



La fuite des cerveaux incite-t-elle la scolarisation ?

Matthieu Boussichas

► **To cite this version:**

| Matthieu Boussichas. La fuite des cerveaux incite-t-elle la scolarisation ?. 2011. halshs-00556929

HAL Id: halshs-00556929

<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00556929>

Submitted on 18 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.

LA FUITE DES CERVEAUX INCITE T-ELLE LA SCOLARISATION ?

Boussichas Matthieu¹

Résumé. L'émigration de travailleurs issus des pays en développement vers ceux dits développés est relativement plus qualifiée que la moyenne mondiale des travailleurs. Ceci engendre pour certains de ces PED une perte directe en capital humain non-négligeable. Une vision "optimiste" (Stark(1997)) vise à imaginer une possible compensation de cette perte par le fait qu'il existerait un phénomène d'incitation à la scolarisation lorsque le taux d'émigration augmente.

Nous construisons un modèle théorique de « *Brain gain* » afin de déterminer si le niveau actuel d'émigration qualifiée des pays en développement est trop élevé, et si l'effet d'incitation imaginé par Stark existe.

Théoriquement, une augmentation de l'émigration des travailleurs éduqués peut-être bénéfique si le taux d'émigration qualifiée reste relativement faible. Il existe un taux optimal qui maximise les bénéfices de ces départs mais les résultats montrent que ce type d'émigration est aujourd'hui trop élevé dans les pays en développement. Ces bénéfices proviennent essentiellement de l'effet du retour des migrants. L'analyse économétrique montre qu'une plus grande ouverture des frontières des pays développés aux travailleurs émigrants qualifiés a un effet nul sur les taux d'inscription dans le secondaire et le supérieur, et un effet négatif sur le niveau d'éducation global des pays en développement. Si nous admettons qu'une augmentation de l'émigration qualifiée peut être bénéfique sous certaines conditions, nous ne soutenons pas l'idée d'un éventuel « *Brain gain* à la Stark ».

Mots-clés : Brain drain, Fuite des cerveaux, Brain gain, Capital humain

Codes JEL : F22, F24, J08, 015

¹ CERDI – 65 bd F. Mitterrand, 63000 Clermont Ferrand – m.boussichas@u-clermont1.fr

1 Introduction

Au regard de la décennie 1990, deux constats s'imposent en termes de migration et d'éducation : la fuite des cerveaux s'est accrue dans les pays en développement mais le niveau d'éducation a néanmoins augmenté.

