population active, suite à l'arrivée du quota d'immigrés en  $t$ , est plus faible que l'augmentation relative des retraités<sup>10</sup>: les immigrés, au même titre que les natifs peu qualifiés de la génération  $t$ , sont tous retraités en  $(t + 1)$ . Le taux de dépendance à cette date est donc plus élevé. Ainsi, la retraite escomptée par les agents de la génération  $t$  est plus faible. Le rendement du système de retraite  $x_{t+1}^H$  décroît (leur pension de retraite anticipée est plus faible alors que leur salaire

9. Il est évident que le rendement pour les retraités non qualifiés  $x_t^L$  s'accroît (la pension  $\theta_t$  augmente alors que le salaire  $w_t^L$  diminue).

10. Le ratio de dépendance de la date  $(t + 1)$  croît d'autant plus vite quand  $z_{t+1}$  est grand. En effet, lorsque  $m_t$  augmente, l'augmentation relative du nombre d'actifs est moins élevée pour  $z_{t+1}$  élevé alors que l'augmentation relative du nombre de retraités est plus élevée. En particulier, si  $z_{t+1} = 0$ , le ratio de dépendance est indépendant de  $m_t$ .



de fin de carrière augmente). Les qualifiés de la génération  $t$  sont ainsi incités à reporter leur départ à la retraite et à rester sur le marché du travail.

L'effet de l'arrivée de migrants peu qualifiés à la date  $t$  sur la décision de retraite, la période suivante, des agents qualifiés de la génération  $t$  est ambigu (Cf. Annexe  $B$ ).

Il convient néanmoins de noter que les seniors qualifiés ont tout intérêt à reporter leur âge de départ à la retraite, à l'équilibre de long terme (Cf. section 1.3.2).

Suite à l'arrivée des immigrés à la date  $t$ , les agents qualifiés assistent, au même titre que les agents faiblement qualifiés, à la baisse de leur prestation de retraite. Ils profitent, par ailleurs, d'une hausse de leur rémunération au début et à la fin de leur carrière. En revanche, les agents peu qualifiés de la génération  $t$  subissent une perte de revenu tout au long de leur cycle de vie : leur salaire d'activité ainsi que leur retraite diminuent.

### 1.3.2. Immigration permanente: l'état stationnaire

Le quota d'immigration est considéré comme un paramètre susceptible d'être influencé par la politique économique du pays d'accueil, à l'état stationnaire  $m_t = m_{t-1} = m_{t-2} = m$ . Le choix de la durée d'activité d'équilibre  $z^H$  est déterminé par la relation (1.5):

$$(1 + \beta + \beta\gamma) [1 - \tau - x^H] z^H = (1 - \tau) (1 + \beta - \gamma\beta R) - (1 + \beta + \beta\gamma) x^H \quad (1.17)$$

Notre objectif est d'analyser l'impact d'une modification du quota d'immigration,  $m$ , sur l'âge de départ à la retraite des qualifiés d'équilibre,  $z^H$ . Nous dérivons la relation

(1.17) par rapport à  $m$  :

$$[1 - \tau - x^H] \frac{\partial z^H}{\partial m} = - (1 - z^H) \frac{\partial x^H}{\partial m} \quad (1.18)$$

Le taux de remplacement à l'état stationnaire dépend du quota d'immigration (à partir de (1.15)):

$$\frac{\partial x^H}{\partial m} = -\tau \frac{h}{\alpha} \frac{[1 + (1+n)h]}{(1+m-hz^H)^2} \left[ \frac{z^H}{(1+m)} - \frac{\partial z^H}{\partial m} \right] \quad (1.19)$$

On déduit l'évolution de la durée d'activité d'équilibre suite à la modification du quota d'immigration (à partir de (1.18) et de (1.19)):

$$\begin{aligned} & \left[ 1 - \tau - x^H + \tau \frac{h [1 + h(1+n)] (1+m) (1-z^H)}{\alpha (1+m-hz^H)^2} \right] \frac{\partial z^H}{\partial m} \\ &= \tau \frac{h [1 + h(1+n)] (1-z^H) z^H}{\alpha (1+m-hz^H)^2} \end{aligned} \quad (1.20)$$

La hausse du quota d'immigration  $m$  induit une augmentation de l'offre de travail peu qualifié dans l'économie d'accueil. D'une part, la rémunération des agents qualifiés s'accroît. Le coût d'opportunité du loisir de retraite est plus élevé pour les seniors qualifiés. Ils ont donc tout intérêt à prolonger leur durée d'activité. D'autre part, l'arrivée de jeunes travailleurs immigrés réduit le taux de dépendance. La pension de retraite augmente. Or puisque le système de retraite assure une redistribution intragénérationnelle des ressources, la hausse du revenu de retraite est moins conséquente que celle de la rémunération du travail, et le rendement du système de retraite pour les qualifiés,  $x^H$ , diminue<sup>11</sup>. Les

11. En l'absence de la redistribution induite par le système de retraite, la hausse des pensions versées aux

seniors sont, ainsi, encouragés à prolonger leur durée d'activité. Ils partent donc plus tard en retraite. La hausse du quota d'immigration ( $m$ ) conduit à repousser l'âge de départ à la retraite des seniors qualifiés ( $\frac{\partial z^H}{\partial m} > 0$ ).

Ainsi, tous les seniors, quelque soit leur type, profitent de l'admission d'un quota d'immigrés plus élevé. Les retraités reçoivent des prestations plus importantes (plus de cotisants et moins de retraités). Et les actifs travaillent plus longtemps dans des conditions plus avantageuses. Les jeunes qualifiés profitent à la fois de la hausse de leur salaire et d'une augmentation de la retraite escomptée. En revanche, les jeunes peu qualifiés subissent une perte de revenu du travail. Mais ils assistent à un accroissement de la pension de retraite espérée en seconde période de vie.

### 1.3.3. *Simulation*

Le chiffrage du modèle théorique nous permet d'avoir un ordre de grandeur des effets de la politique d'immigration sur la durée d'activité des seniors.

Les paramètres du modèle sont les suivants : la durée de la période est de 40 ans<sup>12</sup>, le taux de cotisation est fixé à 0.4 ( $\tau = 0.4$ )<sup>13</sup>, le taux de croissance de la population autochtone est de 0.2% par an, soit 0.1 par période de 40 ans ( $n = 0.1$ ), le taux d'intérêt est de 1% par an, soit 0.5 par période de 40 ans ( $r = 0.5$ ), le taux de préférence pour le présent est de 6% par an, soit un facteur de préférence pour le futur de 0.1 ( $\beta = 0.1$ ), la préférence pour le loisir est de 0.66<sup>14</sup> ( $\gamma = 0.66$ ), et la part des revenus du capital est fixé

retraités qualifiés serait aussi conséquente que la hausse des revenus du travail. Ils n'auront aucun intérêt à prolonger leur activité suite à l'arrivée de migrants non qualifiés dans le pays (Cf. Annexe C).

12. La première période s'étend de 15 à 54 ans et la seconde de 55 à 95 ans.

13. Ce taux correspond au taux de cotisation total en Italie (Chagny et al., 2001).

14. Hairault et al. (2007)

à  $1/3$  ( $\eta = 1/3$ ).

Nous discutons de l'effet de la mise en place d'une politique d'immigration, autorisant un quota  $m$  de jeunes immigrés peu qualifiés, en fonction de la structure de qualification de la population autochtone jeune ( $h$ ), et de la répartition des revenus de travail entre les qualifiés et les peu qualifiés dans le pays d'accueil ( $\alpha$ ). En effet, la rémunération d'un agent qualifié est d'autant plus importante que la proportion des qualifiés dans la population jeune est faible comparée à leur part dans les revenus du travail. Ainsi, la prime à la qualification, qui peut être appréciée par  $(\alpha/h)$ , est un déterminant de l'âge de départ à la retraite des seniors qualifiés. Ces derniers ont tout intérêt à rester plus longtemps sur le marché du travail dans les pays, où la prime à la qualification est grande.

Les observations empiriques indiquent que les pays européens sont plutôt riches en main d'œuvre qualifiée, et la part des revenus des travailleurs qualifiés n'a cessé de croître ces dernières années. Comme la situation est différente d'un pays à l'autre, nous avons choisi trois pays européens: l'Allemagne, l'Espagne et la France. Le Tableau 1.1 présente les valeurs observées de  $h$  -la part des qualifiés<sup>15</sup> dans la population jeune<sup>16</sup> -, et  $\alpha$  -la part des qualifiés dans les revenus du travail<sup>17</sup> -.

La Figure 1.1 représente l'évolution de la durée d'activité des seniors qualifiés en seconde période de vie,  $z$ , exprimée en année, en fonction du quota d'immigration peu qualifiée,  $m$ , pour les trois pays. Nous présentons Tableau 1.2 les résultats de nos simulations: le prolongement de la durée d'activité des seniors qualifiés suite à la mise en place d'un quota

15. On considère comme qualifiée, toute personne disposant d'un niveau d'éducation supérieur au deuxième cycle secondaire.

16. Source: OCDE. L'année de référence des données est 2000

17. Les données proviennent de EU Klems (2008). On retient la moyenne sur la période 2000 – 2005.

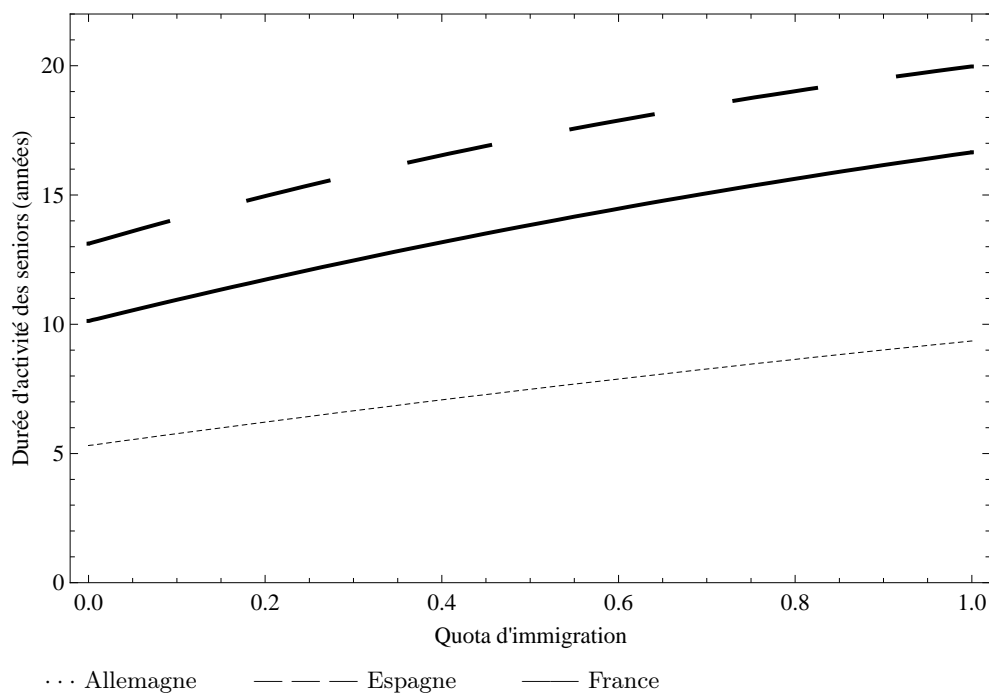
Table 1.1: Répartition des revenus du travail et

structure de qualification		
Pays	$\alpha$	$h$
Allemagne	83	76
Espagne	62	44
France	85	64
Europe 15	81	62

Source: EU Klems (2008) et OCDE

de jeunes migrants non qualifiés<sup>18</sup>  $m = 0.1$ .

Figure 1.1: Evolution de la durée d'activité des seniors en seconde période en fonction du quota d'immigration (sur une période de 40 ans)



On observe que la durée d'activité des seniors augmente avec le quota d'immigration.

Cette augmentation est plus marquée en Espagne, où la part des qualifiés dans la population

18. Il convient de noter que le quota d'immigration représente les flux migratoires de jeunes faiblement qualifiés, sur une période de 40 ans, rapportés à la population résidente jeune (âgée de 15 – 54 ans) en début de période.

Table 1.2: Report du départ à la retraite

Pays	report en mois
Allemagne	7
Espagne	13
France	11
Europe 15	10

est faible relativement à la part des travailleurs qualifiés dans les revenus du travail. L'âge de départ à la retraite souhaité des seniors qualifiés est plutôt élevé, 68 ans. Une politique migratoire autorisant un quota de travailleurs peu qualifiés à s'établir dans le pays ( $m = 0.1$ ), implique un prolongement supplémentaire de la durée d'activité de plus d'un an des seniors qualifiés.

L'augmentation de la durée d'activité des seniors est plus modérée en Allemagne, où le travail qualifié est plutôt abondant, et la prime à la qualification est relativement faible. Les seniors qualifiés choisissent de partir à la retraite à l'âge de 60 ans. L'arrivée d'un flux d'immigrés non qualifiés induit une augmentation de la prime à la qualification, et incite les seniors qualifiés à reporter de sept mois leur départ à la retraite.

En France, la part des qualifiés dans la population jeune est plus faible qu'en Allemagne, alors que la part qui revient aux travailleurs qualifiés dans les revenus de travail est supérieure. La prime à la qualification est donc plus importante. Les seniors qualifiés partent à la retraite à l'âge de 65 ans, et sont susceptibles de prolonger leur activité de presque un an, suite à l'immigration de travailleurs peu qualifiés.

Ces simulations montrent qu'une augmentation du taux d'immigration des travailleurs

faiblement qualifiés de 10% sur une période de 40 ans (soit une augmentation annuelle de 0.2%) a un effet significatif sur le choix de l'âge de départ à la retraite des seniors qualifiés dans les pays européens. Cet effet est d'autant plus conséquent que la prime à la qualification est élevée.

Cette augmentation du taux d'immigration annuel de 0.2% se traduit par des chocs différents d'un pays à l'autre. Ainsi, nous évaluons, pour chaque pays, l'ampleur des flux migratoires, compte tenu des flux observés ces dernières années, et des évolutions démographiques à venir. Nous déterminons, dans un premier temps, le solde migratoire annuel moyen observé sur la période 1965 – 2005. Ensuite, nous évaluons le flux migratoire moyen nécessaire, pour stabiliser la population jeune entre 2005 et 2020. Ce qui nous permet d'apprécier dans quelle mesure une hausse de 0.2% du taux d'immigration de jeunes non qualifiés est envisageable.

### **Flux migratoire entre 1965 et 2005**

A partir des statistiques annuelles des soldes migratoires publiées par l'OCDE<sup>19</sup>, nous calculons le flux migratoire annuel moyen sur la période 1965 – 2005. Nous utilisons la base de données sur les immigrés dans les pays de l'OCDE<sup>20</sup>, pour déterminer la part des non qualifiés dans le flux migratoire. Les données sont présentées Tableau 1.3.

19. Les données des soldes migratoires dont dispose l'OCDE couvrent les personnes de tous âges. Cependant, les personnes d'âge actif tendent à être surestimées parmi les migrants.

20. [www.oecd.org/els/migration/dioc](http://www.oecd.org/els/migration/dioc)

Tableau 1.3: Flux migratoire annuel moyen entre 1965 et 2005					
Pays	Total		Non qualifiés	Non qualifiés	
	en milliers	en ‰ <sup>(1)</sup>	en ‰ <sup>(2)</sup>	en milliers	en ‰ <sup>(1)</sup>
Allemagne	254	0.8	46	116	0.38
Espagne	83	0.5	56	46	0.28
France	72	0.3	51	36	0.15
UE 15	620	0.4	42	263	0.16
<p>(1) de la population âgée de 15 à 54 en 1965</p> <p>(2) du flux migratoire annuel moyen total</p> <p>Source : Calculs de l'auteur à partir des données OCDE</p>					

L'Allemagne est le principal pays européen d'immigration. Le flux migratoire annuel est de 254.000 personnes sur la période 1965 – 2005, alors qu'il n'est que 83.000 en Espagne et de 72.000 en France. L'Espagne accueille principalement des immigrés non qualifiés: 56% du flux total, contre 51% en France et 46% en Allemagne. Une augmentation du taux d'immigration de jeunes peu qualifiés de 0.2% par an, implique une hausse du flux migratoire annuel de 83.000 en Allemagne, de 34.000 en Espagne et de 49.000 en France.

Il convient de noter que les quotas d'immigration de travailleurs peu qualifiés sont ajustés en Allemagne en fonction des besoins. Ils ont été relevés, notamment en 2005,



pour répondre à la demande des industriels<sup>21</sup>. L'Espagne a connu ces dernières années une très forte hausse des flux migratoires surtout faiblement qualifiés. Pour la France, il est envisageable que les quotas d'immigrés peu qualifiés soient relevés en fonction des besoins de l'économie dans les années à venir. En effet, certains secteurs rencontrent déjà des difficultés de recrutement, et le nombre de postes à pourvoir sur le marché du travail devrait augmenter fortement, notamment dans le secteur des services, pour des emplois non qualifiés (Cf. Centre d'analyse stratégique (2006)).

### **Flux migratoire de remplacement entre 2005 et 2020**

Au cours de la période 2005 – 2020, on s'attend à une baisse de la population jeune européenne, sous l'hypothèse de soldes migratoires nuls. En effet, l'effectif de la population âgée de 0 à 39 ans en 2005 permet d'évaluer avec une certaine précision l'effectif de la population jeune en 2020 en l'absence de migrations internationales au cours de la période<sup>22</sup>. Nous pouvons ainsi évaluer, pour chacun des trois pays considérés et pour l'Europe dans son ensemble, le flux migratoire annuel nécessaire, pour stabiliser la taille de la population jeune sur la période. En d'autres termes, on considère une politique d'immigration de remplacement (Chojnicki et al. (2005)) sur la période 2005 – 2020.

Le tableau 1.4 présente les flux migratoires calculés en milliers et en pourcentage de la population jeune en 2005. Les flux migratoires de jeunes non qualifiés sont évalués, en supposant que la structure de qualification moyenne des flux migratoires entre 2005 et 2020 est similaire à celle observée, en moyenne, pour les migrants arrivés entre 1965 et 2005.

21. Office fédéral des Migrations et des Réfugiés (2006)

22. Les données de la population 00 – 39 ans proviennent du rapport OCDE (2007), graphique I.3 p32. On utilise les tables de mortalité 2005 de l'Organisation Mondiale de la Santé pour évaluer les décès sur la période.

Tableau 1.4: Migration de remplacement entre 2005 et 2020				
Flux annuel moyen nécessaire				
Pays	Flux migratoire Total		Flux migratoire des non qualifiés	
	en milliers	en % <sup>(3)</sup>	en milliers	en % <sup>(3)</sup>
Allemagne	528	1.2	241	0.53
Espagne	204	0.8	115	0.45
France	134	0.4	68	0.20
UE 15	1567	0.7	665	0.31
<p><sup>(3)</sup> de la population âgée de 15 à 54 en 2005</p> <p>Source : Calculs de l'auteur à partir des données OCDE</p>				

Pour stabiliser la population jeune à son niveau de 2005, le solde migratoire annuel moyen devrait doubler en Europe. La France aurait un taux d'immigration de jeunes non qualifiés de 0.2%, bien plus faible que celui de l'Allemagne (0.5%) ou de l'Espagne (0.4%) où la baisse de la population jeune serait plus marquée. Le taux d'immigration annuel de 0.2% qu'on a retenu dans nos simulations est tout à fait envisageable compte tenu des évolutions démographiques.

Ainsi, une politique d'immigration de travailleurs peu qualifiés moins restrictive permet non seulement de répondre à la pénurie de main-d'œuvre dans certains secteurs, mais aussi de financer, en partie, les retraites dans les pays européens. De plus, nos résultats indiquent qu'elle peut être menée parallèlement aux réformes entreprises visant à maintenir en activité les seniors les plus productifs.

#### 1.4. Conclusion

Dans cet article, nous utilisons un modèle à générations imbriquées avec une population hétérogène pour examiner l'impact de l'arrivée d'immigrés peu qualifiés sur le choix individuel de l'âge de la retraite. L'intérêt de notre modèle est de traiter, dans un contexte dynamique, de l'impact sur l'âge de départ à la retraite, d'une politique d'immigration en prenant en compte l'ajustement des rémunérations et des pensions.

Notre objectif est de mettre en évidence qu'une politique d'immigration, qui répond à un besoin de main-d'œuvre croissant dans les pays développés, peut encourager les seniors les plus qualifiés à se maintenir plus longtemps en activité.

Nos résultats indiquent que les immigrés peu qualifiés contribuent doublement au financement des pensions de retraite. D'une part, ils cotisent au système de retraite par répartition, au même titre que tous les actifs. Ils participent donc directement au financement des pensions. D'autre part, l'arrivée d'immigrés faiblement qualifiés induit une hausse de la rémunération des agents qualifiés. Les seniors qualifiés ont tout intérêt à reporter leur départ à la retraite et à prolonger leur vie active, dégageant des financements pour les pensions. En outre, la pression serait moindre sur l'équilibre financier du système de pension, dans la mesure où les personnes qui continuent de travailler perçoivent leur retraite plus

tard. Ainsi, une politique d'immigration semble compatible avec des éventuelles mesures, qui viseraient à persuader les seniors à rester plus longtemps en activité.

Il faut toutefois remarquer que notre modèle théorique repose sur un ensemble d'hypothèses simplificatrices. En particulier, on ne considère pas l'effet potentiel des flux migratoires sur les choix d'éducation des autochtones. En outre, on suppose que la structure de qualification des descendants d'immigrés est similaire à celle des autochtones, alors que les immigrés sont tous non qualifiés. Enfin le système de retraite est supposé parfaitement redistributif. Les systèmes de retraite, notamment en France, n'assure qu'une redistribution partielle, et les pensions sont liées aux revenus d'activité. Le modèle pourrait être enrichi dans cette direction en supposant une structure de qualification endogène et un système de retraite moins redistributif.

