



**HAL**  
open science

# Un indicateur de politique d'ouverture “ révélée ” des pays industrialisés à l'immigration en provenance des pays en développement

Matthieu Boussichas, Michaël Goujon

## ► To cite this version:

Matthieu Boussichas, Michaël Goujon. Un indicateur de politique d'ouverture “ révélée ” des pays industrialisés à l'immigration en provenance des pays en développement. 2011. halshs-00553325

**HAL Id: halshs-00553325**

**<https://shs.hal.science/halshs-00553325>**

Preprint submitted on 7 Jan 2011

**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.



Document de travail de la série

***Etudes et Documents***

E 2009.35

**Un indicateur de politique d'ouverture « révélée »  
des pays industrialisés à l'immigration  
en provenance des pays en développement**

Matthieu Boussichas \* et Michaël Goujon \*

Cette version : 16 novembre 2009

*Remerciements : Des versions préliminaires de cet article ont été présentées à des séminaires du CERDI. Les auteurs tiennent ici à remercier les participants, et particulièrement J-L. Combes, ainsi que le re-lecteur de la Revue, pour leurs commentaires constructifs. Cette recherche a reçu l'appui de la Fondation pour les Etudes et Recherches sur le Développement International. Les auteurs demeurent cependant seuls responsables des imperfections qui pourraient subsister.*

\* CERDI, CNRS / Université d'Auvergne

## Résumé

La politique d'ouverture aux flux migratoires en provenance des pays en développement est un des éléments importants des débats relatifs à l'immigration dans les pays industrialisés. Or, il n'existe pas à l'heure actuelle d'indicateurs satisfaisant de cette politique d'ouverture, permettant d'évaluer le caractère plus ou moins restrictif de la politique. Nous proposons ici un indicateur de politique d'ouverture « révélée », mesuré par l'écart entre les flux d'immigration observés et les flux d'immigration « normaux » qui résulteraient des facteurs structurels économiques, géographiques et culturels des migrations. Cet indicateur est un indicateur synthétique et relatif, permettant de comparer les différentes politiques des pays dans le temps. Nous construisons cet indicateur pour 21 pays industrialisés, en utilisant des données de l'OCDE sur les flux de migration annuels couvrant la période 1990-2006. L'indicateur permet de distinguer les pays qui appliquent des politiques relativement ouvertes ou restrictives. L'évolution temporelle de l'indicateur est analysée pour certains pays à la lumière des changements officiels de politique.

Mots-clés : Migrations internationales, politique migratoire, ouverture.

Codes JEL : F22, C23

## An Indicator of the « Revealed » Openness Policy to Migration from Developing Countries

### Abstract

The policy of openness toward immigration from developing countries is strongly debated in the industrialized countries. Existing indicators of immigration policy are however unsatisfactory because they don't allow to assess the restrictiveness or openness of immigration policies of industrialized countries.

In this paper we build an indicator of the « revealed » openness policy to migration by computing the difference between the observed migration flows and the « predicted » migration flows that depend on economical, geographical and cultural structural determinants of migration.

Using OECD's annual data on migrations, the indicator is built for 21 industrialized countries over the period 1990-2006, allowing us to compare policies between countries and throughout the years. We can now distinguish countries with relatively closed migration policies from those with relatively opened policies. Then, we compare the changes in the indicator with the official changes in the migration policy for some countries over the period 1990-2006.

Key words : International migrations, migration policy, openness.

Codes JEL : F22, C23

## **Un indicateur de politique d'ouverture « révélée » des pays industrialisés à l'immigration en provenance des pays en développement.**

### **Introduction**

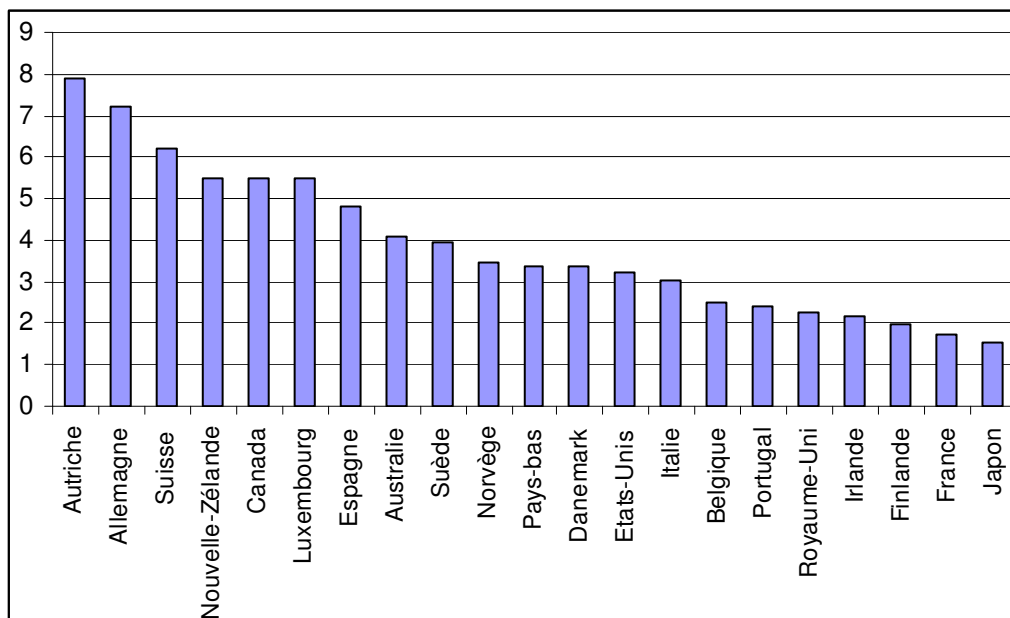
L'immigration est source de nombreux débats dans les sociétés des pays industrialisés. Ces débats publics et politiques portent sur plusieurs questions complémentaires : le degré d'ouverture aux flux migratoires, l'intégration des migrants dans la population nationale, l'impact de l'immigration sur le chômage, sur le budget des états ou sur le financement des retraites, voire sur la sécurité,... Dans ces débats, la question de l'importance des flux migratoires en provenance des pays en développement (du « Sud » et de l'« Est ») est probablement la première à être posée et discutée (bien que dans les années récentes ce type de migration ne constitue qu'environ un tiers des migrations internationales, le reste étant des migrations entre pays industrialisés ou entre pays en développement, Parsons et al. [2007]). Ces questions prennent une importance et font l'objet d'appréciations diverses au sein des opinions publiques et des élites politiques dans les différents pays industrialisés. Elles sont à la base de la formulation et de l'application de politiques migratoires qui visent à encourager ou restreindre les flux d'immigration à travers différents moyens ou instruments portant sur l'entrée, mais également sur l'intégration au marché du travail et à la communauté nationale. Dans la mondialisation actuelle, la liberté des flux migratoires est faible comparée à celle des flux commerciaux et financiers. Les flux migratoires des pays en développement vers les pays industrialisés demeurent donc limités. Les données OCDE montrent que ces flux sont bien inférieurs à 1% de la population dans les pays industrialisés, par an sur la période 1990-2006. Ceci est étonnant quand on considère la différence importante, et persistante, entre les niveaux de vie des pays industrialisés et des pays en développement qui est une incitation forte à cette migration. On peut donc considérer qu'en moyenne, les politiques migratoires des pays industrialisés jouent un rôle restrictif important. Il n'existe cependant pas à l'heure actuelle d'indicateur satisfaisant qui permette une comparaison simple des politiques d'ouverture à l'immigration entre les pays. En effet, la diversité des moyens ou instruments, notamment législatifs, employés par les pays rend extrêmement périlleuses les tentatives de comparer ces politiques sur la base de ces instruments.

Les flux d'immigration en provenance des pays en développement diffèrent fortement entre les pays industrialisés comme le montre le graphique suivant. La moyenne annuelle sur la période 1990-2006 est comprise entre 1,6 pour mille au Japon et 7,9 pour mille en

Autriche. La France apparaît relativement peu ouverte sur la période avec un taux moyen de 1,7 pour mille. On ne peut se baser sur ces seuls chiffres comme indicateur de la nature plus ou moins restrictive des politiques migratoires des pays. En effet, les différents pays industrialisés apparaissent plus ou moins attractifs aux migrants en fonction, par exemple, de leurs niveaux de richesse, ou de la distance géographique ou culturelle qui les séparent des pays sources de migration. Ainsi, les faibles niveaux d'immigration constatés au Japon ou en Finlande ne signalent pas forcément des politiques plus restrictives dans ces pays. Leur éloignement des régions sources de migration pourrait simplement expliquer que, structurellement ou naturellement, ces pays accueillent peu de migrants quelles que soient les politiques qu'ils mettent en place. Les flux migratoires obéissent donc à la fois à la politique d'ouverture à l'immigration et à des facteurs structurels indépendants de la politique. Les flux migratoires sont également fluctuants dans le temps, ce qui peut s'expliquer à la fois par des changements d'orientation dans les politiques migratoires appliquées par les pays et par des variations dans les facteurs non politiques, structurels, des migrations.

Graphique 1

**Flux d'immigration en provenance des pays en développement, moyenne annuelle 1990-2006, pour mille habitants.**



Notes : à partir de 1996 pour l'Autriche et l'Italie, 1991 pour l'Irlande, 1995 pour la Nouvelle-Zélande, 1992 pour le Portugal. Source : calculs des auteurs à partir de données OCDE et Eurostat.

Bien qu'elle fasse l'objet de développements théoriques notamment en termes d'économie politique (voir les revues récentes dans Benhabib et Jovanovic [2007], De Melo [2007], Razin et al. [2009]), il n'existe pas à l'heure actuelle d'indicateur satisfaisant de la

politique migratoire. C'est pourquoi d'ailleurs, bien que les auteurs reconnaissent systématiquement l'importance de cette politique, ils ne peuvent pas l'introduire dans les travaux empiriques sur les déterminants des migrations internationales. Pedersen et al. [2008], Mayda [2007], Ortega et Peri [2009] ont tenté récemment de construire des indicateurs de politique migratoires qualitatifs, qui sont critiquables pour la trop grande part de subjectivité dans la construction et leur faible comparabilité entre les pays et dans le temps.

Nous proposons dans cet article un indicateur quantitatif, synthétique, et relatif, qui permet la comparaison des politiques d'ouverture à l'immigration entre pays industrialisés et dans le temps. Cet indicateur de la politique d'ouverture « révélée » est mesuré par l'écart entre les flux d'immigration observés et les flux d'immigration « normaux » qui résulteraient des facteurs structurels économiques, géographiques et culturels des migrations. Les flux d'immigration « normaux » sont estimés à partir d'une régression économétrique des flux observés sur les facteurs structurels, à partir de données de panel annuelles pour 21 pays industrialisés sur la période 1990-2006.

