



FONDATION POUR LES ETUDES ET RECHERCHES SUR LE DEVELOPPEMENT INTERNATIONAL

**Un indicateur de politique d'ouverture « révélée »
des pays OCDE à la migration du Sud**

**par
Matthieu Boussichas et Michaël Goujon**

Document de travail
Série « Indicateurs de développement innovants » / I 03
Juillet 2006

La FERDI est une fondation reconnue d'utilité publique.
Elle met en oeuvre avec l'Iddri l'Initiative pour le Développement et la Gouvernance Mondiale (IDGM).

Résumé

Il n'existe pas à l'heure actuelle d'indicateurs pertinents des politiques d'ouverture des pays du Nord à l'immigration du Sud. On propose ici un indicateur de politique « révélée », mesuré par l'écart entre les flux d'immigration observés et les flux d'immigration « normaux » qui résulteraient des seuls facteurs structurels. A partir de données de flux de migration annuels (1992-2001) de l'OCDE, on obtient un indicateur de la politique d'ouverture qui permet une comparaison des pays dans le temps. Une comparaison aux résultats d'autres indicateurs disponibles est également proposée et on conclut par une discussion des facteurs de la politique d'ouverture à la migration.

Ce document a bénéficié de commentaires des participants à des séminaires internes au CERDI. Les auteurs tiennent ici à les remercier. Ils demeurent cependant seuls responsables des imperfections qui pourraient subsister.

Un indicateur de politique d'ouverture « révélée » des pays OCDE à la migration du Sud

par **Matthieu Boussichas et Michaël Goujon**

Introduction :

Si les migrations vers le Nord de ressortissants de pays en développement réduisent le capital humain dans ces pays (*brain drain*), elles engendrent en revanche des transferts financiers et de technologies importants, et réduisent le chômage dans ces pays (Lucas, 2005, Adams et Page, 2005). Les migrations internationales pourraient par conséquent sous certaines conditions bénéficier aux pays en développement. La politique d'ouverture à la migration des pays du Nord contribuerait alors directement à la lutte contre la pauvreté dans le Sud. Or, il n'existe pas à l'heure actuelle d'indicateurs pertinents des politiques d'ouverture des pays du Nord à l'immigration du Sud. C'est pourquoi d'ailleurs, la politique d'immigration est rarement introduite dans les travaux empiriques sur les déterminants des migrations, alors que l'on pourrait arguer que, comparée à beaucoup d'autres, cette politique devrait être un facteur prépondérant du résultat qu'elle est censée influencer. En effet, les gouvernements ont la possibilité d'infléchir leur politique d'immigration plus librement que, par exemple, leur politique commerciale qui est contrainte par des accords internationaux. En d'autres termes, la liberté des flux de main d'œuvre est faible comparée à celle des flux de biens ou de capitaux. 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 une méthode qui a été employée pour un indicateur de la politique d'ouverture commerciale notamment par Sachs et Warner (1995). La difficulté, particulièrement pour la politique d'immigration, est de trouver des questions auxquelles il puisse être répondu sans trop d'ambiguïté (par exemple l'existence de quotas, la différenciation entre qualifiés et non qualifiés, les délais et coût d'obtention d'un visa supérieurs à certains seuils...). Cette première orientation est critiquable du fait de la part

importante d'arbitraire dans sa mise en œuvre¹. La deuxième, d'essence quantitative, consiste à analyser les chiffres sur les flux migratoires observés. On considère cependant que ces flux peuvent dépendre tout autant de facteurs structurels (proximité géographique, liens historiques ou linguistiques, différentiel de revenus) que des politiques d'ouverture à l'immigration. Dans ce qui suit, afin de saisir ce qu'est vraiment la politique d'ouverture à la migration des pays du Nord, nous calculons l'écart entre les flux d'immigration observés et les flux d'immigration « normaux » qui résulteraient des seuls facteurs structurels. Nous employons cette dernière méthode sur des données de flux de migration annuels (1992-2001) de l'OCDE. Nous obtenons un indicateur de la politique d'ouverture des pays du Nord à l'immigration des pays du Sud qui permet une comparaison des pays dans le temps.

La section 1 présente la méthode de construction de l'indicateur et les données statistiques utilisées. Les résultats sont reportés et commentés dans la section 2, puis comparés aux résultats d'autres indicateurs dans la section 3. Enfin, quelques facteurs de la politique d'ouverture à la migration sont discutés dans la section 4.

1 - Méthode et données

Les indicateurs quantitatifs de la politique de migration ne sont généralement qu'une construction à partir des flux observés de migration. Un bon exemple est fourni par le Center for Global Development (CGDEV) qui calcule un tel indicateur (qui est ensuite agrégé à des indicateurs d'autres politiques afin de calculer le Commitment to Development Index, CDI), qui est une moyenne pondérée de quatre sous-indicateurs (voir Roodman, 2005) :

- la variation (entre 1990 et 2000) dans le stock d'immigrants non-qualifiés en provenance de pays en développement (données de Docquier et Marfouk, Banque Mondiale, 2005). (poids dans l'indicateur = 32,5%)

¹ Notamment pour la subjectivité du jugement, une comparaison mal aisée des instruments de la politique mise en œuvre entre les pays, un impact non vérifié des instruments sur les résultats, une agrégation arbitraire d'indicateurs d'instruments pour aboutir à un indicateur synthétique. Cette évaluation « qualitative » demanderait également un grand travail de recherche d'informations documentaires sur les législations des pays. Les Nations Unies / Département des Affaires économiques et sociales, publient dans l'annuaire *World Population Policies* le point de vue des gouvernements en 1976, 1986, 1996 et 2003 sur le niveau d'immigration légale, hors demande d'asile, (trop élevée, satisfaisante, trop faible) et sur les politiques d'immigration mises en places par ces gouvernements (afin d'augmenter, maintenir, ou diminuer l'immigration, ou n'a pas de politique). Source : <http://www.un.org/esa/population/publications/wpp2003/wpp2003.htm>. Voir annexe 4.

- l'entrée brute d'immigrants en provenance de pays hors OCDE, rapportée à la population du pays receveur (source : Batalova et Hamilton, Migration Policy Institute, 2004). (poids = 32,5%)
- La part des étudiants de pays hors OCDE dans la population étudiante étrangère totale (source : Batalova et Hamilton, Migration Policy Institute, 2004). (poids = 15%)
- une version simplifiée de l'indice du HCR des Nations Unies (le nombre de réfugiés accueillis + le nombre de demandes d'asile prises, rapporté au PIB du pays receveur). (poids = 20%).

Ce type d'indicateurs synthétiques pose des problèmes que l'on connaît, et particulièrement de transparence du fait de l'hétérogénéité des éléments qu'il agrège. Mais au-delà de ces problèmes généraux de construction, on peut également observer que les flux observés de migration, qui sont à la base du calcul, sont des indicateurs « de résultat » et peuvent dépendre en fait tout autant de facteurs « structurels » que de la véritable politique d'ouverture des pays du Nord. Ces facteurs structurels appartiennent par exemple aux domaines de la géographie (proximité des pays), de l'économie (différentiel de revenus), de la culture (liens historiques ou même linguistiques entre les pays). La seule normalisation des flux d'immigration en les rapportant aux populations totales des pays du Nord pour tenter de comparer les politiques d'immigration est donc de toute évidence insuffisante.

Une méthode quantitative, utilisée par ailleurs pour calculer des indicateurs d'autres politiques (commerciales par exemple), 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. En d'autres termes, avec cette méthode, la politique de migration est mesurée en purgeant les flux observés de migration des facteurs indépendants de la politique. La construction de tels indicateurs repose sur la méthode des « résidus » (Cf. Combes et al., 2000) qui consiste en une régression économétrique d'une variable de résultat sur les variables structurelles, les résidus de l'estimation étant une mesure de la politique « révélée » des pays. On aboutit avec cette méthode à un indicateur de politique relative : un pays applique une politique qui est plus ou moins restrictive que les autres pays, compte tenu des variables structurelles. Par exemple, une politique d'immigration pourra être qualifiée de relativement restrictive si elle a pour résultat des flux d'immigration moindres que ceux prédits par les facteurs structurels, résultant en un résidu d'estimation négatif pour ce point d'observation.

- *Définition de la politique d'ouverture*

On se limite à un indicateur d'ouverture quantitatif. On ne cherche pas à définir une bonne ou une mauvaise politique qui nécessiterait d'introduire des éléments qualitatifs. Cependant, la politique d'intégration des étrangers ou les pratiques discriminatoires à leur égard, qui pourrait entrer dans une définition de la qualité de la politique, peuvent expliquer des flux d'immigration différents entre les pays (les migrants préférant s'installer dans les pays où les perspectives d'intégration sont meilleures). Il est donc probable que l'indicateur de politique « révélée » mesure en partie ces éléments. C'est donc un indicateur de politique d'ouverture à l'immigration allant au-delà de la seule mesure des restrictions à l'entrée des étrangers, bien qu'il soit probablement trop simple pour mesurer l'impact total de la politique d'intégration.

Les flux clandestins de migration, qui par nature ne sont pas mesurés précisément, pourraient être considérés comme un obstacle à ce type d'analyse quantitative. Cependant, puisqu'il s'agit ici de mesurer la politique, c'est-à-dire les actions d'un gouvernement, les flux observés de migrations (officiels), plutôt que les flux totaux (y compris les flux clandestins) apparaissent comme la mesure pertinente de résultat sur laquelle doit être appliquée la méthode. Par exemple, une politique de migration restrictive effective, objet de l'évaluation, doit avoir un impact négatif sur les flux officiels, alors qu'elle pourrait 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.

Une vague de naturalisation (l'acquisition par les migrants de la nationalité du pays hôte) n'a pas d'impact direct sur les flux d'immigration (alors qu'elle a un impact sur le stock de résidents étrangers par exemple). Cependant il est possible qu'une vague de naturalisation ait plusieurs effets indirects sur la variable de flux. Premièrement, elle peut modifier l'attractivité du pays hôte (puisque une naturalisation signale la possibilité d'une plus forte intégration) et augmenter le nombre de candidats à l'immigration. Deuxièmement, elle peut, mais pas toujours, s'accompagner d'une modification de la politique d'ouverture (s'appliquant aux nouvelles entrées). L'effet total est difficile à mesurer mais on peut considérer que le premier est probablement négligeable par rapport au second. Si l'on considère de plus que la naturalisation ne fait pas partie, en elle-même, de la politique d'ouverture à l'immigration que l'on cherche à mesurer alors on peut négliger cet élément dans notre analyse.

Enfin, il est possible qu'une modification de la politique d'ouverture à l'immigration d'un pays influe sur le résultat d'autres pays (les flux étant « détournés »), sans que ceux-ci n'aient modifié leurs politiques. Cet effet pourrait être négligeable car seul le nombre de candidats pour les autres pays serait augmenté et pas forcément le nombre d'entrées effectives. 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 alors toujours plus restrictif que les autres.