## 1.5. Annexes

### *Annexe A*

L'évolution de l'âge de la retraite suite à l'autorisation d'un quota  $m_t$  d'immigrés est obtenue en dérivant l'équation (1.5) par rapport à  $m_t$  :

$$(1 - \tau - x_t^H) \frac{\partial z_t^H}{\partial m_t} = - (1 - z_t^H) \frac{\partial x_t^H}{\partial m_t} - \frac{\gamma \beta R (1 - \tau)}{(1 + \beta + \beta \gamma)} \frac{\partial (1/\Omega_t^H)}{\partial m_t} \quad (1.21)$$

La dérivée de l'équation (1.11) détermine la variation du ratio de salaire  $\Omega_t^H$  :

$$\frac{\partial (1/\Omega_t^H)}{\partial m_t} = (1 - \alpha) \frac{1}{\Omega_t^H} \left( -\frac{1}{1 - h + m_t} + \frac{\frac{\partial z_t^H}{\partial m_t}}{(1 + n)(1 + m_{t-1}) + z_t^H} \right) \quad (1.22)$$

L'évolution du rendement du système de retraite est donnée par la dérivée de l'équation (1.15) par rapport à  $m_t$ :

$$\frac{\partial x_t^H}{\partial m_t} = \frac{\tau h (1 + (1 + n) h) (1 + m_{t-1})}{\alpha (1 + m_{t-1} - h z_t^H)^2} \frac{\partial z_t^H}{\partial m_t} \quad (1.23)$$

Ainsi le taux d'activité des seniors de la date  $t$ ,  $z_t$  est d'autant plus élevé que le quota d'immigrés  $m_t$  est grand ( à partir de (1.21), (1.22) et (1.23)) :

$$(1 - \tau - x_t^H + \Theta_t) \frac{\partial z_t^H}{\partial m_t} = \frac{\gamma \beta R (1 - \tau) (1 - \alpha)}{(1 + \beta + \beta \gamma) (1 - h + m_t) \Omega_t^H}$$

$$\text{avec } \Theta_t = \frac{\tau h (1 + (1 + n) h) (1 + m_{t-1}) (1 - z_t^H)}{\alpha (1 + m_{t-1} - h z_t^H)^2} + \frac{\gamma \beta R (1 - \tau) (1 - \alpha)}{(1 + \beta + \beta \gamma) \Omega_t^H ((1 + n)(1 + m_{t-1}) + z_t^H)} > 0$$

*Annexe B*

L'évolution du ratio de salaire  $\Omega_{t+1}^H$  est, à présent, obtenue en dérivant l'équation (1.11) prise en  $(t + 1)$  par rapport à  $m_t$  :

$$\frac{\partial (1/\Omega_{t+1}^H)}{\partial m_t} = \frac{\partial \Omega_{t+1}^H}{\partial m_t} (\Omega_{t+1}^H)^2$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial (1/\Omega_{t+1}^H)}{\partial m_t} &= \frac{(1 - \alpha) \left( (1 + n) (1 + m_t)^2 + h z_{t+1}^H \right)}{\Omega_{t+1}^H \left( (1 + n) (1 + m_t) + z_{t+1}^H \right) (1 - h + m_t) (1 + m_t)} \\ &+ \frac{(1 - \alpha)}{\Omega_{t+1}^H} \left( \frac{\frac{\partial z_{t+1}^H}{\partial m_t}}{(1 + n) (1 + m_t) + z_{t+1}^H} - \frac{\frac{\partial z_t^H}{\partial m_t}}{(1 + n) (1 + m_{t-1}) + z_t^H} \right) \end{aligned} \quad (1.24)$$

L'évolution du rendement du système de retraite pour les qualifiés de la génération  $t$ ,  $x_{t+1}^H$ , est donnée par:

$$\frac{\partial x_{t+1}^H}{\partial m_t} = \frac{-\tau h (1 + (1 + n) h) \left( z_{t+1} - (1 + m_t) \frac{\partial z_{t+1}^H}{\partial m_t} \right)}{\alpha (1 + m_t - h z_{t+1}^H)^2} \quad (1.25)$$

L'évolution du taux d'activité, en seconde période, des agents qualifiés de la génération  $t$  est obtenue à partir de (1.21) prise en  $(t + 1)$ , (1.24) et (1.25) :

$$\begin{aligned}
[1 - \tau - x_{t+1}^H + \Theta_{t+1}] \frac{\partial z_{t+1}^H}{\partial m_t} &= \frac{\tau h (1 + (1+n)h) z_{t+1}^H (1 - z_{t+1}^H)}{\alpha (1 + m_t - h z_{t+1}^H)^2} \\
&\quad - \frac{\gamma \beta R (1 - \tau) (1 - \alpha) \left( (1+n)(1+m_t)^2 + h z_{t+1}^H \right)}{\Omega_{t+1}^H \left( (1+n)(1+m_t) + z_{t+1}^H \right) (1-h+m_t)(1+m_t)} \\
&\quad + \frac{\gamma \beta R (1 - \tau) (1 - \alpha)}{\Omega_{t+1}^H \left( (1+n)(1+m_{t-1}) + z_t^H \right)} \frac{\partial z_t^H}{\partial m_t}
\end{aligned}$$

$$\text{avec } \Theta_{t+1} = \frac{\tau h (1 + (1+n)h) (1 - z_{t+1}^H) (1 + m_t)}{\alpha (1 + m_t - h z_{t+1}^H)^2} + \frac{\gamma \beta R (1 - \tau) (1 - \alpha)}{(1 + \beta + \beta \gamma) \left( (1+n)(1+m_t) + z_{t+1}^H \right) \Omega_{t+1}^H} > 0$$

### *Annexe C: Système de retraite non redistributif*

Dans le cadre d'un système non redistributif à la Bismarck, les pensions versées sont liées aux revenus d'activité, et le taux de remplacement  $x_t$  est identique pour les deux catégories d'agents de la génération  $(t-1)$  ( $x_t = x_t^H = x_t^L$ ). Les retraites versées sont fonction des revenus d'activité :  $\theta_t^i = x_t w_t^i$  (avec  $i = H, L$ ).

L'équilibre du système de retraite à la date  $t$  est donc donné par :

$$h (1 - z_t^H) N_{t-1} \theta_t^H + (1 - h + m_{t-1}) N_{t-1} \theta_t^L = \tau (H_t w_t^H + L_t w_t^L)$$

qu'on peut écrire en fonction du taux de remplacement  $x_t$  :

$$N_{t-1} x_t [h (1 - z_t^H) w_t^H + (1 - h + m_{t-1}) w_t^L] = \tau (H_t w_t^H + L_t w_t^L)$$

Le rendement d'équilibre du régime de retraite  $x$  à l'état stationnaire est fonction du quota d'immigration  $m$  et du taux d'activité des seniors qualifiés  $z^H$ :

$$x \left[ 1 - z^H \left( \alpha - \frac{1 - \alpha}{(1+n)(1+m)} \right) \right] = \tau [(1+n)(1+m) + z^H] \quad (1.26)$$

Le rendement du système de retraite croît avec  $m$ , à  $z^H$  donné<sup>23</sup>.

La valeur d'équilibre stationnaire de  $z$  est obtenue à partir du système d'équations (1.17) et (1.26) :

$$\begin{cases} (1 + \beta + \beta\gamma) [1 - \tau - x] z^H = (1 - \tau) (1 + \beta - \gamma\beta R) - (1 + \beta + \beta\gamma) x \\ x \left[ 1 - z^H \left( \alpha - \frac{1 - \alpha}{(1+n)(1+m)} \right) \right] = \tau [(1+n)(1+m) + z^H] \end{cases}$$

Le rendement du système de retraite  $x$  est d'autant plus élevé que le quota d'immigrés  $m$  est grand:

$$\begin{aligned} & \frac{\partial x}{\partial m} \left( 1 - z^H \left( \alpha - \frac{1 - \alpha}{(1+n)(1+m)} \right) \right)^2 \\ = & \tau \left[ (1+n) \left( 1 - z^H \left( \alpha - \frac{1 - \alpha}{(1+n)(1+m)} \right) \right) + \frac{(1 - \alpha) ((1+n)(1+m) + z^H)}{(1+n)(1+m)^2} \right] \\ & + \tau (1 + (1+n)(1+m)) \frac{\partial z^H}{\partial m} \end{aligned}$$

Et la durée d'activité des seniors qualifiés est d'autant plus faible que le quota d'immigrés est grand ( $\frac{\partial z^H}{\partial m} < 0$ ) :

23. La part des qualifiés dans les revenus de travail est supérieure à celle des non qualifiés :  $\alpha > (1 - \alpha) \Rightarrow \alpha > \frac{1 - \alpha}{(1+n)(1+m)}$ . De plus,  $\alpha < 1 \Rightarrow \alpha - \frac{1 - \alpha}{(1+n)(1+m)} < 1$  et donc  $1 - z \left( \alpha - \frac{1 - \alpha}{(1+n)(1+m)} \right) > 0$ .



$$\begin{aligned}
& \left[ 1 - \tau - x^H + \frac{\tau (1 + (1+n)(1+m)) (1 - z^H)}{\left(1 - z^H \left(\alpha - \frac{1-\alpha}{(1+n)(1+m)}\right)\right)^2} \right] \frac{\partial z^H}{\partial m} \\
= & -\tau \frac{(1 - z^H) \left[ (1+n) \left(1 - z^H \left(\alpha - \frac{1-\alpha}{(1+n)(1+m)}\right)\right) + \frac{(1-\alpha)((1+n)(1+m)+z)}{(1+n)(1+m)^2} \right]}{\left(1 - z^H \left(\alpha - \frac{1-\alpha}{(1+n)(1+m)}\right)\right)^2}
\end{aligned}$$

Le rendement du système de retraite  $x$  est d'autant plus élevé que le quota d'immigrés  $m$  est grand : l'augmentation de la pension de retraite est plus importante que la hausse du revenu d'activité. Le taux de participation des seniors qualifiés est plus faible.

*En l'absence de redistribution intragénérationnelle, les agents qualifiés profitent pleinement de la hausse de leur pension indexée sur leur salaire d'activité. Les seniors choisissent d'anticiper leur retraite.*

## Chapter 2

# Immigration and economic growth in the OECD countries 1986-2006: a Panel data analysis<sup>1</sup>

### 2.1. Introduction

International migration to OECD countries, notably labour migration, has increased significantly over past decades. Between 1997 and 2007, in most southern European countries, in the United Kingdom, in the United States as well as in several Nordic countries, immigrants contributed to more than 40% of net job creations. As of 2007, the share of immigrants in employment reached 12% on average in the OECD (OECD, 2009). In many developed countries the first effects of population ageing, can be already felt in working age population as baby boomers begin to retire in large numbers and youth cohorts are

1. This chapter is based on a joint work with Jean-Christophe Dumont.

declining. In this context, labour migration will continue to play a significant role in the medium and longer term. International migration is expected to count for all labour force growth between 2005 and 2020, for example in Canada, Switzerland, Sweden, Spain or the United Kingdom, but also in the OECD area as a whole.

At the same time, many countries have recently adapted their migration system to make it more selective vis-à-vis skills and education. Traditional settlement countries (Australia, Canada, New Zealand and the United States) have implemented skilled migration programmes for a long time which now serve as models to other countries. The United Kingdom, Denmark and the Netherlands have recently reformed their migration system to give more priority to highly educated migrants within a point based migration system. Most European countries have also implemented specific migration programmes to attract highly skilled foreign workers (Chaloff and Lemaitre, 2009). This trend is most likely to continue, if not to reinforce, in the future.

These changes in migration trends and policies prompt us to reconsider the economic impact of migration. Empirical economic analyses have indeed been flourishing in recent years in two key areas susceptible of influencing public opinion's views on migration, namely the labour market impact of immigrants (Borjas, 2003, 2009; Angrist and Kugler, 2003; Lubotsky, 2007; Ottaviano and Peri, 2008<sup>2</sup>) and the fiscal impact of immigration (Auerbach and Oreopoulos, 1999; Storesletten, 2000, 2003; Hansen and Lofstrom, 2003<sup>3</sup>). However, the debate is relatively mute on a third major area of interest, which relates to the impact of migration on economic growth. This is precisely the question addressed by this paper.

*Is international migration fostering economic growth in OECD countries and to which*

2. See, for example, Longhi, S., Nijkamp, P. and Poot, J. (2005, 2008) for recent meta-analyses.

3. See, for example, Rowthorn (2008) or Liebfriz and al. (2003) for a review.

*extent?*

If there are little doubts about the impact of a labour shock due to migration on aggregated GDP growth the question is not so trivial with regard to per capita GDP growth. Indeed, in the standard augmented neoclassical growth model developed by Mankiw, Romer and Weil (1992), an increase in migration will have a negative impact on long-term economic growth because of capital dilution, which might be compensated by a positive contribution of new migrants to human capital accumulation (Dolado, Goria and Ichino, 1994; Barro and Sala-I-Martin, 1995). Consequently, in this framework, whether migration affects positively or not per capita GDP growth depends on the scope of migration and its demographic and educational structures.

Few empirical economic studies have tried to estimate the impact of migration on economic growth, especially due to the lack of harmonized international data on migration. To our knowledge, the only published empirical study is Dolado, Goria and Ichino (1994). This analysis applies to the period 1960-85, which was characterized, until the second oil shock at the end of the 1970s, by large low-skilled migration concentrated in the manufacturing sector. In the past two decades the characteristics of international migration has evolved considerably and its impact therefore needs to be reconsidered.

This paper departs from previous studies notably by identifying independently the effect of net migration of foreign-born and native-born by skill level. A unique data set has been elaborated, from various data sources, for 22 OECD countries between 1986 and 2006. A particular effort has been devoted to produce robust estimates for educational attainment of recent immigrants as well as native-born expatriates. Finally, given the current state of the empirical growth research, the estimation was conducted based on system Generalized

Method of Moments (system GMM) developed by Arellano and Bover (1995), Blundell and Bond (1998) in order to deal with endogeneity of migration variables.

The results show that, over the period considered, the impact of migration on productivity growth via the human capital accumulation and capital dilution are significant, with the expected signs (i.e. respectively positive and negative). In most OECD countries, the former dominates the latter. Therefore migration tends to have a positive impact on economic growth, even though it is fairly small, including in countries which have highly selective migration policies. Simulations based on these results show that, everything else being equal, a one percentage point increase in foreign-born net migration would have increased productivity growth by about a tenth of a percentage point on average for the 22 OECD countries considered.

The remainder of this paper is organized as follows. Section 2.2 provides a short review of the literature and section 2.3 presents the theoretical model. Econometric specifications are introduced in a forth section before describing the data and analysing the empirical results (section 2.5). Finally, some conclusions are drawn in the last section.

## **2.2. Direct and indirect effects of migration on economic growth: an overview of the literature**

International migration has potentially direct and indirect effects on economic growth. Firstly, migration can be viewed as a demographic shock. In the Solow-Swan textbook growth model, an increase in migration has a negative impact on the transitional path to the long-term steady state where all per capita variables are nonetheless stable. Even

in this framework, however, migration affects the age structure of the population of the destination country because migrants tend to be more concentrated in active age groups compared to natives. Consequently migration contributes to reduce dependency ratios and has potentially a positive impact on aggregated savings<sup>4</sup>, which finally could result in higher Total Factor Productivity (TFP) growth<sup>5</sup>. Yet, this transmission channel has not been directly considered in the literature.

Secondly, migrants arrive with their skills and abilities, a human capital that supplements the stock of human capital of the host country. To our knowledge, Dolado, Goría and Ichino (1994) were the first to introduce migration into the Solow-Swan model augmented by human capital. In this framework the contribution of immigrants to human capital accumulation compensates, at least partially, the negative capital dilution effect associated to population growth. The authors estimate their model for 23 OECD countries between 1960 and 1985. They do not observe migrants' education level and therefore can not estimate its effect on economic growth directly.

More recently, several authors have included migration in endogenous economic growth models. This literature considers notably the role of immigrants on technological progress and notably their contribution to innovation<sup>6</sup>. Walz (1995), for example, introduces migration in a two countries endogenous growth model based on Lucas (1988). He finds that the sign of the growth rate effect depends on the initial specialization of the two countries and that migration is selective towards high skilled individuals. Robertson (2002) also analyses

4. This effect may however be partially offset by remittances sent by migrants to their country of origin.

5. There are increasing evidence of the impact of changes in age structure of the population on productivity (Sarel, 1995; Lindh and Malmberg, 1999; Kögel, 2005; Feyrer, 2007)

6. Hunt and Gauthier-Loiselle (2008) provide recent evidence on the impact of highly skilled migration in the United States on innovation. They find that a one percentage point rise in the share of immigrant college graduates in the population increases patents per capita by 6%

the impact of migration in an Uzawa-Lucas model with unskilled labour and shows that an inflow in relatively unskilled immigrants results in lower transitional growth.

Lundborg and Segerstrom (2000, 2002) include migration in a quality ladders growth model (Grossman and Helpman, 1991). They find that free migration would stimulate growth; notably if it responds to differences in labour force endowments. Similarly, in an expansion-in-variety framework, Brestchger (2001) shows that skilled migration can promote growth through decreasing costs of Research and Development but also by raising market share in certain types of goods.

Most of the previous studies are theoretical and there are indeed very few empirical assessments of the impact of migration on economic growth. When such analyses exist they are not based on structural models and are often hampered by data constraints.

Morley (2006), for example, analyses the causality between migration and economic growth with an Autoregressive Distributed lag approach on data for Australia, Canada and the United States between 1930 and 2002. He finds evidence of a long-run causality running from per capita GDP to immigration but not the reverse. More recently, Ortega and Peri (2009) analyse the effects of immigration flows on total employment, total hours worked, physical capital accumulation and total factor productivity in 14 OECD countries, between 1980 and 2005. The authors find that migration increases employment and capital stocks, but doesn't have a significant effect on total factor productivity. Since immigration shocks lead to an increase in total employment and a proportional response of the production, output per capita is not affected by the immigration inflows. One of the limitations of this study lies in the fact that it does not take into account the human capital of mi-

grants<sup>7</sup>. In addition, these estimations are based on gross migration flows and therefore do not control for return migration.

The main contribution of this paper is to provide more robust estimates of the impact of net migration on productivity growth, controlling for endogeneity of migration, based on a clear theoretical framework which is presented in the next section.

### 2.3. The theoretical model

As in Dolado, Goría and Ichino (1994), migration is introduced in a standard augmented neoclassical Solow-Swan model where aggregate output is produced from physical capital ( $K$ ), human capital ( $H$ ) and labour ( $L$ ) using a Cobb-Douglas function with constant returns to scale:

$$Y = K^\alpha H^\beta (A L)^{1-\alpha-\beta} \quad \alpha + \beta < 1 \quad (2.1)$$

where  $A$  is labour-augmenting (or Harrod-neutral) technological progress. It is a productivity parameter that grows at the constant exponential rate  $g_A$ .

The first channel through which migration affects the economy of the host country is essentially demographic as new inflows of foreign workers contribute to fuel labour force growth. This impact can be decomposed between net migration of foreign-born workers

7. Orefice (2010) also attempts to estimate the impact of migration on economic growth in a gravity model, using OECD data on gross migration flows for 24 countries between 1998 and 2007 and proxy for education based on migrant stocks in 2000. In this context, the author finds that human capital brought by migrants do not compensate for capital dilution and therefore he finds a negative impact of migration on economic growth.



( $M$ ) and net migration (net return) of native-born workers ( $E$ ). As we shall see in section 2.4.2, it is necessary to make that distinction because the dynamic and the skill composition of these two migration streams are quite dissimilar<sup>8</sup>. Noted that net migration is the difference between immigration into and emigration from the country during the period. Labour force growth is therefore given by ( Time subscripts are omitted for convenience):

$$\dot{L} = \tilde{n}L + M + E$$

$\tilde{n}$  is the growth rate of the labour force due to demographic factors (i.e. new entries of young people into the labour force minus retirements and deaths notably), assumed constant.

Let  $m$  be the net migration rate of the foreign-born  $m = M/L$  and  $e$  the net migration rate of the native-born ( $e = E/L$ ). We assume that net migration rates are constants. Then, the model follows the Solow model and assumes that the labour force increases at a constant rate  $n = \tilde{n} + m + e$ .

Immigrants and native-born returnees bring their skills and abilities, human capital, that supplements the domestic stock of human capital<sup>9</sup>. Inversely, those who leave the country, take away with them their human capital. This is the second channel through which migration impacts production factors endowments in this basic model.

8. There might be also differences in the educational structure of inflows and outflows of foreign-born workers (resp. native-born workers) that would have justified considering gross migration flows rather than net flows by place of birth. However, in absence of relevant data source to support this hypothesis, and for the sake of simplicity, the model only takes into account net migration flows.

9. Migrants are supposed not to bring significant amount of physical capital to the economy of the host country.

Lets denote  $h^M$  by the average quantity of human capital that each foreign-born migrant brings along,  $h^E$  the human capital capital of native-born migrants and  $\hat{h}$  the average human capital per worker ( $\hat{h} = H/L$ ). The accumulation of human capital is given by:

$$\begin{aligned}\dot{H} &= s_H Y - \delta H + M h^M + E h^E \\ &= s_H Y - (\delta - (m\kappa^M + e\kappa^E)) H\end{aligned}\tag{2.2}$$

$s_H$  is the fraction of resources devoted to human capital accumulation,  $\delta$  is the rate of depreciation,  $\kappa^M = h^M/\hat{h}$  (resp.  $\kappa^E = h^E/\hat{h}$ ) is the relative human capital of foreign-born (resp. native-born) migrants compared to the average human capital per worker in the host economy.

The dynamics of physical capital are the same as in the Solow Model. A fraction  $s_K$  of output is saved, and capital depreciates at an exogenous rate  $\delta$ <sup>10</sup>:

$$\dot{K} = s_K Y - \delta K\tag{2.3}$$

Using units of effective labour ( $y \equiv Y/AL$ ,  $k \equiv K/AL$ ,  $h \equiv H/AL$ ), then the production function is given in intensive form by:

$$y = k^\alpha h^\beta\tag{2.4}$$

10. Following Mankiw et al. (1992), we assume that human capital depreciates at the same rate as physical capital.

The evolution of the economy is determined by:

$$\dot{k} = s_K y - (\delta + g_A + n) k \quad (2.5)$$

$$\dot{h} = s_H y - (\delta + g_A + n - (m\kappa^M + e\kappa^E)) h \quad (2.6)$$

The economy converges to a steady state defined by:

$$k^* = \left( \frac{s_K}{\delta + g_A + n} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha-\beta}} \left( \frac{s_H}{\delta + g_A + n - (m\kappa^M + e\kappa^E)} \right)^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} \quad (2.7)$$

$$h^* = \left( \frac{s_K}{\delta + g_A + n} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} \left( \frac{s_H}{\delta + g_A + n - (m\kappa^M + e\kappa^E)} \right)^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}} \quad (2.8)$$

Substituting (2.7) and (2.8) into the production function and taking logarithms, the steady state income per effective worker is:

$$\begin{aligned} \ln y^* = & \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln s_K + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln s_H \\ & - \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln (\delta + g_A + n) \\ & - \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln (\delta + g_A + n - (m\kappa^M + e\kappa^E)) \end{aligned} \quad (2.9)$$

Assuming that all countries are in their steady state, this equation can be used to empirical analysis. Rather, we suppose that countries are growing near their steady state. The rate of growth as the economy converges to the steady state may be approximated by:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{\partial \ln y}{\partial t} \simeq -\lambda (\ln y(t) - \ln y^*) \quad (2.10)$$

where  $\lambda = (1 - \alpha - \beta)(g_A + \delta + n)$  (Cf. Appendix A.1).

This leads to:

$$\ln y(t) - \ln y(0) \cong (1 - e^{-\lambda t}) (\ln y^* - \ln y(0)) \quad (2.11)$$

where  $y(0)$  is income per effective labour at some initial date.

Noted that, assuming a constant rate of convergence  $\lambda$  over time, equation (2.11) is also true for sub-periods (Cf. Appendix A.2)

For purpose of estimation, we need an expression in terms of income per worker  $\hat{y}$  rather than income per effective worker  $y$ . Noting that  $y$  can be expressed in term of  $\hat{y}$ :  $\ln y(t) = \ln \hat{y}(t) - \ln A(0) - g_A t$  and using equation (2.9), we finally obtain the productivity growth rate:

$$\begin{aligned} \ln \hat{y}(t) - \ln \hat{y}(0) &= g_A t + (1 - e^{-\lambda t}) \ln A(0) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln \hat{y}(0) \\ &+ (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} (\ln s_K - \ln (\delta + g_A + n)) \\ &+ (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_H \\ &- (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln (g_A + \delta + n - (m\kappa^M + e\kappa^E)) \end{aligned} \quad (2.12)$$

Equation (2.12) indicates that for given  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\delta$ ,  $\lambda$  and  $g_A$ , the rate of growth of productivity is negatively related to the net migration rate because of the capital dilution effect associated to population growth ( $-\ln(\delta + g_A + n)$ ). This effect is, however, counterbalanced

by a positive impact of the human capital content of migration flows ( $m\kappa^M + e\kappa^E$ ). The net effect of migration on productivity growth is therefore ambiguous and depends on the relative human capital contribution of native-born and foreign-born migrants ( $\kappa^M$ ,  $\kappa^E$ ), on the scope of net migration ( $m$ ,  $e$ ) and on the parameters of the production function ( $\alpha$ ,  $\beta$ ).