Les résultats montrent que les flux observés d'immigration dans les pays industrialisés dépendent partiellement de facteurs structurels économiques, géographiques et culturels. Une partie de ces flux restent cependant inexplicables par ces facteurs et peut donc être attribuée aux différences dans les politiques migratoires des pays de destination. L'indicateur permet de distinguer les pays qui appliquent des politiques relativement ouvertes ou restrictives. L'évolution temporelle de l'indicateur est analysée pour certains pays à la lumière des changements officiels de politique.

La section suivante est consacrée à une revue des indicateurs existants et à une présentation de la méthode de construction de l'indicateur de politique « révélée ». Puis nous présentons les données et les estimations. La dernière section propose une interprétation des résultats.

## **Méthodes de construction d'indicateur de politique migratoire**

A l'instar de ce qui a pu être fait pour d'autres politiques, comme la politique commerciale, la construction d'un indicateur d'ouverture à l'immigration peut suivre deux orientations. La première, d'essence qualitative mais qui peut aboutir à une évaluation quantitative, consiste à analyser la réglementation de chaque pays au moyen d'une série de

questions relatives aux caractéristiques ou aux moyens de sa politique, afin d'établir une notation binaire au regard de chaque question (et d'en faire éventuellement la moyenne). C'est cette méthode qui est employée par Sachs et Warner [1995] pour construire leur indicateur de politique commerciale. La deuxième orientation pour construire un indicateur de politique d'ouverture, d'essence quantitative, consiste à analyser les chiffres sur les flux migratoires observés.

### **Les méthodes basées sur les moyens de la politique**

Ces méthodes présentent une première difficulté, à savoir de faire le compte des moyens ou des instruments mis en œuvre par la politique. Pour la politique migratoire, il s'agit de trouver des questions auxquelles il puisse être répondu sans trop d'ambiguïté (par exemple portant sur l'existence de quotas, ou sur les délais et coût d'obtention des visas ...). De plus, les différents instruments de la politique sont difficilement comparables et leur agrégation pour aboutir à un indicateur synthétique est généralement arbitraire. Cette évaluation « qualitative » demande également un grand travail de recherche d'informations documentaires sur les législations des pays. Au final, la construction de tels indicateurs est souvent critiquée pour la trop grande part de subjectivité et d'arbitraire dans la méthode. Elle est cependant employée pour construire des indicateurs de politique migratoire. Par exemple, pour certaines années dans les annuaires *World Population Policies* et *International Migration*, les Nations Unies donnent une appréciation sur les politiques d'immigration mises en place par les gouvernements, selon qu'elles visent à augmenter, maintenir, ou diminuer l'immigration. Selon ce classement, en 2007, la plupart des pays développés sont classés comme appliquant une politique visant à maintenir les flux migratoires, et seuls quatre pays ont une politique visant à les réduire : le Danemark, l'Estonie, la France, et les Pays-Bas. Ce résultat peut être critiqué à la fois pour sa subjectivité (la méthode pour aboutir au classement n'est d'ailleurs pas précisée mais devrait être basée sur l'appréciation d'experts), et son manque de finesse, puisqu'il est peu discriminant entre les pays. Mayda et Patel [2004], Mayda [2007], Ortega et Peri [2009] proposent un autre exemple de ce type d'indicateurs. Ils se basent sur une évaluation qualitative des lois pour construire des indicateurs de changement dans la politique migratoire pour des pays industrialisés. Ils distinguent les années de resserrements et de desserrements « significatifs » de la politique migratoire, l'indicateur prenant alors les valeurs +1 et -1 respectivement (chaque pays commençant avec le niveau 0 en 1980). Pour la France par exemple, l'indicateur montre un resserrement de la

politique migratoire dans les années 1980, un desserrement à partir de 1995 et un resserrement en 2003. Cet indicateur est aussi très subjectif, les auteurs se heurtant d'ailleurs à des cas « ambigus » et l'on ne sait pas finalement si ce sont les lois ou leur application qui sont désignées par l'indicateur. De plus, il ne permet qu'une comparaison limitée des politiques entre pays et dans le temps, puisque chaque modification des lois sur l'immigration n'est indiquée que par les valeurs -1 et +1 et que tous les pays commencent avec le niveau 0.<sup>1</sup>

## **Les méthodes basées sur les résultats de la politique**

La deuxième orientation pour construire un indicateur de politique d'ouverture consiste à analyser les chiffres sur les flux migratoires observés. Roodman [2005] par exemple construit l'indicateur de politique migratoire du Center for Global Development sur la base des seuls flux observés de migration. Le problème principal de cet indicateur est que les flux observés de migration sont le résultat à la fois des politiques migratoires et de facteurs « structurels » des migrations. Ces facteurs structurels sont indépendants des politiques mises en places et relèvent par exemple de la géographie (proximité des pays), de l'économie (différentiel de revenus), de la culture (liens historiques ou même linguistiques entre les pays sources et destinations). Cette première méthode quantitative est de toute évidence insuffisante pour construire des indicateurs de la seule politique. Une autre méthode quantitative, utilisée par ailleurs pour calculer des indicateurs d'autres politiques, que l'on nomme généralement par le terme d'indicateurs de politique économique « révélée », permet de faire la part entre le « structurel » et le « discrétionnaire » dans les résultats d'une politique (voir des applications récentes dans Combes et al. [2000] sur la politique d'ouverture commerciale, ou Brun et al. [2006] et Combes Motel et al. [2009]).

### *La méthode des indicateurs de politique révélée*

La construction de ces indicateurs repose sur la méthode des « résidus » qui consiste en une régression économétrique d'une variable de résultat sur les variables structurelles. Les résidus de l'estimation, c'est-à-dire la part du résultat qui n'est pas expliquée par les facteurs structurels, est alors une mesure de la politique « révélée » des pays. Sous la forme d'une équation linéaire simple, on peut admettre la représentation suivante :

$$Y = \beta X + P \quad (1)$$

---

<sup>1</sup> Dans leur étude sur la composition de l'immigration aux Etats-Unis, Clark *et al.* [2007] utilisent le nombre d'octroi de visas pour approximer la politique migratoire.



avec  $Y$  un indicateur du résultat de la politique,  $X$  un ensemble de facteurs structurels,  $\beta$  un paramètre mesurant l'impact des facteurs structurels  $X$  sur le résultat  $Y$ , et  $P$  un indicateur de l'impact de la politique sur le résultat. Partant du principe que la part de la politique  $P$  est difficilement observable ou mesurable, la méthode consiste à purger ou à soustraire du résultat observé l'impact des facteurs structurels qui sont également observés, pour obtenir le résultat « résiduel » représentatif de l'impact de la politique sur le résultat. La méthode revient donc à estimer  $\beta X$  et à effectuer simplement l'opération :

$$P = Y - \hat{\beta} X. \quad (2)$$

La construction de ces indicateurs repose sur une méthode économétrique généralement appelée « méthode des résidus », qui consiste en l'estimation d'une équation du type (1) ou « équation de normalisation ». Dans une première étape, on régresse la mesure du résultat observé  $Y$  sur les facteurs structurels  $X$ , en utilisant les observations de ces variables pour un groupe de pays (et un nombre d'années ou de périodes si on utilise des données de panel). On obtient alors une estimation du coefficient  $\beta$ , notée  $\hat{\beta}$ , c'est à dire une estimation de l'impact des facteurs  $X$  sur la variable de résultat  $Y$ . Pour chaque pays (-année), il peut alors être défini un niveau de résultat « normal » qui est le niveau prédit par l'équation de normalisation et le niveau des facteurs structurels  $X$  pour ce pays (-année). Ce résultat « normal » est noté  $\hat{Y}$  et est égal à  $\hat{\beta} X$ . L'écart entre le résultat observé  $Y$  et le résultat « normal »  $\hat{Y}$ ,  $P = Y - \hat{\beta} X$ , est alors considéré comme représentatif de l'impact de la politique sur le résultat de chaque pays et constitue par conséquent un indicateur de cette politique.

Puisque la somme des résidus de l'estimation de l'équation de normalisation est égale à zéro, on aboutit par construction à un indicateur relatif, qui situe la politique d'un pays par rapport à celles des autres, en tenant compte des différences de facteurs structurels entre les pays. Ainsi, la politique d'immigration d'un pays est qualifiée de relativement restrictive (ouverte) si elle a pour résultat des flux d'immigration moins (plus) élevés que ceux prédits par les facteurs structurels, résultant en un résidu d'estimation négatif (positif) pour ce pays. Ce sont également des indicateurs synthétiques de la politique, qui est « révélée » par son impact sur le résultat, quels que soient les moyens utilisés pour mener cette politique. Ainsi, pour la politique d'ouverture à l'immigration, on mesure à la fois l'impact des actions sur l'entrée des migrants (quotas, visas, ...), mais également l'impact de la politique d'intégration qui modifie l'attractivité du pays indépendamment des facteurs structurels. Enfin, ce sont des

indicateurs de la part autonome ou discrétionnaire de la politique, la part de la politique qui est induite par le niveau des facteurs structurels étant captée par  $\hat{\beta} X$ .<sup>2</sup>

### *Les facteurs structurels des migrations internationales*

La méthode nécessite que les facteurs structurels soient bien identifiés afin que le résidu de l'équation de normalisation ne capte que l'effet de la politique migratoire. Ces facteurs structurels des migrations internationales au niveau agrégé sont clairement exposés dans, par exemple, Clark et al. [2004] et [2007] ou Hatton et Williamson [2005]. Ces mêmes facteurs sont introduits dans des travaux empiriques plus récents qui étudient les déterminants des flux migratoires par paires de pays (Mayda [2007], Pedersen et al. [2008], Ortega et Peri [2009]). Ces déterminants affectent le choix de migrer et le choix de la destination de migration, en affectant le bénéfice net de la migration, et sont relatifs au pays d'origine (« push factors ») ou au pays de destination (« pull factors »). Traditionnellement, le bénéfice de la migration est approximé par la différence de revenus (ou de produits par tête) entre le pays d'origine et le pays de destination (qui approxime la différence de salaires des modèles micro-économiques de Lewis [1954], Harris et Todaro [1970], Mincer [1978]). L'impact du revenu dans le pays source sur la migration pourrait cependant être non-linéaire, en « U » inversé (Faini [1996], Hatton et Williamson [2005]). En effet, la migration ayant un coût fixe initial élevé, une hausse du revenu dans le pays source pourrait faciliter la migration à des niveaux faibles de revenus, tandis qu'elle la freinerait à des niveaux plus élevés. Des travaux plus récents soulignent l'importance de la générosité des régimes sociaux des pays industrialisés dans la décision de migrer et le choix de la destination (le « welfare magnet effect », Borjas [1999], Pedersen et al. [2008]). L'incertitude sur le fait de trouver un travail dans le pays de destination peut être approximé par le taux de chômage (voir par exemple Mayda [2007] et Pedersen et al. [2008]).