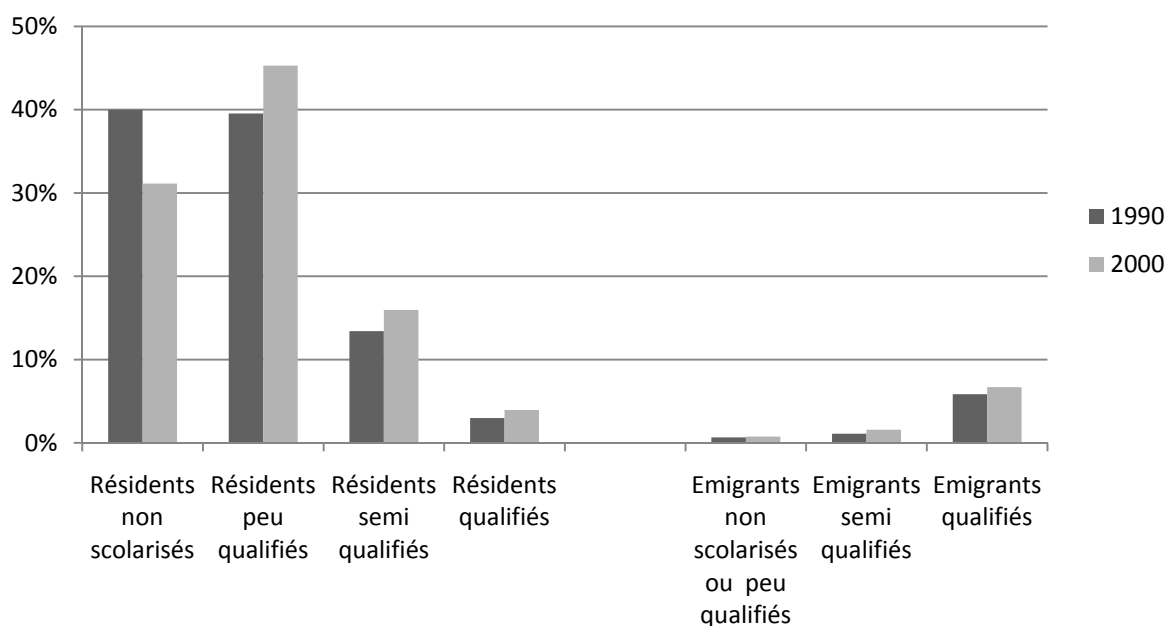
"Les cerveaux s'exportent". D'après l'étude menée par Docquier & Marfouk (2006) sur les taux d'émigration par niveau d'éducation², les travailleurs qualifiés sont proportionnellement beaucoup plus représentés dans les mouvements migratoires. A titre d'exemple, notons qu'en 1990, les immigrants qualifiés constituaient 33% du stock d'immigration de l'OCDE alors que seuls 9,1% des travailleurs dans le monde ont un niveau d'études supérieures. Cette prépondérance de l'émigration qualifiée est valable pour la grande majorité des 190 pays de l'étude et la différence est sensiblement la même en 2000. Le rapport entre le pourcentage de qualifiés parmi les émigrants et le pourcentage de qualifiés parmi la population résidente varie selon les régions du globe. L'Afrique et l'Asie sont créditées des rapports les plus élevés (respectivement 10,5 et 9,2 en 1990, 8,7 et 8 en 2000). Cette étude montre ainsi que l'Amérique Centrale, l'Asie du Sud-est et une grande partie de l'Afrique font face à une émigration qualifiée conséquente. A partir des données de Docquier & Marfouk (2006), nous construisons la partie droite du graphique 1 ci-dessous, laquelle nous montrons qu'entre 1990 et 2000 les taux d'émigration des individus qualifiés et des individus semi-qualifiés ont crû alors que celui des peu ou pas qualifiés a stagné à un niveau extrêmement faible. Cette tendance explique pourquoi le « *Brain drain* » ou « *fuite des cerveaux* » est un sujet récurrent dans l'analyse économique. Défini la plupart du temps comme l'émigration d'une large proportion de travailleurs qualifiés, ce concept est quelque peu subjectif. Nous le définissons dans cet article comme l'effet marginal sur le niveau de capital humain d'une augmentation du taux d'émigration qualifiée.

Le niveau d'éducation progresse dans les pays en développement. Les données issues des études de Barro & Lee (2001) sur la réussite scolaire dans le monde font apparaître que la majorité des pays en développement a bénéficié d'une augmentation de son capital humain durant les années 90. Les données de la partie de gauche du graphique 1 ci-dessous sont

² Barro & Lee (2001) répartissent la population en quatre catégories : les non-scolarisés, les individus ayant un niveau d'éducation primaire (de 1 à 8 années d'études : peu qualifiés), ceux ayant un niveau d'éducation secondaire (entre 9 et 12 années : semi-qualifiés), et ceux ayant un niveau d'éducation supérieure (au delà de 12 années : qualifiés).

extraites de cette étude (elles ne tiennent compte que de la population résidente âgée de plus de 25 ans). Il apparaît que si les individus ayant un niveau scolaire élevé sont les moins nombreux, leur part dans la population résidente a augmenté entre 1990 et 2000. Il en va de même pour les deux autres niveaux de qualifications, au détriment de la part des individus non scolarisés. On peut ainsi en déduire une augmentation du niveau général de capital humain dans les pays en développement entre 1990 et 2000.

Graphique 1 : Taux d'émigration et répartition de la population résidente selon le niveau de qualification en 1990 et 2000 dans les pays en développement.



Le constat statistique descriptif semble clair mais peut apparaître paradoxal : en dix ans, les travailleurs qualifiés des pays en développement ont beaucoup émigré, mais le niveau d'éducation de la population active de la plupart de ces pays tend à s'accroître sous l'impulsion, entre autres, d'une augmentation des qualifiés. Y aurait-il alors un effet positif de l'émigration qualifiée sur la scolarisation des enfants et sur la motivation des étudiants à prolonger leurs études ?