In this framework, *ceteris paribus*, an increase in the inflow of foreign workers will have a positive impact on productivity growth only if new migrants are, on average, more qualified than the resident population ( $\kappa^M > 1$ ). That is not a sufficient condition, however, as the human capital brought by migrants should also offset the capital dilution effect. Indeed, Appendix B.1 shows that, provided there is not a net outflow of human capital associated to total net migration (i.e.  $m\kappa^M + e\kappa^E \geq 0$ ),  $\kappa^M \geq (\alpha + \beta)/\beta$  is a sufficient condition for migration to have a positive impact on productivity growth. Below that threshold the impact will however depend on other parameters of the model<sup>11</sup>.

## 2.4. Empirical analysis

### 2.4.1. Econometric model

Equation (2.12) suggests a useful specification for the model that can be used to evaluate the impact of immigration on economic growth in receiving countries. Note that:

11. The fact that migration has a positive impact on productivity growth if and only if its contribution to human capital accumulation more than compensates for the effect on capital dilution is a direct consequence of the augmented Solow-Swan theoretical framework. In this context, recent migrants need to be more qualified than the resident population to generate a positive impact on productivity growth. This would not have been necessarily the case in an endogenous growth framework.

$$\begin{aligned}
\ln(g_A + \delta + n - (m\kappa^M + e\kappa^E)) &= \ln\left((g_A + \delta + n) \left(1 - \frac{m\kappa^M + e\kappa^E}{g_A + \delta + n}\right)\right) \\
&= \ln(g_A + \delta + n) + \ln\left(1 - \frac{m\kappa^M + e\kappa^E}{g_A + \delta + n}\right)
\end{aligned} \tag{2.13}$$

One can expect that  $\frac{m\kappa^M + e\kappa^E}{g_A + \delta + n}$  is small<sup>12</sup>. Using the approximation  $\ln(1 - x) \cong -x$ , yields the following equation for the growth rate per worker:

$$\begin{aligned}
\ln \hat{y}_{it} - \ln \hat{y}_{i0} &= g_A t + (1 - e^{-\lambda t}) \ln A(0) \\
&\quad - (1 - e^{-\lambda t}) \ln \hat{y}_{i0} \\
&\quad + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_{K_{it}} \\
&\quad + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_{H_{it}} \\
&\quad - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(g_A + \delta + n_{it}) \\
&\quad + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \frac{m_{it}\kappa_{it}^M + e_{it}\kappa_{it}^E}{g_A + \delta + n_{it}}
\end{aligned} \tag{2.14}$$

The human capital effect of net migration is captured by  $\frac{m_{it}\kappa_{it}^M + e_{it}\kappa_{it}^E}{g_A + \delta + n_{it}}$ .

Following the standard practice in the literature<sup>13</sup>, we assume that the convergence parameter  $\lambda$  is constant over time and across countries. The term  $A(0)$  represents all the unobserved elements (the initial level of technology, resource endowments, climate, institutions and so on). It suggests the presence of a country-specific effect, which may be

12. The relative human capital content of migration flows is small compared to the sum of the rate of technical progress, the depreciation rate, and the overall labour force growth rate. The data set, presented in the next section, indicates a mean value equals to 0.095 and a standard error of 0.14 for  $\frac{m\kappa^M + e\kappa^E}{g_A + \delta + n}$ .

13. Benhabib and Spiegel (1994), Islam (1995), and Cohen and Soto (2007)

correlated with the other explanatory variables considered in the model.

The model used to estimate the effect of immigration on productivity growth for a given country  $i$  is a more general form of equation (2.14):

$$\begin{aligned} \ln \hat{y}_{it} = & \beta_1 + \beta_2 \ln \hat{y}_{i0} + \beta_3 \ln s_{K_{it}} + \beta_4 \ln s_{H_{it}} + \beta_5 \ln (\delta + g_A + n_{it}) \\ & + \beta_6 \frac{m_{it}\kappa_{it}^M}{\delta + g_A + n_{it}} + \beta_7 \frac{e_{it}\kappa_{it}^E}{\delta + g_A + n_{it}} + \mu_i + \gamma_t + v_{it} \end{aligned} \quad (2.15)$$

$\mu_i$  and  $\gamma_t$  represent country-specific and time-specific effects and where  $\beta_1, \dots, \beta_7$  are parameters to be estimated.

Notice that the theoretical model (equation (2.14)) predicts that the coefficient on  $\ln s_{H_{it}}$ ,  $\frac{m_{it}\kappa_{it}^M}{\delta + g_A + n_{it}}$  and  $\frac{e_{it}\kappa_{it}^E}{\delta + g_A + n_{it}}$  are equal ( $\beta_4 = \beta_6 = \beta_7$ ), and that the sum of coefficients on  $\ln s_{K_{it}}$ ,  $\ln (\delta + g_A + n_{it})$  and  $\frac{m_{it}\kappa_{it}^M}{\delta + g_A + n_{it}}$  is zero ( $\beta_3 + \beta_5 + \beta_6 = 0$ ). These restrictions will be tested below.

To estimate the parameters of a dynamic panel like (2.15), we may think about estimating first a fixed effects model using the within transformation. The transformed model is obtained by subtracting out the time series means for each country. It is then estimated by ordinary least squares (OLS). However, this estimator is inconsistent when the number of time period available is small (Nickell, 1981). The inconsistency comes from the fact that the transformed error term obtained after removing the country means is correlated with lagged output. Kiviet (1995) proposed a corrected Within estimator that subtracts a consistent estimator of this bias from the original Within estimator<sup>14</sup>. However, this

14. This approach works only for balanced panels, Bruno (2005) develops it for the case of unbalanced panels.

method is valid only if all variables are exogenous. The possible presence of endogeneity can produce biased estimates of the parameters.

An alternative estimation technique which takes account for unobserved country specific effects and address the potential endogeneity of some regressors is the Generalized Method of Moments (GMM), proposed by Hansen (1982). This method provides more convenient framework for obtaining asymptotically efficient estimators in the context of empirical growth models.

In our analysis, we use the system GMM estimator proposed by Arellano and Bover (1995) and Blundell and Bond (1998). System GMM procedure consists of a joint estimation of the equation in first-differences and in levels. For the equations in first-differences the lagged levels of the regressors are used as instruments. For the equations in levels the lagged first-differences of the explanatory variables are used as instruments (see Appendix C for further details).

System GMM estimator is more efficient than the first-differenced GMM estimator in dynamic panel data (Blundell and Bond, 1998, 2000; Blundell, Bond and Windmeijer, 2000). When the time series are persistent and the number of time series observations is small, Blundell and Bond (1998, pp.133) show that there is ‘ a serious problem of weak instruments for the first-differenced GMM estimator.’ They find ‘ both a much smaller bias and much improved precision’ for the system GMM. Additionally, system GMM estimator provides consistent parameter estimates even in the presence of measurement error and endogenous regressors. Especially, it can be used in the absence of any strictly exogenous explanatory variables or instruments. Moreover, it is highly recommended for empirical growth models, as suggested by Bond, Hoeffler and Temple (2001).



The consistency of the system GMM estimator depends on the validity of the moment conditions being exploited as well as the assumption that the error terms do not exhibit serial correlation. We will therefore check the correct specification of instruments by conducting specification tests (see Arellano and Bond, 1991 for details). The overall validity of the moment conditions is checked by the conventional Sargan (1958) / Hansen (1982) test of overidentifying restrictions. Furthermore, we perform Hansen's difference statistic to test the validity of additional instruments used by the system GMM estimator. In addition, Arellano and Bond (1991) propose two tests for first-order and second-order serial correlation for the disturbances of the first-differenced equation ( $m_1$  and  $m_2$ , respectively).

#### *2.4.2. Data*

The estimation was made possible due to the compilation of a unique dataset on net migration and educational attainment of migrants by place of birth for 22 OECD countries. The sample period covers 1986 – 2006 period, we split it into five sub-periods to benefit from five data points for each country, and we take four year time intervals in order to reduce the influence of short-run variation. Since data are missing for some periods for some countries, our panel is unbalanced with between 3 and 5 data points for each country. The list of countries, of periods covered and of main data sources are presented in Table 2.6.

If data on total net migration is relatively easily accessible, even for long time periods, no international database provides information on net migration by place of birth. In addition, statistics available on migration flows are usually not broken-down by educational

level. An important part of the background work for this study has consequently consisted in gathering and estimating these data<sup>15</sup>.

Data on net migration by place of birth were directly available from statistical offices only for a limited number of countries, including Australia (1986–06), Germany (1986–06), New Zealand (1986–06), Netherlands (1990–06), Switzerland (1998–06) and the United Kingdom (1990–06).

For the 16 other countries net migration of the native-born ( $E$ ) is estimated using the population stocks from population censuses, population register or labour force surveys, births and deaths data (see Appendix *D.1* for more details on the estimation procedure). The OECD database<sup>16</sup> provides data for total net migration from which net migration of the native-born is subtracted to estimate net migration of the foreign-born ( $M$ ). Data are presented in Table *D.2*.

Availability of data on the educational structure of migrant flows is even more problematic and indeed was one of the weak points of previous studies. The share of tertiary educated among recent foreign-born migrants (i.e. who arrived in the destination country in the past 4 years) ( $h^M$ ) has been computed based on labour force survey data for European countries and the United States and from population censuses for other OECD countries<sup>17</sup>. This share is then compared to the corresponding figure for total resident population at the beginning of the period ( $\hat{h}$ ) to estimate  $\kappa^M$ . Implicitly, we assume that

15. The dataset is presented in Appendix *D.3*.

16. <http://stats.oecd.org/index.aspx>

17. Data do not make a distinction according to where the tertiary diploma was obtained, nor does it take into account difference in skills, including language proficiency, by country of origin. Implicitly, it is assumed that all tertiary educated migrant contribute the same to the stock of human capital in the destination country.

the educational structure observed for recent foreign-born migrants applies also to total net migration of the foreign-born, which means that return migrants are supposed to have comparable characteristics to new migrants. This hypothesis may be problematic as we know that return migration is more likely at both ends of the skill spectrum (Dumont and Spielvogel, 2008). This may be partly compensated, however, by the fact that newly arrived migrants may be more qualified on average than those who are leaving the country at the same time and have arrived with previous migration waves.

To calculate  $\kappa^E$ , we take advantage of a database on immigrants in OECD countries, recently published by the OECD which provides information on people born in the OECD and living in another country circa 2000 by educational attainment, age and duration of stay.

The education structure of native-born expatriates ( $h^E$ ) is directly observed from this data source for those who emigrated between 1998 and 2002 and those who emigrated between 1990 and 1994. The former is approximated by considering OECD expatriates with less than 5 years of residence in 2000 and the later OECD expatriates with 5 to 10 years of residence in 2000. Data are then linearly extrapolated for other periods (1986 – 1990, 1994 – 1998 and 2002 – 2006)<sup>18</sup>. Implicitly again we assume that the educational structure observed for the native-born emigrants also applies to total net migration of the native-born (and thus to native-born return migrants). Data are presented in the Appendix D.2.

Results clearly show that net migration of native-born tends to be negative in most OECD countries over the period considered while the reverse is true for foreign-born net

18. Data about the structure of education of the resident population ( $\hat{h}$ ) are from Lutz et al. (2007)

migration. Furthermore net migration of the native-born is not negligible and OECD expatriates are on average significantly more qualified than both foreign-born migrants and the resident population. The capacity to distinguishing between net migration of the foreign-born and that of the native-born is therefore essential to estimate the full impact of migration on host countries.

Data on GDP and working age population (foreign-born and natives) are from the OECD database. Real GDP (expressed in 2000 purchasing power parities (PPA)) is used to measure output  $Y$ . Labour force,  $L$ , is measured by the population aged 15 – 64 at the beginning of each period. So  $n$  is the growth rate of the working age population during the period.

Saving rate is approximated by the share of investment in real GDP, taken as an average over each period. Data come from Penn World Table version 6.2 (Heston et al., 2006). We use a proxy for the rate of investment in human capital ( $s_H$ ) that measures approximately the percentage of the working-age population that is in tertiary school. Almost all previous studies have used secondary enrollment rate as the measure of educational input. However, tertiary education is identified as important for the development of innovative research and the ability to acquire and adopt it. Gemmell (1996) finds that, other things equal, tertiary education seems to be more important for economic growth in OECD countries. So, for our sample of OECD countries, the use of tertiary school enrollment is more relevant than the secondary school enrollment. The data are from World Development Indicators (World Bank, 2006).

Sample statistics are shown in Table 2.1 and Table 2.2 presents the correlation matrix of

the variables in equation (15). The evolution of the dependant variable, GDP per worker in logarithms ( $\hat{y}$ ) and migration variables: human capital content of native and foreign born net migration ( $\frac{m \kappa^M}{g_A + \delta + n}$  and  $\frac{e \kappa^E}{g_A + \delta + n}$ ) and labour force growth in logarithms ( $\ln(g_A + \delta + n_t)$ ) is presented in Appendix D.4.

Table 2.1: Sample statistics

Variables	Mean	Standard deviation	Min	Max
$\hat{y}_t$	39768	(11.331)	20027	92994
$\hat{y}_{t-4}$	36575	(9.826)	15972	83280
$s_K$	0.233	(0.033)	0.166	0.351
$s_H$	0.501	(0.185)	0.076	0.931
$n$	0.031	(0.031)	-0.008	0.255
$m\kappa^M$	0.033	(0.029)	-0.009	0.159
$e\kappa^E$	0.012	(0.025)	-0.051	0.139

Table 2.2: Correlation matrix

	$\ln \hat{y}_t$	$\ln \hat{y}_{t-4}$	$\ln(s_{K_t})$	$\ln(s_{H_t})$	$\ln(g_A + \delta + n_t)$	$\frac{m_t \kappa_t^M}{g_A + \delta + n_t}$	$\frac{e_t \kappa_t^E}{g_A + \delta + n_t}$
$\ln \hat{y}_t$	1.000						
$\ln \hat{y}_{t-4}$	0.972	1.000					
$\ln(s_{K_t})$	0.234	0.253	1.000				
$\ln(s_{H_t})$	0.147	-0.107	0.066	1.000			
$\ln(g_A + \delta + n_t)$	0.161	0.202	0.256	0.011	1.000		
$\frac{m_t \kappa_t^M}{g_A + \delta + n_t}$	0.499	0.483	0.263	-0.360	0.399	1.000	
$\frac{e_t \kappa_t^E}{g_A + \delta + n_t}$	-0.0852	-0.0614	0.087	0.261	0.031	-0.224	1.000

### 2.4.3. Results

We estimate the growth equation (2.15) on data for 22 OECD countries over the period 1986 – 2006. The results for system GMM estimates are reported in Table 2.3<sup>19</sup>. Two types of specifications are considered. The first is the standard augmented Solow model, which serves as benchmark. Results for this specification are presented in column 1. The second include the skills of the migrants in the augmented Solow model as specified in equation

19. System GMM results are computed using the `xtabond2` command for STATA.

(2.15). Results are presented in the second column.

All estimated standard errors are corrected for heteroskedasticity. We report the heteroskedasticity-robust two-step parameter estimates (Windmeijer, 2005). As expected, there is evidence of first-order serial correlation in the first-differenced residuals, while the hypothesis of no second-order serial correlation cannot be rejected. We suspect that the error term is heteroskedastic, so the Sargan statistic is inconsistent and then we report only tests based on the Hansen statistic. The Hansen test of over-identifying restrictions and the Difference Hansen test indicate that our instruments are valid<sup>20</sup>.

Note that we assume that initial output per worker is predetermined. Physical capital investment rate is also treated as predetermined variable. We assume that the rate of investment in human capital and the population growth rate, partly driven by immigration, are endogenous. Immigrants would tend to go where the economic conditions are the best. Thus migration flows, such as labour force growth, may be correlated with past and current GDP shocks. According the specification tests reported Table 2.3, our instruments are valid.

The results from Table 2.3 shows that most coefficient signs were according to what the empirical and theoretical literature suggest for all specifications. Only the estimated

20. Alvarez and Arellano (2003) point out that the use of too many instruments in models with endogenous regressors may result in seriously biased estimates in practice, and they recommend not using the entire series history as instruments. We use only certain lags instead of all available lags for instruments, and we collapse the instrument set (Roodman, 2009).

coefficients of the rate of human capital accumulation are statistically insignificant<sup>21</sup>.

Table 2.3: Productivity growth

Dependent variable: $\Delta \ln \hat{y}_t$		
	(1)	(2)
$\ln \hat{y}_{it-4}$	-0.040*** (0.062)	-0.123*** (0.097)
$\ln(s_{K_{it}})$	0.241*** (0.062)	0.286*** (0.097)
$\ln(s_{H_{it}})$	0.011 (0.062)	-0.019 (0.097)
$\ln(g_A + \delta + n_{it})$	-0.446** (0.209)	-0.604*** (0.209)
$m_{it}\kappa_{it}^M/g_A + \delta + n_{it}$		0.437** (0.167)
$e_{it}\kappa_{it}^E/g_A + \delta + n_{it}$		0.336** (0.186)
Implied $\lambda$	0.010 (0.016)	0.032 (0.027)
$m_1$ <i>p-value</i>	0.014	0.003
$m_2$ <i>p-value</i>	0.936	0.233
Hansen Test <i>p-value</i>	0.117	0.858
Difference Hansen Test <i>p-value</i>	0.319	0.458

Notes:

Heteroskedasticity-consistent standard errors are in parentheses

\*\*\*(\*\*, \*) indicate significance at 1 (5, 10)%

The *p-values* relating to first and second order correlation tests are given by  $m_1$  *p-value* and  $m_2$  *p-value* respectively.

Instruments used for first-differenced equations are: Model (1) and (2):  $\ln \hat{y}_{it-2}$ ,  $\ln \hat{y}_{it-3}$ ,  $\ln(s_{K_{it-1}})$ ,  $\ln(s_{K_{it-2}})$ ,  $\ln(s_{H_{it-2}})$ ,  $\ln(s_{H_{it-3}})$ ,  $\ln(g_A + \delta + n_{it-2})$ ,  $\ln(g_A + \delta + n_{it-3})$ .

Model (2):  $\frac{m_{it}\kappa_{it-2}^M}{g_A + \delta + n_{it-2}}$ ,  $\frac{e_{it}\kappa_{it-2}^E}{g_A + \delta + n_{it-2}}$ .

Additional instruments for levels equations: Model (1) and (2):  $\Delta \ln \hat{y}_{it-1}$ ,  $\Delta \ln \hat{y}_{it-2}$ ,  $\Delta \ln(s_{K_{it}})$ ,  $\Delta \ln(s_{K_{it-1}})$ ,  $\Delta \ln(s_{H_{it-1}})$ ,  $\Delta \ln(s_{H_{it-2}})$ ,  $\Delta \ln(g_A + \delta + n_{it-1})$ ,  $\Delta \ln(g_A + \delta + n_{it-2})$ .

Model (2):  $\Delta \frac{m_{it}\kappa_{it-1}^M}{g_A + \delta + n_{it-1}}$ ,  $\Delta \frac{e_{it}\kappa_{it-1}^E}{g_A + \delta + n_{it-1}}$ .

Estimation of the benchmark model in column 1 (Table 2.3) shows a highly significant negative coefficient for initial per capita income, but yields an implicit convergence rate,  $\lambda$ , of 1% per year which is lower than the value usually found in the literature (about 2%). The working-age population growth has a significantly negative effect on the growth

21. This results is identical to that reported by many authors (Benhabib and Spiegel (1994), Islam (1995), Bond *et al.* (2002)).

of the productivity. The coefficient of the physical capital investment rate is positive and significant.

The estimated coefficient for human capital investment is insignificant. This is a common result in the empirical literature on the growth effects of human capital investment<sup>22</sup>.

Finally, the restriction implied by the theoretical model is not rejected (Table 2.4)

Table 2.4: Restriction Tests

	(1)	(2)
Test 1 <i>p-value</i>	0.249	0.326
Test 2 <i>p-value</i>		0.698
Test 3 <i>p-value</i>		0.019
Test 4 <i>p-value</i>		0.449

Test (1) is a test of the restriction ( $\beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$ ) in Model (1) and a joint test of restrictions ( $\beta_3 + \beta_5 + \beta_6 = 0$ ), ( $\beta_3 = \beta_5$ ) and ( $\beta_5 = \beta_6$ ) in Model (2).

Test (2) is the test of the restriction ( $\beta_3 + \beta_5 + \beta_6 = 0$ ).

Test (3) is the test of the restriction ( $\beta_3 = \beta_5$ ).

Test (4) is the test of the restriction ( $\beta_5 = \beta_6$ ).

The second column of Table 2.3 presents estimates for the augmented Solow model taking into account the human capital content of net migration (regression equation (2.15)). The human capital brought (or taken away) by foreign-born and native-born migrants are treated as endogenous. Faster growing economies are more likely to attract highly-skilled migrants, then both the scope of migration flows and their skill composition may be correlated with past and current shocks to GDP. According to the specification tests reported Table 2.3, our instruments are again valid.

The results show that the coefficient on initial income has the expected negative sign and is strongly significant. It implies a conditional convergence speed of about 3% per

22. Benhabib and Spiegel (1994: 149-150) also find that the investment in human capital between 1965 and 1985 has an insignificant effect on per capita output growth.



year. The estimated coefficient for human capital investment remains insignificant. The coefficient for the growth rate of the labour force has the expected negative sign and is strongly significant.

The human capital contribution of foreign-born migrants has a positive and significant effect on the productivity growth. A similar impact is found for native-born migration, although it is slightly less significant (only at the 10% level).

Among other restrictions, equation (2.14) predicts that the coefficient on the foreign-born and native-born human capital should be equal (Test 4). This restriction is not rejected (Table 2.4) and imposing it has little effect on the coefficients' estimates.

Overall, the model seems to perform well. First, most coefficients are significant and have the expected signs. Schooling measure is the only variable which is not significant, but other studies have found similar or even negative effects. Second, the human capital content of net migration coefficients are positive and strongly significant, which shows the importance of the role played by the skills of immigrants on the growth of OECD countries.

## 2.5. The impact of immigration on productivity growth

The theoretical model described in section 2.3 suggests that the impact of migration on the productivity growth is ambiguous and depends (*i*) on foreign-born and native-born migrants' relative human capital endowment, (*ii*) the scope of migration as well as (*iii*) production parameters.

For each country included in our sample, based on the estimation results for (2.15) (Cf. Appendix B.2) and applying the average variables for the total period 1986 – 2006, we

estimate the impact of an increase in net migration rate of the foreign-born, and of the impact of an increase in the skill composition of net migration flows. Results are reported in the Table 2.5.