<sup>2</sup> Les gouvernements peuvent réagir aux niveaux des variables structurelles : la politique contient alors une part « induite » par la structure et une part « autonome » indépendante de la structure ou « discrétionnaire ».

Si on reprend l'équation (1) de normalisation

$$Y = \beta X + P \quad (\text{i})$$

avec une fonction de réaction des gouvernements de la forme

$$P = \pi X + p \quad (\text{ii})$$

avec  $\pi$  le vecteur des coefficients de réaction de la politique aux facteurs structurels,  $p$  la part de la politique non induite par les facteurs structurels,

En combinant (i) et (ii), l'équation de normalisation devient

$$Y = (\beta + \pi) X + p \quad (\text{iii})$$

Et les résidus résultent une nouvelle fois de l'opération

$$p = Y - (\beta + \pi) X \quad (\text{iv})$$

Les paramètres de cette équation  $(\beta + \pi)$  décrivent donc l'impact des facteurs structurels sur le résultat, direct et à travers la part de la politique induite par les facteurs structurels. Les résidus  $p$ , obtenus de la régression du résultat  $Y$  sur les facteurs structurels  $X$ , ne captent alors que l'impact de la part « autonome » de la politique.

Les coûts de la migration sont à la fois monétaires, dus principalement à la distance séparant les pays d'origine et de destination, et non monétaires, liés au déracinement ou à la difficulté d'intégration qu'impliquent les différences de langues ou de cultures entre les pays d'origine et de destination (voir par exemple Mayda [2007] et Ortega et Peri [2009]). Ces coûts peuvent être réduits, et les migrations encouragées, par un effet de « réseau » ou de « capital social », du fait de l'existence de canaux commerciaux entre les pays (Pedersen et al. [2008]) ou de la présence d'une communauté de migrants dans le pays destination (voir par exemple Massey et al. [1993] et Pedersen et al. [2008]). Le stock initial de migrants dans le pays de destination pourrait par conséquent avoir un impact positif sur les flux d'immigration. Certains de ces facteurs ont la particularité d'être associés, au moins dans les discours, à une « capacité d'absorption structurelle » des pays industrialisés, au-delà de laquelle les gouvernements pourraient estimer n'avoir d'autres choix que d'appliquer des politiques restrictives.<sup>3</sup> C'est le cas particulièrement du stock initial de migrants ou du taux de chômage. Or, il n'existe pas véritablement de preuves de l'existence d'une telle « capacité d'absorption », ni même d'un impact significatif et durable des vagues massives de migration sur, par exemple, les salaires et l'emploi dans les pays industrialisés (voir Muller [2003] pour un développement théorique, Cahuc et Zylberberg [2005] et Domingues Dos Santos [2006] pour des revues des travaux empiriques sur l'impact de l'immigration sur le chômage).<sup>4</sup> Par conséquent, une politique restrictive qui serait basée sur l'argument d'une telle « capacité d'absorption », relèverait plutôt du domaine discrétionnaire de ces gouvernements. Dans ce cas, l'introduction de ces facteurs, stocks de migrants et taux de chômage, dans l'équation de normalisation pourrait réduire de manière erronée les résidus et donc la part de la politique discrétionnaire dans l'explication des flux d'immigration. Cependant, nous considérons que le stock de migrants peut produire un effet de « réseau » et peut donc être un déterminant structurel du niveau d'immigration. En revanche, il nous est plus difficile de trancher sur l'introduction du taux de chômage, et par conséquent, nous présentons deux types de régressions, avec et sans la variable de chômage, ce qui constituera également un test de robustesse des résultats.

Le modèle empirique que nous utilisons pour expliquer les flux migratoires vers les pays industrialisés  $i$  pour chaque année  $t$  est finalement :

---

<sup>3</sup> A titre d'exemple pour le cas de la France, on peut lire dans le Rapport Weil [1997] sur l'immigration que « *la porte de l'immigration de travail non qualifiée doit rester fermée : des millions de chômeurs sont à la recherche d'un emploi et ce contexte ne permet aucun autre choix* ».

<sup>4</sup> Egalement, la densité de population dans les pays du Nord ne peut être une mesure d'une capacité d'absorption puisque certains des pays OCDE les plus densément peuplés sont reconnus comme étant les plus ouverts à la migration (comme le Luxembourg).

$$M_{it} = \beta X_{it} + P_{it} \quad (3)$$

Avec  $M_{it}$  les flux de migration en provenance des pays en développement, en pourcentage de la population totale pour chaque pays industrialisé  $i$ , observés pour l'année  $t$ ,  $X_{it}$  le vecteur des facteurs structurels (« pull » et « push ») de ces migrations pour chaque pays industrialisé  $i$ , et  $P_{it}$  le résidu de l'estimation ou l'indicateur de la politique d'ouverture à l'immigration du pays  $i$ .

## Présentation des données

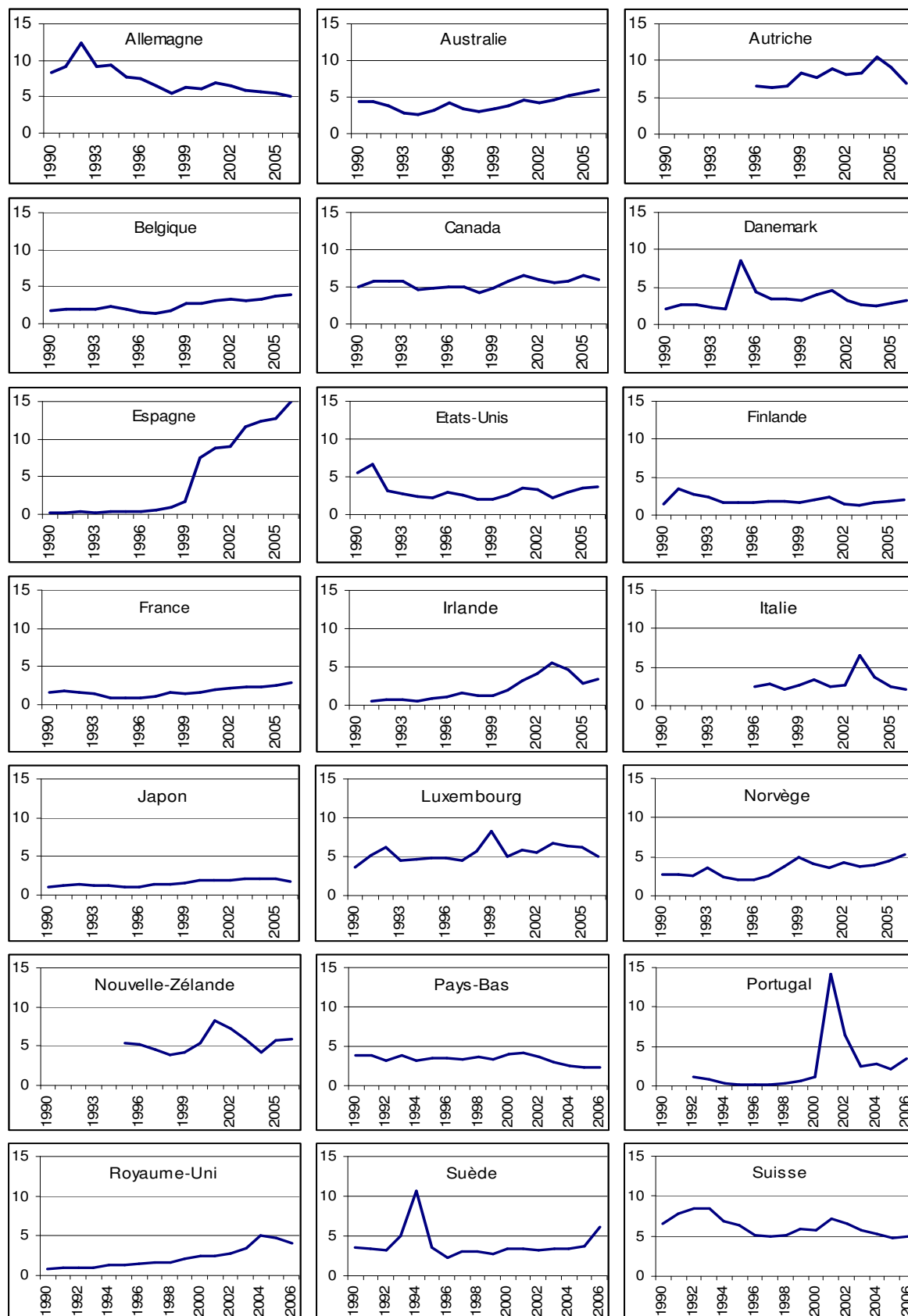
Ce n'est que récemment que des données sur les migrations internationales fiables et comparables entre les pays sont rendues disponibles, principalement auprès de l'OCDE.<sup>5</sup> Celles que nous utilisons distinguent la nationalité des migrants et permettent de construire la variable de résultat, à partir de laquelle nous construisons l'indicateur de politique d'ouverture à l'immigration pour 21 pays industrialisés sur la période 1990-2006.<sup>6</sup> Cette variable est l'entrée annuelle de migrants originaires des pays en développement (y compris les pays émergents comme la Corée du Sud, le Mexique, la Pologne, la Turquie...), rapportée à la population du pays receveur. Les 21 pays regroupent 16 pays européens présentant un niveau de développement comparable (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Irlande, Italie, Luxembourg, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni, Suède, Suisse) ainsi que les Etats-Unis et le Canada, l'Australie et la Nouvelle-Zélande, et le Japon. Les séries sont représentées dans les graphiques suivants.

---

<sup>5</sup> L'OCDE fournit plusieurs séries statistiques diversement renseignées sur l'entrées de demandeurs d'asile (par nationalités), sur les stocks de personnes nées à l'étrangers en 2000 (par pays de naissance et niveau d'éducation, la variation du stock de population étrangère et de travailleurs étranger, par nationalités. La variable de stock de population étrangère n'est pas utilisable du fait des vagues de naturalisations qui diminuent mécaniquement le nombre d'étrangers. D'autres institutions publient des statistiques moins complètes sur les migrations : Migration Policy Institute (l'entrées nettes de migrants par 5 années 1950-2000), Eurostat (sur les pays européens), la Banque Mondiale (WDI et Docquier et Marfouk [2005]), le CGDEV (Roodman [2005]), le HCR des Nations Unies (sur les demandeurs d'asile).