- *La mesure du résultat*

Les données sur les migrations internationales sont parcellaires. La variable expliquée (ou variable de résultat) que nous construisons mesure l'entrée de migrants en provenance des pays en développement par pays OCDE. Nous construisons deux variantes : une série excluant les nationalités de pays émergents membres de l'OCDE (Corée du Sud, Mexique, Pologne, République Slovaque, République Tchèque et Turquie), et une série incluant ces nationalités, notées respectivement ENTPED0 et ENTPED1. Les données sur lesquelles se basent nos calculs sont des séries d'entrée de migrants par pays OCDE en fréquence annuelle sur la période 1992-2002 distinguant les nationalités des migrants (Source OCDE)^{2 3}. Ces données distinguent cependant les nationalités avec plus ou moins de détails et 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 nationalités hors OCDE⁴. Ces données n'incluent pas les réfugiés / exilés ce qui est préférable puisque d'une part, les mouvements de réfugiés répondent à des facteurs structurels très particuliers et différents de la migration commune, et d'autre part, la politique de migration peut être tout à fait différente vis-à-vis des deux types de migrants. Le nombre de migrants obtenu est déflaté par la population totale du pays receveur. Nous obtenons un échantillon de 193 observations (panel non-cylindré de 23 pays et 11 années).

² Puisqu'il s'agit ici de mesurer les politiques des pays OCDE (au maximum environ 25 pays selon les séries de données), la méthode nécessite l'observation de plusieurs années par pays pour atteindre un nombre de points d'observation suffisant.

³ D'autres séries sont moins renseignées ou ne peuvent permettre de traiter notre sujet : l'entrées nettes de migrants par 5 années 1950-2000 (Source : Migration Policy Institute) ; Entrées de demandeurs d'asile (par nationalités, Source : OCDE, HCR) ; Stock de personnes nées à l'étrangers par pays de naissance et niveau d'éducation en 2000 (seule variable disponible distinguant les niveaux d'éducation, mais n'est disponible que pour une année, Source : OCDE), Variation de stock de population étrangère et de travailleurs étranger, par nationalités (l'utilisation d'une variable « stock de population étrangère » pose problème - à la différence du « stock de personnes nées à l'étranger » - du fait des vagues de naturalisations qui diminuent mécaniquement le nombre d'étrangers. Les données sur l'acquisition de nationalité ne sont que peu précises. Source : OCDE). D'autres institutions publient des statistiques moins complètes sur les migrations : Eurostats (sur les pays européens), la Banque Mondiale (WDI et Docquier et Marfouk, 2005), CGDEV (Roodman 2005), le HCR des Nations Unies (sur les demandeurs d'asile). Voir annexe 5.

⁴ Les détails sont disponibles auprès des auteurs.

- *Les facteurs structurels des flux de migration*

Les modèles de migrations internationales exposent les facteurs culturels, géographiques et économiques, que l'on pourrait qualifier de « structurels », des flux de migrations internationaux. En revanche, ils n'abordent que rarement le facteur de la politique. Des revues récentes de la littérature théorique et empirique sur les migrations internationales au niveau macroéconomique sont présentées dans Hatton et Williamson (2002), Pedersen et al. (2004), et Clark et al. (2004).

Encadré 1 : Les fondements microéconomiques de la théorie des migrations internationales

Depuis Hicks (1932), la théorie néoclassique des migrations internationales considère que le différentiel de salaire entre pays est la cause première des mouvements migratoires. Une différence de salaires w^d (le salaire dans le pays d'origine) et w (le salaire à l'étranger) doit mener à un déplacement des travailleurs du pays où le travail est peu rémunéré vers celui où il l'est plus, une parfaite mobilité du travail devant aboutir à une égalisation des salaires. Plus tard, Harris et Todaro (1970) proposent un modèle de migration basé sur l'incitation de l'individu à migrer pour accroître son espérance de revenu. Avec p la probabilité pour un individu de trouver un emploi dans un autre pays, il existe alors un gain à la migration si $pw + (1-p)w^s - C > w^d$, avec w^s le revenu de survie (le revenu que l'on peut néanmoins percevoir sans travailler dans le pays receveur). Ce gain existe sous les conditions normales que $w^s < w$ et $w^d < w$, et si C le coût de la migration (coût de transport, coût de visa, coût psychologique d'un changement d'environnement culturel, etc.) ne compense pas les gains financiers. Cette théorie a connu des développements ultérieurs comme l'introduction de la stratégie de diversification des risques par les ménages (Mincer 1978, Stark 1991), de la notion de capital social dont dispose le ménage dans la région de migration (Massey et al. 1993) ou d'aimant de la protection sociale (« welfare magnet », Borjas, 1999). Dans ces modèles, la politique d'immigration des pays receveurs est parfois introduite comme une variable macroéconomique exogène affectant la demande de migrants de ces pays qui est confrontée à l'offre de migrants résultant du choix des ménages.

L'objectif de l'analyse plus particulièrement ici est de mesurer l'impact de la politique d'ouverture à l'immigration. Le modèle macroéconomique se présente alors sous la forme :

$$M_i = f(X_i; P_i)$$

avec M_i le flux de migration du Sud vers le pays i (variable de résultat), X_i des facteurs exogènes (facteurs structurels), P_i la politique d'ouverture à l'immigration. A ce modèle correspond un modèle économétrique simple explicatif des flux d'immigration du Sud vers un pays du Nord i pendant une année t représenté par l'équation suivante :

$$M_{it} = \beta X_{it} + P_{it}$$

Nous considérons que la politique P n'est pas influencée par les facteurs exogènes X : Ce que nous voulons mesurer est véritablement la politique à la discrétion des gouvernements ; cette condition est nécessaire à l'estimation simple des paramètres β (voir section suivante).

Puisque la variable expliquée est un ratio de flux d'immigration sur la population totale, on contrôle donc pour la taille démographique du pays (en d'autres termes, on considère qu'un pays deux fois plus peuplé qu'un autre devrait « naturellement » recevoir deux fois plus d'étrangers, toutes choses égales par ailleurs). On considère ensuite ici les facteurs structurels X les plus communs dans la littérature, issus d'une analyse de la migration en termes de coût-bénéfice reposant sur des fondements microéconomiques (voir Encadré 1), les flux totaux de migrants résultant par agrégation du choix des individus.

En premier lieu, afin de mesurer le bénéfice de la migration pour les migrants, il s'agit de la différence de revenus entre le pays source et le pays de destination. Cependant, le lien entre la migration et le niveau de revenu du pays source – et par conséquent, le différentiel de revenu – n'est pas dénué d'ambiguïté. En effet, comme le rappellent Hatton et Williamson (2002), la migration ayant un coût fixe initial élevé, à des niveaux très faibles de revenus, elle devrait être facilitée par une croissance du revenu du pays source avec le relâchement de la contrainte financière. En revanche, à des niveaux plus élevés de revenus, le bénéfice de la migration devrait diminuer avec la croissance du revenu du pays source⁵. La relation entre le niveau de migration et celui du revenu par tête des pays source pourrait donc être non-linéaire (en U inversé). Il apparaît par conséquent préférable d'introduire séparément les deux revenus – du pays OCDE de destination et du PED source – plutôt que le différentiel. Concernant le pays de destination, son attractivité pouvant également être fonction du niveau de son système de santé ou d'éducation, nous employons l'Indicateur de Développement Humain, qui combine des indicateurs de revenu, de santé et d'éducation⁶. L'utilisation de l'IDH peut également permettre de prendre en compte l'effet de l'aimant de la protection sociale si le niveau de celle-ci est lié positivement au niveau de l'IDH dans les pays de l'OCDE. Concernant le revenu du pays source, afin de simplifier l'analyse nous considérons le Sud comme une source commune de la migration potentielle vers les pays du Nord. Nous introduisons par conséquent un seul revenu représentatif de l'ensemble des pays du Sud, le revenu intérieur

⁵ Faini (1996) estime à environ 4 000 \$ par habitant le niveau de revenu à partir duquel l'incitation à émigrer diminue avec la croissance économique dans les pays

⁶ Nous avons recalculé pour chaque année de la période 1992-2002 l'IDH de chaque pays de l'OCDE selon la méthode du PNUD en 2004 afin d'avoir une base de données comparables dans le temps (Le PNUD n'utilise pas la même méthode tous les ans ce qui rend difficile toute comparaison temporelle).

brut par habitant en parité de pouvoir d'achat moyen de l'ensemble des PED⁷. Cette variable ne permet cependant pas de capter une différence de résultat entre les pays OCDE mais seulement une différence de résultat dans le temps commune aux pays (un effet fixe temporel particulier). Enfin, cette variable ne montre qu'une faible variance et ne permet pas de saisir un éventuel impact non-linéaire discuté plus haut.⁸

Les coûts de la migration dépendent de différents facteurs. Premièrement, ils sont croissants avec la distance géographique du parcours de la migration. Plutôt que de définir une distance entre chaque pays du Nord et un lieu particulier de source de migration, nous considérons la distance entre chaque pays du Nord et l'Equateur, sa latitude en valeur absolue⁹. Si la distance à l'équateur apparaît à première vue comme une variable grossière, elle aboutit finalement à considérer que la source *naturelle* d'immigration pour l'Amérique du Nord, l'Europe, et le Japon (ou l'Australie) sont respectivement l'Amérique du Sud, l'Afrique Subsaharienne et l'Asie du Sud Est, ce qui ne paraît pas absurde. D'autres facteurs peuvent expliquer que certains pays du Nord soient plus attractifs que d'autres (et d'une certaine manière, les coûts de migration vers ces pays, même s'ils sont non-financiers, sont moindres)¹⁰ :

- Puisque les réseaux commerciaux peuvent être empruntés par les migrants, un pays du Nord plus ouvert aux échanges commerciaux avec le Sud est structurellement plus ouvert à la migration du Sud. Une variable de taux d'ouverture commerciale (exports+imports/PIB) de chaque pays du Nord à l'égard du Sud est construite.
- Si le pays du Nord utilise une ou des langue(s) « internationale(s) » (anglais, français, espagnol), le coût d'apprentissage de la langue par les migrants est plus faible. Une variable à score (1 pour chaque langue internationale) est construite (Etats Unis =2 ; France = 1 ; Japon = 0...).
- Si le pays du Nord a un lien historique (colonial) avec le Sud, il entretient généralement plus de réseaux avec ces pays (ou a pu imposer sa langue dans ces pays). Une variable binaire est construite prenant la valeur 1 si le pays est un ancien colonisateur, 0 sinon.

⁷ L'alternative de définir une source particulière de migration pour chaque pays est en effet complexe ; elle aurait nécessité des données bilatérales peu disponibles et on peut considérer que les sources observées de migration sont probablement affectées par la politique d'immigration et sont par conséquent endogènes.

⁸ D'autres éléments auraient pu éventuellement être pris en compte dans le calcul du bénéfice de la migration, du côté du pays source : le niveau de qualification ou l'âge des migrants (le bénéfice de la migration doit augmenter avec la qualification mais diminuer avec l'âge, puisque le temps d'activité professionnelle diminue).

⁹ En effet encore, on ne peut pas utiliser une distance entre chaque pays OCDE et leurs principales sources de migration observées, car celles-ci dépendent de la politique d'immigration.

¹⁰ Pedersen et al (2004) introduisent également des variables géographique (pays voisins, distance), relation coloniale, langue commune, et volume du commerce (liens commerciaux, internationalisation).