Table 2.5: Impacts of increases in net migration

Key structural variables				Impact on productivity growth		
Country	$m$	$h^M$	$\kappa^M$	+1 % point in $m$	50% increase in $m$	10% in $\kappa^M$
Austria	0.47	18.9	2.0	0.25	0.060	0.18
Australia	0.56	36.6	1.8	0.10	0.029	0.16
Belgium	0.44	33.6	1.7	0.11	0.024	0.14
Canada	0.76	49.5	1.7	0.05	0.017	0.21
Switzerland	0.97	34.2	1.9	0.14	0.070	0.33
Germany	0.58	20.3	1.1	-0.14	-0.040	0.11
Denmark	0.33	28.4	1.4	-0.02	-0.004	0.09
Spain	0.56	24.1	1.4	-0.06	-0.017	0.14
Finland	0.17	24.0	1.2	-0.08	-0.007	0.04
France	0.32	27.8	1.8	0.16	0.026	0.11
Greece	0.32	13.5	1.0	-0.27	-0.044	0.06
Ireland	0.81	43.6	2.7	0.46	0.184	0.35
Iceland	0.55	34.7	2.3	0.33	0.090	0.21
Italy	0.29	10.9	1.6	0.11	0.016	0.10
Luxembourg	1.24	35.5	2.1	0.13	0.083	0.43
Netherlands	0.35	22.8	1.3	-0.04	-0.008	0.09
Norway	0.36	29.4	1.3	-0.08	-0.015	0.08
New Zealand	0.79	35.2	1.8	0.12	0.048	0.23
Portugal	0.09	18.3	2.6	0.54	0.025	0.04
Sweden	0.50	36.6	1.6	0.06	0.016	0.15
United Kingdom	0.37	39.6	2.0	0.25	0.046	0.14
United States	0.51	26.7	1.0	-0.21	-0.053	0.08
Europe 15	0.46	26.5	1.7	0.10	0.02	0.14

Note:  $m$  is the average annual net migration rate,  $h^M$  is the share of tertiary educated immigrants.  $\kappa^M$  is the relative human capital of foreign-born migrants compared to the average human capital per worker in the host economy.

Results show that in most OECD countries, taking into account the skill composition of foreign-born migrants, increasing net migration of foreign born workers by 1 percentage point would generate a positive increase in productivity growth comprise between one and five tenth of a percentage point (column 4 Table 2.5). Small negative impacts are observed for about a third of the countries in our sample because in these countries immigrants are insufficiently skilled compared to the native-born to positively affect productivity growth.

A one percentage point increase in net migration is, however, not necessarily comparable across countries as it represents quite distinct shocks on migration. If we consider a 50% increase in net migration of the foreign-born, everything else being equal, we find in all countries, except may be in Ireland, Iceland and Luxembourg, that the change in productivity growth is negligible (column 5, Table 2.5).

In this framework, adopting more selective migration policies has a more direct impact. If we assume a 10% increase in the relative share of tertiary educated immigrants compared to the resident population (column 6, Table 2.5) we find a systematically positive and often sizeable impact on productivity growth. Raising the education level of new immigrants will have a particularly large impact in countries such as Switzerland, Ireland or Luxembourg where net migration is more important.

## 2.6. Conclusion

This paper provided a new look at the impact of migration on economic growth, which is based on an effort to collect and estimate recent data on net migration of the foreign-born and the native-born by skill levels for 22 OECD countries between 1986 and 2006.

The theoretical model takes into account two contrasting impacts of migration on capital dilution and on human capital accumulation in a standard augmented Solow-Swan framework. Depending on the relative skill endowment of migrants compared to the resident population the impact of migration may be able to positively impact productivity growth.

Estimations were conducted based on system GMM, in order to deal with the potential endogeneity of the migration variables. They support the theoretical model and demonstrate a positive impact of the human capital brought by migrants on economic growth. The contribution of immigrants to the human capital accumulation tends to dominate the mechanical dilution effect, but the net effect is fairly small, including in countries which have highly selective migration policies. An increase of 50% in net migration of the foreign-born generates less than one tenth of percentage point variation on productivity growth in all the countries but one. Increasing selectivity of migration logically yields to more positive effects on productivity growth.

Obviously one could argue that our model only partially captures the effects of migration on economic growth. For example, migration also contributes to reshape the age pyramid of receiving countries as migrants tend to be more concentrated in active age groups compared to natives and therefore contribute to reduce dependency ratios. There is also some evidence that immigrants tend to be complement to natives. The arrival of immigrants may free up some native workers who may devote more time to more productive job. Immigrants may bring some assets. Then, they contribute to physical capital accumulation. Moreover, skilled immigrants may contribute to research and could boost innovation and technological progress. Further research is needed to take into account these effects before one can definitively state the full impact of migration on economic growth, although our results show that one should not expect large gains, nor significant losses, in terms of productivity from migration.

## 2.7. Appendix

### *Appendix A The speed of convergence*

#### Appendix A.1

From the production function in intensive form (equation (2.4)), the rate of growth of income per effective worker is given by:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \alpha \frac{\dot{k}}{k} + \beta \frac{\dot{h}}{h} \quad (2.16)$$

From (2.5) and (2.6), we replace into (2.16):

$$\begin{aligned} \frac{\dot{y}}{y} = & \alpha \left( s_K \frac{y}{k} - (\delta + g_A + n) \right) \\ & + \beta \left( s_H \frac{y}{h} - (\delta + g_A + n - (m \kappa^M - e \kappa^E)) \right) \end{aligned} \quad (2.17)$$

Noted that at the steady state (from (2.7) and (2.8)):

$$\begin{aligned} s_K \frac{y^*}{k^*} &= (\delta + g_A + n) \\ s_H \frac{y^*}{h^*} &= \delta + g_A + n - (m \kappa^M - e \kappa^E) \end{aligned} \quad (2.18)$$

Substituting (2.18) into (2.17):

$$\frac{\dot{y}}{y} = \alpha \left( s_K \frac{y}{k} - s_K \frac{y^*}{k^*} \right) + \beta \left( s_H \frac{y}{h} - s_H \frac{y^*}{h^*} \right)$$

Therefore:

$$\begin{aligned} \frac{\dot{y}}{y} &= \alpha s_K \frac{y^*}{k^*} \left( \left( \frac{k}{k^*} \right)^{\alpha-1} \left( \frac{h}{h^*} \right)^{\beta} - 1 \right) \\ &\quad + \beta s_H \frac{y^*}{h^*} \left( \left( \frac{k}{k^*} \right)^{\alpha} \left( \frac{h}{h^*} \right)^{\beta-1} - 1 \right) \end{aligned} \quad (2.19)$$

Noted that :

$$\left( \frac{k}{k^*} \right)^{\alpha-1} \left( \frac{h}{h^*} \right)^{\beta} - 1 = \exp \left( (\alpha - 1) \ln \left( \frac{k}{k^*} \right) + \beta \ln \left( \frac{h}{h^*} \right) \right) - 1$$

Around the steady state  $(\alpha - 1) \ln \left( \frac{k}{k^*} \right) + \beta \ln \left( \frac{h}{h^*} \right)$  is small, so we can use exponential approximation :  $e^x = 1 + x$ :

$$\begin{aligned} \left( \frac{k}{k^*} \right)^{\alpha-1} \left( \frac{h}{h^*} \right)^{\beta} - 1 &= (\alpha - 1) \ln \left( \frac{k}{k^*} \right) + \beta \ln \left( \frac{h}{h^*} \right) \\ \left( \frac{k}{k^*} \right)^{\alpha} \left( \frac{h}{h^*} \right)^{\beta-1} - 1 &= \alpha \ln \left( \frac{k}{k^*} \right) + (\beta - 1) \ln \left( \frac{h}{h^*} \right) \end{aligned} \quad (2.20)$$

Substituting (2.18) and (2.20) into (2.19):

$$\begin{aligned} \frac{\dot{y}}{y} &= \alpha (\delta + g_A + n) \left( (\alpha - 1) \ln \left( \frac{k}{k^*} \right) + \beta \ln \left( \frac{h}{h^*} \right) \right) \\ &\quad + \beta (\delta + g_A + n - (m \kappa^M - e \kappa^E)) \left( \alpha \ln \left( \frac{k}{k^*} \right) + (\beta - 1) \ln \left( \frac{h}{h^*} \right) \right) \end{aligned}$$

Then:

$$\frac{\dot{y}}{y} = -(\delta + g_A + n) \left[ (1 - \alpha - \beta) \ln \left( \frac{y}{y^*} \right) + \beta \frac{m \kappa^M - e \kappa^E}{\delta + g_A + n} \left( \ln \left( \frac{y}{y^*} \right) - \ln \left( \frac{h}{h^*} \right) \right) \right]$$

For  $\frac{m \kappa^M - e \kappa^E}{\delta + g_A + n}$  small,  $\beta \frac{m \kappa^M - e \kappa^E}{\delta + g_A + n} \left( \ln \left( \frac{y}{y^*} \right) - \ln \left( \frac{h}{h^*} \right) \right)$  may be neglected. So, the rate of growth as the economy converges to the steady state is:

$$\begin{aligned} \frac{\dot{y}}{y} &= -(\delta + g_A + n) (1 - \alpha - \beta) \ln \frac{y}{y^*} \\ &= -(\delta + g_A + n) (1 - \alpha - \beta) (\ln y - \ln y^*) \\ &= -\lambda (\ln y - \ln y^*) \end{aligned} \tag{2.21}$$

and thus the rate of convergence is given by:

$$\lambda = (1 - \alpha - \beta) (\delta + g_A + n)$$

This leads to:

$$\ln y(t) - \ln y^* = e^{-\lambda t} (\ln y(0) - \ln y^*) \tag{2.22}$$

## Appendix A.2

We assume that the rate of convergence is constant over time.

For sub-period  $t_1$ , we denote the steady state income per effective worker  $\ln y_{t_1}^*$ . The relationship (2.21) yields:

$$\frac{\frac{\dot{y}}{y}}{(\ln y - \ln y_{t_1}^*)} = -\lambda$$

Note that  $\frac{\frac{\dot{y}}{y}}{(\ln y - \ln y_{t_1}^*)}$  is the time derivative of  $\log (\ln y - \ln y_{t_1}^*)$ . For sub-period  $t_1$ :

$$\begin{aligned} [\ln (\ln y - \ln y_{t_1}^*)]_0^{t_1} &= -\lambda t_1 \\ \ln \left( \frac{\ln y(t_1) - \ln y_{t_1}^*}{\ln y(0) - \ln y_{t_1}^*} \right) &= -\lambda t_1 \end{aligned}$$

Taking exponential of both sides:

$$\frac{\ln y(t_1) - \ln y_{t_1}^*}{\ln y(0) - \ln y_{t_1}^*} = e^{-\lambda t_1}$$

Therefore:

$$\ln y(t_1) - \ln y_{t_1}^* = e^{-\lambda t_1} (\ln y(0) - \ln y_{t_1}^*)$$

For sub-period  $t_2$ :

$$\ln y(t_2) - \ln y_{t_2}^* = e^{-\lambda (t_2 - t_1)} (\ln y(t_1) - \ln y_{t_1}^*)$$

For superperiods with the same length, relation (2.22) is also valid provided that the rate of convergence is constant over time.



## Appendix B The growth effect of migration

### Appendix B.1 The theoretical model

The annual growth rate of output per worker  $g_{\hat{y}}$  is given by equation (2.12):

$$tg_{\hat{y}} \equiv \ln \hat{y}(t) - \ln \hat{y}(0) = g_A t + (1 - e^{-\lambda t}) (\ln A(0) - \ln \hat{y}(0) + \ln y^*)$$

The growth impact of foreign-born migrants is given by:

$$\begin{aligned} t \frac{\partial g_{\hat{y}}}{\partial m} &= \frac{\partial (\ln \hat{y}(t) - \ln \hat{y}(0))}{\partial m} \\ &= \frac{\partial (1 - e^{-\lambda t})}{\partial m} (\ln A(0) - \ln \hat{y}(0) - \ln y^*) + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\partial \ln y^*}{\partial m} \end{aligned}$$

Countries are supposed growing near their steady state, so we may neglect the effect of  $m$  on the convergence rate. The growth impact of the foreign-born immigrants is determined by the partial derivative of  $\ln y^*$  given by equation (2.9) with respect to foreign-born immigration rate  $m$ :

$$\begin{aligned} \frac{\partial g_{\hat{y}}}{\partial m} &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\partial \ln y^*}{\partial m} \\ &= \frac{(1 - e^{-\lambda t}) (\beta \kappa^M - (\alpha + \beta)) (g_A + \delta + n) + \alpha (m \kappa^M + e \kappa^E)}{(1 - \alpha - \beta) (g_A + \delta + n) (g_A + \delta + n - (m \kappa^M + e \kappa^E))} \end{aligned}$$

Noted that  $(1 - \alpha - \beta) (g_A + \delta + n) (g_A + \delta + n - (m \kappa^M + e \kappa^E)) \geq 0$ . Provided there is not a net outflow of human capital (i.e.  $(m \kappa^M + e \kappa^E) \geq 0$ ), an increase in the inflow of foreign workers have a positive impact on productivity growth, if  $\kappa^M \geq (\alpha + \beta) / \beta$ .

The increase in the skill composition of foreign born immigrants ( $\kappa^M$ ) have a positive

impact on productivity growth:

$$\begin{aligned}
t \frac{\partial g_{\hat{y}}}{\partial \kappa^M} &= \frac{\partial (\ln \hat{y}(t) - \ln \hat{y}(0))}{\partial \kappa^M} \\
&= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\partial \ln y^*}{\partial \kappa^M} \\
&= \frac{(1 - e^{-\lambda t}) \beta m}{(1 - \alpha - \beta) (g_A + \delta + n - (m \kappa^M - e \kappa^E))}
\end{aligned}$$

## Appendix B.2 Empirical analysis

The growth impact of the foreign-born migrants ( $m$ ) in Table 2.5 is evaluated from the estimation of the econometric model, given by equation (2.15):

$$\begin{aligned}
\ln \hat{y}_{it} - \ln \hat{y}_{i0} &= \hat{\beta}_1 + (\hat{\beta}_2 - 1) \ln \hat{y}_{i0} + \hat{\beta}_3 \ln s_{K_{it}} + \hat{\beta}_4 \ln s_{H_{it}} \\
&\quad + \hat{\beta}_5 \ln (\delta + g_A + n_{it}) + \hat{\beta}_6 \frac{m_{it} \kappa_{it}^M}{\delta + g_A + n_{it}} + \hat{\beta}_7 \frac{e_{it} \kappa_{it}^E}{\delta + g_A + n_{it}}
\end{aligned}$$

where  $n = \tilde{n} + m + e$ .

$$\begin{aligned}
t \frac{\partial g_{\hat{y}}}{\partial m} &= \hat{\beta}_5 \frac{\partial \ln (\delta + g_A + n)}{\partial m} + \hat{\beta}_6 \frac{\partial (m \kappa^M / \delta + g_A + n)}{\partial m} + \hat{\beta}_7 \frac{\partial (e \kappa^E / \delta + g_A + n)}{\partial m} \\
&= \frac{(\hat{\beta}_5 + \hat{\beta}_6 \kappa^M) (\delta + g_A + n) - \hat{\beta}_6 m \kappa^M - \hat{\beta}_7 e \kappa^E}{(\delta + g_A + n)^2}
\end{aligned}$$

Time and country subscripts are omitted for convenience.

The growth impact of the immigrants skill composition ( $\kappa^M$ ) can be appreciate by:

$$t \frac{\partial g_{\hat{y}}}{\partial \kappa^M} = \hat{\beta}_6 \frac{m}{\delta + g_A + n}$$

### *Appendix C System GMM*

We have the following dynamic model (equation (2.15) in which we consider that the initial period is  $(t - 1)$ :

$$\ln \hat{y}_{it} = \beta_1 + \beta_2 \ln \hat{y}_{it-1} + x'_{it} \chi + \mu_i + \gamma_t + v_{it} \quad (2.23)$$

where  $\hat{y}_{it}$  denotes the output per worker  $x_{it}$  is the vector of explanatory variables in equation (2.15) excluding  $\ln \hat{y}_{it-1}$  (see section 2.4.1),  $\mu_i$  is the country fixed effect,  $\gamma_t$  is the time specific effect and  $v_{it}$  is the error term. As suggest by Arellano and Bond (1991), we consider the equation (2.23) in first differences in order to eliminate the country fixed effect:

$$\Delta \ln \hat{y}_{it} = \beta_1 + \beta_2 \Delta \ln \hat{y}_{it-1} + \Delta x'_{it} \chi + \gamma_t - \gamma_{t-1} + \Delta v_{it} \quad (2.24)$$

Assuming that the errors are not serially correlated ( $E(v_{it}, v_{is}) = 0$  for  $t \neq s$ ) and that the initial condition are predetermined ( $E(\ln \hat{y}_{i1}, v_{it}) = 0$  for  $t \geq 2$ ) then values of  $\ln \hat{y}_{it}$  (and of endogenous  $x_{it}$ ) lagged two periods or more are valid instruments in the first differenced growth equation<sup>23</sup>.

23. Additional instruments are available for the equation in first-differenced if the  $x_{it}$  variables satisfy more restrictive assumptions. We may use all the past, present and future value of the strictly exogenous regressors  $x_{it}$  (i.e.  $E(x_{it}, v_{is}) = 0$  for all  $t, s$ ) as valid instruments. If  $x_{it}$  is pretermind with respect  $v_{it}$  (i.e.  $E(x_{it}, v_{is}) \neq 0$  for  $s < t$  and  $E(x_{it}, v_{is}) = 0$  for  $s \geq t$ ), past and present value of  $x_{it}$  are valid

These assumptions yield to the following moment restrictions exploited by the standard first-differenced GMM estimator:

$$E(\ln \hat{y}_{it-s} \Delta v_{it}) = 0 \text{ for } t = 3, \dots, T \text{ and } s \geq 2 \quad (2.25)$$

$$E(x_{it-s} \Delta v_{it}) = 0 \text{ for } t = 3, \dots, T \text{ and } s \geq 2$$

Blundell and Bond (1998) show that the first-differenced estimator can be combined with an estimator in levels in order to increase efficiency, when time period is short (as is the case in this paper). They suggest to estimate a system combining two sets of equations. One set of equations are the differenced equation (2.24). The other set of equations in the system are the levels equations (2.23). Suitable lagged first-differences of the series can be used as instruments for equations in levels as suggested by Arellano and Bover (1995), provides that the initial conditions satisfy the restriction ( $E(\Delta \ln \hat{y}_{i2}, \mu_i) = 0$ ) and that the difference in the explanatory variables and the country-specific effects are not correlated ( $E(\Delta x_{it}, \mu_i) = 0$  for  $t = 2, \dots, T$ ). These assumptions yield to additional restrictions:

$$E(\Delta \ln \hat{y}_{it-1} v_{it}) = 0 \text{ for } t = 3, \dots, T \quad (2.26)$$

$$E(\Delta x_{it-1} \Delta v_{it}) = 0 \text{ for } t = 3, \dots, T$$

System GMM exploits both sets of moment restrictions (2.25) and (2.26)). We use the two-step GMM estimator because it is asymptotically more efficient than the one-step estimator, especially for System GMM. However, Monte Carlo studies (e.g. Arellano and Bond, 1991) have shown that estimated asymptotic standard errors of the efficient two-step GMM estimator can be severely downward biased in small samples. So, Windmeijer's instruments.

finite-sample correction is used for the two-step covariance matrix. Windmeijer (2005) shows that the corrected variance estimate approximates the finite sample variance well and leads to more accurate inference.

## *Appendix D Data*

### **Appendix D.1 Estimation of the net migration by country of birth**

This section presents the methodology used to estimate net migration by country of birth. Data sources are mainly national population censuses held between 1980 and 2006, Population registers and European Labour force survey (LFS). Table 2.6 summarizes data sources for each country.

Data on deaths, births and net migration are from the OECD database. Deaths by age group are from the World Health Organization Mortality Data Base (WHO).

According to the classic demographic equation the native born population ( $NBP$ ) at any point in the time is equal to the native population at the previous point in time plus natural increase (the number of births  $B$  in the country minus deaths of the native born ( $NBD$ )) and net migration of the native-born ( $NBM$ ):

$$NBP_{t+1} = NBP_t + B_{t-t+1} - NBD_{t-t+1} + NBM_{t-t+1}$$

Note that all births are by definition natives, but deaths included also the foreign born deaths. In order to evaluate the deaths of the native-born, we applied the share of native-born in the total population, corrected by their age structure from DIOC and mortality rates by age from the WHO, to the totals of deaths.

Table 2.6: Main data sources for net migration data and the educational attainment of recent foreign-born migrants

Country	Country Code	Period	Foreign-born and native-born net migration	Education of recent foreign-born migrants
Austria	<b>AT</b>	1994-2006	LFS	LFS
Australia	<b>AU</b>	1986-2006	Department of Immigration and Citizenship	Census
Belgium	<b>BE</b>	1986-1990 1990-2006	Census Register	LFS LFS
Canada	<b>CA</b>	1986-2006	Census	Census
Switzerland	<b>CH</b>	1986-1998 1998-2006	Census Federal Statistical Office (FSO).	LFS LFS
Germany	<b>DE</b>	1986-2006	Federal Statistical Office (Destatis)	LFS
Denmark	<b>DK</b>	1986-1990 1990-2006	Census Register	LFS LFS
Spain	<b>ES</b>	1986-2002 2002-2006	Census Register	LFS LFS
Finland	<b>FI</b>	1986-1990 1990-2006	Census Register	LFS LFS
France	<b>FR</b>	1986-2006	Census	LFS
Greece	<b>GR</b>	1994-2006	LFS	LFS
Ireland	<b>IE</b>	1986-2006	Census	LFS
Iceland	<b>IS</b>	1986-2006	Register	LFS
Italy	<b>IT</b>	1986-2002	Census	LFS
Luxembourg	<b>LU</b>	1986-2002 2002-2006	Census LFS	LFS LFS
Netherlands	<b>NL</b>	1986-2006	CBS	LFS
Norway	<b>NO</b>	1986-2006	Register	LFS
New Zealand	<b>NZ</b>	1986-2006	Statistics New Zealand	Census
Portugal	<b>PT</b>	1986-2002 2002-2006	Census LFS	LFS LFS
Sweden	<b>SE</b>	1986-1990 1990-2002 2002-2006	Census Register Statistics Sweden	LFS LFS LFS
United Kingdom	<b>UK</b>	1986-1990 1990-2006	Census Office for National Statistics	DIOC LFS
United States of America	<b>USA</b>	1986-2006	Census	LFS

LFS : Labour Force Survey Eurostat for European countries and Current population survey for the United States.

DIOC: Database on immigrants in OECD countries

The native-born net migration is then given by:

$$NBM_{t-t+1} = NBP_{t+1} - NBP_t - (B_{t-t+1} - NBD_{t-t+1})$$

The foreign-born net migration is given by the difference between total net migration and net migration of the native-born as estimated above. When census data are used, the statistical adjustment was added to net migration of the foreign born, except for France between 1990 and 1999 (to the native-born), and for Italy (not included).

Noted that the majority of the immigrants are in working age group. We consider that 80% of the estimated net migration as working age immigrants (for foreign and native born).