<sup>6</sup> Ces données distinguent les nationalités avec plus ou moins de détails. Les migrants en provenance des nations les moins représentées sont classés dans la catégorie « Autres migrants », qui ne représente généralement qu'une faible part du total. Nous déduisons de cette catégorie la proportion de migrants en provenance de PED en utilisant l'information des autres catégories et en considérant qu'elle est majoritairement composée de migrants de pays en développement. Les détails de cette construction sont disponibles auprès des auteurs.

## Graphique 2

**Flux d'immigration annuels en provenance des pays en développement, 1990-2006, pour mille habitants**

Notes : Calculs des auteurs à partir de données OCDE.

Ces données n'incluent pas les demandeurs d'asile ou réfugiés puisque ces flux répondent à des facteurs structurels particuliers (comme l'instabilité politique dans les pays sources par exemple) et à des politiques migratoires différentes de celles appliquées à la migration commune. Ces données portent sur les flux migratoires officiels et n'incluent pas les flux clandestins de migration, qui par nature ne sont pas comptabilisés précisément. C'est sur la base de ces flux officiels que doit être construit l'indicateur de politique révélée. En effet, l'objet de l'analyse est l'effectivité de la politique d'immigration qui se mesure à l'aune de son impact sur les flux officiels et non pas son efficacité qui serait révélée par son impact sur les flux totaux (y compris les flux clandestins). Par exemple, une politique de migration restrictive effective sera révélée par son impact négatif sur les flux officiels ; elle pourrait cependant ne pas être totalement efficace au sens où elle accroîtrait les flux clandestins, mais ce dernier point ne fait pas l'objet de notre analyse. De plus, les régularisations (« légalisation » des migrants clandestins), qui signalent une ouverture plus grande à l'immigration, affectent effectivement les flux d'immigration officiels et non les flux totaux.<sup>7</sup> En revanche, les flux officiels d'immigration ne sont pas affectés directement par la « naturalisation » des migrants (l'acquisition de la nationalité du pays hôte par des immigrants entrés légalement), qui n'entre donc pas dans notre définition de la politique d'ouverture à l'immigration.<sup>8 9</sup>

Nous suivons les travaux empiriques récents dans notre choix des déterminants structurels des flux migratoires internationaux, qu'ils soient économiques, géographiques ou culturels (Hatton et Williamson [2005], Mayda [2007], Pedersen et al. [2008], Ortega et Peri [2009]). Le tableau 1 rassemble les moyennes des niveaux des facteurs pour chaque pays sur la période étudiée et le tableau en annexe présente les définitions précises et les sources pour les mesures des facteurs. Les pays industrialisés sont plus ou moins attractifs selon leur niveau de revenu, qui évolue dans le temps, et qui est mesuré par le PIB par habitant en parité

<sup>7</sup> Les statistiques de l'OCDE prennent en compte les régularisations en les comptabilisant dans les entrées de migrants ; les clandestins ne sont pas comptabilisés dans les flux entrants.

<sup>8</sup> Une vague de naturalisation peut cependant avoir plusieurs effets indirects sur les flux. Premièrement, elle peut modifier l'attractivité du pays hôte (une naturalisation signalant une plus forte intégration) et augmenter le nombre de candidats à l'immigration. Deuxièmement, elle est généralement accompagnée (mais pas systématiquement) d'une politique d'ouverture plus restrictive à l'égard des nouveaux candidats à l'entrée. L'effet total est difficile à mesurer mais on peut considérer que les flux officiels d'immigration sont probablement beaucoup moins sensibles à l'effet d'attractivité qu'à l'effet d'une modification de la politique.

<sup>9</sup> Une modification de la politique d'ouverture à l'immigration d'un pays pourrait influencer sur le résultat d'autres pays (les flux étant « détournés »), sans que ceux-ci n'aient modifié leurs politiques. Cet effet peut être négligé car seul le nombre de candidats, et non le nombre d'entrées effectives, serait affecté. De plus, puisque la méthode employée aboutit à un indicateur de politique relative, cet effet ne modifierait pas le diagnostic : un pays qui viendrait à appliquer une politique restrictive apparaîtrait d'autant plus restrictif par rapport aux autres.

de pouvoir d'achat, (source : Banque Mondiale). Sur la période 1991-2006, le Luxembourg se distingue par un PIB moyen par tête très élevé (57 000 dollars), tandis que le Portugal apparaît comme le plus pauvre avec un PIB par tête d'environ 18 000 dollars. Les données laissent apparaître la possibilité d'une relation positive entre les flux d'immigration et le PIB par tête des pays de destinations.<sup>10</sup>

Tableau 1  
**Données moyennes 1990-2006, flux d'immigration annuels et facteurs structurels.**

	Flux	Stock	Pib/h	Pib/h	Ouverture	Distance	Chômage	Colonie	Langue
	pour mille		\$ PPA	source	% PIB	kms	%		muettes
Allemagne	7,2	94	28186	6340	59	3133	8,5	0	0
Suisse	6,2	73	33456	6340	78	3059	3,4	0	1
Canada	5,5	82	30224	6784	71	5736	8,7	0	1
Luxembourg	5,5	41	57052	6340	234	3236	2,8	0	1
Autriche	5,2	54	30546	3001	83	2785	4,0	0	0
Espagne	5,0	25	23299	4094	49	3313	16,5	0	1
Australie	4,1	92	29348	2699	39	8373	7,8	0	1
N-Zélande	4,0	56	21534	2920	59	9615	6,7	0	1
Suède	4,0	58	27353	6340	76	3300	6,9	0	0
Norvège	3,5	38	40912	6340	72	3522	4,5	0	0
Danemark	3,4	38	29954	6340	79	3229	6,4	0	0
Pays-Bas	3,4	60	30733	6340	119	3375	5,2	1	0
Etats-Unis	3,2	87	36593	4126	24	6984	5,5	0	1
Belgique	2,5	34	28466	6340	148	3350	8,0	1	1
Royaume-Uni	2,3	36	26787	6340	55	3571	6,9	1	1
Portugal	2,2	30	18129	4094	65	3637	5,6	1	0
Irlande	2,1	16	27546	6340	146	3920	9,2	0	1
Finlande	2,0	11	25357	6340	67	3239	10,8	0	0
Italie	2,0	22	26164	4094	46	3139	10,4	0	0
France	1,7	37	27620	4094	49	3564	10,5	1	1
Japon	1,6	11	28208	2699	21	4620	3,8	0	0
<i>Moyenne</i>	<i>3,6</i>	<i>47</i>	<i>29879</i>	<i>5159</i>	<i>78</i>	<i>4224</i>	<i>7,2</i>		

Notes : A partir de 1992 pour le Japon, 1994 pour les Pays-Bas et la Suède, 1996 pour la Belgique, la Finlande, l'Italie, le Luxembourg, le Portugal, la Suisse et le Royaume-Uni, 1997 pour l'Irlande et la Nouvelle-Zélande, 1998 pour l'Espagne et 1999 pour l'Autriche. Pour le Canada, les résultats sont obtenus pour l'année 1992 puis à partir de 1996 ; pour la France : 1991 et à partir de 2000 ; pour la Norvège : 1991 et à partir de 1994 ; et pour les Etats-Unis : 1991 et à partir de 1995.

Sources : calculs des auteurs, sources diverses.

Les pays industrialisés diffèrent également par le fait qu'ils ne font pas face aux mêmes sources « naturelles » de migration, qu'ils en sont plus ou moins distants, et que ces sources ne présentent pas les mêmes niveaux de revenus. Nous considérons pour chaque pays

<sup>10</sup> Comme alternative, et pour capter l'effet « d'aimant » de la protection sociale, nous avons également tenté d'utiliser l'Indice de Développement Humain (que nous avons recalculé pour les pays destinations depuis 1990 à méthodologie constante de 2006), mais cette variable se révèle moins significative dans les régressions du fait de sa moindre variabilité par rapport au PIB par tête.

industrialisé comme sources « naturelles » les trois zones qui lui sont les plus proches parmi huit zones potentielles : l’Afrique du Nord, l’Afrique subsaharienne, l’Asie du Sud, l’Asie de l’Est, l’Asie centrale, l’Amérique centrale, l’Amérique latine et l’Europe de l’Est/Moyen Orient.<sup>11</sup> Nous avons construit une variable de distance moyenne entre chaque pays de destination et chacune des huit zones sources de migrations potentielles (pour chaque pays de destination et chaque zone, on a calculé la moyenne des distances entre ce pays et chacun des pays constituant chaque zone ; Source des données sur les distances : logiciel de distances orthodromiques de la société CVN, voir Combes et al. [2000]). Nous construisons ensuite pour chaque pays de destination la distance moyenne par rapport aux trois zones qui lui sont les plus proches (par exemple, pour la France ce sont l’Europe de l’Est/Moyen-Orient, l’Afrique du Nord et l’Afrique subsaharienne). Nous construisons également pour chaque pays industrialisé de destination une variable représentative du revenu par habitant moyen des trois zones sources « naturelles » considérées (le revenu moyen de chaque zone source est mesuré par le produit intérieur brut par habitant moyen des pays composant cette zone, en parité de pouvoir d’achat ; Source des données : Banque Mondiale). Cette variable de revenu moyen des zones sources prend donc des valeurs différentes selon les pays industrialisés et évoluent également dans le temps, du fait de la croissance économique dans les pays constituant les zones. En 2006, c’est l’Australie et le Japon qui font face à la zone la plus pauvre (constituée de, l’Asie du Sud, l’Asie centrale et l’Amérique du Sud), et le Canada qui fait face à la zone la plus riche (constituée de l’Amérique centrale, l’Amérique du Sud et l’Afrique du Nord). Nous introduisons également le carré du PIB par tête des zones sources, afin de capter l’éventuelle relation non-linéaire en U inversé entre cette variable et le flux migratoire.

Pour les coûts de la migration, nous introduisons la variable de distance moyenne entre chaque pays industrialisé et ses trois zones sources de migrations « naturelles » définie comme auparavant. Sans surprise, les pays les plus proches des zones sources de migration sont européens, et les pays les plus éloignés sont l’Australie et la Nouvelle-Zélande. L’attractivité d’un pays industrialisé est plus grande si une langue internationale est parlée dans le pays (une muette est construite prenant la valeur 1 si l’anglais, le français, ou l’espagnol est parlée dans le pays, 0 sinon) ou s’il a maintenu des colonies après 1945 (variable muette prenant la valeur 1 dans ce cas, 0 sinon). Les flux migratoires peuvent aussi

---

<sup>11</sup> On ne peut pas se baser sur la structure observée des zones d’origine des migrants car elle peut dépendre de la politique migratoire, c’est-à-dire être endogène ou corrélée avec le résidu représentatif de la politique. On a également tenté d’autres définitions des zones sources naturelles sur la base de nombres différents de zones ; les conclusions sont similaires.