L'introduction de variables tentant de mesurer une « capacité d'absorption structurelle » des pays, comme le taux de chômage, le taux de croissance économique ou même la densité de population des pays, n'est pas dénuée d'ambiguïté. Premièrement, il est peu probable que ces variables affectent globalement et fortement la probabilité de trouver un travail des migrants : cette probabilité dépend plus certainement de l'adéquation des qualifications des migrants aux besoins de l'économie (par exemple, un pays peut admettre un taux de chômage important tout en n'arrivant pas à satisfaire ses besoins en main d'œuvre non-qualifiée) ou plus encore probablement de la politique de migration mise en œuvre (législation sur le travail des immigrants). Dans cet esprit, Muller (2003) développe un modèle pour un pays européen-type accueillant des migrants en présence de discrimination (accès inégal aux « bons » emplois). Cet auteur arrive à la conclusion que, dans des conditions normales, l'immigration a peu d'impact sur le marché du travail des résidents du fait de la segmentation des marchés et de la rigidité des salaires, et non du fait d'une mobilité parfaite – une concurrence – des travailleurs (voir Cahuc et Zylberberg, 2005, pour une revue récente des travaux empiriques sur le lien entre migration et chômage, où un impact très faible de l'afflux des migrants sur les salaires, l'emploi et la mobilité des résidents est généralement trouvé). Egalement, la densité de population 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). En d'autres termes, l'existence d'un seuil de chômage ou de densité de population au-delà duquel les migrants seraient plus difficiles à absorber *structurellement* est loin d'être prouvée.

Deuxièmement, ces variables dont on peut douter qu'elles définissent une capacité d'absorption structurelle ou naturelle, sont en revanche très souvent avancées quand est élaborée la politique d'immigration. En effet, certains gouvernements invoquent souvent une capacité d'absorption « limitée », qu'ils associent à un taux de chômage élevé par exemple, afin de soutenir une politique d'immigration restrictive¹¹. Or, cette politique n'en demeure pas moins du domaine discrétionnaire de ces gouvernements. Ces variables qui ne définissent pas une capacité d'absorption « structurelle » seraient par conséquent des facteurs explicatifs importants des politiques d'immigration. L'introduction de telles variables dans l'équation

¹¹ Pour le cas de la France, citons à ce titre entre autres Patrick Weil : « *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* ». P. Weil est directeur de recherches au CNRS, auteur d'un ouvrage de référence, *La France et ses étrangers* (Calmann-Lévy) et a remis en 1997 un rapport au gouvernement sur les politiques de l'immigration et de la nationalité.

réduirait par conséquent de manière erronée la part de la politique dans l'explication des flux d'immigration.

Le même type de problème se pose pour le facteur du stock initial de migrants. En effet, cette variable pourrait mesurer un effet de réseau ou de capital social influençant positivement les flux (Massey et al, 1993, Pedersen et al., 2004). Cependant, le stock initial pourrait également influencer la politique ultérieure : s'il existait par exemple un seuil au-delà duquel les pays receveurs n'avaient plus la capacité d'absorber plus de migrants, on pourrait attendre d'un stock initial important qu'il mène à l'élaboration d'une politique restrictive. En revanche, on pourrait également considérer qu'un lien positif entre le stock initial et les flux n'est qu'apparent puisque un stock initial important est le résultat d'une politique historiquement ouverte, qui si elle est inertielle est corrélée positivement avec la politique actuelle. Pour l'instant, le manque de données relatives au stock de migrants par nationalités dans chaque pays de l'OCDE nous empêche d'introduire ce facteur¹². Le lien entre ces variables, taux de chômage et stock initial, et la politique d'ouverture à l'immigration est discuté en section 4 de ce document.

¹² Docquier et Marfouk (2004) ont calculé ces données pour 1990 et 2000 mais seuls les taux d'émigration de chaque PED sont disponibles. Les données-miroirs de stock de migrants dans chaque pays de l'OCDE (ou les données bilatérales) devraient être disponibles au deuxième semestre 2006.

Tableau 1. Données de bases, moyenne 1992-2001

| | Flux annuel Immigration | | | | Ouverture Commerciale ((X+M)/PIB) | Latitude minimum | colonie | langue | IDH | IDH rang |
|---------------|-------------------------|------|---------|------|---|---------------------|---------|--------|-------|-------------|
| | Entped0 | | Entped1 | | | | | | | |
| | %pop | rang | %pop | rang | | | | | | |
| Allemagne | 0,53 | 3 | 0,72 | 1 | 0,55 | 48,4 | 0 | 0 | 0,908 | 16 |
| Luxembourg | 0,65 | 1 | 0,65 | 2 | 2,36 | 49,4 | 0 | 1 | 0,914 | 12 |
| Australie | 0,61 | 2 | 0,61 | 3 | 0,42 | 12,2 | 0 | 1 | 0,92 | 7 |
| Autriche | 0,39 | 6 | 0,57 | 4 | 0,97 | 47,5 | 0 | 0 | 0,914 | 14 |
| Suisse | 0,51 | 4 | 0,56 | 5 | 0,74 | 46,1 | 0 | 1 | 0,921 | 6 |
| Canada | 0,49 | 5 | 0,51 | 6 | 0,75 | 43,1 | 0 | 2 | 0,932 | 2 |
| Pays-Bas | 0,32 | 9 | 0,37 | 7 | 1,13 | 52,2 | 1 | 0 | 0,922 | 5 |
| Suède | 0,34 | 8 | 0,36 | 8 | 0,72 | 55,3 | 0 | 0 | 0,919 | 8 |
| Nelle Zélande | 0,35 | 7 | 0,35 | 9 | 0,64 | 36,5 | 0 | 1 | 0,904 | 17 |
| Grèce | 0,31 | 10 | 0,32 | 10 | 0,5 | 37,5 | 0 | 0 | 0,874 | 20 |
| Danemark | 0,28 | 12 | 0,30 | 11 | 0,69 | 55,4 | 0 | 0 | 0,914 | 13 |
| Norvège | 0,29 | 11 | 0,30 | 12 | 0,73 | 58,5 | 0 | 0 | 0,937 | 1 |
| Belgique | 0,22 | 13 | 0,25 | 13 | 1,52 | 50,5 | 1 | 1 | 0,917 | 10 |
| Etats-Unis | 0,18 | 16 | 0,24 | 14 | 0,22 | 25,4 | 0 | 2 | 0,929 | 3 |
| Royaume-Uni | 0,21 | 14 | 0,22 | 15 | 0,49 | 51,2 | 1 | 1 | 0,91 | 15 |
| Italie | 0,20 | 15 | 0,21 | 16 | 0,54 | 37,4 | 0 | 0 | 0,903 | 18 |
| Irlande | 0,18 | 17 | 0,18 | 17 | 1,56 | 53,2 | 0 | 1 | 0,9 | 19 |
| Finlande | 0,14 | 18 | 0,15 | 18 | 0,63 | 60,1 | 0 | 0 | 0,916 | 11 |
| Japon | 0,12 | 19 | 0,14 | 19 | 0,18 | 31,4 | 0 | 0 | 0,923 | 4 |
| Hongrie | 0,12 | 20 | 0,13 | 20 | 1,2 | 46,1 | 0 | 0 | 0,816 | 23 |
| France | 0,11 | 21 | 0,12 | 21 | 0,46 | 43,1 | 1 | 1 | 0,918 | 9 |
| Portugal | 0,06 | 22 | 0,06 | 22 | 0,65 | 38,4 | 1 | 0 | 0,85 | 21 |
| Rép. Tchèque | 0,03 | 23 | 0,06 | 23 | 1,13 | 49,1 | 0 | 0 | 0,839 | 22 |

Notes : Pour certains pays, les données ne couvrent pas entièrement la période 1992-2001. Sources : OCDE et propres calculs.

Le tableau 1 reporte les moyennes des principales variables utilisées dans notre étude pour chaque pays. Les flux annuels d'immigration sont les entrées de personnes étrangères originaires des PED en pourcentage de la population totale de chaque pays receveurs (variables *entped0* et *entped1*). Ceux-ci sont classés par ordre décroissant selon la variable *entped1*.¹³ On constate des niveaux de flux d'immigration très différents (de moins de 0,1% de la population totale à plus de 1% pour certaines années) et il n'apparaît pas véritablement de tendance qui serait commune aux pays, ce qui amène à penser que les politiques nationales d'immigration jouent a priori un rôle important. Hormis le Luxembourg qui peut être considéré comme un cas particulier du fait de sa petite taille, l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Suisse et le Canada s'avèrent être les pays pour lesquels ce type d'immigration est le plus élevé. A l'inverse, la République Tchèque, le Portugal, la France, la Hongrie et le Japon accueillent relativement peu d'étrangers en provenance des PED.

¹³ Pour chacune des deux variables d'entrées, nous disposons du solde migratoire pour seulement certains pays et certaines années.

La relation entre les flux d'entrées et l'ouverture commerciale ou la mesure de la distance n'est pas claire. On peut toutefois constater que le pays le plus au Nord, la Finlande, a un faible taux d'immigration, ses voisins scandinaves étant groupés autour de la moyenne, et que l'Australie dont la capitale est la plus proche de l'équateur a un taux relativement élevé. Les entrées ne semblent pas être affectées par le passé colonial des pays. Par contre, et hormis la France, les pays où est parlée une langue internationale apparaissent plus en haut du tableau. Enfin, les pays dont l'IDH est relativement faible connaissent des taux d'immigration plus faibles, ce qui pourrait laisser penser que les flux sont orientés selon le niveau de richesse, d'éducation et de santé des pays receveurs.

2 - Estimations

La méthode appliquée aux données de panel

Il existe peu d'études sur les migrations internationales en données de panel pour un groupe de pays receveurs (Hatton et Williamson, 2002 et Pedersen et al., 2004) sont deux exemples récents). Or les analyses de données de panel donnent la possibilité de tenir compte des effets inobservables spécifiques à chaque pays et chaque période¹⁴ (voir l'encadré sur les estimations avec données de panel).

La variable expliquée est M_{it} , les flux observés de migration (en pourcentage de la population totale), et les facteurs structurels sont dénotés par X_{it} (dont des variables constantes dans le temps comme les distances) et l'équation s'écrit :

$$M_{it} = c + \beta X_{it} + \alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it} ,$$

Avec α_i les effets spécifiques pays et θ_t les effets spécifiques temporels qui représentent l'impact des variables inobservées qui ne peuvent donc pas être incluse dans X_{it} mais qui influencent malgré tout le résultat. Dans ce travail employant la méthode des « résidus », le résidu de l'équation mesure la politique relative d'ouverture à l'immigration. Pour que le résidu capte entièrement, et seulement, la politique d'immigration, deux conditions sont nécessaires :

- les facteurs structurels X doivent être bien identifiés,
- le résidu ne représente pas de facteurs autres que la politique.

¹⁴ Considérer des effets spécifiques temporels signifie qu'un évènement caractérisant une année particulière aura des conséquences similaires non négligeables sur l'ensemble des individus. Par exemple ici, les attentats du 11 septembre 2001 ont engendré une réaction commune des pays de l'OCDE, à savoir un renforcement des contrôles migratoires.