L'analyse entreprise dans cet article tente de définir quelles politiques migratoires peuvent être mises en place pour soutenir les systèmes éducatifs des pays en développement dans un contexte où la fuite des cerveaux est susceptible de les handicaper. Pour cela, deux questions sont posées. La première porte sur le sens de la politique migratoire de chaque pays si l'on veut améliorer le niveau de capital humain des pays en développement. Nous cherchons donc à savoir si les flux d'émigration qualifiée doivent augmenter ou diminuer. La seconde

question porte sur le type de politique migratoire favorisant le développement éducatif. En déterminant quels effets bénéfiques de l'émigration jouent le plus, une politique migratoire sera orientée soit vers une politique incitative de retour des migrants ou soit vers une politique favorisant l'incitation à la scolarisation. Ainsi la seconde question posée est de savoir si l'effet positif d'incitation de l'émigration sur la scolarisation existe ou non.

Après une brève revue de littérature sur l'effet d'incitation, nous construisons dans la section 3 un modèle théorique des déterminants du niveau global d'éducation d'un pays. Nous procédons ensuite à une simulation du modèle (section 4) afin d'analyser l'impact d'une augmentation de l'émigration qualifiée. La section 5 est une analyse de la même question à travers une étude économétrique dans laquelle nous testons l'impact de l'émigration qualifiée sur le taux de scolarisation et sur le niveau de capital humain. La dernière section est consacrée à la conclusion.

2 Littérature : L'approche dite "hétérodoxe"

Au cours des quinze dernières années s'est développé un courant de pensée relatif à l'économie des migrations venant prendre à contre pied l'idée classique selon laquelle la fuite des cerveaux est forcément néfaste pour les pays en développement. Cette approche dite « hétérodoxe »³ essaie d'appréhender le phénomène migratoire avec un brin d'optimisme plus prononcé.

Parmi les possibles sources de « *Brain gain* », on en trouve trois particulièrement développées dont deux peuvent avoir un effet direct sur le niveau agrégé de capital humain: l'effet du retour des migrants et l'effet d'incitation de l'émigration sur la scolarisation. Les transferts d'argent envoyés par les migrants depuis l'étranger constituent la troisième source du « *Brain gain* ».

Premièrement, l'effet du retour des migrants temporaires peut être positif si ces derniers bénéficient d'une productivité accrue grâce au surplus de connaissances acquises à l'étranger et si la société peut tirer profit de ce gain. C'est l'idée défendue par Postel-Vinay & Dos Santos (2000) qui développent un modèle dans lequel les travailleurs peuvent librement choisir d'émigrer et de revenir ou rester à l'étranger. Acquérir un niveau minimum

³ Faini (2002) emploie le mot "révisionniste"

d'éducation est nécessaire pour qu'émigrer soit intéressant compte tenu des coûts de migration. Les auteurs trouvent qu'un pays en développement dont les émigrants sont libres de leurs mouvements peut bénéficier du départ d'une partie de ses travailleurs qualifiés si certains de ces derniers reviennent avec de plus amples connaissances.

Deuxièmement, l'impact de la production d'externalités positives par l'émigration sur la scolarisation : dans une économie où la croissance est en inadéquation avec son potentiel, le rendement de l'éducation est probablement bas; cela limite donc l'incitation à s'éduquer et ainsi la croissance future, puisque l'éducation en est le principal moteur. Cependant, étant donné que le rendement de l'éducation est plus élevé à l'étranger, migrer pour s'instruire peut sembler intéressant. Néanmoins, comme il existe des restrictions à l'immigration peu qualifiée dans les pays hôtes, migrer peut nécessiter d'acquérir un certain niveau d'éducation minimum et par conséquent inciter les gens à élever leur niveau d'éducation. D'où l'idée d'externalités positives induites par la migration sur le niveau moyen d'éducation : c'est le « *Brain effect* » (Mountford (1997), Stark & al. (1997)) . Cette notion introduit donc une forme de « *Brain gain* ». Stark n'a pas réellement démontré la validité empirique de son idée. Son modèle se contente simplement de l'introduire ce qui lui permet d'émettre l'hypothèse d'un « *Brain gain* ». Mountford démontre de façon théorique la possibilité d'un tel « *Brain gain* » sous conditions (faible émigration et fortes différences salariales entre les pays sources et hôtes). En considérant que l'aptitude à apprendre est distribuée de façon uniforme au sein de la population, que le salaire d'un individu est fonction de son niveau d'étude lui même induit par sa capacité d'apprentissage, et que la scolarisation a un coût, Mountford détermine l'aptitude à apprendre minimale qu'un individu doit posséder afin de tirer profit de l'acquisition d'éducation. En ajoutant le fait qu'émigrer n'est possible que pour un individu éduqué, que cette émigration est néanmoins incertaine et que le rendement de l'éducation est supérieur à l'étranger, Mountford détermine le seuil minimal d'aptitude à apprendre engendrant un bénéfice espéré de l'acquisition d'éducation et en déduit le niveau d'éducation national. Ce bénéfice incertain mais néanmoins possible incite une partie des individus à acquérir de l'éducation qu'ils n'auraient pas acquise sans la possibilité de migrer. Il y a donc « *Brain gain* » si l'existence ou l'augmentation de l'émigration entraîne un accroissement du niveau d'éducation.