être encouragés par l'importance des réseaux commerciaux et donc augmenter avec le taux d'ouverture commerciale du pays industrialisé à l'égard des pays en développement. Ce taux d'ouverture, calculé pour chaque pays industrialisé comme la somme de ses exportations vers les pays en développement et de ses importations en provenance des pays en développement rapporté à produit intérieur brut, diffère entre les pays et évolue dans le temps. Typiquement, l'ouverture commerciale est corrélée négativement avec la taille du pays (le Luxembourg est par exemple le plus ouvert commercialement). Enfin, nous avons construit pour chaque pays industrialisé une variable de stock de migrants nés dans un pays en développement à partir de plusieurs sources statistiques (principalement l'OCDE et Eurostat).<sup>12</sup> Cette variable n'est pas disponible pour toutes les années et par conséquent son introduction réduit l'échantillon pour les estimations.

Concernant la France, le flux annuel et le stock moyen de migrants apparaissent relativement faibles. Ses zones sources de migration sont pourtant peu éloignées et présentent un revenu moyen bas. De plus, la France a la particularité d'avoir maintenu des colonies après 1945 et de parler une langue internationale. Cependant, son PIB par tête est plus faible que la moyenne des pays de destination, son taux de chômage est plus élevé et son ouverture commerciale est moindre.

## Les estimations

L'utilisation de données de panel permet de prendre en compte l'impact d'effets inobservables (qui n'apparaissent donc pas dans le vecteur des facteurs structurels  $X$ ), spécifiques à chaque pays et chaque période, notés respectivement  $\alpha_i$  et  $\theta_t$ .<sup>13</sup> L'équation (3) devient :

$$M_{it} = c + \beta X_{it} + \alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Cette équation peut être estimée selon deux méthodes, en effets fixes (on introduit  $\alpha_i$  et  $\theta_t$ , sous la forme de muettes, dans l'équation à estimer et le résidu se réduit donc à  $\varepsilon_{it}$ ), ou en

<sup>12</sup> Il est préférable ici d'utiliser le nombre d'individus « nés à l'étranger » plutôt que le nombre d'individus « étrangers » qui ne comptabilise pas les personnes naturalisées. On cherche en effet à capter un éventuel effet de « capital social » ou de « capacité d'absorption », ces deux effets ne disparaissant pas à court et moyen terme du fait de la naturalisation des individus. Par ailleurs, Parsons et al. [2007] ont estimé ces stocks mais seulement pour l'année 2000 et Docquier et Marfouk [2004] pour 1990 et 2000 mais pour ces derniers seuls les taux d'émigration par pays source sont disponibles.

<sup>13</sup> Considérer des effets spécifiques temporels signifie qu'un évènement caractérisant une année particulière peut avoir des conséquences similaires non négligeables sur les flux migratoires pour l'ensemble des pays.

effets aléatoires (on n'introduit pas  $\alpha_i$  et  $\theta_t$  dans l'équation à estimer et par conséquent le résidu est égal à  $\alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$ ).<sup>14</sup>

Selon la méthode employée, le résidu de l'équation (4) doit mesurer la politique d'ouverture à l'immigration. Les facteurs structurels X doivent alors être bien identifiés et introduits dans l'estimation, et le résidu ne doit pas représenter des facteurs autres que la politique. Le choix entre effets fixes et effets aléatoires dépend par conséquent de l'interprétation des effets spécifiques  $\alpha_i$  et  $\theta_t$ . S'ils sont représentatifs de facteurs structurels, la politique d'ouverture à l'immigration ne doit être mesurée que par  $\varepsilon_{it}$  (estimation en effets fixes), tandis que s'ils appartiennent au domaine de la politique migratoire, la politique doit être mesurée  $\alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$  (estimation en effets aléatoires)<sup>15</sup>. Nous préférons la deuxième interprétation puisque nous faisons un compte relativement exhaustif des variables structurelles X et par conséquent  $\alpha_i$  devrait plutôt capter une spécificité de la politique de chaque pays (sur la période). De la même façon, nous considérons que  $\theta_t$  capte l'évolution temporelle commune des politiques des pays : la période étudiée est en effet relativement exemptes de chocs exogènes, non pris en compte dans le vecteur X, qui auraient modifié l'attractivité de l'ensemble des pays industrialisés ou les possibilités de migrer au niveau mondial (comme un conflit de grande ampleur par exemple). Le choix de la deuxième interprétation mène à la construction d'un indicateur de la politique au sens large. Par exemple, l'impact éventuel d'une différence de « culture » ou « d'histoire » entre les pays, qui n'apparaît pas dans le vecteur X, est alors capté par le résidu représentatif de la politique. En d'autres termes, même s'il existe une telle différence culturelle, nous considérons que l'impact qu'elle aurait sur les politiques est du domaine discrétionnaire des gouvernements.

Les effets aléatoires sont aussi préférés ici selon les critères statistiques : d'une part parce que la variation intra-individuelle des variables est moins forte que leur variation inter-individuelle et d'autre part parce qu'ils ne sont pas rejetés par un test de Hausman usuel (la probabilité associée au test de Hausman est de 0,19, ce qui ne permet pas de rejeter les effets aléatoires).<sup>16</sup> Cependant, nous présentons les deux estimations, en effets fixes et en effets

<sup>14</sup> Il est possible aussi de traiter différemment les effets spécifiques pays et temporels, mais sans justification ici.

<sup>15</sup> Les deux méthodes ne sont pas équivalentes en ce sens que l'on ne peut pas appliquer les effets fixes, les « récupérer » et les additionner aux résidus afin de retrouver des résidus équivalents aux résidus en effets aléatoires. En effet, quand les effets fixes sont introduits, des variables du facteur X sont alors exclues de l'estimation car ne présentant pas de variabilité temporelle ou individuelle. Les effets fixes captent alors de façon évidente l'impact de facteurs structurels invariants dans le temps (la langue par exemple), et ne sont plus représentatifs de l'impact des seules politiques.

<sup>16</sup> Du fait de l'utilisation d'un panel non-cylindré, les résidus présentent des problèmes d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité qui biaisent l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires et nous impose l'utilisation de l'estimateur des Moindres Carrés Généralisés (MCG).

aléatoires, avec ou sans le taux de chômage en variable explicative, comme tests de sensibilité de nos résultats.

### **Les résultats de l'estimation de l'équation de normalisation**

Les variables de PIB par tête du pays receveur et des zones sources, d'ouverture au commerce, de stock de migrants et de chômage sont introduites avec un retard d'une période, afin de modéliser le délai d'ajustement de la variable de résultat à la variation de ces facteurs et d'éviter les éventuels biais de simultanéité dans les estimations. Les deux premières colonnes (1 et 2) présentent les résultats obtenus en effets aléatoires avec l'estimateur des moindres carrés généralisés (MCG), et les deux suivantes (3 et 4) les résultats en effets fixes corrigés de l'autocorrélation AR(1) selon la méthode de Prais-Winsten. Les variables invariantes dans le temps (distance et langue) sont exclues de l'estimation avec l'introduction des effets fixes.

Tableau 2

**Estimations de l'équation de normalisation****Variable dépendante : flux d'immigration dans le pays i en année t**

Méthode	Effets Aléatoires (MCG)		Effets Fixes	
	Sans chômage 1	Avec chômage 2	Sans chômage 3	Avec chômage 4
PIB/h destination	0.790 ** (2.52)	0.539 (1.22)	3.249 *** (2.73)	2.014 * (1.87)
PIB/h source	5.787 * (1.89)	4.839 (1.40)	7.341 *** (3.57)	6.352 ** (2.16)
(PIB/h source) <sup>2</sup>	-0.354 ** (-2.01)	-0.309 ** (-2.12)	-0.584 *** (-3.63)	-0.457 * (-1.81)
Distance	-0.222 * (-1.77)	-0.331 ** (-2.23)		
Langue destination	-0.079 (-0.56)	-0.047 (-0.35)		
Ouverture commerciale	0.018 (1.53)	0.067 * (1.93)	0.721 * (1.79)	0.453 * (1.70)
Stock Migrants	1.109 ** (2.24)	0.938 ** (2.04)	-1.003 (-0.89)	-0.883 (-0.76)
(Stock Migrants) <sup>2</sup>	-0.139 * (-1.75)	-0.144 * (-1.90)	-0.285 ** (-2.02)	-0.302 * (-1.79)
Chômage destination		-0.324 *** (-3.08)		-0.401 * (-1.84)
Constante	-21.30 (-0.65)	-14.59 (-0.83)	-0.172 (-1.27)	-0.086 (-1.11)
Observations	246	245	225	224
R <sup>2</sup>	0.32	0.37	0.50	0.51

Notes : Statistiques t entre parenthèses; \* significatif à 10%, \*\* à 5% et \*\*\* à 1%

Les résultats sont globalement concordants avec les résultats existants dans la littérature. L'impact du PIB par tête des pays de destination est positif et significatif (sauf dans l'estimation 2). L'effet du niveau du PIB moyen par habitant des zones sources est non-linéaire, en U-inversé et significatif : une croissance du revenu dans les pays source augmente les possibilités de migration lorsque le revenu est faible, et diminue l'intérêt de la migration lorsque le revenu dépasse un certain seuil.<sup>17</sup> Ceci est conforme aux résultats de Hatton et Williamson [2002] et de Faini [1996]. L'impact de la distance géographique est négatif et significatif tandis que l'impact de la langue internationale n'est pas significatif. Les flux

<sup>17</sup> Ce seuil est estimé approximativement à 4100\$, une valeur similaire à celle trouvée par Faini [1996] (détails auprès des auteurs).

migratoires augmentent avec l'intensité des échanges commerciaux. L'impact de la variable de stock d'individus nés dans un PED est également non linéaire, en U-inversé.<sup>18</sup>

### **Les résultats sur les résidus : l'indicateur de politique d'ouverture**

Le tableau suivant reporte la moyenne des résidus pour chaque pays et le test de leur différence par rapport à zéro (qui représente la politique « moyenne » pour l'ensemble).<sup>19</sup> Nous présentons les résidus obtenus en effets aléatoires (équations 1 et 2 du tableau précédent). Les pays sont classés dans l'ordre décroissant du degré d'ouverture de la politique d'immigration.