L'estimation de l'équation peut être effectuée selon deux méthodes (voir encadré). Le choix entre la méthode des effets fixes ou celle des effets aléatoires dépend de l'interprétation que l'on donne aux spécificités-pays α_i et temporelles θ_t : sont-elles représentatives de facteurs structurels ou appartiennent-elles au domaine de la politique d'ouverture à l'immigration ? La décision est importante puisque dans la première interprétation, la politique d'ouverture à l'immigration n'est mesurée que par ε_{it} , tandis que dans la deuxième, la politique est mesurée par $\alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$ (on pourrait également considérer le cas où l'on traite différemment les effets spécifiques pays et temporels).

Nous considérons que la deuxième interprétation est préférable : nous faisons en effet un compte relativement exhaustif des variables structurelles X et par conséquent α_i devrait plutôt capter une spécificité de la politique (sur la période de dix ans) de chaque pays. De la même façon, nous considérons que θ_t capte l'évolution temporelle commune des politiques d'ouverture des pays : les années 1992-2001 sont en effet relativement exemptes de chocs exogènes qui auraient pu modifier l'attractivité de l'ensemble des pays OCDE ou les possibilités de migrer du Sud vers le Nord au niveau mondial.

Encadré 2 : Estimations sur données de panel, effets fixes ou aléatoires.

La double dimension des données de panel a pour intérêt de rendre possible la prise en compte de l'influence de caractéristiques inobservables individuelles et temporelles. La prise en compte des spécificités individuelles et temporelles peut se faire de deux manières.

La première consiste à considérer que ces effets spécifiques sont fixes. Le modèle s'écrit alors : $Y_{it} = c + \beta X_{it} + \alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$, α_i et θ_t représentant respectivement les spécificités propres à chaque individu (et indépendantes du temps) et les spécificités propres à chaque période (et indépendantes des individus). La méthode des effets fixes revient à introduire des variables muettes pour α_i et θ_t (Ce qui rend impossible l'inclusion de variables X_{it} invariantes dans le temps et/ou entre individus). Le résidu ε_{it} ne contient alors que l'influence des chocs affectant spécifiquement chaque observation individu-temps.

Dans la seconde on considère que les effets spécifiques ne sont plus fixes mais aléatoires et sont par conséquent compris dans le résidu de l'estimation. Le modèle s'écrit alors : $Y_{it} = c + \beta X_{it} + \eta_{it}$ avec $\eta_{it} = \alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$, le résidu η_{it} incluant les effets spécifiques. Il est ici possible d'inclure des variables de contrôle invariantes dans le temps ou entre individus.

Il n'en demeure pas moins que le choix de la deuxième interprétation mène d'autant plus à la construction d'un indicateur de la politique au sens large. Par exemple, l'impact d'une différence de « culture » ou « d'histoire » entre les pays que nous ne captions pas par une des variables du vecteur X, notamment la différence qu'il pourrait exister entre les nouveaux

continents (Amérique du Nord, Océanie) et l'Europe, est inclus dans la mesure 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 n'en demeure pas moins du domaine discrétionnaire des gouvernements.

Si notre préférence va à la méthode des effets aléatoires, nous présentons les deux types d'estimation. Le choix entre ces deux méthodes doit satisfaire également à des critères et tests statistiques. Les effets aléatoires sont également préférés ici car la variation intra-individuelle des variables est moins forte que leur variation inter-individuelle (Cf. annexe 1) et ils ne sont pas rejetés par un test de Hausman usuel (Cf. annexe 2). L'utilisation d'un panel non-cylindré peut accroître les problèmes d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des écarts aléatoires (l'estimateur des MCO n'est plus consistant). Ceci est confirmé par les tests économétriques appropriés (Cf. annexe 2) : la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation d'ordre 1 nous impose l'utilisation de l'estimateur des Moindres Carrés Généralisés ¹⁵.

Le faible nombre d'observations nous conduit à restreindre les variables structurelles à l'IDH (*hdi_hmg*) du pays hôte, une (des) langue(s) internationale(s) parlée(s) dans le pays hôte (*lang*), le revenu moyen des PED (*gnimoyvpdp*), la distance à l'équateur (*latmini*) et l'ouverture commerciale envers le Sud (*ouvcom*) du pays hôte ¹⁶. Nous retenons une forme logarithmique pour les variables. Les résultats de l'estimation effectuée avec la variable dépendante *entpedlp* sont reportés dans le tableau suivant (des résultats similaires sont obtenus en utilisant *entped0p*).

¹⁵ Les MCG fournissent un estimateur efficace en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation (Cf. Combes et al., 2004). Le modèle économétrique est $Y_{it} = \beta X_{it} + P_{it}$ avec $P_{it} = \alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$, et $\varepsilon_{it} = \rho \varepsilon_{it-1} + e_{it}$ avec ρ le coefficient d'autocorrélation. La méthode des MCG consiste à transformer les données par un facteur $\lambda = 1 - \sqrt{\phi}$ avec ϕ le rapport entre la variance intra-individuelle et la variance inter-individuelle. Le modèle à estimer devient alors : $Y_{it} - \lambda \bar{Y}_i = \beta (X_{it} - \lambda \bar{X}_i) + P_{it} - \lambda \bar{P}_i$ auquel on applique les MCO. Le résidu P_{it} cherché est alors : $P_{it} = Y_{it} - \lambda \bar{Y}_i - \beta (X_{it} - \lambda \bar{X}_i) + \lambda \bar{P}_i$. Il correspond à la différence entre Y_{it} et sa valeur prédite \hat{Y}_{it} que l'on peut calculer grâce au coefficient β obtenu ci-dessus : $\hat{Y}_{it} = \hat{\beta} X_{it}$. Ainsi, on a : $P_{it} = Y_{it} - \hat{Y}_{it}$.

¹⁶ Certaines de ces variables peuvent être partiellement corrélées : les réseaux commerciaux peuvent capter en partie l'effet de proximité historique de la variable colonie, et la variable *lang* celui de la proximité culturelle.

Tableau 2. Estimations de l'équation de migration

| | EA (MCG) | EF temporels | EF temporels et individuels |
|----------------|--------------------|---------------------|--------------------------------|
| Hdi_hmg | 10.43 (2.78)*** | 10.99 (3.71)*** | 4.60 (0.80) |
| Lang | 0.09 (0.52) | -0.01 (-0.05) | |
| Ouvcom | 0.32 (1.90)* | 0.46 (2.80)*** | -0.03 (-0.04) |
| Gnimoyvpdp | -0.82 (-2.05)** | | |
| latmini | -0.42 (-1.30) | -0.71 (-4.67)*** | |
| Constante | 0.60 (0.89) | -1.93 (-2.91)*** | -0.78 (-0.68) |
| Observations | 193 | 193 | 193 |
| R ² | 0.11 | 0.88 | 0.91 |

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

La première colonne présente les résultats obtenus en effets aléatoires avec l'estimateur des moindres carrés généralisés (MCG), et les deux suivantes les résultats en effets fixes corrigés de l'autocorrélation AR(1) selon la méthode de Prais-Winsten. On peut noter ici que les deux méthodes ne sont pas équivalentes en ce sens que l'on ne peut pas appliquer la méthode des effets fixes, « récupérer » ces effets fixes et les additionner aux résidus afin de retrouver des résidus incluant les effets fixes qui seraient équivalents aux résidus obtenus en effets aléatoires. En effet, les effets fixes captent l'impact des facteurs structurels qui ont été exclus du fait qu'ils ne présentaient pas de variabilité entre pays (Gnimoyvpdp) ou temporelle (Lang, latmini). Puisque les effets fixes contiennent de façon évidente l'impact de facteurs structurels, ils ne peuvent être représentatifs de différence de politique.

En effets aléatoires, la langue et la proximité géographique ont un effet attendu mais non significatif (la variable colonie a été exclue du fait de sa corrélation forte avec la variable ouverture). L'attractivité des pays OCDE semble être bien captée par le niveau de développement mesuré par l'IDH et par l'intensité des échanges commerciaux. L'effet du niveau de revenu moyen par habitant des pays du Sud est négatif et significatif (une croissance du revenu dans les pays source diminue l'intérêt de la migration). Le pouvoir explicatif de l'estimation n'est pas nul (La statistique du test de Fisher associée à l'estimation montre que la probabilité de commettre une erreur de première espèce est inférieure à 1%)

mais est faible avec la statistique du R^2 de 0.11. Le résidu (donc la politique d'ouverture à l'immigration) explique par conséquent une large part des résultats des pays.¹⁷

Le tableau 3 reporte la moyenne des résidus obtenus pour chaque pays sur la période 1992-2001¹⁸. Il fait apparaître une grande hétérogénéité des politiques d'ouverture à l'immigration au sein de l'Europe. En effet, les pays de l'OCDE les plus ouverts aux migrations en provenance des PED sont l'Allemagne, la Suisse et l'Autriche, alors que les moins ouverts sont la France, la République Tchèque, le Portugal et l'Irlande. Le Canada, grand pays d'immigration, accueille plus de migrants de PED que ce qui est prédit par ses caractéristiques, ce qui le différencie de son voisin américain. Néanmoins, la moyenne de leurs indicateurs de politique d'ouverture à l'immigration n'est pas significativement différente de 0, c'est-à-dire que leurs politiques d'ouverture à l'immigration se distinguent peu de la moyenne. Les « nouveaux pays », Australie, Canada, Nouvelle-Zélande, excepté les Etats Unis, apparaissent cependant dans l'ensemble relativement ouverts. A l'inverse et d'une manière générale, les pays du Sud de l'Europe, semblent avoir adopté une politique d'ouverture à l'immigration restrictive vis-à-vis des PED. On peut noter que les pays germanophones se retrouvent en tête du classement, alors que les autres groupes linguistiques, anglais et français, ne se différencient pas significativement.

Tableau 3. Indicateur de politique d'ouverture à l'immigration par pays, moyenne 1992-2001

| Pays | Résidu | Pays | Résidu |
|--------------|-----------|------------|-----------|
| Australie | 0,08 | Italie | -0,02 |
| Autriche | 0,09 | Japon | -0,08 |
| Belgique | -0,07 | Luxembourg | 0,11 |
| Canada | 0,07 | Pays-Bas | 0,04 |
| Rep. Tchèque | -0,24 *** | N-Zélande | 0,05 |
| Danemark | 0,06 | Norvège | 0,01 |
| Finlande | -0,06 | Portugal | -0,18 *** |
| France | -0,14 ** | Suède | 0,07 |
| Allemagne | 0,19 *** | Suisse | 0,12 * |
| Hongrie | 0,10 | RU | 0,01 |
| Irlande | -0,11 | USA | -0,08 |

Notes : Moyennes non pondérées des résidus. **** signifie que la statistique est significativement différente de 0 à 1%, *** à 5%, ** à 10% et * à 15%

¹⁷ Cependant, il apparaît sans doute nécessaire de tester ultérieurement l'impact d'autres facteurs structurels quand la disponibilité des données le permettra. Un certain nombre d'estimations alternatives ont été effectuées et ne rejettent pas la robustesse des résultats ; elles sont disponibles auprès des auteurs.

¹⁸ Il s'agit de comparaison de moyenne avec l'hypothèse d'absence de différence de variance entre les groupes.