Table D2. Net migration rates of native-born and foreign-born in selected OECD countries, 1986-2006

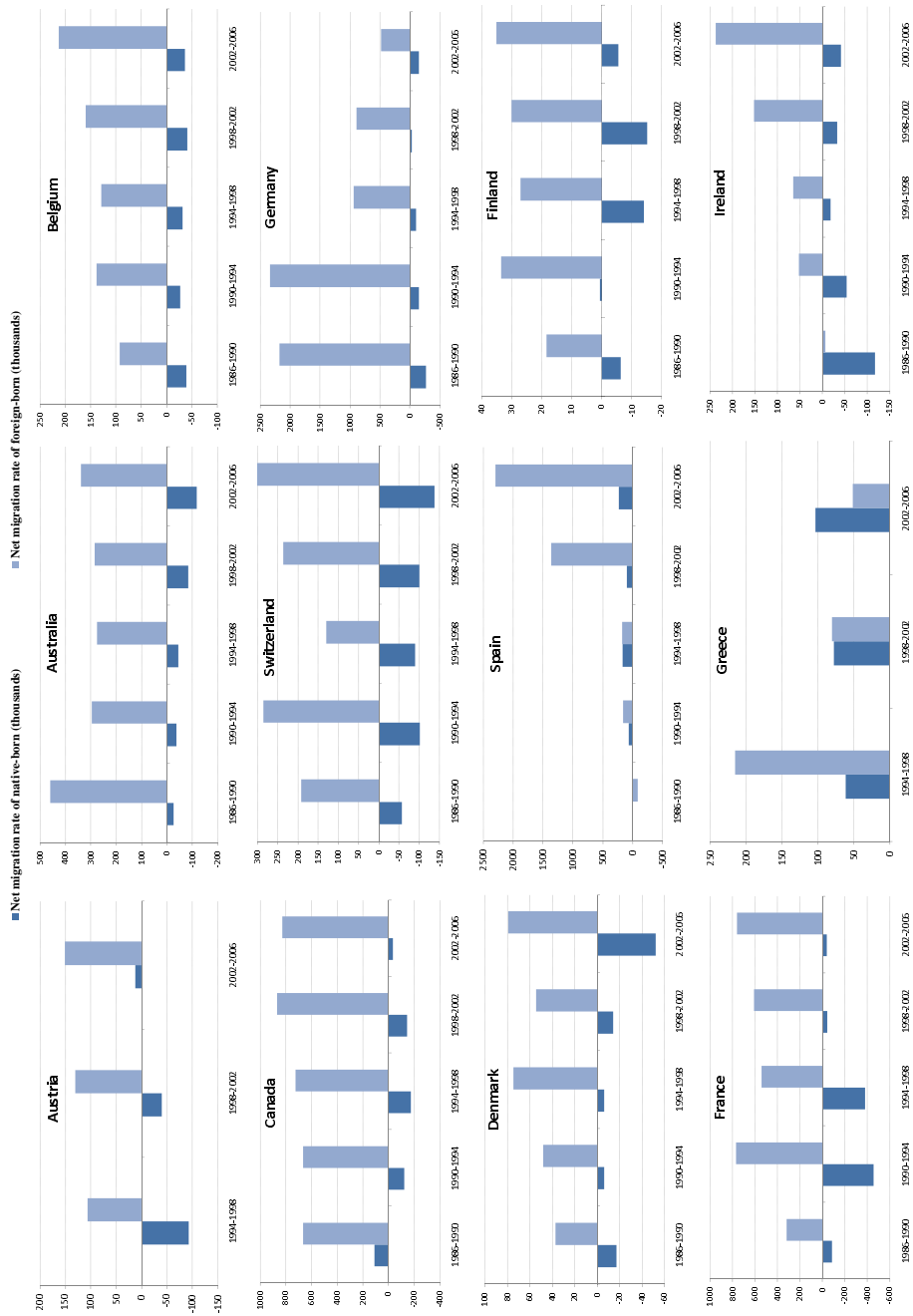
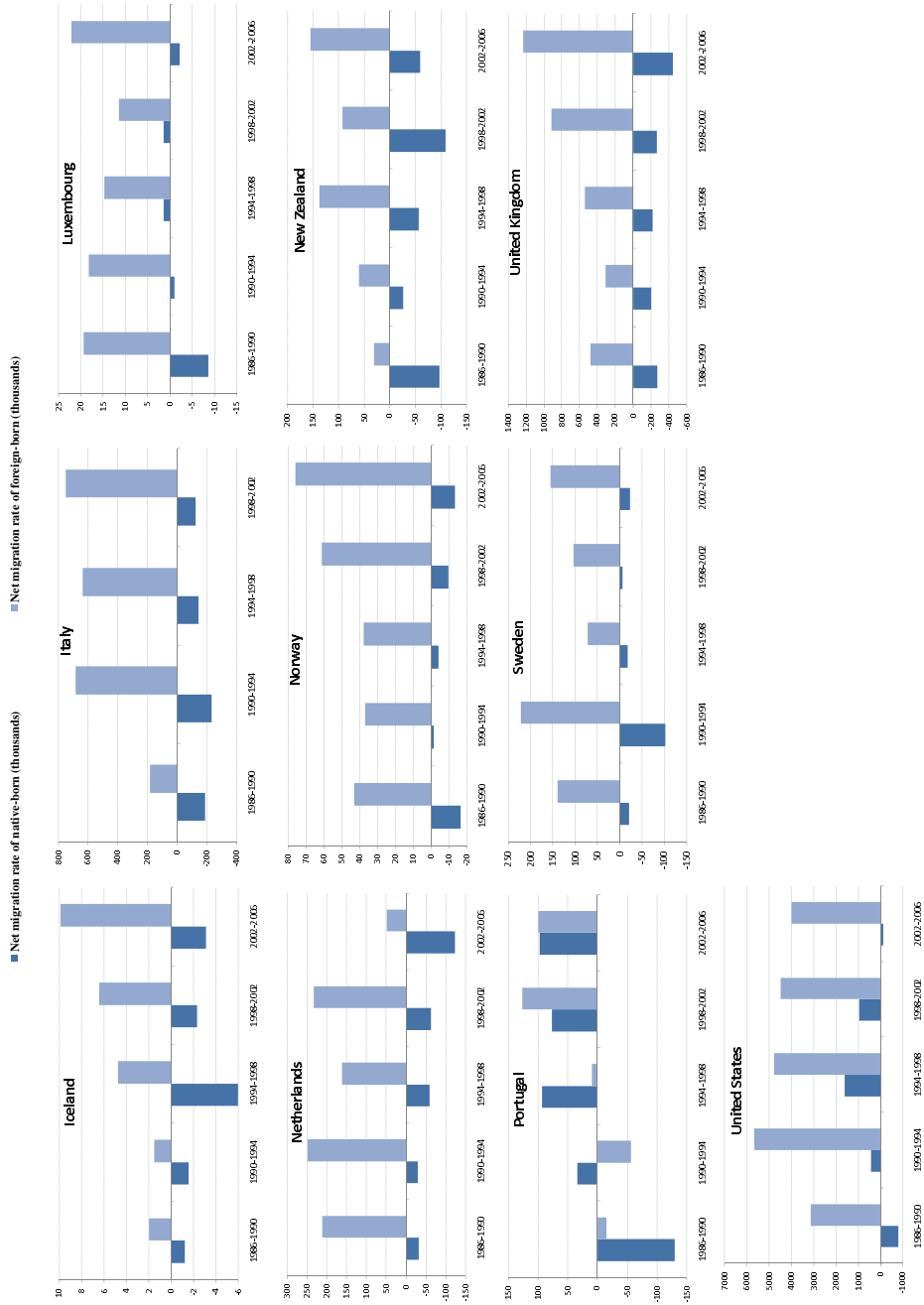




Table D2. continued



**Appendix *D.2* The skill composition of migration flows**

Table D3. Share of tertiary educated among native-born emigrants and immigrants in selected OECD countries, 1986-2006

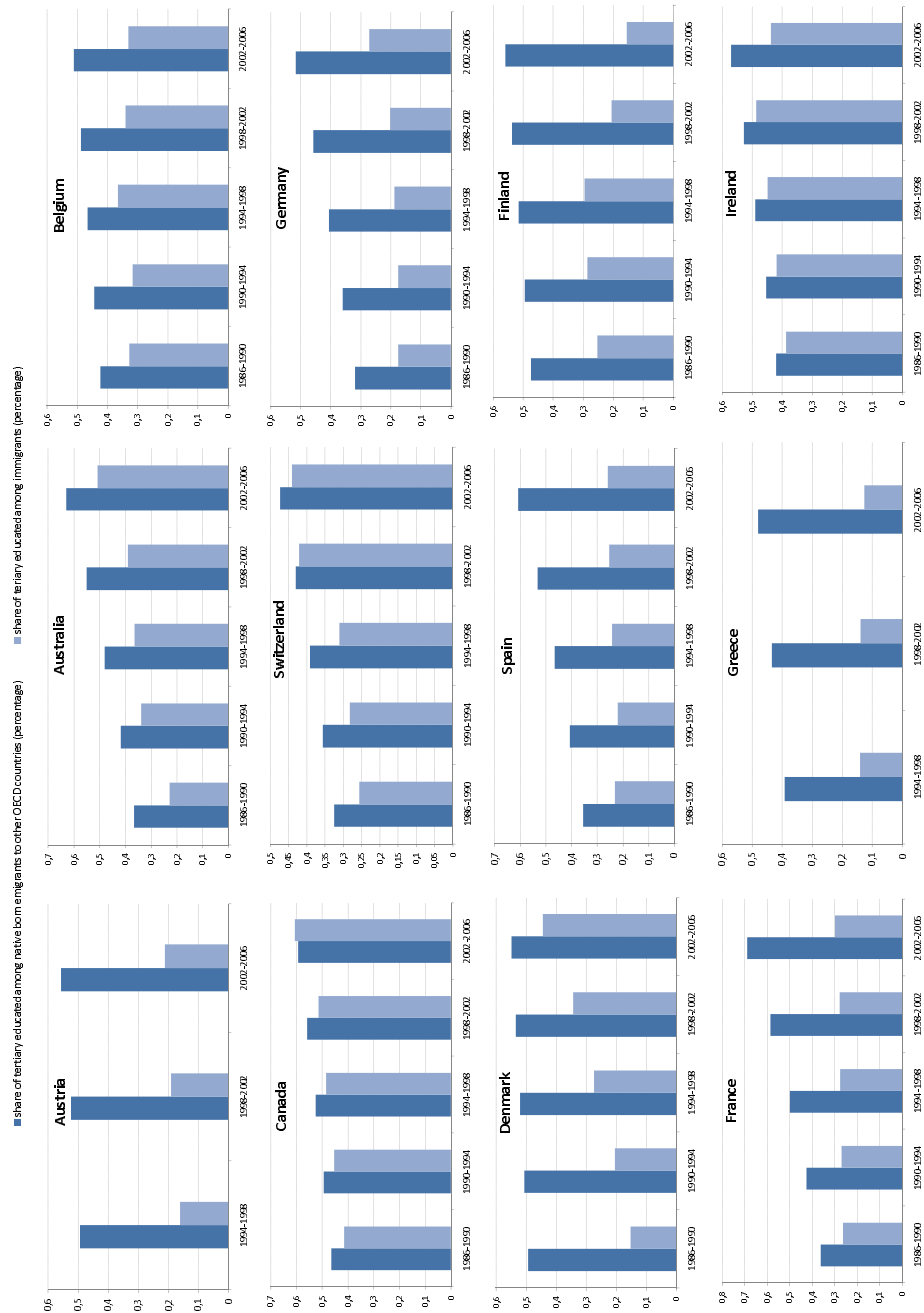
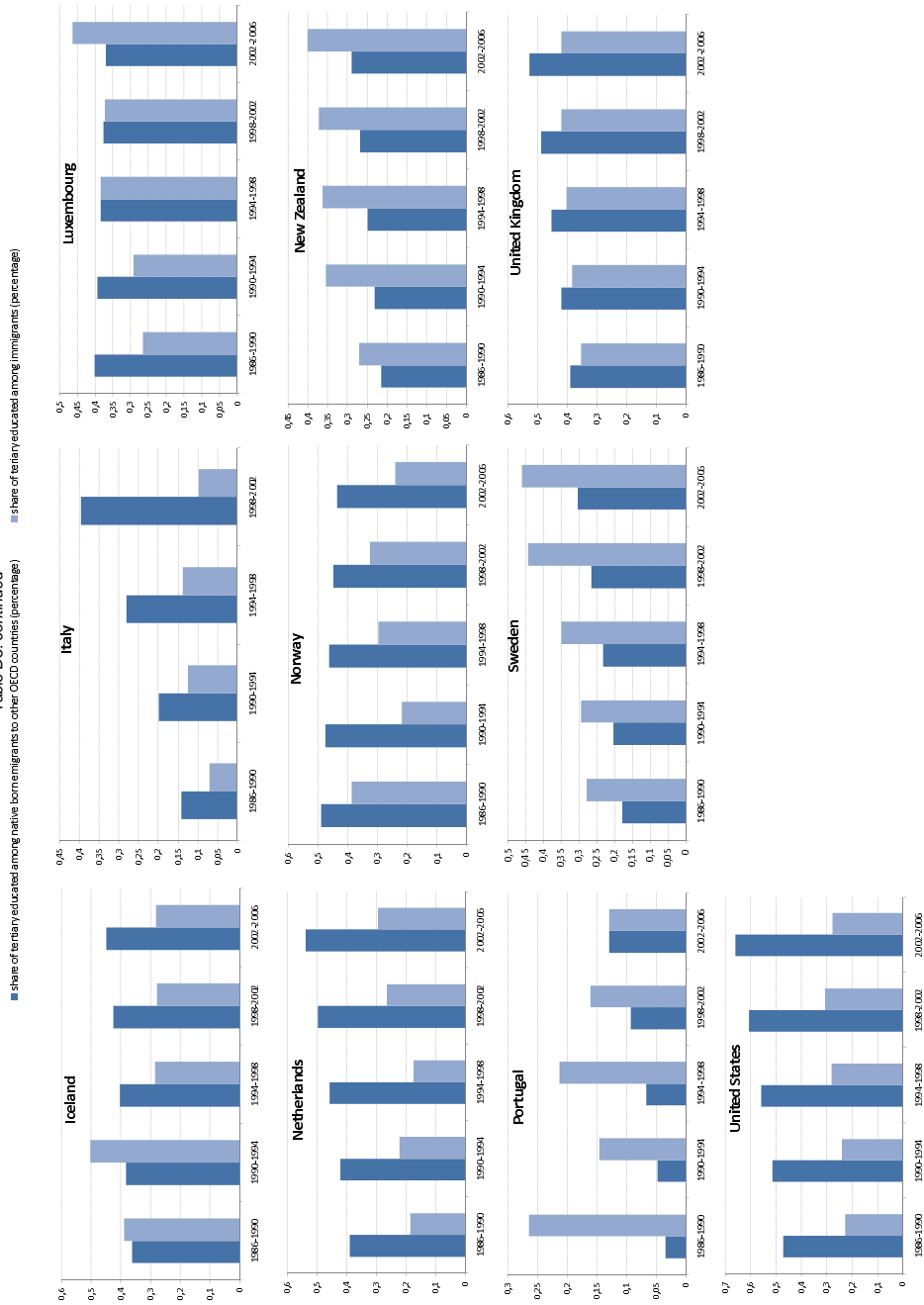


Table D3, continued



**Appendix *D.3* Dataset**

**Table D.4: Net migration and educational attainment of migrants by country of birth**

COUNTRY	Period	Native-Born	Foreign-Born	Share of tertiary educated	Share of tertiary educated
		net migration E (000)	net migration M (000)	Native-Born immigrants h <sup>E</sup> (%)	Foreign-Born immigrants h <sup>M</sup> (%)
Austria	1986-1990			44	10
Austria	1990-1994			47	13
Austria	1994-1998	-93	106	49	16
Austria	1998-2002	-39	130	52	19
Austria	2002-2006	13	151	56	21
Australia	1986-1990	-26	460	37	23
Australia	1990-1994	-37	297	42	34
Australia	1994-1998	-44	276	48	36
Australia	1998-2002	-83	285	55	39
Australia	2002-2006	-118	339	63	51
Belgium	1986-1990	-39	93	42	33
Belgium	1990-1994	-27	138	44	32
Belgium	1994-1998	-32	129	47	37
Belgium	1998-2002	-40	159	49	34
Belgium	2002-2006	-36	212	51	33
Canada	1986-1990	109	665	46	41
Canada	1990-1994	-123	665	49	45
Canada	1994-1998	-172	724	52	48
Canada	1998-2002	-146	870	56	51
Canada	2002-2006	-35	829	59	61
Switzerland	1986-1990	-57	192	32	26
Switzerland	1990-1994	-101	286	36	28
Switzerland	1994-1998	-89	130	39	31
Switzerland	1998-2002	-100	236	43	42
Switzerland	2002-2006	-138	302	47	44
Germany	1986-1990	-271	2181	32	17
Germany	1990-1994	-150	2339	36	18
Germany	1994-1998	-106	936	41	19
Germany	1998-2002	-31	892	46	20
Germany	2002-2006	-151	478	52	27

Table D.4: *continued*

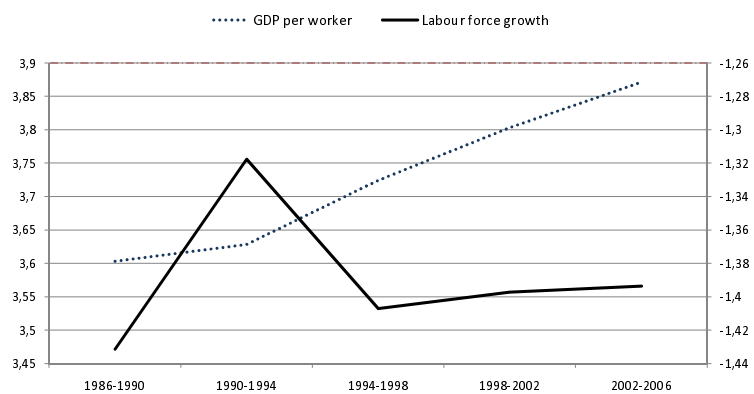
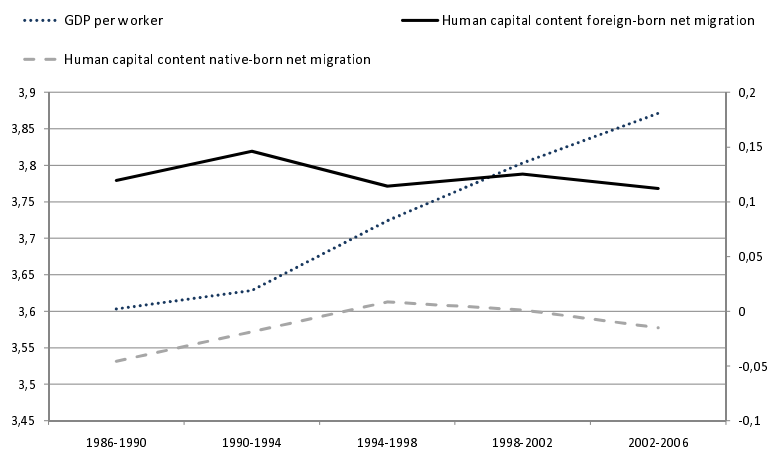
COUNTRY	Period	Native-Born net migration E (000)	Foreign-Born net migration M (000)	Share of tertiary educated Native-Born immigrants h <sup>E</sup> (%)	Share of tertiary educated Foreign-Born immigrants h <sup>M</sup> (%)
Denmark	1986-1990	-17	37	49	15
Denmark	1990-1994	-6	48	51	20
Denmark	1994-1998	-6	75	52	27
Denmark	1998-2002	-14	54	54	34
Denmark	2002-2006	-52	79	55	44
Spain	1986-1990	1	-85	36	23
Spain	1990-1994	62	163	41	22
Spain	1994-1998	164	177	47	24
Spain	1998-2002	94	1361	53	25
Spain	2002-2006	233	2293	61	26
Finland	1986-1990	-6	18	47	25
Finland	1990-1994	0	34	49	29
Finland	1994-1998	-14	27	52	30
Finland	1998-2002	-15	30	54	21
Finland	2002-2006	-6	35	56	16
France	1986-1990	-85	318	36	26
France	1990-1994	-456	771	43	27
France	1994-1998	-382	544	50	28
France	1998-2002	-42	609	59	28
France	2002-2006	-40	762	69	30
Greece	1986-1990			32	25
Greece	1990-1994			35	16
Greece	1994-1998	61	215	39	14
Greece	1998-2002	78	81	43	14
Greece	2002-2006	103	52	48	13
Ireland	1986-1990	-117	-7	42	39
Ireland	1990-1994	-54	52	45	42
Ireland	1994-1998	-18	66	49	45
Ireland	1998-2002	-33	153	53	49
Ireland	2002-2006	-41	238	57	44
Iceland	1986-1990	-1	2	36	39
Iceland	1990-1994	-2	2	38	50
Iceland	1994-1998	-6	5	40	29
Iceland	1998-2002	-2	6	43	28
Iceland	2002-2006	-3	10	45	28
Italy	1986-1990	-187	183	14	7
Italy	1990-1994	-231	683	20	13
Italy	1994-1998	-143	635	28	14
Italy	1998-2002	-124	751	40	10
Italy	2002-2006			56	11

Table D.4: *continued*

COUNTRY	Period	Native-Born net migration E (000)	Foreign-Born net migration M (000)	Share of tertiary educated Native-Born immigrants h <sup>E</sup> (%)	Share of tertiary educated Foreign-Born immigrants h <sup>M</sup> (%)
Luxembourg	1986-1990	-9	19	40	27
Luxembourg	1990-1994	-1	18	39	29
Luxembourg	1994-1998	1	15	38	38
Luxembourg	1998-2002	1	11	38	37
Luxembourg	2002-2006	-2	22	37	46
Netherlands	1986-1990	-33	211	39	19
Netherlands	1990-1994	-30	248	42	22
Netherlands	1994-1998	-60	162	46	17
Netherlands	1998-2002	-63	232	50	27
Netherlands	2002-2006	-123	48	54	29
Norway	1986-1990	-16	43	49	39
Norway	1990-1994	-2	37	48	22
Norway	1994-1998	-4	38	46	30
Norway	1998-2002	-10	61	45	32
Norway	2002-2006	-13	76	44	24
New Zealand	1986-1990	-98	31	22	27
New Zealand	1990-1994	-27	61	23	35
New Zealand	1994-1998	-57	138	25	36
New Zealand	1998-2002	-109	92	27	37
New Zealand	2002-2006	-60	155	29	40
Portugal	1986-1990	-130	-16	3	26
Portugal	1990-1994	34	-56	5	15
Portugal	1994-1998	93	9	7	21
Portugal	1998-2002	77	127	9	16
Portugal	2002-2006	98	100	13	13
Sweden	1986-1990	-20	139	18	28
Sweden	1990-1994	-103	222	20	29
Sweden	1994-1998	-18	72	23	35
Sweden	1998-2002	-6	103	27	44
Sweden	2002-2006	-23	155	30	46
United Kingdom	1986-1990	-270	477	39	35
United Kingdom	1990-1994	-202	309	42	38
United Kingdom	1994-1998	-220	539	45	40
United Kingdom	1998-2002	-267	915	49	42
United Kingdom	2002-2006	-445	1231	53	42
United States	1986-1990	-792	3139	47	23
United States	1990-1994	435	5671	51	24
United States	1994-1998	1622	4781	56	28
United States	1998-2002	950	4482	61	31
United States	2002-2006	-112	3993	66	28



Appendix D.4 Evolution of variables over time



*Appendix E Impact of foreign born net migration on per capita economic growth*

Denote the per capita GDP by  $\tilde{y}$ , the total population  $P$ , the working age population  $L$  and the demographic ratio  $d = \frac{L}{P}$ :

$$\tilde{y} = \frac{Y}{P} = \frac{Y}{L} \cdot \frac{L}{P}$$

The growth rate of per capita GDP is given by :

$$\ln \tilde{y}(t) - \ln \tilde{y}(0) = \ln \hat{y}(t) - \ln \hat{y}(0) + \ln d(t) - \ln d(0)$$

Denote the annual growth rate of GDP by  $g_{\tilde{y}}$  and the annual growth rate of the demographic ratio by  $g_d$ :

$$tg_{\tilde{y}} = tg_{\hat{y}} + tg_d$$

The effect of  $m$  on the growth of the per capita GDP:

$$\begin{aligned} \frac{\partial (\ln \tilde{y}(t) - \ln \tilde{y}(0))}{\partial m} &= \frac{\partial (\ln \hat{y}(t) - \ln \hat{y}(0))}{\partial m} + \frac{\partial (\ln d(t) - \ln d(0))}{\partial m} \\ t \frac{\partial g_{\tilde{y}}}{\partial m} &= t \frac{\partial g_{\hat{y}}}{\partial m} + t \frac{\partial g_d}{\partial m} \end{aligned}$$

From the estimated model given by (2.15), the impact of foreign born net migration is given by (Cf. Appendix B.2):

$$\frac{\partial g_{\hat{y}}}{\partial m} = \frac{\left(\hat{\beta}_5 + \hat{\beta}_6 \kappa^M\right) (\delta + g_A + n) - \hat{\beta}_6 m \kappa^M - \hat{\beta}_7 e \kappa^E}{(\delta + g_A + n)^2}$$

In order to evaluate the impact of  $m$  on demographic ratio  $d$ , noted that:

$$\ln d(t) - \ln d(0) = \ln \frac{d(t)}{d(0)} = \ln \frac{L_t P_0}{P_t L_0} = \ln \frac{L_t}{L_0} - \ln \frac{P_t}{P_0}$$

Increase in net migration rate of working age foreign born persons ( $m$ ) affects working age population  $L_t$  ( $L_t = (\tilde{n} + m_t + e_t) L_0$ ) and hence total population  $P_t$  ( $P_t = L_t + P_t^{65+} + P_t^{00-14}$ ), where  $P_t^{00-14}$  is population aged to 0 to 14 years and  $P_t^{65+}$  is population aged 65 and older.