Les résultats diffèrent peu selon l'estimation retenue (avec ou sans l'introduction de la variable de taux de chômage). Mais la politique migratoire de l'Espagne apparaît par exemple encore plus ouverte du fait du taux de chômage (moyen) relativement élevé dans ce pays. Les politiques d'ouverture à l'immigration paraissent très hétérogènes notamment au sein de l'Europe. Cinq pays appliquent des politiques relativement ouvertes : l'Espagne, l'Autriche, l'Allemagne, la Nouvelle-Zélande et le Luxembourg. Cinq pays appliquent des politiques relativement très restrictives : la Belgique, les Etats-Unis, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la France.

---

<sup>18</sup> La conclusion serait que l'effet de « capacité d'absorption » l'emporterait sur l'effet « capital social » au-delà d'un certain niveau de stock. Le calcul de ce seuil peut se calculer sous l'hypothèse forte que la variable de stock n'est pas corrélée avec les autres déterminants de notre modèle. Ce seuil est estimé ici grossièrement à 9 % (détails auprès des auteurs). A l'exception de l'Allemagne, les pays se trouvent en dessous de ce seuil.

<sup>19</sup> Il s'agit de comparaison de moyenne avec l'hypothèse d'absence de différence de variance entre les groupes.

Tableau 3  
**Indicateur de politique d'ouverture à l'immigration moyenne par pays**

(1) Sans le taux de chômage		(2) Avec le taux de chômage	
Espagne	4,3 ***	Espagne	5,1 ***
Autriche	3,2 ***	Autriche	3,3 ***
Nouvelle-Zélande	1,8 ***	Allemagne	2,3 ***
Allemagne	1,8 ***	Nouvelle-Zélande	1,7 ***
Luxembourg	1,1 ***	Luxembourg	1,6 ***
Canada	0,5 **	Italie	0,9 *
Irlande	0,5	Canada	0,5
Italie	0,3	Australie	0,3
Suisse	0,2	Finlande	-0,2
Portugal	-0,3	Irlande	-0,2
Danemark	-0,3	Danemark	-0,5
Japon	-0,5 *	Suisse	-0,6
Australie	-0,5 *	Suède	-0,6
Finlande	-0,6 **	Norvège	-0,7 *
Norvège	-0,7 ***	Portugal	-0,9 **
Suède	-0,9 ***	Belgique	-1,3 **
Belgique	-1,2 ***	Japon	-1,3 ***
Etats-Unis	-1,3 ***	Etats-Unis	-1,4 ***
Pays-Bas	-1,5 ***	Pays-Bas	-1,7 ***
Royaume-Uni	-1,6 ***	France	-1,8 ***
France	-2,5 ***	Royaume-Uni	-2,2 ***

Notes : Moyennes non pondérées des résidus. A partir de 1992 pour le Japon, 1994 pour les Pays-Bas et la Suède, 1996 pour la Belgique, la Finlande, l'Italie, le Luxembourg, le Portugal, la Suisse et le Royaume-Uni, 1997 pour l'Irlande et la Nouvelle-Zélande, 1998 pour l'Espagne et 1999 pour l'Autriche. Pour le Canada, les résultats sont obtenus pour l'année 1992 puis à partir de 1996 ; pour la France : 1991 et à partir de 2000 ; pour la Norvège : 1991 et à partir de 1994 ; et pour les Etats-Unis : 1991 et à partir de 1995.

\*\*\* signifie que la statistique est significativement différente de 0 à 1%, \*\* à 5%, \* à 10%.

### Comparaison des résultats aux flux d'entrées

L'indicateur de la politique d'ouverture à l'immigration est construit à partir des flux observés d'immigration qui sont « purgés » ou « corrigés » de l'impact des facteurs structurels de ces migrations. Il est donc intéressant ici de comparer les résultats de l'indicateur aux flux observés d'immigration afin d'évaluer l'ampleur de la correction. Dans le tableau suivant, nous avons classé les pays selon leur rang pour l'indicateur et les flux d'entrées. Les différences de classements sont parfois importantes. L'Espagne apparaît encore plus ouverte que ne le suggérait déjà les flux observés d'immigration. La correction est particulièrement importante pour l'Italie qui apparaît comme appliquant une politique ouverte alors que les flux indiquaient plutôt une relative fermeture. On observe le cas inverse pour la Suisse : les flux d'immigration vers la Suisse sont bien inférieurs à ceux prédits par les niveaux de ses facteurs structurels (PIB par tête très élevé, taux de chômage faible, langue

internationale, proximité avec les foyers d'immigration, ...). L'indicateur signale que la France est un pays fermé à l'immigration en provenance des pays en développement. Ainsi, en dépit de la prise en compte de son niveau de PIB par habitant plus faible que celui de la moyenne des pays de destination, de son niveau de chômage plutôt élevé et de son taux d'ouverture commerciale moyen, le niveau des flux d'entrées apparaît encore en-deçà de ce qu'il devrait être si la France appliquait une politique migratoire comparable à la moyenne des politiques des autres pays de destination.

Tableau 4

**Flux d'entrées et indicateur de politique d'ouverture à l'immigration (moyennes sur la période 1990-2006)**

	Flux		Indicateur		différence de rang
	pour mille	rang	valeur	rang	
Espagne	5,0	6	5,1	1	+5
Autriche	5,2	5	3,3	2	+3
Allemagne	7,2	1	2,3	3	-2
N.-Zélande	4,0	8	1,7	4	+4
Luxembourg	5,5	4	1,6	5	-1
Italie	2,0	19	0,9	6	+13
Canada	5,5	3	0,5	7	-4
Australie	4,1	7	0,3	8	-1
Finlande	2,0	18	-0,2	9	+9
Irlande	2,1	17	-0,2	10	+7
Danemark	3,4	11	-0,5	11	0
Suisse	6,2	2	-0,6	12	-10
Suède	4,0	9	-0,6	13	-4
Norvège	3,5	10	-0,7	14	-4
Portugal	2,2	16	-0,9	15	+1
Belgique	2,5	14	-1,3	16	-2
Japon	1,6	21	-1,3	17	+4
Etats-Unis	3,2	13	-1,4	18	-5
Pays-Bas	3,4	12	-1,7	19	-7
France	1,7	20	-1,8	20	0
Royaume-Uni	2,3	15	-2,2	21	-6

Notes : Moyennes non pondérées des résidus. A partir de 1992 pour le Japon, 1994 pour les Pays-Bas et la Suède, 1996 pour la Belgique, la Finlande, l'Italie, le Luxembourg, le Portugal, la Suisse et le Royaume-Uni, 1997 pour l'Irlande et la Nouvelle-Zélande, 1998 pour l'Espagne et 1999 pour l'Autriche. Pour le Canada, les résultats sont obtenus pour l'année 1992 puis à partir de 1996 ; pour la France : 1991 et à partir de 2000 ; pour la Norvège : 1991 et à partir de 1994 ; et pour les Etats-Unis : 1991 et à partir de 1995.

\*\*\* signifie que la statistique est significativement différente de 0 à 1%, \*\* à 5%, \* à 10%.

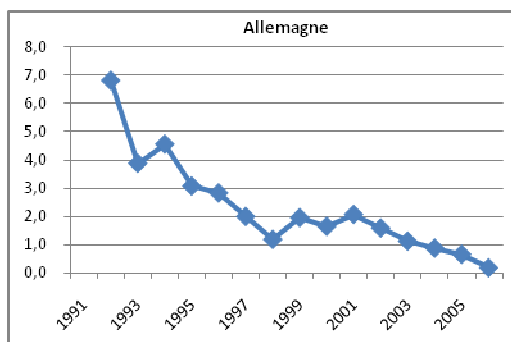
Sources : calculs des auteurs.

## Interprétation des résultats

Le principal avantage de l'indicateur est d'être un indicateur relatif qui permet de comparer les politiques d'ouverture à l'immigration entre les pays d'accueil. De plus, la dimension temporelle de l'indicateur permet aussi de révéler l'impact de changements dans la politique migratoire appliquée par chacun des pays. Ces changements proviennent de modifications des lois et des règles applicables à l'immigration (ou à l'intégration), mais aussi des pratiques. Dans cette section, nous tentons un rapprochement entre les variations de l'indicateur et les changements « officiels » de politiques<sup>20</sup>.

### Europe

La crise économique des années 1970 entraîne des politiques migratoires restrictives dans les trois grands pays d'immigration européens (Allemagne, France, Royaume-Uni), une orientation qui est conservée jusqu'à la fin des années 1980 (Callovi [2004], Hatton et Williamson [2006], Venturini [2004], Withol de Wenden [2005]). Les frontières se ferment et la construction européenne favorise plutôt la mobilité intracontinentale au détriment de l'immigration en provenance des pays en développement (notamment avec la mise en application progressive de l'accord Schengen). Les flux se maintiennent malgré tout sous l'effet des règles de regroupement familial qui est devenu durant les années 1980 la principale source d'immigration. Parallèlement, sous l'effet de leur décollage économique, les pays d'Europe du Sud voient progressivement diminuer l'émigration et deviennent une terre d'immigration.

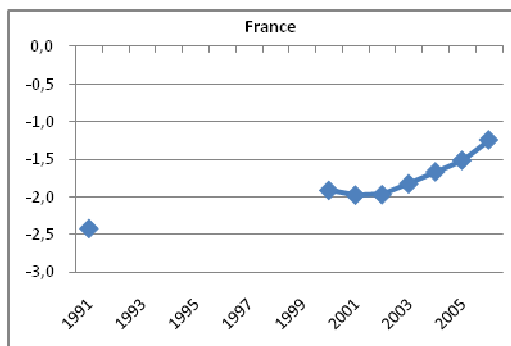


L'indicateur révèle une politique migratoire allemande envers les pays en développement très ouverte au début des années 1990, puis qui se durcit tendanciellement

<sup>20</sup> Outre les références citées dans chacune des études de cas ci-dessous, nous avons utilisé les rapports annuels de la SOPEMI sur les migrations internationales, des ressources encyclopédiques telles qu'Universalis et Britannica, et des informations publiées sur les sites internet des autorités compétentes en matière de politique migratoire.