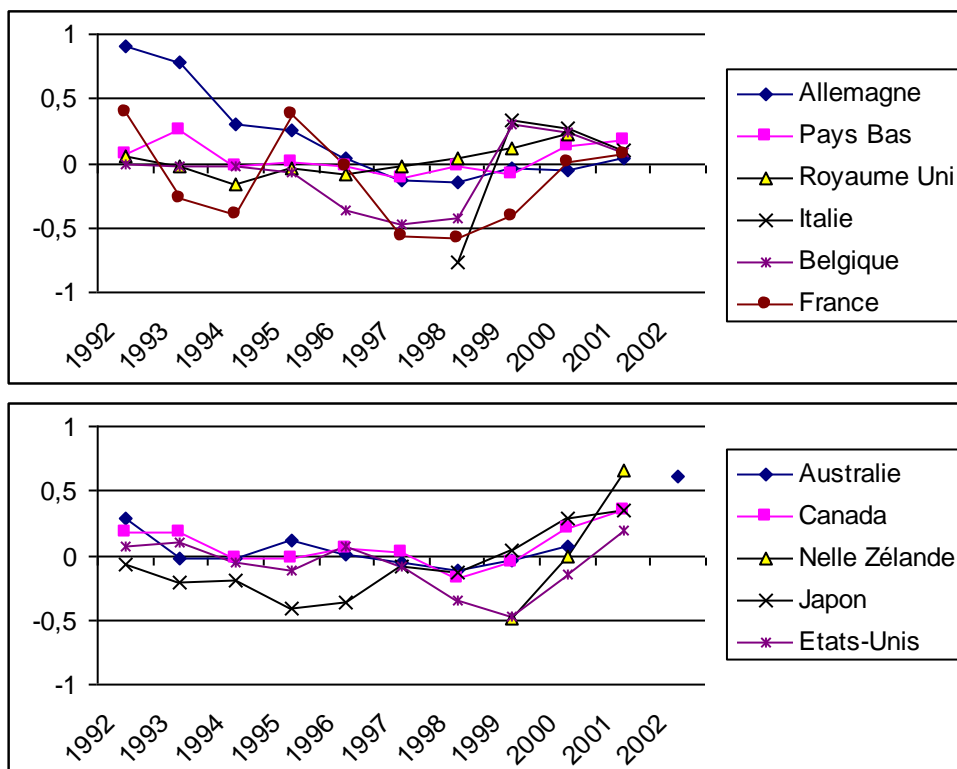
Tableau 4. Indicateur de politique d'ouverture à l'immigration, par année, moyenne des pays

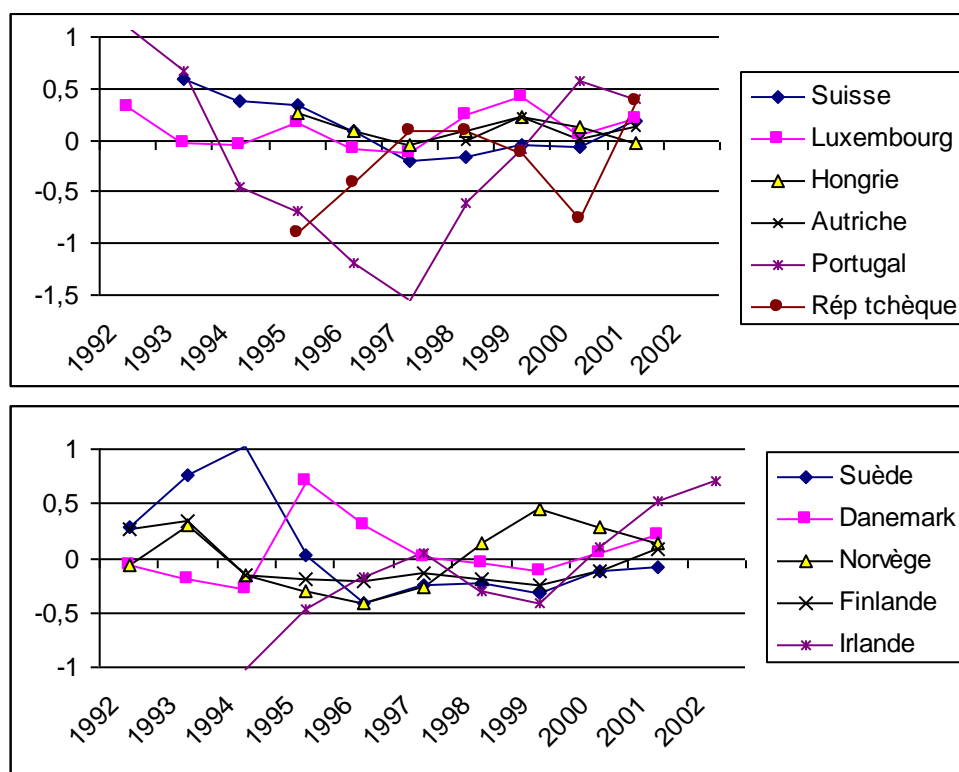
| Années | Résidu | Années | Résidu |
|--------|-----------|--------|------------|
| 1992 | 0,25 **** | 1997 | -0,21 **** |
| 1993 | 0,20 **** | 1998 | -0,16 *** |
| 1994 | -0,08 | 1999 | -0,04 |
| 1995 | -0,05 | 2000 | 0,06 |
| 1996 | -0,16 ** | 2001 | 0,21 **** |

Notes : Moyennes non pondérées des résidus. **** signifie que la statistique est significativement différente de 0 à 1%, *** à 5%, ** à 10% et * à 15%

Dans le tableau 4, l'analyse temporelle montre une fluctuation de la moyenne des politiques d'ouverture à l'immigration des pays de l'OCDE avec une période de moindre ouverture entre 1996 et 1998. Il est intéressant de noter que 2001 apparaît comme une année relativement ouverte. Il est en revanche dommage de ne pas disposer de données suffisantes pour évaluer les restrictions imposées après les attentats du 11 septembre 2001.

Graphique 1. Indicateurs de politiques d'immigration





3 - Comparaison des résultats à ceux d'autres indicateurs.

Nous comparons notre indicateur (PM) aux simples flux d'entrées et à la mesure du CGDEV (pour leur indicateur CDI exposé en section 1). Nous avons mesuré un indicateur de politique d'ouverture à l'immigration pour trois pays qui ne figurent pas dans le classement CDI (Luxembourg, Hongrie et République Tchèque). Nous sommes donc obligés de réaliser une première comparaison ordonnée entre les flux entrants et notre indicateur avec ces trois pays (tableau 5), puis une seconde comparaison entre les flux, notre indicateur et celui du CDI sans ces trois pays (tableau 6).

Tableau 5. Flux d'entrées et Indicateur de Politique d'ouverture à l'immigration (PM) (moyennes sur la période 1992-2001)

| | Flux annuels | | PM | |
|---------------|--------------|--------|----------|--------|
| | (% pop) | (rang) | (valeur) | (rang) |
| Allemagne | 0,72 | 1 | 0,19 | 1 |
| Luxembourg | 0,65 | 2 | 0,11 | 3 |
| Australie | 0,61 | 3 | 0,08 | 6 |
| Autriche | 0,57 | 4 | 0,09 | 5 |
| Suisse | 0,56 | 5 | 0,12 | 2 |
| Canada | 0,51 | 6 | 0,07 | 7 |
| Pays Bas | 0,37 | 7 | 0,04 | 11 |
| Suède | 0,36 | 8 | 0,07 | 8 |
| Nelle Zélande | 0,35 | 9 | 0,05 | 10 |
| Danemark | 0,30 | 10 | 0,06 | 9 |

| | | | | |
|-------------|------|----|-------|----|
| Norvège | 0,30 | 11 | 0,01 | 13 |
| Belgique | 0,25 | 12 | -0,07 | 16 |
| Etats-Unis | 0,24 | 13 | -0,08 | 18 |
| Royaume Uni | 0,22 | 14 | 0,01 | 12 |
| Italie | 0,21 | 15 | -0,02 | 14 |
| Irlande | 0,18 | 16 | -0,11 | 19 |
| Finlande | 0,15 | 17 | -0,06 | 15 |
| Japon | 0,14 | 18 | -0,08 | 17 |
| Hongrie | 0,13 | 19 | 0,10 | 4 |
| France | 0,12 | 20 | -0,14 | 20 |
| Portugal | 0,06 | 21 | -0,18 | 21 |
| Rép tchèque | 0,06 | 22 | -0,24 | 22 |

Sources : calculs des auteurs, OCDE.

Il apparaît dans le tableau 5 que les différences de classements ne sont pas très importantes. La Hongrie et dans une moindre mesure la Belgique sont en revanche classées très différemment. La Hongrie semble en fait n'accueillir que relativement peu de migrants de PED du fait de son éloignement géographique plutôt que d'une politique d'ouverture à l'immigration restrictive. La Belgique montre une ouverture plus faible que celle prédite par ses caractéristiques. S'il est vrai que le classement de chaque mesure se ressemble, notre indicateur présente cependant l'intérêt d'avoir corrigé les flux entrants observés. Ainsi, on remarque que la Suède ou le Danemark ont des politiques d'ouverture à l'immigration plus ouvertes que le Canada, les Pays-Bas ou la Nouvelle-Zélande alors que leurs flux entrants sont proportionnellement à leurs populations moindres.

Tableau 6. Flux d'entrées, Indicateur de Politique d'ouverture à l'immigration et Indicateur du CDI (moyennes sur la période 1992-2001 pour les flux d'entrées et PM)