Noted that:

$$\begin{aligned} \frac{P_t}{P_0} &= \frac{L_t + P_t^{65+} + P_t^{00-14}}{P_0} = \frac{L_t L_0}{L_0 P_0} + \frac{P_t^{65+} + P_t^{00-14}}{P_0} \\ &= (\tilde{n} + m_t + e_t) \frac{L_0}{P_0} + \frac{P_t^{65+} + P_t^{00-14}}{P_0} \end{aligned}$$

The effect of changes in  $m$  on the demography ratio  $d$  is given by:

$$\begin{aligned} \frac{\partial (\ln d(t) - \ln d(0))}{\partial m} &= \frac{\partial \left( \ln \frac{L_t}{L_0} \right)}{\partial m} - \frac{\partial \left( \ln \frac{P_t}{P_0} \right)}{\partial m} \\ &= \frac{L_0}{L_t} - \frac{L_0}{P_t} \end{aligned}$$

Table 2.7: Impacts of increases in net migration of foreign-born on productivity growth and on per capita growth

Country	Impact on productivity growth, percentage points		Impact on per capita growth, percentage points	
	+1 percentage point in net migration	50% increase in net migration	+1 percentage point in net migration	50% increase in net migration
Austria	0,25	0,060	0,33	0,079
Australia	0,10	0,029	0,18	0,051
Belgium	0,11	0,024	0,19	0,042
Canada	0,05	0,017	0,12	0,046
Switzerland	0,14	0,070	0,22	0,108
Germany	-0,14	-0,040	-0,06	-0,018
Denmark	-0,02	-0,004	0,06	0,010
Spain	-0,06	-0,017	0,02	0,005
Finland	-0,08	-0,007	0,00	0,000
France	0,16	0,026	0,25	0,040
Greece	-0,27	-0,044	-0,19	-0,031
Ireland	0,46	0,184	0,54	0,217
Iceland	0,33	0,090	0,41	0,113
Italy	0,11	0,016	0,19	0,028
Luxembourg	0,13	0,083	0,21	0,131
Netherlands	-0,04	-0,008	0,03	0,006
Norway	-0,08	-0,015	0,00	0,000
New Zealand	0,12	0,048	0,20	0,080
Portugal	0,54	0,025	0,62	0,028
Sweden	0,06	0,016	0,15	0,038
United Kingdom	0,25	0,046	0,34	0,062
United States	-0,21	-0,053	-0,13	-0,033
Europe 15	0,10	0,02	0,18	0,04



## Chapter 3

# Immigration, growth and unemployment: Panel VAR evidence from OECD countries<sup>1</sup>

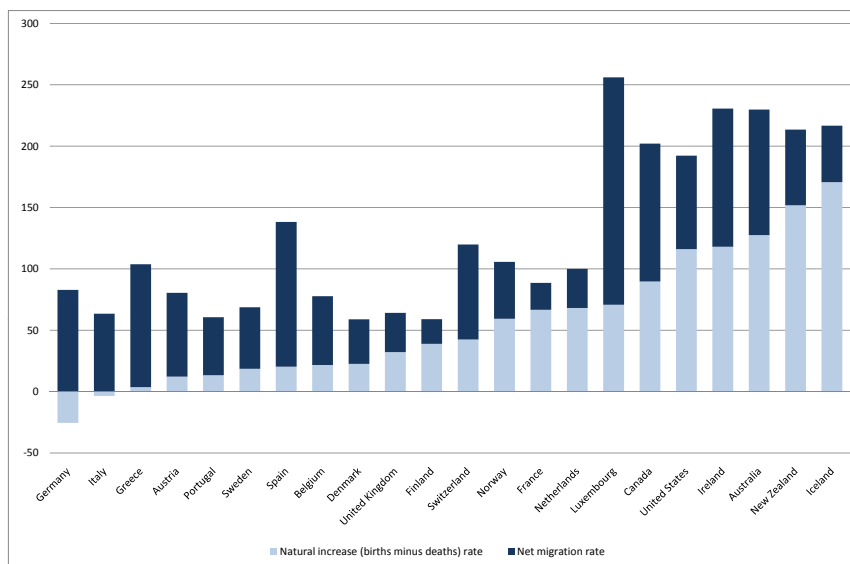
### 3.1. Introduction

During the last decades, most OECD countries have experienced an increase in international migration. The number of immigrants admitted to the OECD area has increased substantially in the past few decades, from about 82 million in 1990 to 127 million in 2010<sup>2</sup> (United Nation, 2009). Immigrants are the main source of population growth in the OECD countries. They contribute more and more to population growth, compared to natural increase (the excess of births over deaths), particularly in European countries during recent

1. This chapter is based on a joint work with Dramane Coulibaly and Christophe Rault

2. According to the United Nations definition, the immigrant population consists of persons residing in one country but born in another. Nationality and place of birth are the two criteria most commonly used to define the immigrant population.

Figure 3.1: Components of population change, 1990-2006



Note: Variables are in per thousand persons in the population.

years (see Figure 3.1 for the situation over the period 1990-2006). In the context of an aging and shrinking working age population, immigration flows are likely to continue at a sustained pace in the next decades (European Commission, 2003; OECD, 2008). Labour shortages are being experienced in several sectors, despite higher unemployment rates in some European countries. So immigrants may help reduce the labour and skills shortages that will tend to increase in the next decades in the OECD area.

However, there is public and political concern about the impact of international migration on economic conditions in the receiving countries. Over the last few years, migration trends have become a major political issue for the OECD countries, and in particular, their potential effects on labour market outcomes for native workers.

Economists have studied the impact of immigration on a variety of host country outcomes, both theoretically and empirically (see Friedberg and Hunt, 1995 for a survey). There is a large literature on the labour market impact of immigrants, but only a few contributions focus on the impact of migration on growth. Some studies consider the impact of economic conditions in the host country on the immigration flows.

Most studies focus on the impact of immigrants on the labour market opportunities of resident workers, particularly natives. A survey of the existing theoretical and empirical literature is given in the next section. Overall, theoretical studies do not draw unambiguous conclusions about the effects of immigrants on un(employment) rates among residents and natives. Immigration may lead to higher or lower unemployment among residents, depending on the structure of the labour market and the degree of substitutability or complementarity among immigrant and native workers. There is an extensive empirical literature analyzing the labour market impact of immigration. These studies examine different data sets over different time periods and use different estimation techniques (see Okkers, 2008 for a review). Most of these studies conclude that migration flows do not reduce the labour market prospects of natives. In conclusion, economic theory and empirical evidence show little or no impact of immigration on (un)employment among native-born workers.

A few contributions study the impact of immigration on economic growth in the receiving countries. Some theoretical studies analyze the potential effects of immigrants on growth. These studies, such as Dolado et al. (1994), Barro and Sala-I Martin (1995), Lundborg and Sergerstrom (2000,2002) and Bretschger (2001), typically conclude that the



effects of migration on economic growth depend upon the production structure of the host country and the skill composition of immigrants. Due to data limitations, there are few empirical studies that have tried to estimate the impact of migration on economic growth. Generally, they conclude that per capita output growth is not affected by immigration (Morely, 2006; Ortega and Peri, 2009). When the human capital contribution of immigrants is taken into account, a positive impact of skilled immigrants on economic growth is found (Dolado et al., 1994; Boubtane and Dumont, 2010).

Some studies consider whether the migration flows respond to the host country's economic conditions, namely economic growth and employment prospects. Indeed, economic conditions in the destination countries affect individual migrant choices as well as migration policies. Flows of immigrants are partly driven by economic factors (Zimmermann, 1996) such as difference in income and unemployment. The decision to migrate is related to the income differential between origin and destination countries and the cost of migration (Borjas, 1999). Migrants also take into account in their decision job opportunities and the probability of employment in the receiving country (Todaro, 1969). Furthermore, economic conditions are likely to have a significant impact on migration policies (OECD 2009). Indeed, governments adjust immigration rules in reaction to the economic situation which affects public opinion on immigration. Overall, empirical studies conclude that migration flows are partly driven by economic conditions in the receiving countries. Pope and Withers (1985, 1993) emphasise that improved labour market conditions in Australia influence migration flows. Islam (2007) draws the same conclusion from Canadian data. Morley (2006) analyses the causality between migration and economic growth on data for Australia, Canada and the United States. He finds evidence of a long-run causality running

from per capita GDP to immigration.

The present paper reconsiders the impact of immigrants on the host country's economy, and how economic conditions in the receiving countries affect immigration flows. It contributes to the existing literature on the economics of immigration by using a panel vector autoregression (panel VAR) approach. The use of panel VAR techniques allows us to benefit from both the advantages of a VAR approach and panel data techniques. The VAR approach addresses the endogeneity problem by allowing for the endogenous interaction between the variables in the system. The interaction between immigration and host economic activity is thus taken into account. Indeed, as mentioned above, migration can impact the economy of the host country, at the same time, migration can be influenced by the host country's economic conditions. Panel data techniques tackle the problem of data limitation and the asymptotic results are easier to derive from a panel data.

We use annual data over the period 1990 – 2006 for the 22 OECD countries which are the major migrant destination countries.

Our results suggest that immigration flows negatively respond to unemployment in host countries, while immigration flows do not affect either growth or unemployment of host countries. These results are robust to alternative specifications. Indeed, using unemployment of native born instead of total unemployment in host countries or using low skilled immigration instead of total immigration does not modify the results.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 3.2 discusses the literature on the labour market impact of immigrants. Section 3.3 presents the econometric methodology. Section 3.4 describes the data used in the empirical investigation. Section

3.5 presents the empirical results and their interpretations. Finally, Section 3.6 concludes.

## 3.2. Related literature

Since the early 1980s a considerable literature on immigration has been developed. The main concern is about the labour market effects of migration flows on the host country. Our survey focuses on studies that look at (un)employment effects of immigration rather than at wage effects.

### 3.2.1. Theoretical literature

Migration flows are considered in the theoretical literature as an increase in the labour supply which may affect the equilibrium wage and employment in the receiving country. Generally, these effects depend on the labour market structure and the characteristics of the newly arrived immigrants. The labour market effects of immigration are generally examined in three models: a neo-classical model, a union model where wages are determined by bargaining between firms and unions, and a search model where wages are determined by bargaining between firms and individual workers.

In a model of labour supply and demand (a neo-classical model), the effects of immigrants on the labour market incomes of residents depend on whether immigrants and natives are substitutes or complements in production <sup>3</sup> (see for instance Johnson, 1980; Greenwood and Hunt, 1995; Borjas, 2009).

3. The definition of complementarity or substitutability used in the paper is q-based. Two factors are substitutes (complements) if an increase in the supply of one input lower (raises) the price of the other input

If the labour supply of residents and recent immigrants is homogeneous, an inflow of immigrants will reduce the wage (assuming wage adjustment to clear the labour market) and will increase total employment. If labour force participation rates are sensitive to real wage rates, part of the adjustment will occur through resident employment. So immigration may reduce employment among natives who are not willing to work at this lower wage.

However, it is not easy for immigrants to replace native employees, especially at the time of arrival. Native and immigrant workers may be complements in production. Indeed, immigrants lack host country specific skills and meet more difficulties in accessing employment (language difficulties, recognition of qualifications, etc.). Immigrants may be particularly adept at some types of job. This may free up some resident workers and make them available to do more productive jobs. So the arrival of immigrants may increase resident productivity and then raise their wages. Unemployed residents may find it profitable to work, given the rise in the wage, and the employment of domestic residents will increase.

To sum up, the arrival of immigrants can lead to either a decrease or an increase in labour income, depending on whether immigrants and natives are substitutes or complements in production. Moreover, the degree of substitutability between immigrant and native-born workers depends on the skill distribution of newly arrived immigrants relative to that of residents. Immigrants may be substitutes for some residents while being complements to others. Therefore the overall impact of immigration on (un)employment is ambiguous.

Labour market may not be well described by a competitive model. Harris and Todaro

(1970) were the first to consider the effect of migration flows taking into account unemployment in the receiving labour market. In the presence of constraints preventing wages from falling to their market-clearing level (e.g. a legal minimum wage), the inflow of immigrants supplements the previously existing supply of workers and may induce additional unemployed persons, either directly through migrants being unable to find work, or indirectly by migrants displacing existing workers.

Generally, newly arrived immigrants can have a competitive disadvantage to the native-born and the earlier migrants in job searching (language difficulties, recognition of qualifications, lack of networks, etc). They are more likely to be unemployed than the domestic labour force<sup>4</sup>, whereas residents who are looking for a job have a higher probability of finding one (compared to newly arrived immigrants). Hence, the immigrant influx may increase total unemployment, with little effect on native unemployment. Depending on their relative ability to find jobs, immigrants might reduce more or less the job prospects of natives.

On the other hand, newly arrived immigrants may cause unemployment of natives if they provide strong competition to native-born workers and reduce their employment prospects. Migrants are likely to be more mobile (Winkelmann and Zemermaun, 1993) and may adjust to economic change faster than natives.

The wage may be rigid but responsive to immigrant flows when it is determined by bargaining between firms and unions, or between firms and individual workers.

In the host country, workers are generally organized into trade unions and wages are

4. Chiswick et al. (1997) find that newly arrived immigrants initially have some difficulties in finding a job

determined after bargaining between the firm and the union. The firm chooses employment to maximize profit, by taking negotiated wages as given (Nickell and Andrews, 1983; Farber, 1986). In this context, Schmidt et al. (1994) analyze the effect of unskilled immigrant flows on the labour market incomes of natives. In their model, the union represents both skilled and unskilled workers and sets low-skilled wages, whereas skilled wages are determined competitively<sup>5</sup>. They show that immigration may reduce the unemployment of unskilled natives and may increase the skilled wage, as the union tends to reduce the low-skilled wage in response to immigration.

Suppose now that wages are determined by bargaining between firms and individual workers in a search model. Immigrants are likely to accept a lower wage because they have a weak bargaining position due to their high job search cost. Looking for a job entails costs which are more important for a recent immigrant. Indeed, like the new entrants into the labour market, immigrants do not have access to unemployment insurance benefits and they have a lower reservation wage. The reduction of the average wage encourages the firm to expand and additional vacancies are posted. The natives may enjoy a higher wage (their bargained wage increases with the number of vacancies) and a lower unemployment rate (their probability of finding a job rises with the proportion of immigrants)(Ortega, 2000).

To sum up, the conclusions of the theoretical literature on the effects of immigration on unemployment are sensitive to the model's assumptions. Whether the arrival of immigrants affects unemployment in the host country depends on the structure of the labour market and on the extent to which immigrants induce changes in labour demand relative to labour

5. Union objectives include the wage outcome for skilled workers in addition to the wage bill and to the unemployment benefits accruing to unskilled workers.

supply.

### *3.2.2. Empirical literature*

An extensive empirical literature exists on the impact of immigration on the labour markets of the host countries. Both cross-section and times-series data have been used to evaluate the unemployment effects of migration. Cross-section studies are the most frequently performed, particularly area analyses, whereas only two studies use panel data.

Most studies of the effects of immigration on unemployment use a cross-area approach, also known as the spatial correlation approach, that exploits the geographic concentration of the migrant population in particular regions or cities treated as a closed labour market. The typical study compares the level or change in immigration by area with the level or change in employment (or unemployment). These studies, such as Borjas (1990) and Simon et al.(1993) for the United States, conclude that immigrants have little or no significant effect on native employment (Borjas, 1994). Some cross section studies estimate a production function and provide information about the degree of substitutability or complementarity between immigrants and natives. These studies tend to find that immigrants compete mainly with other immigrants. Immigrants tend to be complement to natives (Grossman, 1982; Borjas, 1987; Greenwood and Hunt, 1995)<sup>6</sup>.

There are two well known problems in studying the impact of immigration on natives by comparing regions. First, immigrants choose areas which provide them with the best

6. Borjas (1987) uses census data for 1980 and estimates a production function. He finds that the impact on native earnings is small. This result is in line with Grossman's (1982) findings.

employment opportunities, hence creating an endogeneity problem in the estimation. Secondly, foreign immigration may be offset by native born mobility.

The standard treatment for the endogeneity problem is Instrumental Variables, the difficulty being to find a valid instrument which is correlated with the migrants' regional concentration but uncorrelated with the unobservable component of employment levels (or growth). Generally, studies which use an Instrumental Variable method in a spatial correlation approach exploit earlier information on immigrant settlement (Altonji and Card, 1991; Pischke and Velling, 1997; Dustmann et al., 2005). The basic idea is that the size of the immigrant enclave in the past is likely to affect immigrant flows but is not necessarily correlated with current employment condition in the host country. Altonji and Card (1991) investigate the effects of immigration inflow to the United States on the employment of low-skilled natives in 1970 and 1980. They conclude that immigration flows have no significant effect on the native employment and unemployment. For Europe, Pischke and Velling (1997) use aggregate data for local labour markets in Germany. They find no adverse effects of immigrants on the unemployment rate of natives. Dustmann et al. (2005) study the employment effects of immigration in the United Kingdom over the period 1983–2000. To deal with the endogeneity of migration variables, they use the first differenced generalized method of moments estimator. They conclude that immigration flows have no significant effect on the native employment, and there is no evidence for negative wage effects.

Another approach is to use natural experiments in order to avoid the endogeneity problem. Migration flows may be attributable to political rather than economic factors, for example, the Mariel Boatlift in 1980 when Fidel Castro permitted Cubans who wished to leave freedom to depart from the port of Mariel. Approximately, 125.000 Cubans, mostly



unskilled workers, migrated to Miami, increasing Miami's labour force by 7 percent. Card (1990) studied the effect of Mariel on wages and unemployment rates in Miami<sup>7</sup>. Even in the year when the large migration took place, almost no effects were detected on Miami's labour market<sup>8</sup>. A second example is the influx of 'pieds-noirs' from Algeria. After Algerian independence in 1962, almost 900.000 persons of European origin migrated to France increasing the French labour force by 2 percent. Hunt (1992) examined the unemployment and wage effects of the influx of pieds-noirs in France. She showed that repatriates had little impact on the unemployment of others, although they suffered a high unemployment rate themselves. There is only weak evidence of any fall in wages in response to the arrival of the repatriates.

In conclusion, studies of natural experiments confirm the finding that immigration seems to have little impact, even when the market receives very large immigrant flows in a limited period of time.

Besides the endogeneity problem associated with the location choice of immigrants, there are some concerns about native migration. Natives may respond to the entry of immigrants by moving to areas offering better opportunities in order to avoid competition with newly arrived immigrants on the local labour market. Then, an inflow of immigrants may induce an outflow of natives into a particular region (Borjas, 1999). Native mobility partly offsets the initial increase in the labour supply and may induce an underestima-

7. Card (1990) compared wage rates and unemployment rates in the Miami labour market between 1980 and 1985 with data for cities with a similar pattern of economic growth

8. One possible explanation is that Mariel displaced natives and older cohorts of immigrants. Card (1990) notes a relative decline in the population growth rate, whereas Miami continued to attract new foreign-born immigrants after 1980.

tion of the effect of immigration on unemployment and wages (Filer, 1992; Borjas et al., 1997). Empirical studies that examine whether resident migration decisions respond to immigration inflows or not, do not draw unambiguous conclusions. Indeed, there are divergent opinions on the extent of the problem in the United States. Borjas et al (1997), Borjas (2003) find important effects, although Card (2001, 2004) concludes that the effect is less important. For Europe, there is some evidence that mobility is, in general, low. Pischke and Velling (1997) find that foreigners and natives seem to be attracted by the same locations in Germany. There was no evidence for native outmigration in response to immigration inflows.

In order to deal with these two problems with the area approach, some researchers exploit the correlation across occupation groups (Friedberg, 2001) or educational and experience groups (Borjas, 2003; Carrasco et al., 2008). The idea is that occupation and/or skill mobility is more restricted than geographic mobility and often requires an important investment in human capital. Thus, immigrants are limited by the qualifications and skills acquired in the country of origin and they cannot freely choose to enter any other group. Native mobility across groups is also restricted by the necessity of obtaining different skills and qualifications. This reduces the extent to which workers respond to changes in the occupation or skill employment conditions. Friedberg (2001) combines a natural experiment with an instrumental variables strategy at the occupation level, and estimates the effect of Russian immigration flow on Israeli employment growth. She shows that the Russian migration to Israel in the 1990s which increased the Israeli labour force by 8 percent had little impact on the Israeli labour market. One possible explanation is that native workers benefit from complementarity with immigrants. A second explanation is a boom in

Israel's high-tech sector which increased the demand for highly educated workers at the same time as the arrival of Russian immigrants. However, Friedberg's results are robust to several alternative specifications. Borjas (2003) identifies skill groups by education and labour market experience, and estimates the effect of the number of immigrants on the time worked by natives. He finds that immigration has harmed the employment opportunities of natives in the United States. Carrasco et al. (2008), building on the approach in Borjas (2003), do not find significant negative effects of immigration on native employment in Spain.

Several studies use time-series analysis to explore the link between immigration and unemployment. Most of them examine whether there is a causal linkage between immigration and unemployment and in which direction causality runs. Pope and Withers (1985) perform Granger causality tests to examine the relationship between Australian immigration and unemployment rates. Using quarterly data for the period 1907–1982, they find no evidence of net migration causing higher average rates of unemployment, but find strong evidence of causation running in the opposite direction. Shan et al. (1999) do the same, using quarterly data from 1983 to 1995 and also find no causality from immigrant to unemployment. Marr and Siklos (1994) use Canadian quarterly data for the period 1962–1990. They find that changes in immigration levels did not affect the Canadian unemployment rate. Islam (2007) finds that migration does not lead to unemployment, and there is evidence that unemployment has a negative effect on migration.

An alternative approach is to estimate a structural model. This approach models unemployment and immigration flows. Pope and Withers (1993) use Australian time-series

data from 1860 to 1980 in order to estimate a system of four simultaneous equations for unemployment, the net migration rate, the real wage and the capacity utilization rates. They find that for both the whole period and the period after the Second World War, migration did not have any significant direct impact on unemployment. However, labour market conditions in Australia influence international migration flows. Using French time-series data from 1975 to 1994, Gross (2002) estimated a structural model of four simultaneous equations for unemployment, labour force participation, the real wage and the immigration rate. Gross's findings show that immigration flows and unemployment are negatively related in the long run. Immigrants create more jobs than they occupy and unemployment decreases permanently.