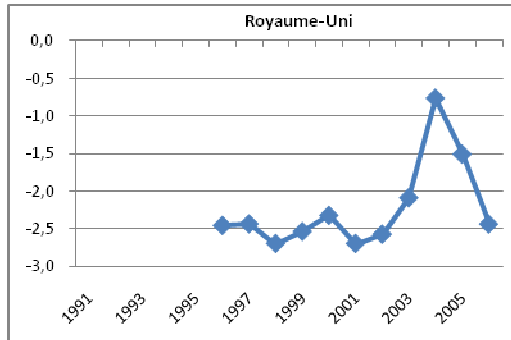
pour converger vers la moyenne des autres pays dans les années 2000. L'histoire peut fournir une explication de cette évolution (Herbert [1990], Vogel [2000] et Withol de Wenden [2005]). En effet, la politique migratoire d'Outre-Rhin du début des années 1990 est marquée par la chute du rideau de fer, la réunification et, dans une moindre mesure, par les conflits yougoslaves<sup>21</sup>. Le début des années 1990 est marqué par l'afflux massif d'*Aussiedler*, les ressortissants de l'ancien bloc de l'Est d'origine allemande (2,2 millions entre 1988 et 1997). Le pays passe également des accords bilatéraux de migrations économiques temporaires avec des pays de l'Europe centrale et orientale (PECO). L'inflexion constatée à partir de 1994 correspond à l'instauration d'un plafond annuel d'immigration pour les *Aussiedler*. Durant les années 2000, cette immigration est rendue plus difficile ; De plus, l'émergence des considérations sécuritaires et la mise en place d'une sélection des migrants en fonction de leurs qualifications entraînent progressivement une moindre ouverture.



Pour la France, l'absence d'estimation précise de la variable de stock de migrants ne nous permet pas d'obtenir une valeur d'indicateur pour les années 1992-99. La politique migratoire de la France apparaît cependant très fermée en 1991 et sur la période 2000-2006, avec néanmoins une tendance à la convergence vers la moyenne depuis 2002. L'analyse de la législation française en matière d'immigration montre un resserrement au début des années 1990 avec notamment en 1994 un durcissement des conditions de regroupement familial et d'obtention d'une carte de résident. Celles-ci sont assouplies en 1998, ce qui peut expliquer un niveau d'ouverture légèrement plus élevés en 2000 par rapport à 1991 (Lequin [2006], Stora et Temine [2007]). Au début des années 2000, la France n'adopte que quelques mesures sporadiques d'assouplissement des conditions d'immigration des travailleurs qualifiés en même temps qu'un durcissement des conditions pour les non qualifiés (sauf pour des secteurs en manque de main d'œuvre comme l'hôtellerie-restauration, le bâtiment et les travaux

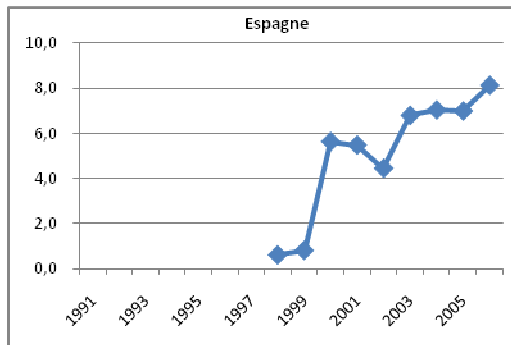
<sup>21</sup> L'effet des conflits yougoslaves sur notre indicateur est atténué par le fait que la majorité des émigrés de cette région sont des demandeurs d'asile alors que notre indicateur ne prend pas en compte ce type d'immigration

saisonniers) et les regroupements familiaux (CAS [2006]). Pour Withol de Wenden [2005], la politique migratoire économique de la France reste « *indéterminée* » du fait de l'instabilité de son cadre législatif, ce qui peut expliquer que son ouverture révélée à l'immigration demeure, au total, relativement faible.

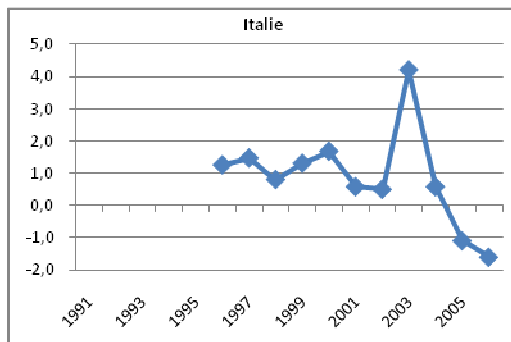


Pour le Royaume-Uni, le manque de données sur la variable de stock de migrants a restreint l'estimation de l'indicateur pour la période 1996-2006. La politique du Royaume-Uni apparaît peu ouverte sur la période, malgré une vague de régularisation en 2003-05. D'un point de vue législatif, le Royaume-Uni a, depuis les années 1980, une politique migratoire de plus en plus sélective déterminée par ses besoins en main d'œuvre. Dans les années 2000, ce dispositif est renforcé par des quotas avantageux pour les très qualifiés et un programme d'immigration temporaire dans les secteurs où la main d'œuvre manque, jusqu'à l'adoption en 2008 d'une législation très restrictive visant à favoriser l'immigration très qualifiée et à décourager toute autre forme d'immigration (Williamson [2007b], Withol de Wenden [2005]).

Du fait de leur décollage économique plus tardif, les pays du Sud de l'Europe deviennent progressivement des terres d'immigration ces dernières décennies. Ces pays se tournent vers l'immigration extracommunautaire pour pallier aux pénuries de main d'œuvre peu qualifiée (notamment à travers des accords bilatéraux d'immigration de travailleurs temporaires avec des pays sources tels que la Colombie, l'Équateur, la République dominicaine, la Pologne et la Roumanie pour l'Espagne, l'Albanie et la Tunisie pour l'Italie). Ceci explique leur ouverture plus grande à l'immigration en provenance des pays en développement.



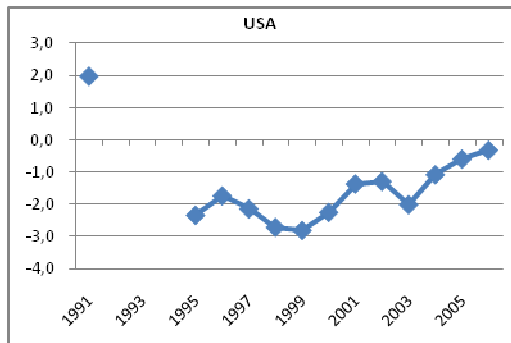
La politique migratoire espagnole apparaît particulièrement ouverte après 1999. Ses besoins en main d'œuvre grandissants, notamment dans les secteurs employant une main d'œuvre peu qualifiée, engendrent une immigration massive en provenance de pays en développement. L'ouverture de l'Espagne se traduit également par plusieurs vagues de régularisation d'immigrés clandestins, notamment en 1998-2000 puis en 2005 (Aparicio et Tornos [2000], Bruquetas-Callejo et al. [2008], SOPEMI [2006-2008]).



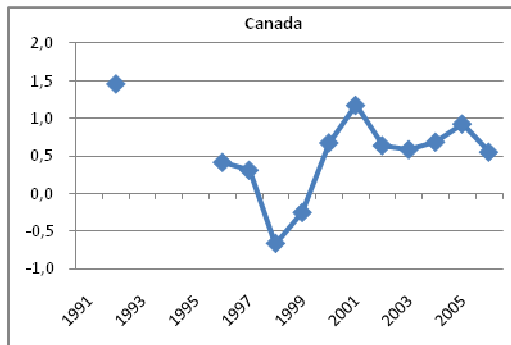
L'Italie ne met en place une véritable politique d'immigration qu'à partir de 1989. Ce pays procède également à des régularisations massives et signe des accords de travail temporaires dans les années 1990. Entre les besoins économiques et la méfiance croissante de l'opinion publique vis-à-vis de l'immigration, les autorités italiennes restent hésitantes en matière d'immigration : à la fin des années 1990, elles imposent des quotas d'admission largement inférieurs aux attentes des entreprises, ce qui provoquent de nouvelles arrivées clandestines et de nouvelles régularisations, comme celle de 2003 à la suite de laquelle la politique migratoire italienne s'est largement durcie (Bozonnet [2008], Weber [2007]).

## Amérique du Nord

Les Etats-Unis et le Canada partagent la caractéristique d'avoir une population presque en totalité issue de l'immigration. Cependant, l'indicateur que nous avons construit révèle des politiques d'ouverture différentes pour ces deux pays dans la période récente.



Jusqu'au début des années 1990, les Etats-Unis pratiquent une politique migratoire relativement ouverte, comme le révèle la valeur positive de l'indicateur pour 1991. Le plafond d'immigration est relevé en 1990 et des mesures sont adoptées en 1992 pour faciliter les migrations temporaires (Williamson [2007a]). Cependant, dès 1993, l'administration Clinton impose des mesures visant à restreindre l'immigration, notamment celle en provenance des pays latino-américains (Vogel [2000]). En 1996, parallèlement à une vague de régularisation de clandestins, le Congrès vote une diminution des droits des migrants en matière d'assistance publique (Boeri et al. [2002]), ce qui décourage probablement une partie des candidats à l'émigration : ceci est révélé par une diminution de l'indicateur en 1997-99. L'arrivée de G.W. Bush au pouvoir en 2000 entraîne une ouverture plus grande à l'immigration latino-américaine. Cependant, à la suite des attentats de septembre 2001, le *Patriot Act* qui renforce les contrôles aux frontières et durcit les conditions d'admission sur le territoire américain est promulgué en 2002 (Rogers et Thierry [2004]) ; les probables conséquences en matière d'ouverture sont révélées par l'indicateur en 2003. Nous pouvons néanmoins constater que les années qui suivent font état d'une politique migratoire moins fermée et dont le degré d'ouverture converge vers la moyenne des autres pays.



La législation canadienne se distingue par sa relative stabilité et son ouverture (Daniel [2003]): le Canada privilégie depuis longtemps la voie de la sélection de ses immigrants selon ses besoins en main d'œuvre à moyen et long terme. Les années 1998 et 1999 sont marquées par une diminution du nombre d'entrées de travailleurs qualifiés et de gens d'affaires (notamment asiatiques) qui est explicable par le durcissement en 1997 des critères d'éligibilité pour les investisseurs étrangers (SOPEMI [2002]) Ces critères sont assouplis à partir de 2000.

## Conclusion

L'objectif de l'article est de développer un indicateur de la politique d'ouverture des pays industrialisés à l'immigration en provenance des pays en développement, permettant une comparaison des pays dans le temps, afin de combler un manque dans la littérature existante. Le pouvoir explicatif des facteurs structurels est partiel dans l'équation de normalisation et par conséquent le résidu (qui capte l'impact la politique d'ouverture à l'immigration) explique une part importante des différences entre les pays industrialisés. L'indicateur montre une hétérogénéité significative des politiques d'ouverture des pays industrialisés à l'immigration en provenance des pays en développement, y compris en Europe. La France fait partie, avec la Belgique, les Etats-Unis, les Pays-Bas, le Royaume-Uni des pays qui ont pratiqué une politique relativement fermée ces dernières années alors que l'Espagne et l'Autriche apparaissent ouvertes.