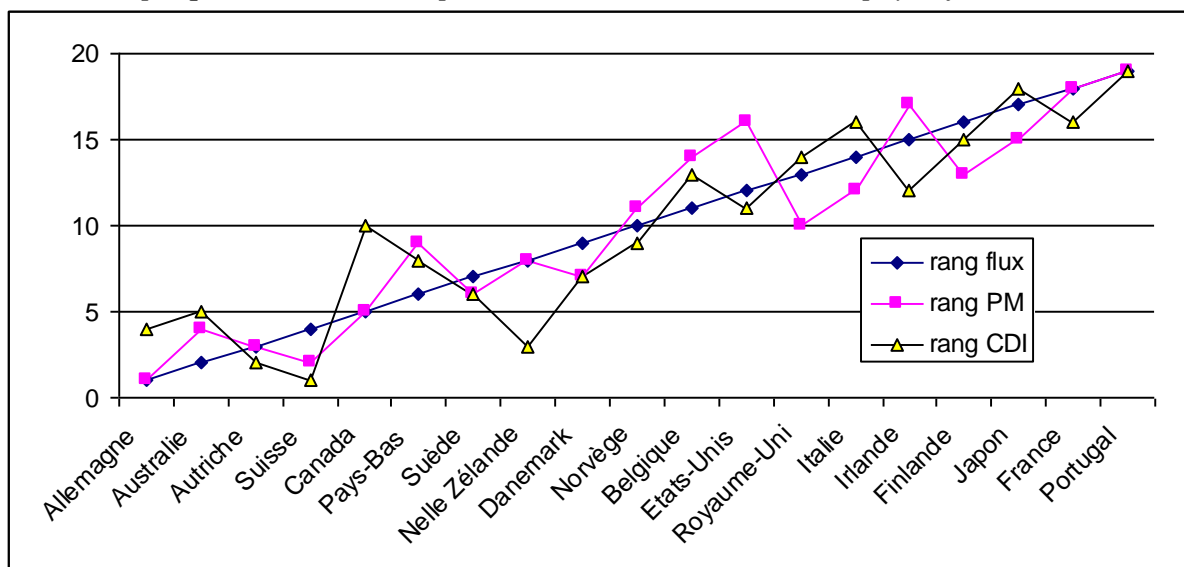
| | Flux | | PM | | CDI | |
|---------------|---------|--------|----------|--------|----------|--------|
| | (% pop) | (rang) | (valeur) | (rang) | (valeur) | (rang) |
| Allemagne | 0,72 | 1 | 0,19 | 1 | 7,8 | 4 |
| Australie | 0,61 | 2 | 0,08 | 4 | 7 | 5 |
| Autriche | 0,57 | 3 | 0,09 | 3 | 9,4 | 2 |
| Suisse | 0,56 | 4 | 0,12 | 2 | 12,1 | 1 |
| Canada | 0,51 | 5 | 0,07 | 5 | 5,3 | 10 |
| Pays-Bas | 0,37 | 6 | 0,04 | 9 | 6,1 | 8 |
| Suède | 0,36 | 7 | 0,07 | 6 | 6,4 | 6 |
| Nelle Zélande | 0,35 | 8 | 0,05 | 8 | 8,9 | 3 |
| Danemark | 0,30 | 9 | 0,06 | 7 | 6,2 | 7 |
| Norvège | 0,30 | 10 | 0,01 | 11 | 5,4 | 9 |
| Belgique | 0,25 | 11 | -0,07 | 14 | 3,6 | 13 |
| Etats-Unis | 0,24 | 12 | -0,08 | 16 | 4,8 | 11 |
| Royaume-Uni | 0,22 | 13 | 0,01 | 10 | 3,1 | 14 |
| Italie | 0,21 | 14 | -0,02 | 12 | 2,1 | 16 |
| Irlande | 0,18 | 15 | -0,11 | 17 | 3,7 | 12 |
| Finlande | 0,15 | 16 | -0,06 | 13 | 2,6 | 15 |
| Japon | 0,14 | 17 | -0,08 | 15 | 1,8 | 18 |
| France | 0,12 | 18 | -0,14 | 18 | 2,1 | 16 |
| Portugal | 0,06 | 19 | -0,18 | 19 | 1,5 | 19 |

Sources : propres calculs, OCDE, CGDEV.

Le tableau 6 permet de comparer notre indicateur PM avec celui du CDI. Si les deux indicateurs présentent des classements ressemblants, des différences existent néanmoins. C'est le cas notamment pour la Nouvelle-Zélande et l'Irlande qui apparaissent beaucoup plus ouvertes pour le CDI que pour notre indicateur, alors que c'est l'inverse pour l'Italie. Ces divergences proviennent en partie du fait que nous n'employons pas exactement les mêmes variables que dans le CDI ¹⁹, mais également que l'indicateur du CDI est une moyenne pondérée de variables de résultats, alors que notre indicateur corrige ces flux des facteurs structurels.

¹⁹ L'indicateur de politique migratoire du CDI est une moyenne pondérée de trois mesures ne se reportant pas aux mêmes années. Par exemple, le CDI 2003 est calculé à l'aide des flux d'immigrants de 2002, des flux d'étudiants de 2001 et des flux de réfugiés de 2000.

Graphique 2. Comparaisons des classements de 19 pays : flux, PM et CDI.



Sources : Calculs des auteurs, OCDE et CGDEV.

4 – Tentatives d’explication de la politique d’ouverture révélée des pays.

Il est certain que des facteurs historiques, culturels, politiques ou économiques influencent les politiques d’immigration des différents pays. La question est alors de savoir si certains de ces facteurs peuvent expliquer les politiques systématiquement. Plus haut, nous avons exclu des facteurs qui ne pouvaient pas être qualifiés de structurels mais qui en revanche pouvaient expliquer les politiques d’ouverture à l’immigration. Nous tentons ici une première exploration du lien entre trois de ces facteurs et l’indicateur de politique d’ouverture à l’immigration. Le premier est le stock initial de résidents d’étrangers ou de résidents nés à l’étranger. En effet, nous avons avancé plus haut que le stock initial pouvait à la fois constituer un facteur positif de migration (effet réseau ou capital social), influencer la politique d’ouverture à l’immigration (capacité d’absorption) ou n’entretenir un lien qu’apparent avec elle (si la politique est inertielle). Les stocks estimés de migrants de pays hors-OCDE pour chaque pays sont reportés dans le tableau suivant²⁰.

²⁰ Les détails sont disponibles auprès des auteurs.

Tableau 7. Indicateur de politique d'ouverture à l'immigration et stock initial de migrants

| | Moyenne Indicateur PM (1992-2001) | Stock initial de résidents étrangers (1991), % pop | Stock initial de résidents nés à l'étranger (1991), % pop |
|---------------|-----------------------------------|--|---|
| Allemagne | 0,19 | 5,1 | NA |
| Suisse | 0,12 | 5,5 | NA |
| Luxembourg | 0,11 | 6,1 | NA |
| Hongrie | 0,10 | 1,2 ^a | 2,6 ^b |
| Autriche | 0,09 | NA | 9,0 ^b |
| Australie | 0,08 | NA | 10,4 |
| Canada | 0,07 | NA | 9,5 |
| Suède | 0,07 | 3,3 | 5,8 ^b |
| Danemark | 0,06 | 2,2 | 2,5 |
| Nelle Zélande | 0,05 | NA | 10,8 ^b |
| Pays Bas | 0,04 | 3,6 | 6,6 ^b |
| Royaume Uni | 0,01 | 1,5 | NA |
| Norvège | 0,01 | 1,9 | 2,5 ^b |
| Italie | -0,02 | 1,2 | NA |
| Finlande | -0,06 | NA | 1,4 ^b |
| Belgique | -0,07 | 3,6 | NA |
| Japon | -0,08 | 0,9 | NA |
| Etats-Unis | -0,08 | NA | 7,1 ^b |
| Irlande | -0,11 | 0,5 ^a | NA |
| France | -0,14 | 4,0 ^a | NA |
| Portugal | -0,18 | 0,8 | NA |
| Rép tchèque | -0,24 | 0,7 ^a | NA |

Notes : (a) 1991 sauf France (1990), Rép Tchèque (1993), Hongrie (1995), Irlande (1996) ; (b) 1991 sauf Autriche (1999), Etats Unis (1990), Finlande (1996), Hongrie (1995), Norvège (1989), Nelle Zélande (2001), Pays Bas (1990), Suède (1993). Sources : calculs des auteurs à partir de données OCDE.

Tableau 8. Groupes des pays classés selon le stock initial et l'indicateur d'ouverture

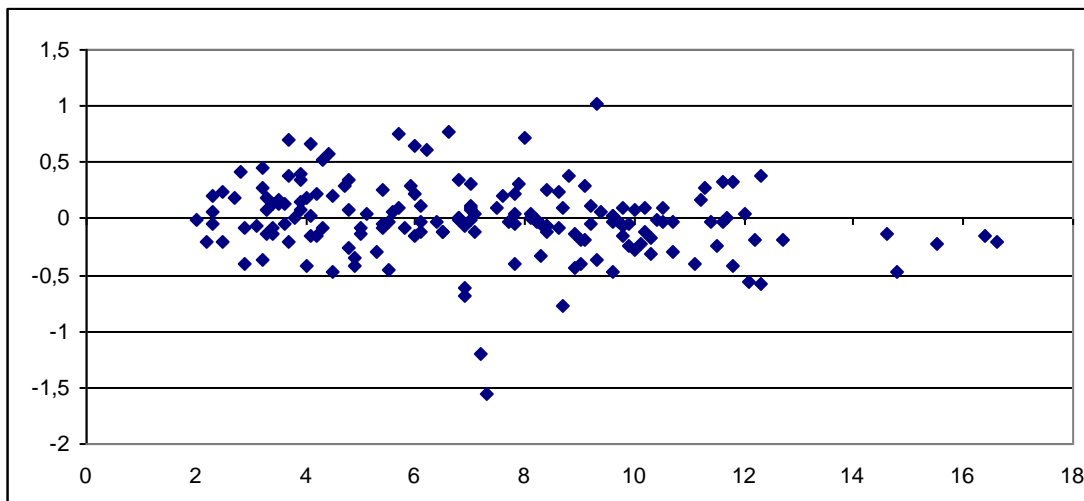
| | Politique relativement fermée Indicateur < 0,02 | Politique relativement ouverte Indicateur > 0,02 |
|---|--|--|
| Stock initial faible (résidents étrangers < 3% ou nés à l'étranger < 5%) | Italie, Finlande, Japon, Irlande, Portugal, République Tchèque, Royaume Uni, Norvège | Hongrie, Danemark |
| Stock initial élevé (résidents étrangers > 3% ou nés à l'étranger > 5%) | Belgique, Etats-Unis, France. | Allemagne, Suisse, Luxembourg, Autriche, Australie, Canada, Suède, Nelle Zélande, Pays Bas |

La relation entre les flux des années 1990 et le stock initial au début de la décennie n'est pas clair. Cependant, les pays historiquement ouverts avant les années 1990, qui par conséquent admettent des stocks initiaux élevés, le demeurent dans les années 1990 (notamment l'Allemagne, la Suisse et le Luxembourg). La France en revanche avec un stock initial relativement élevé pratique une politique très restrictive dans les années 1990.

Comme discuté plus haut, le taux de chômage (ou le taux de croissance économique) est un autre facteur qui pourrait expliquer la position de la politique d'ouverture à l'immigration. Dans le graphique suivant sont confrontés les taux de chômage et les niveaux de l'indicateur de politique d'ouverture à la migration pour chaque observation de l'échantillon. On ne détecte pas de relation significative entre les deux variables.

Enfin, il a été constaté dans certains pays que des gouvernements de droite avaient tendance à appliquer des politiques plus restrictives que des gouvernements de gauche ou du centre. Dans le tableau 8 sont reportés les niveaux de l'indicateur d'ouverture pour les pays. Les périodes où un parti de droite est au pouvoir ou domine la coalition au pouvoir sont surlignées en gris dans le tableau. On ne constate pas non plus de lien clair ce qui est liée au fait que la question de l'immigration n'est pas « politisée » dans tous les pays ; Dans certains pays également, gauche et droite peuvent ne pas se distinguer sur cette question.