All these analyses are conducted at the local level. There are less problems about data comparability within a country between different regions and over time. Comparisons across countries are difficult, mainly because of the availability of data and differences in the definition of immigrant population. To the best of our knowledge, only two studies combine cross-sectional with time-series data and use a panel of receiving countries to evaluate the impact of immigrants on the labour market opportunities of natives. Angrist and Kugler (2003) use a panel of 18 European countries for 1983 to 1999. They find a slightly negative impact of immigrants on native employment, although this effect is larger in countries with a higher replacement rate and more stringent employment protection legislation. Jean and Jiménez (2007) evaluate the unemployment impact of immigration (and its link with product and labour market policies) in 18 OECD countries over the period 1984 – 2003. They do not find any permanent effect of immigration. However, an increase in the proportion of immigrants in the labour force may raise native unemployment in the

short run.

This paper presents a new approach to investigating the relationship between immigration flows, unemployment and economic growth, based on a panel vector autoregression approach (panel VAR). This approach deals with the endogeneity problem by allowing interactions between migration flows and the economic conditions in the receiving countries. Secondly, the asymptotic results are easier to derive from panel data.

### 3.3. Econometric methodology

We use panel VAR techniques to estimate the impulse response functions.

The econometric model takes the following reduced form:

$$Y_{it} = \Gamma(L)Y_{it} + u_i + \epsilon_{it} \quad (3.1)$$

where  $Y_{it}$  is a vector of stationary variables,  $\Gamma(L)$  is a matrix polynomial in the lag operator with  $\Gamma(L) = \Gamma_1 L^1 + \Gamma_2 L^2 + \dots + \Gamma_p L^p$ ,  $u_i$  is a vector of country specific effects and  $\epsilon_{it}$  is a vector of idiosyncratic errors.

A key issue in estimating this model concerns the presence of fixed effects. As fixed effects are correlated with the regressors, due to lags of the dependent variable, we use forward mean differencing (the Helmert procedure) (see Arellano and Bover, 1995). In this procedure, to remove the fixed effects, all variables in the model are transformed in deviations from forward means.

Let  $\bar{y}_{it}^m = \sum_{s=t+1}^{T_i} y_{is}^m / (T_i - t)$  denote the means obtained from the future values of  $y_{it}^m$ , a variable in the vector  $Y_{it} = (y_{it}^1, y_{it}^2, \dots, y_{it}^M)'$ , where  $T_i$  denotes the last period of data available for a given country series. Let  $\bar{\epsilon}_{it}^m$  denote the same transformation of  $\epsilon_{it}^m$ , where  $\epsilon_{it} = (\epsilon_{it}^1, \epsilon_{it}^2, \dots, \epsilon_{it}^M)'$ . Hence we get transformed variables:

$$\tilde{y}_{it}^m = \delta_{it}(y_{it}^m - \bar{y}_{it}^m) \quad (3.2)$$

and

$$\tilde{\epsilon}_{it}^m = \delta_{it}(\epsilon_{it}^m - \bar{\epsilon}_{it}^m) \quad (3.3)$$

where  $\delta_{it} = \sqrt{(T_i - t) / (T_i - t + 1)}$ .

For the last year of data this transformation cannot be calculated, since there are no future values for the construction of the forward means.

The final transformed model is thus given by:

$$\tilde{Y}_{it} = \Gamma(L)\tilde{Y}_{it} + \tilde{\epsilon}_{it} \quad (3.4)$$

where  $\tilde{Y}_{it} = (\tilde{y}_{it}^1, \tilde{y}_{it}^2, \dots, \tilde{y}_{it}^M)'$  and  $\tilde{\epsilon}_{it} = (\tilde{\epsilon}_{it}^1, \tilde{\epsilon}_{it}^2, \dots, \tilde{\epsilon}_{it}^M)'$

This transformation is an orthogonal deviation, in which each observation is expressed as a deviation from average future observations. Each observation is weighted so as to standardize the variance. If the original errors are not autocorrelated and are characterized by a constant variance, the transformed errors should exhibit similar properties. Thus, this transformation preserves homoscedasticity and does not induce serial correlation (Arellano and Bover, 1995). Additionally, this technique allows us to use the lagged values of re-

gressors as instruments and estimate the coefficients by the generalized method of moment (GMM)<sup>9</sup> (Love and Zicchino, 2006).

In order to investigate the interaction between immigration, unemployment and economic activity, we estimate a first model (*Model 1*) :  $Y_{it} = (\Delta M_{it}, \Delta Y_{it}, \Delta U_{it})$ , where  $M$  is the net migration rate,  $Y$  is GDP per capita and  $U$  is the unemployment rate. All the variables are expressed in logarithms and  $\Delta$  is the first difference operator. As noted previously, the main concern in the receiving countries is about the link between migration flows and native labour market outcomes (Altonji and Card, 1991; Borjas, 2003; Angrist and Kugler 2003; Carrasco et al., 2008). For robustness analysis, we estimate a second model (*Model 2*) in which we control for the interaction between immigration, native unemployment and economic activity:  $Y_{it} = (\Delta M_{it}, \Delta Y_{it}, \Delta NU_{it})$  where  $NU$  is the native-born unemployment rate expressed in logarithms. If there is some consensus about the economic impact of the migration of highly skilled labour, host countries are mainly concerned with the effects of low skilled migration. We estimate a third model that include a measure of low skilled migration (*Model 3*) :  $Y_{it} = (\Delta LSM_{it}, \Delta Y_{it}, \Delta U_{it})$ , where  $LSM$  is low skilled migration inflows expressed in logarithms<sup>10</sup>.

Once all coefficients of the panel VAR are estimated, we compute the impulse response functions (IRFs) and the variance decompositions (VDCs).<sup>11</sup> Impulse response functions describe the response of an endogenous variable over time to a shock in another variable in the system. Variance decompositions measure the contributions of each source of shock to

9. In the transformed model (equation (4)), lagged dependent variables are correlated with the error term which renders the conventional ordinary least squares (OLS) estimator biased

10. In general, both positive and negative values are observed for net migration (i.e. the difference between immigration into and emigration from the country during the year). So, we add one to net migration rates before log-transformation.

11. The panel VAR is estimated by using the package provided by Inessa Love. This package is a Stata programs for Love (2001) and it is used in Love and Zicchino (2006).

the (forecast error) variance of each endogenous variable, at a given forecast horizon. We apply bootstrap methods to construct the confidence intervals of the IRFs<sup>12</sup>.

In order to compute the IRFs we use a Cholesky decomposition. The assumption behind the Cholesky decomposition is that series listed earlier in the VAR order impact the other variables contemporaneously, while series listed later in the VAR order impact those listed earlier only with a lag. Consequently, variables listed earlier in the VAR order are considered to be more exogenous. In our specification we assume that immigration flows impact the host economy within one year, while changes in economic conditions in the receiving country have an effect on the migration flows with a lag of at least one year. Newly arrived Immigrants represent an addition to the workforce and to the stock of consumers of both public and private goods. They contribute to the economic process of the receiving country from their arrival. However, the immigration flows are not instantly reactive to economic condition in the host country. Permanent migration is a long term decision which induces costs. There is a lag between the decision to migrate and arriving in the host country. So, the migration decision is based on past economic conditions in the receiving country. We also assume that the effect of GDP on unemployment is contemporaneous, while unemployment responds to GDP with a lag. Hence, the VAR ordering in the three models is: *Model 1* :  $(\Delta M_{it}, \Delta Y_{it}, \Delta U_{it})$ , *Model 2* :  $(\Delta M_{it}, \Delta Y_{it}, \Delta NU_{it})$  and *Model 3* :  $(\Delta LSM_{it}, \Delta Y_{it}, \Delta U_{it})$ .

12. Results presented by Killian (1998) suggest that bootstrapping may be the more productive approach to statistical inference regarding impulse response functions (Greene, 2002 Chapter 19)



### 3.4. Econometric investigation

#### 3.4.1. Data

We use annual data over the period 1990 – 2006 for the 22 OECD countries which are the major migrant-recipient countries<sup>13</sup>. Data on net migration flows, real GDP, population aged 15-64 and unemployment are directly available from the OECD Database<sup>14</sup>. The net migration rate is measured as total annual arrivals less total departures (i.e. net migration), divided by the total population aged 15 to 64. Real GDP (expressed in 2000 Purchasing Power Parities) per head of population aged 15 – 64 years is used to measure GDP per capita. The unemployment rate is expressed as a percentage of the labour force. Note that “the unemployed” according to the ILO definition includes all persons who during the year were without work, currently available for work and seeking work. Data on native unemployment are taken from the Continuous Reporting System on Migration of the OECD (SOPEMI). Low skilled immigrants are those who don’t have at least tertiary education attainment (*ISCED* 5 and *ISCED* 6). Data on the educational structure of migrant flows are from Boubtane and Dumont (2010). Table 3.1 reports summary statistics of variables.

Table 3.1: Descriptive Statistics

Variable	Mean	Std dev.	Min	Max
GDP per capita	39576	10834	20052	93114
Unemployment rate	0.0515	0.0231	0.0039	0.1455
Native unemployment rate	0.0496	0.0257	0.0079	0.1471
Net migration rate	0.0057	0.0052	-0.0061	0.0258
Low skilled migration rate	0.0040	0.0037	-0.0044	0.0185

13. The country sample is: Australia, Austria, Belgium, Canada, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Ireland, Iceland, Italy, Luxembourg, the Netherlands, New Zealand, Norway, Spain, Sweden, Switzerland, Portugal, the United Kingdom and the United States.

14. <http://stats.oecd.org/index.aspx>

### 3.4.2. Panel unit root test and cointegration analyses

Table 3.2 reports the results of the unit root test for the variables in the system. The test employed is the panel unit root test of Im, Pesaran and Shin (2003) (IPS). The results from the unit root test show that all variables are not stationary in level, but they are all stationary in first-difference. In other words all variables are  $I(1)$ .

Table 3.2: Unit root test

Variables	IPS test	P-value
$M$	-2.125	0.348
$\Delta M$	-2.991	0.000
$LSM$	-2.126	0.346
$\Delta LSM$	-2.953	0.000
$GDP$	-2.262	0.141
$\Delta GDP$	-3.230	0.000
$U$	-2.296	0.107
$\Delta U$	-2.700	0.000
$NU$	-1.986	0.520
$\Delta NU$	-2.321	0.000

For variables in level 2 lags are introduced to allow for serial correlation in the errors. For variables in first difference 1 lag is introduced and the trend is included.

Table 3.3 reports the results of the cointegration tests that are error-correction-based panel cointegration tests developed by Westerlund (2007). The underlying idea is to test for the absence of cointegration by determining whether there exists error correction for individual panel members or for the panel as a whole. These tests are flexible to allow an almost completely heterogeneous specification of both the long and short run parts of the error correction model, where the latter can be determined from the data. Moreover, these tests can take into account cross-section interdependence through bootstrapping. The null hypothesis of these tests is the absence of cointegration. The  $G_\alpha$  and  $G_\tau$  statistics test

whether there exists cointegration for at least one individual. The  $P_\alpha$  and  $P_\tau$  statistics pool information over all the cross-sectional units to test whether there exists cointegration for the panel as a whole. To take into account cross-section interdependence the robust p-value is obtained through bootstrapping with 500 replications. As shown by the robust p-value, for all models considered, the null hypothesis of no cointegration cannot be rejected by all the four tests. Therefore, the empirical properties of the variables examined imply that estimating the VAR in first differences since there exist no cointegration relationships between the variables: *Model 1* :  $(\Delta M_{it}, \Delta Y_{it}, \Delta U_{it})$ , *Model 2* :  $(\Delta M_{it}, \Delta Y_{it}, \Delta NU_{it})$  and *Model 3* :  $(\Delta LSM_{it}, \Delta Y_{it}, \Delta U_{it})$ . All variables are expressed in logarithms.

Table 3.3: Panel cointegration tests

Model 1: $(M, Y, U)$				
Statistic	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
$G_\tau$	-1.271	0.496	0.690	0.306
$G_\alpha$	-1.744	4.357	1.000	0.928
$P_\tau$	-4.038	0.268	0.606	0.318
$P_\alpha$	-0.810	1.616	0.947	0.450
Model 2: $(M, Y, NU)$				
Statistic	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
$G_\tau$	-1.420	-0.174	0.431	0.198
$G_\alpha$	-0.972	4.162	1.000	0.858
$P_\tau$	-3.608	0.592	0.723	0.364
$P_\alpha$	-0.727	1.696	0.955	0.504
Model 3: $(LSM, Y, U)$				
Statistic	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
$G_\tau$	-1.653	-1.038	0.150	0.130
$G_\tau$	-1.147	3.421	1.000	0.848
$P_\tau$	-3.862	-0.085	0.466	0.270
$P_\alpha$	-0.941	-1.271	0.898	0.498

Robust critical values are obtained through bootstrapping with 500 replications.

### 3.5. Impulse response functions and the variance decomposition

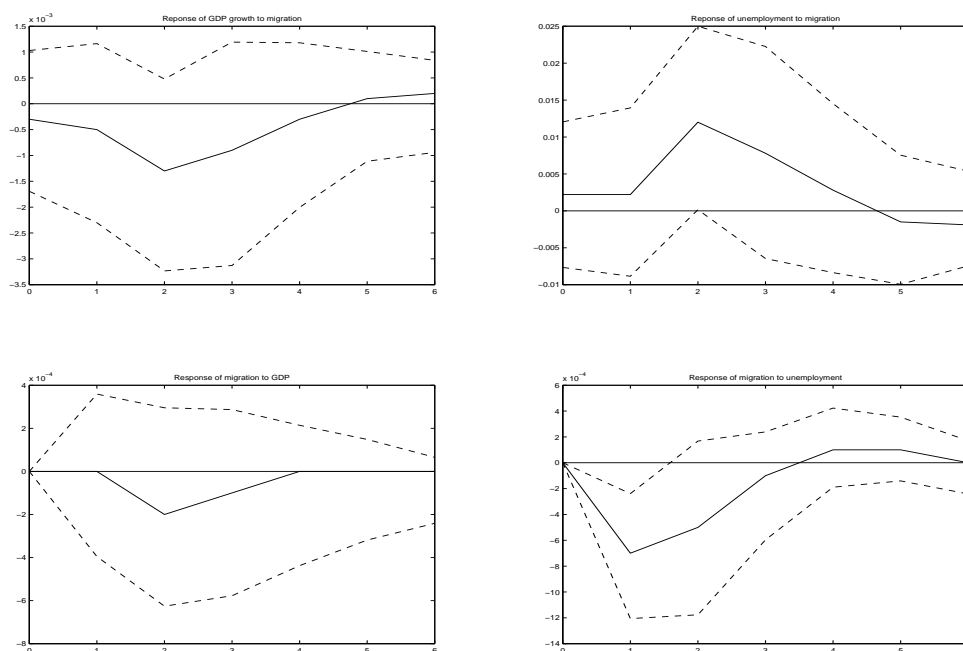
This section presents the impulse response functions and the variance decomposition from the panel VAR. The number of lags was determined using the Akaike Information Criteria (AIC): three-year lags for *Model 1* and *Model 3*, two-year lags for *Model 2*.

Figures 3.2, 3.3, 3.4 display the impulse response functions of Model 1, Model 2 and Model 3, respectively.

The impulse response functions in Figure 3.2 show that none of the host economic variables (GDP and total unemployment rate) significantly respond to immigration inflow, while immigration inflow negatively responds to an increase in total unemployment rate in the host country. These results are in line with previous empirical studies. This finding can be interpreted as evidence that the capacity of a country to receive foreign labour is better reflected by the unemployment rate than the economic growth. On the one hand, governments adjust migration policies to changing labour market needs. On the other, the migration decision is related to the job opportunities and the probability of employment in the receiving country. Higher unemployment reduces migrants' incentives to immigrate to OECD countries and induces restrictive immigration policies.

A first concern is about the effect of migration flows on the employment opportunities of the native-born population. Figure 3.3 displays the impulse response functions using native-born unemployment instead of total unemployment. The impulse response functions in Figure 3.3 corroborate the finding that immigration inflows does not affect host

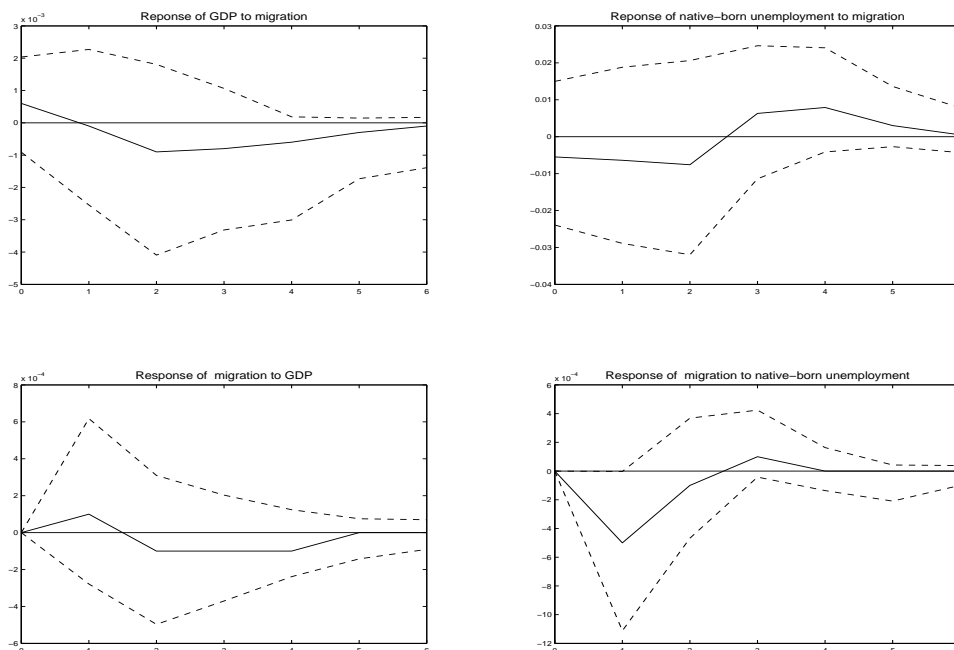
Figure 3.2: Impulse response functions - Model 1



Note: The solid line shows the impulse response to an exchange rate shock. The dashed lines indicate five standard error confidence bands around the estimate. Errors are generated by Monte-Carlo with 500 repetitions.

economic variables, particularly native unemployment.

Figure 3.3: Impulse response functions- Model 2

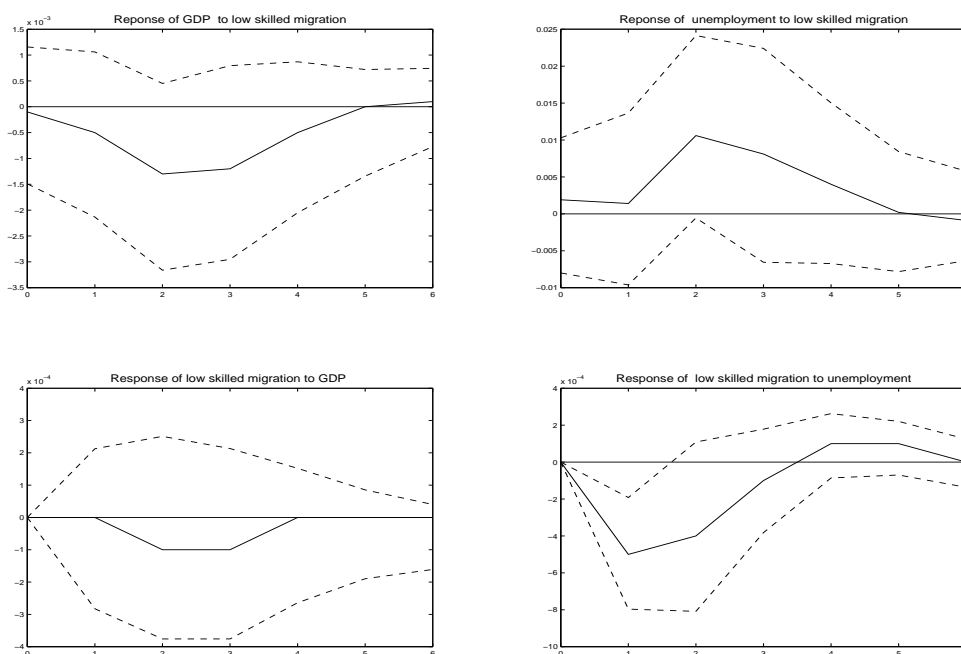


Note: The solid line shows the impulse response to an exchange rate shock. The dashed lines indicate five standard error confidence bands around the estimate. Errors are generated by Monte-Carlo with 500 repetitions.

A second concern is about the impact of low skilled immigration on the economic conditions in the receiving countries. Figure 3.4 displays the impulse response functions using low skilled immigration instead of total immigration. The results in Figure 3.4 shows that, as total immigration, low skilled immigration does not impact growth or unemployment rates in the host country<sup>15</sup>.

Although the impulse responses give information about the effect of change in one variable on another, they do not show how important shocks on one variable are in ex-  
15. These results are robust even when we limit the sample to European countries.

Figure 3.4: Impulse response functions- Model 3



Note: The solid line shows the impulse response to an exchange rate shock. The dashed lines indicate five standard error confidence bands around the estimate. Errors are generated by Monte-Carlo with 500 repetitions.

Table 3.4: Variance decomposition analysis

Percent of variation in the row variable explained by column variable. (10 periods ahead)			
Model 1			
	$\Delta M$	$\Delta GDP$	$\Delta U$
$\Delta M$	88.48	0.53	10.99
$\Delta GDP$	0.96	85.39	13.64
$\Delta U$	1.41	41.20	57.39
Model 2			
	$\Delta M$	$\Delta GDP$	$\Delta NU$
$\Delta M$	91.36	1.57	7.07
$\Delta GDP$	0.87	94.20	4.95
$\Delta NU$	2.56	28.24	69.20
Model 3			
	$\Delta LSM$	$\Delta GDP$	$\Delta U$
$\Delta LSM$	88.01	0.46	11.53
$\Delta GDP$	1.09	85.10	13.81
$\Delta U$	1.24	41.14	57.62

plaining fluctuations in other variables. To assess the importance of shocks on one variable in explaining fluctuations in other variables, we perform a variance decomposition. Table 3.4 reports the variance decomposition analysis. The variance decomposition analysis confirms the results of impulse response functions. It shows that the immigration inflow is insignificant in explaining fluctuations in the host economic variables, while the host unemployment rate explains a significant part of the fluctuations in immigration inflow. Around 11% and 11.53% of fluctuations in total immigration and low skilled immigration, respectively, are explained by the unemployment rate of the host country.

### 3.6. Conclusion

This paper empirically examines the link between immigration, growth and unemployment in host countries. The empirical study is conducted using a panel VAR approach on



data of 22 OECD countries over the period 1990 – 2006. By using a panel VAR approach we are able to compensate for both data limitation and endogeneity among variables. Our results suggest that immigration flows do not affect either growth or unemployment in host countries. The results also suggest that migration flows negatively respond to unemployment in host countries, but do not respond to GDP growth. Higher unemployment induces restrictive immigration policies and reduces migrants' incentives to immigrate to OECD countries. Indeed, governments adjust migration policies to the changing labour market needs. At the same time, the migration decision is related to the job opportunities and the probability of employment in the receiving country.

In order to tackle the problem of the aging population, many OECD countries see immigration as a potential solution to compensate for the labour shortage. Our results indicate that immigration flows, even low skilled, do not harm the employment prospects of residents and natives.

# Conclusion

Cette thèse est constituée de trois contributions en économie de l'immigration.