Malgré les récentes évolutions des politiques des pays développés priorisant la sélectivité des migrants en faveur des travailleurs qualifiés et au détriment de toutes les autres formes d'immigration (SOPEMI [2006-2008]), l'hétérogénéité constatée de l'ouverture révélée des politiques migratoires à l'égard des migrants venant de pays en développement montre qu'il n'existe pas à l'heure actuelle un modèle unique d'immigration.

Si la pleine appréciation de son pouvoir explicatif nécessite une analyse complémentaire des éléments constitutifs des politiques migratoires tels que le recours ou non à des régularisations massives de clandestins ou la qualité des conditions d'accueil des immigrés, il n'en demeure pas moins que notre indicateur constitue une alternative pertinente aux simples indicateurs de résultats dans l'objectif d'évaluer l'action politique en matière d'immigration et de développement.

## Références

- R.H. Adams et J. Page [2005] : *Do International Migration and Remittances Reduce Poverty in Developing Countries ?*, **World Development**, vol. 33, 10, pp. 1645-1669.
- R. Aparicio et A. Tornos [2000] : **La inmigración y la economía española**. Madrid: Ministry of Labour and Social Affairs.
- J. Benhabib et B. Jovanovic [2007] : *Optimal Migration : A World Perspective*, **NBER Working Paper**, n°12871.
- T. Boeri, G. Hanson, et B. McCormick [2002] : **Immigration Policy and the Welfare System**, Milan: Fondazione Rodolfo De Benedetti - Oxford University Press.
- G.J. Borjas [1999] : *Immigration and Welfare Magnets*, **Journal of Labor Economics**, vol.17, 4, pp. 607-637.
- J.J. Bozonnet [2008] : *De l'émigration à l'immigration*. Dans **Atlas des migrations** (pp. 120-121). Paris: La Vie - Le Monde.
- J.-F. Brun, G. Chambas et J.-L. Combes [2006] : *Recettes publiques des pays en développement, Méthode d'évaluation*, **Revue Stateco** 100, INSEE.
- M. Bruquetas-Callejo, B. Garcés-Masareñas, R. Morén-Alegret, R. Penninx, et E. Ruiz-Vieytez, [2008] : *Immigrants and Immigration Policy-making. The Case of Spain*. **IMISCOE WP21** .
- P. Cahuc et A. Zylberberg [2005] : **Le chômage : fatalité ou nécessité ?**, Edition revue, Flammarion.
- G. Callovi [2004] : *L'eupéanisation des politiques migratoires de l'Union Européenne*, Rencontres du CEDEM - 11 février 2004.
- CAS [2006] : *Besoins de main-d'oeuvre et politique migratoire*. Paris: Centre d'analyse stratégique.
- X. Clark, T.J. Hatton et J.G. Williamson [2004] : *What Explains Emigration out of Latin America*, **World Development**, vol. 32, 11, p.1871-1890.
- X. Clark, T.J. Hatton et J.G. Williamson [2007] : *Explaining U.S. Immigration 1971-1998*, **Review of Economics and Statistics**, vol.89, 2, p.359-373.
- J.-L. Combes, P. Combes Motel, P. Guillaumont et S. Guillaumont Jeanneney [2000] : *Ouverture sur l'extérieur et instabilité des taux de croissance*, **Revue Française d'Economie**, vol. 15, 1, hiver, pp.3-33.
- P. Combes Motel, R. Pirard et J.-L. Combes [2009] : *A Methodology to Estimate Impacts of Domestic Policies on Deforestation : Compensated Successful Efforts for "Avoided Deforestation" (REDD)*, **Ecological Economics**, vol. 68, pp.680-691
- C. Cook, R. Rush, et M. Sullivan [2008] : *Mexico-U.S. Relations : Issues for Congress*. Washington D.C.: CRS.
- D. Daniel [2003] : *La politique d'immigration du Canada au 20e siècle*, **Vingtième Siècle**. Revue d'histoire, n°77, pp.33-46.
- J. De Melo [2007] : *Migration, investissement et commerce: relation et implications politiques. Commentaires*, **Revue d'Economie du Développement**, 2007/2-3, n°21.

- J.-F. Drevet [2008] : *L'Europe et l'immigration. Futuribles* (343).
- J.R. Harris et M.P. Todaro [1970] : *Migration, Unemployment and Development, a Two-sector Analysis*, **American Economic Review**, vol. 60, pp. 126-142.
- T. Hatton et J. Williamson [2006] : **Global Migration and the World Economy: Two Centuries of Policy and Performance**, Cambridge: MIT Press.
- T. Hatton et J. Williamson [2005] : *What Fundamentals Drive World Migration?*, in G. Borjas et J. Crisp Ed., **Poverty, International Migration and Asylum**, Palgrave-Macmillan.
- U. Herbert [1990] : **A History of Foreign Labor in Germany, 1880-1980**, Ann Arbor: The University of Michigan press.
- J.-F. Jamet [2006] : *L'Union européenne et l'immigration*. Policy Papers - Fondation Robert Schuman - Question d'Europe n°42 .
- Y. Lequin [2006] : **Histoire des étrangers et de l'immigration en France**, Paris: Larousse.
- R.E.B Lucas [2005] : *International Migration and Economic Development*, EGDI.
- A.W. Lewis [1954] : *Economic Development with Unlimited Supplies of Labor*, **The Manchester School of Economic and Social Studies**, vol.22, pp. 139-191.
- S.D. Massey, J. Arango, G. Hugo, A. Kouaouci, A. Pellegrino et J.E. Taylor [1993] : *Theories of International Migration: A Review and Appraisal*, **Population and Development Review** vol. 19, p.431-66.
- A.M. Mayda [2007] : *International Migrations: A Panel Data Analysis of the Determinants of Bilateral Flows*, **CEPR Discussion Paper** 6289.
- A.M. Mayda et K. Patel [2004] : *OECD Countries Migration Policy Changes*, Georgetown University. <http://www.georgetown.edu/faculty/amm223/>.
- J. Mincer [1978] : *Family Migration Decisions*, **Journal of Political Economy**, vol.86, 5, pp.749-773.
- T. Muller [2003] : *Migration, Unemployment and Discrimination*, **European Economic Review** vol. 47, pp. 409-427.
- F. Ortega et G. Peri [2009] : *The Cause and Effects of International Migrations : Evidence from OECD Countries 1980-2005*, **NBER Working Paper** n°14833.
- C.R. Parsons, R. Skeldon, T.L. Walmsley et L.A. Winters [2007] : *Quantifying International Migration: a Database of Bilateral Migrant Stocks*, **World Bank Policy Research Working Paper** n°4165.
- P.J. Pedersen, M. Pytlikova et N. Smith [2008] : *Selection and Networks Effects - Migration into OECD Countries, 1990-2000*, **European Economic Review**, vol.52, pp.1160-1186.
- A. Razin, E. Sadka et B. Suwankiri [2009] : *Migration and the Welfare State : Dynamic Political-economy Theory*, **NBER Working Paper** n°14784.
- G. I. Rogers et X. Thierry [2004] : *Recent Immigration Trends in France and Elements for a Comparison with the United States*, **Population** , vol.5, 59, pp.635-672.
- R. Rotte et M. Vogler [1998] : *Determinants of International Migration : Empirical Evidence for Migration from Developing Countries to Germany*, **IZA Discussion Paper** n°12.
- D. Roodman [2005] : *The Commitment to Development Index: 2005 Edition*, Center for Global Development.



- M. Schiff [2007] : *Migration, investissement et commerce: substituts ou compléments?*, **Revue d'Economie du Développement**, 2007/2-3, n°21, pp.7-35.
- G. Simon [2008] : **Migrants et migrations du monde**. Paris: La documentation française.
- O. Stark [1991] : **The Migration of Labor**, Cambridge, Mass., USA
- B. Stora et E. Temine [2007] : **Immigrations - L'immigration en France au XXe siècle**, Paris: Hachette Littératures.
- SOPEMI [2006 - 2008] : **Perspectives des migrations internationales**. Paris: OCDE.
- SOPEMI [1999 - 2004] : **Tendances des migrations internationales**. Paris: OCDE.
- A. Venturini [2004] : **Postwar Migration in Southern Europe 1950/2000 : An Economic Analysis**. Oxford University Press.
- D. Vogel [2000] : *Migration Control in Germany and the United States*, **International Migration Review**, vol. 34, 2, pp.390-422.
- P. Weil [1997] : *Rapport au Premier Ministre sur les législations de la nationalité et de l'immigration*, Paris, La Documentation Française, 1997, 176 pages.
- J. Williamson [2007a] : *Les migrations internationales: du XXe siècle à 2030*, **Problèmes économiques** n°2914, pp.2-7.
- J. Williamson [2007b] : **The New Comparative Economic History**, Cambridge: MIT Press.
- C. Withol de Wenden [2005] : **Atlas des migrations dans le monde**, Paris: Autrement - Le Mémorial de Caen.

## A. Annexes

Tableau 5 : Détail des variables utilisées

Variables	Définition	Source
<i>Variables dépendantes</i>		
Taux d'immigration venant de pays en développement	$\frac{\text{Flux entrants de migrants originaires de pays en développement}}{\text{Population totale du pays hôte}}$	OCDE Banque mondiale (Parsons & al., 2007)
<i>Variables indépendantes</i>		
Revenu du pays hôte	PIB par habitant en PPA	Banque mondiale
Revenu des pays d'origine	Moyenne des PIB par habitant en PPA des pays d'origine des 3 zones d'immigration les plus proches du pays hôte	Banque mondiale et calculs des auteurs
Niveau de développement du pays hôte	IDH harmonisé selon la méthode de calcul du PNUD de 2006	Calculs des auteurs
Distance géographique entre zone d'émigration et chaque pays hôte	Distance orthodromique moyenne entre les pays constituant la zone d'émigration et le pays hôte	CVN
Ouverture commerciale du pays hôte à l'égard des PED	$\frac{\text{Exportations avec PED} + \text{Importations avec PED}}{\text{PIB}}$	Banque mondiale OCDE
Langue internationale	Egale à 1 si au moins une langue internationale est parlée dans le pays hôte, 0 sinon. Sont considérées comme langue internationale l'anglais, l'espagnol et le français.	Construction des auteurs
Lien historique entre le pays hôte et les pays en développement	Egale à 1 si le pays hôte est un ancien pays colonisateur, 0 sinon.	Construction personnelle
Capital social des immigrés dans le pays hôte	Stock de migrants originaires de pays en développement dans le pays hôte	OCDE Banque mondiale

**Graphique 3 : Indicateur de politique d'ouverture à l'immigration en provenance des pays en développement par an et par pays de destination (pour mille habitants)**