Graphique 3. Indicateur d'ouverture et taux de chômage



Notes : Taux de chômage en abscisse et indicateur PM en ordonnées

Tableau 9. Politique d'ouverture et partis politiques au pouvoir

| | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 |
|---------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| Australie | | 0,29 | -0,02 | -0,03 | 0,11 | 0,01 | -0,06 | -0,11 | -0,04 | 0,08 | | 0,61 |
| Autriche | | | | | | | | -0,02 | 0,22 | 0,02 | 0,13 | |
| Belgique | | 0,00 | -0,03 | -0,02 | -0,06 | -0,36 | -0,47 | -0,43 | 0,30 | 0,24 | 0,09 | |
| Canada | | 0,18 | 0,17 | -0,03 | -0,02 | 0,06 | 0,03 | -0,18 | -0,05 | 0,21 | 0,35 | |
| Rép tchèque | | | | | -0,91 | -0,41 | 0,08 | 0,09 | -0,13 | -0,77 | 0,38 | |
| Danemark | | -0,06 | -0,19 | -0,29 | 0,71 | 0,30 | 0,01 | -0,04 | -0,13 | 0,04 | 0,20 | |
| Finlande | | 0,26 | 0,34 | -0,16 | -0,20 | -0,22 | -0,14 | -0,19 | -0,24 | -0,12 | 0,09 | |
| France | | 0,40 | -0,28 | -0,40 | 0,38 | -0,03 | -0,57 | -0,58 | -0,42 | 0,02 | 0,08 | |
| Allemagne | | 0,91 | 0,78 | 0,30 | 0,25 | 0,04 | -0,13 | -0,15 | -0,04 | -0,06 | 0,03 | |
| Grèce | | | | | | | | 0,16 | | | | |
| Hongrie | | | | | 0,26 | 0,09 | -0,04 | 0,09 | 0,22 | 0,12 | -0,03 | |
| Irlande | | | | -1,02 | -0,47 | -0,18 | 0,04 | -0,31 | -0,41 | 0,09 | 0,52 | 0,70 |
| Italie | | | | | | | | -0,76 | 0,33 | 0,27 | 0,10 | |
| Japon | | -0,07 | -0,21 | -0,20 | -0,41 | -0,37 | -0,08 | -0,13 | 0,03 | 0,29 | 0,34 | |
| Luxembourg | | 0,31 | -0,02 | -0,05 | 0,17 | -0,09 | -0,13 | 0,25 | 0,42 | 0,06 | 0,20 | |
| Pays Bas | | 0,07 | 0,25 | -0,03 | 0,00 | -0,02 | -0,11 | -0,03 | -0,08 | 0,13 | 0,18 | |
| Nelle Zélande | | | | | | | | | -0,49 | 0,00 | 0,65 | |
| Norvège | | -0,07 | 0,29 | -0,15 | -0,30 | -0,41 | -0,26 | 0,15 | 0,45 | 0,28 | 0,13 | |
| Portugal | | 1,10 | 0,67 | -0,45 | -0,69 | -1,20 | -1,55 | -0,62 | -0,08 | 0,58 | 0,41 | |
| Suède | | 0,29 | 0,76 | 1,02 | 0,03 | -0,41 | -0,24 | -0,23 | -0,33 | -0,12 | -0,08 | |
| Suisse | | | 0,60 | 0,38 | 0,35 | 0,08 | -0,21 | -0,16 | -0,05 | -0,06 | 0,18 | |
| Royaume Uni | | 0,05 | -0,02 | -0,17 | -0,03 | -0,08 | -0,03 | 0,05 | 0,12 | 0,23 | | |
| Etats-Unis | | 0,07 | 0,10 | -0,06 | -0,11 | 0,07 | -0,08 | -0,36 | -0,47 | -0,15 | 0,19 | |

Notes : en gris les périodes où un parti de droite est au pouvoir. Sources : calculs des auteurs et Banque Mondiale – DPI.

Conclusion

L'objectif était de développer un indicateur de la politique d'ouverture des pays OCDE à l'immigration en provenance du Sud, permettant une comparaison des pays dans le temps.

Nous avons construit un indicateur de politique relative qui mesure l'ouverture en termes quantitatifs (on ne cherche pas à définir une bonne ou une mauvaise politique qui nécessiterait d'introduire des éléments qualitatifs). Nous apportons cependant une amélioration aux indicateurs existants, qui apparaît nécessaire même si elle n'aboutit pas à une modification importante du classement des pays selon leur ouverture apparente à l'immigration. La nouveauté introduite ici est de tenter de corriger les flux observés de migration des facteurs structurels avancés par les théories sur les migrations internationales.

Le pouvoir explicatif du modèle des facteurs structurels est faible et par conséquent le résidu (donc la politique d'ouverture à l'immigration) explique pour l'instant une large part des fluctuations de l'immigration au sein des pays de l'OCDE. Il apparaît sans doute nécessaire de tester ultérieurement l'impact d'autres facteurs structurels quand la disponibilité des données

le permettra. Enfin, une première exploration a montré la difficulté d'expliquer systématiquement la position de la politique d'ouverture à l'immigration dans les pays.

Références

Adams R.H. et Page J., 2005, Do international migration and remittances reduce poverty in Developing Countries ? *World Development* 33, 10, p. 1645-1669.

Araujo C, Brun J-F., Combes J-L., 2004, « Econométrie », Collection « Amphi Economie », Bréal.

Cahuc P., Zylberberg A., 2005, « Le chômage : fatalité ou nécessité ? » Edition revue, Flammarion.

Combes J-L., Combes Motel P., Guillaumont P. et Guillaumont Jeanneney S., 2000, « Ouverture sur l'extérieur et instabilité des taux de croissance », *Revue Française d'Economie*, n° 1.

Clark X., Hatton T.J. et Williamson J.G., 2004, « What explains emigration out of Latin America », *World Development*, 32, 11, p.1871-1890.

Harris J.R., Todaro M.P. , 1970 , « Migration, unemployment and development, a two-sector analysis », *American Economic Review*, vol. 60, pp. 126-142.

Hatton T., Williamson J., 2002, « What fundamentals drive world migration ? », NBER Working Paper 9159.

Lucas R.E.B, 2005, « International Migration and Economic Development », EGDI.

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

Massey S.D., Arango J., Hugo G., Kouaouci A., Pellegrino A., and Taylor J.E., 1993, « Theories of International Migration: A Review and Appraisal » *Population and Development Review* 19:431-66.

Mincer J., 1978, « Family Migration Decisions », *JPE*

Muller T., 2003, Migration, unemployment and discrimination, *European Economic Review* 47, p. 409 – 427

Pedersen P.J., Pytlikova M. et Smith N., 2004, « Selection or network effects? Migration flows into 27 OECD countries, 1990-2000 », *IZA Discussion Paper* n°1104.

Rotte R., Vogler M., 1998, « Determinants Of International Migration : Empirical Evidence For Migration From Developing Countries To Germany », *IZA Discussion Paper* N°12.

Roodman D., 2005, *The Commitment to Development Index: 2005 Edition*, Center for Global Development, août.

Stark O., 1991, « The migration of labor », Cambridge, Mass., USA

Weil P., 1997, « Rapports au Premier Ministre sur les législations de la nationalité et de l'immigration, Paris, La Documentation Française », 1997, 176 pages.

ANNEXE 1 : Tableaux statistiques

Tableau : Statistiques – Variables utilisées

| Variable | | Mean | Std.Dev. | Min | Max | Observations |
|------------|---------|----------|----------|----------|-------------------|----------------|
| Entped1p | overall | .0032263 | .0022387 | .0001155 | .0126207 | N = 193 |
| | between | | .0019482 | .0005531 | .0072012 | n = 23 |
| | within | | .0010515 | .0012794 | .0086458 | T-bar = 8.3913 |
| hdi_hmg | overall | .9113734 | .0302335 | .7994964 | .9550181 | N = 193 |
| | between | | .0292533 | .823794 | .9397669 | n = 23 |
| | within | | .0131972 | .8797784 | .9441514 | T-bar = 8.3913 |
| gnimoypvdp | overall | 3117.194 | 404.2241 | 2476.217 | 3936.529 | N = 193 |
| | between | | 160.1402 | 2989.165 | 3562.617 | n = 23 |
| | within | | 386.0751 | 2509.509 | 3969.821 | T-bar = 8.3913 |
| lang | overall | .5699482 | .6743272 | | 0 2 | N = 193 |
| | between | | .6653478 | | 0 2 | n = 23 |
| | within | | | 0 | .5699482 .5699482 | T-bar = 8.3913 |
| ouvcom | overall | .8294121 | .5257722 | .1546544 | 2.867783 | N = 193 |
| | between | | .4917078 | .178018 | 2.355637 | n = 23 |
| | within | | .1264135 | .4557947 | 1.341559 | T-bar = 8.3913 |
| latmini | overall | 45.33549 | 11.60868 | 12.28 | 60.1 | N = 193 |
| | between | | 11.16502 | 12.28 | 60.1 | n = 23 |
| | within | | | 0 | 45.33549 45.33549 | T-bar = 8.3913 |

ANNEXE 2 : Tests économétriques

Tableau : Test de Hausman

| | Coefficients | | (b-B) Difference | sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E. |
|---|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) eq2 | (B) . | | |
| hdi_hmg | 7.023404 | 10.082 | -3.058599 | 3.315587 |
| gnimoypvdp | .0747922 | -.7451362 | .8199284 | .3903055 |
| ouvcom | -.2778948 | .2825855 | -.5604803 | .4995149 |
| <p>b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg</p> <p>Test: Ho: difference in coefficients not systematic</p> <p>chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 4.20 Prob>chi2 = 0.2412</p> | | | | |

Tableau : Test d'hétéroscédasticité

| Residu ² | MCO |
|---------------------|-------------------|
| hdi_hmg | -2.42 (-3.75) |
| lang | -0.238 (-0.72) |
| gnimoypvdp | -0.013 (-0.08) |
| latmini | -0.002 (-0.03) |
| ouvcom | -0.020 (-0.51) |
| Constante | 0.018 (0.01) |
| Observations | 193 |
| R-squared | 0.10 |
| F(5 ;187) | 4.46 |
| Prob>F | 0.0007 |

Robust t statistics in parentheses
 significant at 10%; ** significant at 5%;
 *** significant at 1%

Tableau : Test d'autocorrélation

| Wooldridge test for autocorrelation in panel data | | |
|---|---|--------|
| H0: no first-order autocorrelation | | |
| F(1;21) | = | 39.693 |
| Prob>F | = | 0.0000 |

ANNEXE 3 : Résultats intermédiaires (estimations Within et Between utilisées dans l'estimation des MCG)

| Entped1p | Within | Between |
|--------------|-------------------|----------------------|
| hdi_hmg | 7.023 (1.67) | 18.050 (12.91)*** |
| lang | | -0.081 (-1.22) |
| gnimoypvdp | 0.075 (0.13) | -1.411 (-1.35) |
| latmini | | -0.792 (-5.73)*** |
| ouvcom | -0.278 (-0.53) | 0.670 (7.78)** |
| Constante | | 10.175 (1.20) |
| Observations | 193 | 193 |
| R-squared | 0.05 | 0.55 |

Robust t statistics in parentheses
 * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

ANNEXE 4 Une évaluation qualitative

Il s'agirait d'établir une checklist sur les variables **de moyens** de la politique migratoire. Cette méthode constituerait une alternative et/ou un complément à l'évaluation quantitative. Cette méthode a été traditionnellement utilisée largement pour l'évaluation de la politique d'ouverture commerciale (Cf l'indicateur de Sachs et Warner) mais également par les auteurs du Commitment to Development Index pour construire l'indicateur de la politique d'incitation à l'investissement des pays du Nord dans les pays du Sud. Ce type d'indicateurs de politique économique peut cependant apparaître discutable à certains égards : la subjectivité du jugement, une comparaison mal aisée des instruments de la politique mise en œuvre entre les pays, un impact non vérifié des instruments sur les résultats, une agrégation arbitraire d'indicateurs d'instruments pour aboutir à un indicateur synthétique. C'est pourquoi cette évaluation pourrait se contenter d'être un complément à l'évaluation d'une politique « révélée » présentée précédemment.