Dans un premier chapitre, nous considérons les conséquences de l'immigration sur le marché du travail, et nous analysons l'effet des flux migratoires sur le choix de l'âge de départ à la retraite. Nous utilisons un modèle à générations imbriquées avec une population hétérogène pour examiner l'impact de l'immigration sur le choix de la durée d'activité des seniors. L'intérêt de notre modèle est de traiter, dans un cadre dynamique, des effets des flux migratoires sur l'âge de départ à la retraite, en prenant en compte l'ajustement des rémunérations et des pensions. Nous établissons que les immigrés peu qualifiés contribuent doublement au financement des pensions de retraite. D'une part, ils cotisent au système de retraite par répartition, au même titre que tous les actifs. Ils participent donc directement au financement des pensions. D'autre part, l'arrivée d'immigrés faiblement qualifiés induit une hausse de la rémunération des agents qualifiés. Les seniors qualifiés ont tout intérêt à reporter leur départ à la retraite et à prolonger leur vie active, dégageant des financements pour les pensions. Ainsi, la pression serait moindre sur l'équilibre financier du système de pension, dans la mesure où les personnes qui continuent de travailler perçoivent leur retraite plus tard. Les résultats de ce chapitre indiquent qu'une politique d'immigration

semble compatible avec des éventuelles mesures, qui viseraient à persuader les seniors à rester plus longtemps en activité.

Notre second chapitre considère l'impact de l'immigration sur la croissance économique.

Nous présentons un modèle de Solow augmenté du capital humain où nous distinguons l'apport en capital humain des immigrés étrangers, de celui des expatriés autochtones.

Nous établissons une relation entre le taux de croissance de la productivité et les flux migratoires qui prend en compte, entre autres, l'apport en capital humain des immigrants.

Nous évaluons empiriquement l'effet des migrations internationales pour 22 pays de l'OCDE entre 1986 et 2006. Pour les besoins de l'estimation, nous construisons une base de données originale qui distingue, dans le solde migratoire, les immigrés par pays de naissance et par

niveau de qualification. Nos résultats indiquent que dans la plupart des pays de l'OCDE, les flux migratoires ont un effet positif sur le taux de croissance de la productivité. Cet effet

est plutôt faible, notamment dans les pays avec des programmes de migration sélective.

Dans notre troisième et dernière contribution, nous analysons les interactions entre les conditions économiques dans le pays d'accueil et l'immigration. D'une part, les migrations

internationales influencent le marché du travail et la croissance dans le pays d'accueil.

D'autre part, les conditions économiques dans le pays d'accueil déterminent, du moins en partie, l'immigration. Notre analyse empirique est basée sur l'estimation d'un vecteur

autoregressif en panel pour 22 pays de l'OCDE sur la période 1990-2006. Cette technique permet de prendre en considération les interactions endogènes entre l'immigration et les

conditions économiques dans les pays d'accueil. Nos résultats indiquent que l'immigration

ne semble pas avoir des effets négatifs sur les conditions d'emploi dans le pays d'accueil, ni sur la croissance du revenu par tête. Toutefois, les flux migratoires sont sensibles aux

---

variations de la situation du marché du travail dans les pays de l'OCDE.

Dans l'ensemble, nos travaux nous ont ainsi permis de contribuer à l'étude des conséquences économiques de l'immigration qui sont au centre des préoccupations dans l'ensemble des pays. Certes, bien de questions soulevées nécessitent des prolongements. De même, les améliorations potentielles restent nombreuses. Enfin, l'évaluation empirique des implications des migrations internationales est un enjeu majeur dans le débat sur l'immigration. Cette thèse est une première étape dans ce sens.



# Bibliography

Aglietta, M., Borgy, V., Le Garrec, G., Juillard, M., Touze, V., Château, J. and Le Cacheux, J. (2005). Scenario for Global Aging - An Investigation with the INGENUE 2 World Model.

Altonji, J. and Card, D. (1991) The effects of immigration on the labor market outcomes of less-skilled natives. In J. Abowd and R. Freeman (eds), *Immigration, Trade, and the Labor Market* : 201-234. Chicago, IL: University of Chicago Press.

Alvarez, J. and M. Arellano (2003) The Time Series and Cross-Section Asymptotics of Dynamic Panel Data Estimators. *Econometrica* 7: 1121-1159.

Angrist J. and Kugler A., (2003). "Protective or counter-productive? Labour market institutions and the effect of immigration on eu natives. *Economic Journal*. 113(488): F302-F331.

Arellano, M. and Bover, O. (1995) Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics* 68: 29-52.

Arellano, M. and S. Bond. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies* 58: 277-297.

- Aubert, P.(2003) Salaire, productivité et demande de travailleurs âgés. INSEE. Mimeo.
- Auerbach A. and P. Oreopoulos (1999) Analysing the Fiscal Impact of US Immigration. *American Economic Review* 89(2): 176-180.
- Banque Mondiale (2009) Préparer l'avenir, une perspective à long terme de la mobilité des personnes et des emplois pour le Moyen-Orient et l'Afrique du Nord.
- Barro, R. and X. Sala-i-Martin (1995) *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
- Berry, A. and Soligo, R. (1969) Some welfare aspects of international migration. *Journal of Political Economy* 77: 778-94.
- Blanchet, D. (2002) Immigration et avenir démographique. Commissariat général du Plan, Octobre, 359-365.
- Blundell, R. and Bond, S. (2000) GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Econometric Reviews* 19: 321-340.
- Blundell, R. and S. Bond. (1998) Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics* 87 (1), 115-143.
- Bond, S., Hoeffler, A. and J. Temple (2001) GMM Estimation of Empirical Growth Models. CEPR discussion paper 3048.
- Borjas, G. (1987) Immigrants, minorities, and labor market competition. *Industrial and Labor Relations Review* 40: 382-92.
- Borjas, G. (1990) *Friend or strangers: the impact of immigrants on the U.S economy*. New York: Basic book.
- Borjas, G.J. (1994) The Economics of Immigration. *Journal of Economic Literature* 32(4): 1667-1717.
- Borjas, G. J. (1995) The economic benefits from immigration. *Journal of Economic*

Perspectives 9(2): 3-22.

Borjas G.J. (1999) Immigration and Welfare Magnets, *Journal of Labor Economics* 17(4): 607-637.

Borjas, G. (1999) The economic analysis of immigration. In O. Ashenfelter and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics* (3): 1697-1760. Amsterdam: Elsevier Science.

Borjas, G. (2003) The labor demand curve is downward sloping: reexamining the impact of immigration on the labor market. *Quarterly Journal of Economics* 118 (4): 1335-1374.

Borjas G.J., (2005) Native Internal Migration and the Labor Market Impact of Immigration. NBER Working Papers 11610.

Borjas G.J., (2009) *Labor Economics*. 5 edition. McGraw-Hill/Irwin.

Borjas G.J., (2009) The Analytics of the Wage Effect of Immigration. NBER Working Papers 14796.

Borjas, G., Freeman, R.B. and Katz, L. (1997) How much do immigration and trade affect labor market outcomes? *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 1-90.

Borjas, G.J and Hilton, L. (1996). Immigration and the Welfare State: Immigrant Participation in Means-Tested Entitlement Programs. *The Quarterly Journal of Economics* 111(2): 575-604.

Boubtane, E. and Dumont, J.C. (2010) Immigration and economic growth in the OECD countries 1986-2006: A panel data analysis. Working paper

Bretschger, L. (2001) Labor supply, Migration, and Long-term development. *Open Economies Review* 12: 5-27.

Bruno, G.S.F. (2005) Approximating the Bias of the LSDV Estimator for Dynamic Unbalanced Panel Data Models. *Economics Letters* 87(3): 361-366.



Bunle, H. (1943) Mouvements Migratoires entre la France et l'étranger. Études démographiques 4.

Card, D. (1990) The impact of the Mariel boatlift on the Miami labor market. *Industrial and Labor Relations Review* 43(2): 245-257.

Card, D. (2001) Immigrant inflows, native outflows and the local labor market impacts of higher immigration. *Journal of Labor Economics* 19(1): 22-64.

Card, D. (2004) Is the new immigration really so bad? CReAM Discussion Paper 02/04.

Card D. et J. DiNardo (2000) Do Immigrant Inflows Lead to Native Outflows ? *American Economic Review, Papers and Proceedings* 90 : 361-367.

Carrasco R., García J. and Ortega A. C. (2008) The Effect of Immigration on the Labor Market Performance of Native-Born Workers: Some Evidence for Spain. *Journal of Population Economics* 21(3): 627-648.

Caselli, F., Esquivel G. and F. Lefort. (1996) Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics. *Journal of Economic Growth* 1: 363-389.

Centre d'analyse stratégique (2006). *Besoins de main d'oeuvre et politique migratoire*. Paris.

Chagny, O., Dupont, G., Sterdyniak, H. and Veroni, P. (2001) Les réformes des systèmes de retraite en Europe. *Revue de l'OFCE* 78: 99-134.

Chaloff J. and G. Lemaitre (2009) *Managing highly-skilled Labour Migration: a Comparative Analysis of Migration Policies and Challenges in OECD Countries*. OECD Social Employment and Migration Working Papers 79.

Chiswick, B.R., Y. Cohen and T. Zach (1997) The labor market status of immigrants: effects of unemployment rate at arrival and duration of residence. *Industrial and Labour*

Relations Reviews 50: 289-303.

Chojnicki, X., Docquier, F. and Ragot, L. (2005) L'immigration " choisie " face aux défis économiques du vieillissement démographique. *Revue économique* 56(6): 1359-1384.

Commission Européenne (2007). The labor income share in the European Union. *Employment in Europe*: 237-270.

Denison, E. F. (1962) *The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us*. Supplementary Paper 13, Committee for Economic Development. New York.

Depoid, P. (1942) Les naturalisations en France (1870-1940). *Études démographiques* 3

Dolado, J., A. Goría, and A. Ichino, (1994) Immigration, Human Capital and Growth in the Host Country: Evidence from Pooled Country Data, *Journal of Population Economics* 7(2): 193-215.

Drees (2002). Les opinions des français en matière de retraite de 2000 à 2002.

Dumont, J-C and G. Lemaître, (2005) Counting immigrants and expatriates in OECD countries: A new perspective. *OECD Social Employment and Migration Working Papers* 25.

Dustmann, C., F. Fabbri and I. Preston. (2005) The Impact of Immigration on the British Labour Market. *The Economic Journal* 115: F324-F341.

Dustmann, C., Fabbri, J. and Preston, I. (2005) The impact of immigration on the UK labour market. *CreAM Discussion Paper* 01/05.

European Commission (2003) *Employment in Europe*.

Farber, H.S.(1986) The analysis of union behavior. In: Ashenfelter. O., and Layard. R. (Eds.). *Handbook of labor economics* 2(2): 1039-1089. Elsevier.

Feyrer, J. (2007) Demographics and Productivity. *The Review of Economics and Statistics* 89(1): 100-109.

Filer, R. (1992) The Effect of Immigrant Arrivals on Migratory Patterns of Native Workers. In G.Borjas and R. Freeman (eds), *Immigration and the Workforce: Economic Consequences for the United States and Source Areas* (pp. 245-270). National Bureau of Economic Research, Inc

Friedberg, R.M. (2001) The impact of mass migration on the Israeli labor market. *Quarterly Journal of Economics* 116(4): 1373-1408.

Friedberg, R.M. and Hunt, J. (1995) The Impact of Immigrants on Host Country Wages, Employment and Growth. *The Journal of Economic Perspectives* 9 (2): 23-44.

Gemmell, N. (1996) Evaluating the Impacts of Human Capital Stocks and Accumulation on Economic Growth: Some New Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58(1): 9-28.

Greene, W. (2002) *Econometric Analysis*. Fifth Edition. Prentice Hall.

Greenwood, M.J and Hunt G.L (1995) Economic Effects of Immigrants on Native and Foreign-Born Workers: Complementarity, Substitutability, and Other Channels of Influence. *Southern Economic Journal* 61 (4): 1076-1097

Gross, D. ( 2002) Three Million Foreigners, Three Million Unemployed? Immigration Flows and the Labour Market in France. *Applied Economics* (34): 1969-1983.

Grossman, G.M., et Helpman, E., (1991) *Innovation and Growth in the Global Economy*. MIT Press, Cambridge, MA.

Grossman, J.B (1982) The Substitutability of Natives and Immigrants in Production. *Review of Economics and Statistics* 64(4): 596- 603.

Hairault, J.O., Langot, F. and Sopraseuth, T. (2005) Inciter à différer le départ en retraite : une analyse en termes de courbes de Laffer. *Revue d'économie politique* 115: 241-263.

Hansen J. and Lofstrom M. (2003) Immigrant assimilation and welfare participation: Do immigrants assimilate into or out-of welfare. *Journal of Human Resources* 38( 1): 74-98.

Hansen, L. P. (1982) Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica* 50: 1029-1054.

Harris, J. and Todaro, M. (1970) Migration, Unemployment and Development: A Two-sector Analysis. *American Economic Review* 60: 126-142.

Hatton, T.J and Williamson, J.G. (1998) *The Age of Mass Migration: Causes and Economic impact*. New York: Oxford University Press.

Heston A., Summers R. and Aten B. (2006) *Penn World Table Version 6.2*. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices, University of Pennsylvania, Philadelphia, PA.

Holtz-Eakin, D., W. Newey, and H. Rosen. (1988) Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica* 56: 1371-1395.

Hunt J. and M. Gauthier-Loiselle, (2008) How Much Does Immigration Boost Innovation? NBER Working Papers 14312.

Hunt, J. (1992) The impact of the 1962 repatriates from Algeria on the French labor market. *Industrial and Labor Relations Review* 45(3): 556-572.

Hutchinson, E. P. (1981) *Legislative History of American Immigration Policy, 1798-1965*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.

Im, K., Pesaran, H., and Shin, Y. (2003) Testing for Unit Roots in Heterogeneous

Panels. *Journal of Econometrics* 115: 53-74.

Islam, A. (2007) Immigration and Unemployment Relationship: Evidence from Canada. *Australian Economic Papers* 46: 52-66.

Islam, N. (1995) Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics* 110 (4): 1127-1170.

Jean, S. and Jimenez, M. (2007) The Unemployment Impact of Immigration in OECD Countries. OECD Economics Department Working Paper 563.

Jerome, H. (1926) *Immigration and Business Cycles Prior to 1890*. New York

Johnson, G.E. (1980) The labor market effects of immigration. *Industrial and Labor Relations Review* 33(3): 331-341.

Jorgenson, Dale W., F. Gollop and B. Fraumeni (1987) *Productivity and U.S. Economic Growth*. Cambridge, MA, Harvard University Press.

Kelley, A. C. (1965) *International Migration and Economic Growth, Australia: 1865-1935*. *The Journal of Economic History* 25: 333-54.

Kendrick, J. (1976) *The Formation and Stocks of Total Capital*. New York : Columbia University Press.

Kilian, L. (1998) Small sample confidence intervals for impulse response functions. *Review of Economics and Statistics* 80: 218-230.

Kiviet, J. (1995) On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 68(1): 53-78.

Kogel T., (2005) Youth dependency and total factor productivity. *Journal of Development Economics* 76(1): 147-173.

Kuznets, S. and E. Rubin (1954) *Immigration and the native born*. National Bureau

of Economic Research, Inc.

Leibfritz W., P. O'Brien and J.C. Dumont (2003) Effects of Immigration on Labour Markets and Government Budgets - An Overview. CESIFO WP 874.

Lewis, W.A. (1954) Economic development with unlimited supplies of labor. The Manchester School of Economic and Social Studies 22: 139-191.

Lindh T. and B. Malmberg (1999) Age structure effects and growth in the OECD, 1950-1990. Journal of Population Economics 12(3): 431-449.

Longhi, S., Nijkamp, P. and Poot, J. (2005) A Meta-Analytic Assessment of the Effect of Immigration on Wages. Journal of Economic Surveys 19(3): 451-477.

Love, I. and Zicchino, L. (2006) Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR. Quarterly Review of Economics and Finance 46(2): 190-210.

Love, I. (2001) Estimating Panel-Data Autoregressions, Package of Programs for Stata. Columbia University, Mimeo.

Lubotsky D. (2007) Chutes or Ladders? A Longitudinal Analysis of Immigrant Earnings. Journal of Political Economy 115(5): 820-867.

Lucas, R., (1998) On the mechanics of economic development. Journal of Monetary Economics 22: 3-42.

Lundberg, P. and Segerstrom, P. (2002) The growth and welfare effects of international mass migration. Journal of International Economics 56: 177-204.

Lundborg, P. and Segerstrom, P. (2000) International Migration and Growth in Developed Countries: A theoretical analysis. Economica 67: 579-604.

Lutz, W., Goujon, A., Samir, K. and Sanderson, W. (2007) Reconstruction of popu-

lations by age, sex and level of educational attainment for 120 countries for 1970-2000.

Vienna Yearbook of Population Research: 193-235.

Mankiw, G., D. Romer and D. Weil (1992) A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107(2), pp. 407-437.

Marr, W. and Siklos, P. (1994) The Link between Immigration and Unemployment in Canada. *Journal of Policy Modeling* 16(1): 1-26.

Michel, P. and Pestieau, P. (2000) Retraite par répartition et âge de la retraite. *Revue économique*( 51): 15-30.

Momota, A. (2003) A retirement decision in the presence of a social security system. *Journal of Macroeconomics* 25: 73-86.

Morley B, (2006) Causality between economic growth and immigration: An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters* 90(1): 72-76.

Nations Unies (2000) Replacement migration: is it a solution to declining and ageing populations ? Population Division, Department of economics and social affairs. New York.

Nickell, S. (1981) Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica* 49: 1417-1426.

Nickell, S.J and Andrews, M. (1983) Unions, real wages and employment in Britain 1951-79. *Oxford Economic Papers* 35 (Suppl): 183-206.

OCDE (2006) Perspectives des migrations internationales. Paris.

OCDE (2006) Vivre et travailler plus longtemps. Paris.

OCDE (2007) Perspectives des migrations internationales. Paris.

OCDE (2008) Perspectives des migrations internationales. Paris.

OCDE (2008) Recent Trends in International Migration, International Migration Out-

look, Paris.

OCDE (2009) Recent Trends in International Migration, International Migration Outlook. Paris.

OECD (2008) A Profile of Immigrant Populations in the 21st Century: Data from OECD Countries. Paris.

OECD (2008) Labour Force Statistics: 1987 - 2007. Paris.

OECD (2009) Recent Trends in International Migration. International Migration Outlook, Paris.

Office fédéral des Migrations et des Réfugiés (2006) Migration, Asyl und Integration in Zahlen. Bundesamt für Migration und Flüchtlinge, Nürnberg.

Okkerse L. (2008) How to Measure Labour Market Effects of Immigration: A Review. Journal of Economic Surveys 22(1): 1-30

Orefice G. (2010) Skilled Migration and Economic Performances: evidence from OECD countries. UCL discussion paper 2010-15.

Ortega F. and G. Peri, (2009) The causes and Effects of International Migration: evidence from OECD countries 1980-2005. NBER Working Papers 14833.

Ortega, J. (2000) Pareto Improving Immigration in an Economy with Equilibrium Unemployment. Economic Journal 110 (460): 92-112.

Ottaviano G. and G. Peri, (2008) Immigration and National Wages: Clarifying the Theory and the Empirics. NBER Working Papers 14188.

Pischke, J. and Velling, J. (1997) Employment effects of immigration to Germany: an analysis based on local labor markets. Review of Economics and Statistics 79: 594-604.

Pope, D. and Withers, G. (1985) Immigration and Unemployment. Economic Record 61: 554-



563.

Pope, D. and Withers, G. (1993) Do migrants rob jobs? Lessons of Australian history, 1861-1991. *Journal of Economic History* 53(4): 719-742.

Razin, A. and Sadka, E. (1999) Migration and Pension with International Capital Mobility. *Journal of Public Economics* 74(1): 141-150.

Razin, A. and Sadka, E. (2000) Unskilled Migration: A Burden or a Boon for the Welfare State ? *Scandinavian Journal of Economics* 102(3): 463-479.

Reder, M. W. (1963) The Economic Consequences of Increased Immigration. *The Review of Economics and Statistics* 45(3): 221-230.

Robertson P.E., (2002) Demographic shocks and human capital accumulation in the Uzawa-Lucas model. *Economics Letters* 74(2): 151-156.

Romer, D. (1996) *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill.

Roodman, D. (2009) A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71: 135-158.

Sarel M. (1995) Demographic Dynamics and the Empirics of Economic Growth. *IMF Staff Papers* 42(2): 398-410.

Sargan, J. D. (1958) The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. *Econometrica* 26(3): 393-415.

Schmidt, M., Stilz, A. and Zimmermann, K. (1994) Mass migration, unions, and government intervention. *Journal of Public Economics* (55): 185-201.

Shan, J, Morris, A. and Sun, F. (1999) Immigration and Unemployment: New Evidence from Australia and New Zealand. *International Review of Applied Economics* 13(2): 253-258.

Simon, J.L., Moore, S. and Sullivan, R. (1993) The effect of immigration on aggregate native unemployment: an across-city estimation. *Journal of Labor Research* 14(3): 299-316.

Simon, R. J. (1993) Old Minorities, New Immigrants: Aspirations, Hopes, and Fears. *Annals of the American Academy of Political and Social Science* 530: 61-73.

Sinn, H. W. (2002). EU Enlargement and the Future of the Welfare State. *Scottish Journal of Political Economy* 49(1): 104-115.

Solow R. M. (1956) A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 70: 65-94.

Spengler, J. J. (1956a) Some Economic Aspects of Immigration into the United States. *Law and Contemporary Problems*, 21(2): 236-255.

Spengler, J.J. (1956b) On the Effects Produced in Immigrant-Receiving Countries by Pre-1939 Immigration in INTERNATIONAL MIGRATION. Brinley Thomas ed.

Storesletten K. (2003) Fiscal implications of immigration .a net present value approach, *Scandinavian Journal of Economics* 105(3): 487-506.

Storesletten K., (2000) Sustaining Fiscal Policy through Immigration. *Journal of Political Economy* 108(2): 300-323.

Swan T.W. (1956) Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record* 32: 334-361.

Tapinos, G. (1974) *L'Economie des migrations internationales*. Paris: Librairie Armand Colin et Presses de la Fondation Nationale des Sciences Politiques.

Tapinos, G. (1975) *L'immigration étrangère en France*. Paris INED.

THOMAS, B. (1954) *Migration and Economic growth*. New York: Cambridge University Press.

Timmer, M., O'Mahony, M. and Van Ark, B. (2007) The EU KLEMS Growth and Productivity Accounts: An Overview. University of Groningen and University of Birmingham.

Todaro, M.P., (1969) A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries. *American Economic Review* 59(1): 138-48.

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2009) Trends in International Migrant Stock: The 2008 Revision.

U.S Immigration Commission (1911) Statistical Review of Immigration 1820-1910-Distribution of Immigrants 1850-1900. Washington.

Walz, U. (1995) Growth (Rate) Effects of Migration. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 115: 199-221.

Westerlund, J. (2007) Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6) :709-748.

Winegarden, C.R. and Khor, L.B. (1991) Undocumented immigration and unemployment of US youth and minority workers: econometric evidence. *Review of Economics and Statistics* 73(1): 105-112.

Winkelmann, R. and Zimmermann, K.F. (1993) Ageing, migration and labour mobility. In P. Johnson and K.F. Zimmermann (eds), *Labour Markets in an Ageing Europe*: 255-283. Cambridge: Cambridge University Press.

World Bank (2006) *World Development Indicators*. Washington, DC.

Zimmermann, K. F. (1995) Source Tackling the European Migration. *The Journal of Economic Perspectives* 9(2): 45-62.

Zimmermann, K. F. (1996) European Migration: Push and Pull. *International Regional Science Review* 19: 95-128.