Il s'agirait donc ici « d'interroger » l'appareil législatif de chaque pays par une série de questions (une vingtaine peut-être) et d'établir une notation binaire au regard de chaque question (et d'en faire éventuellement la moyenne). La difficulté est de trouver des questions auxquelles il puisse être répondu sans trop d'ambiguïté (par exemple l'existence de quotas, la différenciation entre qualifiés et non qualifiés, les délais et coût d'obtention d'un visa supérieurs à...). Des points devront être précisés avant de dresser cette liste de questions :

- La diversité des institutions ayant en charge l'élaboration et l'application de la politique (multiplicité des Ministères ayant en charge la politique *versus* un seul Ministère, Voir Van Selm, 2005, GCIM).
- La distinction entre la réglementation pour maîtriser les flux migratoires de celle pour lutter contre la migration illégale. Distinction entre les mesures soumises aux qualifiés / non qualifiés (dont regroupement familial) / étudiants.
- Comment traiter l'espace Schengen, alors que les membres développent des politiques migratoires différentes.

Certaines des questions pourraient reposer sur les éléments suivants :

- Le rythme ou durée d'acquisition de la nationalité du pays (ou droit du sang / droit du sol) ou les régularisations de migrants illégaux n'influencent peut être qu'indirectement les flux de migration. Cependant, ces éléments permettraient d'évaluer les aspects humains de la politique (de par l'amélioration du statut ou des droits des migrants qu'ils entraînent).
- Chaque pays du Nord contrôle fortement ou interdit les migrations des ressortissants de pays « à risque » (indicateur : le nombre de ces pays). A l'inverse, des accords bilatéraux Nord-Sud facilitent les flux migratoires (obtention de visas).
- délais et coûts pour obtenir un visa.
- Les quotas seraient une mesure pertinente de l'ouverture mais tous les pays du Nord n'en imposent pas.
- Les incitations (financières) au retour dans le pays d'origine : un impact ambigu sur les pays du Sud.

Cette évaluation « qualitative » demanderait un grand travail de recherche d'informations documentaires sur les législations des pays, les sources d'information possibles étant :

OCDE, *Tendances des migrations internationales*, Rapports annuels,

Migration Policy Institute, *Country Profiles*,

les **Sites internet gouvernementaux**... pour les documents législatifs des pays... (par exemple : procédure d'obtention de visas).

Un exemple de résultat d'une évaluation qualitative.

Les Nations Unies / Département des Affaires économiques et sociales, publient dans l'annuaire World Population Policies le point de vue des gouvernements en 1976, 1986, 1996 et 2003 sur le niveau d'immigration légale, hors demande d'asile, (trop élevée, satisfaisante, trop faible) et sur les politiques d'immigration mises en place par ces gouvernements (afin d'augmenter, maintenir, ou diminuer l'immigration, ou n'a pas de politique). Ne tient pas compte des politiques envers les immigrants illégaux et les demandeurs d'asile.

Source : <http://www.un.org/esa/population/publications/wpp2003/wpp2003.htm>

Dans les tableaux suivants, on constate qu'en 2003 beaucoup de pays ont abandonné les vues et politiques restrictives de 1996.

| 1996 | Aus | Aut | Bel | Can | Dan | Fin | Fra | All | Gre | Hon | Irl | Ita | Jap | Lux | PB | NZ | Nor | Por | Esp | Sue | Sui | RU | EU |
|-----------------------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| Niveau d'immigration | = | - | - | = | - | = | - | - | - | = | = | = | = | - | - | + | = | = | = | = | - | - | = |
| Politique mise en place | = | - | - | - | - | - | - | - | - | - | = | - | = | - | - | + | - | - | - | - | - | - | = |
| -envers l'installation permanente | = | - | - | - | - | - | - | - | - | - | .. | - | = | .. | - | + | - | - | .. | - | - | - | = |
| -envers les travailleurs migrants | = | - | - | = | - | - | - | - | .. | - | .. | - | + | .. | n | = | - | = | .. | = | - | - | = |
| -envers les dépendants des trav | = | - | - | - | - | n | = | - | .. | n | .. | = | = | .. | = | = | = | = | .. | = | = | - | = |
| -envers l'intégration | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | .. | non | .. | oui | non | .. | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui |

| 2003 | Aus | Aut | Bel | Can | Dan | Fin | Fra | All | Gre | Hon | Irl | Ita | Jap | Lux | PB | NZ | Nor | Por | Esp | Sue | Sui | RU | EU |
|-----------------------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| Niveau d'immigration | = | = | = | + | - | = | - | + | = | - | = | - | = | = | - | - | = | - | - | = | = | + | = |
| Politique mise en place | = | = | = | + | - | = | = | = | - | - | = | - | = | = | - | = | = | - | - | = | = | + | = |
| -envers l'installation permanente | = | = | = | + | - | = | = | - | - | - | = | - | = | = | n | - | = | = | + | = | .. | + | = |
| -envers les travailleurs migrants | + | = | = | + | + | = | = | + | = | - | - | = | = | = | n | = | + | - | - | = | .. | + | - |
| -envers les dépendants des trav | = | = | = | + | - | = | = | - | - | - | = | - | = | .. | = | n | = | - | - | = | .. | + | = |
| -envers l'intégration | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | non | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui | oui |

Notes : vue du gouvernement sur le niveau d'immigration : + trop faible, = satisfaisant, - trop élevée ;

mises en place de politiques d'immigration visant à l' : + augmenter, = maintenir, - diminuer, n pas d'intervention.

Pour les Nations Unis, tous les pays du tableau, sauf le Japon, ont des politiques afin de renforcer l'intégration des étrangers en 2003.

Nota Bene 1 : Le point de vue des gouvernements sur la croissance et la structure de la population est présenté dans la même base.

Nota Bene 2 : Certaines bases non spécialisées peuvent contenir des mesures de certains points de la politique de migration (par exemple : les items « segmentation du marché du travail par origine (ethnie...) » ou « accueil de cadres étrangers » de la base « Profils institutionnels »).

ANNEXE 5 Bases de données sur les migrations internationales

OCDE / Migrations Internationales,

Données publiées dans [Tendances des migrations internationales](#), OCDE, édition 2003

Migration Policy Institute / Migration Information Source / Global data Center

Données pour seulement 15 pays (il manque Belgique, Japon,...), certaines des séries ne sont pas directement comparables. Source : Gouvernement des pays (websites).

OCDE, une base de données comparable sur les populations immigrées dans les pays OCDE (depuis 2003) : des informations détaillées et comparables entre les pays sur le stock d'immigrés autour de l'année 2000 dans les pays OCDE par pays de naissance et degré de qualification (données incomplètes seulement pour Japon et Corée). Source :

http://www.oecd.org/document/47/0,2340,fr_2649_37415_34841519_1_1_1_37415,00.html

Eurostats (données sur les seuls pays européens) : Le site permet de télécharger ses bases de données par requête de 10000 cases maximum (c'est peu), d'où une fastidieuse et longue recherche détaillée. La liste ci-dessous présente les principaux aspects de chaque variable disponible.

- Acquisition de nationalité : tous sauf la France – 2001 – 2002 – 2003
- Demande d'asile par nationalité : Tous les principaux pays selon les années
- Population active par groupe large de nationalité et par sexe : trop peu précis (UE ou non)
- Nombre de travailleurs par nationalité et par groupe large d'âge et par sexe : tous sauf la France et l'Allemagne.
- Flux d'immigration par sexe et pays de dernière résidence : sauf la France, la Belgique, la Grèce, l'Irlande, la Suisse.
- Flux d'immigration par sexe et par nationalité : pour tous les pays mais pas pour les mêmes années
- Flux d'immigration par groupe d'âge et par groupe de nationalité : trop restrictif.
- Flux d'émigration : mêmes variables et mêmes remarques que pour les flux d'immigration.

Banque Mondiale : Les données des WDI 2004 et antérieurs proviennent de l'OCDE (voir ci-dessous) ; WDI 2005 : Stock de population née à l'étranger (2000), Migration nette (2000), Réfugiés par pays d'origine.

Roodman (2005), données utilisées pour le calcul de l'indicateur de politique de migration utilisé dans le CDI , formatée (et utilisée comme telle par Roodman), pour 21 pays.

- Entrée brute d'immigrants non-OCDE (année la plus récente, en % de la population).
- Variation dans le stock d'immigrants non-qualifiés de pays en développement (entre 1990 et 2000, en % de la population, série issue de Docquier et Marfouk)
- part des étudiants non-OCDE dans les étudiants étrangers (2001),
- un indicateur du HCR des Nations Unis mesurant la contribution des pays à l'aide aux réfugiés et demandeurs d'asile (en % du PIB)

Docquier et Marfouk (2005), pour la Banque Mondiale, sur les stocks d'immigrants par pays d'origine et degré de qualification en 1990 et 2000.

Disponible : Stock de migrants selon le pays d'origine présent dans chaque grand groupe de pays receveurs (USA – UE – ASIE): trop restrictif et seulement pour 1990 et 2000.

Après prise de contact, pour obtenir une base plus détaillée, F. Docquier a indiqué qu'il mettrait en ligne les données bilatérales des stocks d'émigrants dans chacun des pays receveurs au cours du second semestre 2006.

UNHCR Statistical Yearbook 2003

Données très complètes sur les réfugiés et demandeurs d'asile, Notamment des indicateurs de capacités et contributions des pays hôtes annuels pour 1994-2003. accessible à partir de leur site <http://www.unhcr.ch/cgi-bin/texis/vtx/statistics>

Références de Sites Internet spécialisés :

Banque Mondiale / Data & Research / International migrations and development :

<http://econ.worldbank.org/external/default/main?menuPK=1572917&pagePK=64168176&piPK=64168140&theSitePK=1572893>

International migration and remittances, Bibliographic ressources :
Pas de données particulières.

GCIM (CMMI) Global Commission on International Migration (Commission Mondiale sur les Migrations Internationales), créée en 2003 par les Nations Unis.

<http://www.gcim.org>

Différents thèmes de recherches et documents, notamment la série Global Migration Perspectives.

IOM (International Organization for Migration):

<http://www.iom.int>

Pas de base de données disponible.
Des publications : rapports, études, périodiques
Publication phare : World Migration 2005

Migration Policy Institute :

Informations générales : <http://www.migrationpolicy.org/>

Profils-pays et données statistiques : <http://www.migrationinformation.org/>

OCDE, thème migrations internationales :

http://www.oecd.org/topic/0,2686,fr_2649_37415_1_1_1_1_37415,00.html

Données Statistiques :

http://www.oecd.org/document/21/0,2340,fr_2649_33931_29173973_1_1_1_1,00.html