Beine & al. (2002, 2003) ont développé le travail de Mountford. Leurs travaux sont basés sur un modèle similaire mais ils procèdent à une analyse empirique qui établit qu'une fuite des

cerveaux bénéfique peut-être envisageable. En considérant que l'investissement en éducation est relativement élevé dans une économie sans migration, la fuite des cerveaux ne peut être bénéfique si les migrants sont essentiellement sélectionnés parmi ceux qui auraient de toute façon investi dans l'éducation même sans opportunité de migration. En revanche, un « Brain Drain » bénéfique est possible si la probabilité de migrer est assez élevée pour inciter les gens à s'éduquer tout en restant inférieure à une certaine limite pour éviter le « Drain effect ». Enfin, si l'investissement en capital humain est relativement faible, ce qui correspond à une économie où le taux de croissance est faible en l'absence de migration (Beine & al. (2001; 2003) rapprochent ce cas à celui de trappe à développement), alors un « Brain Drain » bénéfique est possible à condition que la probabilité de migrer ne soit pas trop élevée.

Le manque de données statistiques reste aujourd'hui le talon d'Achille de la macroéconomie des migrations. Une des principales variables défaillantes étant le taux d'émigration par niveau d'éducation, il existe très peu d'études empiriques d'ordre macroéconomique concernant les effets de l'émigration qualifiée sur le niveau d'éducation des pays sources. Néanmoins, quelques auteurs ont cherché à pallier ce manque de données. Carrington et Detragiache (1998) ont calculé des taux d'émigration selon le niveau d'instruction. Pour ce faire, ils ont considéré l'ensemble des immigrés comptabilisés sur le sol américain lors du recensement de 1990. Ils ont ainsi obtenu des données pour 61 pays et 3 niveaux d'éducation⁴. Le détail de la méthode de calcul de ces taux se trouve en annexe page 49. Ces données ont permis les premiers tests empiriques de la théorie dite « hétérodoxe ».

Parmi les rares études économétriques réalisées sur ce sujet, Faini (2002) a étudié le lien possible entre fuite des cerveaux et taux de scolarisation dont il analyse les déterminants macroéconomiques. Parmi ces déterminants figure une mesure de la probabilité de migrer pour les travailleurs qualifiés afin de capter ce qu'il appelle le « Brain Gain ». Faini considère ainsi les taux d'émigration par niveau d'éducation de Carrington et Detragiache pour appréhender cette probabilité. De cette façon, il distingue 2 groupes éducatifs : secondaire et supérieur. Dans une première régression sur les travailleurs qui n'ont qu'une formation secondaire, il trouve qu'une augmentation de leur probabilité de migrer n'augmente pas le taux de scolarisation dans le secondaire. En revanche, une même augmentation pour les travailleurs de formation supérieure a un effet positif et significatif sur le taux de scolarisation dans le secondaire. Faini en conclut donc qu'une augmentation du rendement du plus haut

⁴ Les trois cités précédemment

niveau d'éducation incite les gens à acquérir au moins le niveau inférieur. La seconde régression considère les étudiants : ses résultats montrent que le niveau de scolarisation dans le supérieur est négativement influencé par une augmentation de la probabilité de migrer des travailleurs qualifiés. Faini explique cela par le fait que les étudiants doivent être incités à partir dans un pays hôte dès qu'ils le peuvent afin d'augmenter leur chance d'admission définitive dans ce pays. Enfin, en considérant les deux groupes ensemble, les résultats de l'auteur deviennent insignifiants. Cependant, l'analyse économétrique de Faini ne se base que sur une trentaine d'observations avec des données peu fiables, sur une seule année, ne considère pas l'éventuel problème d'endogénéité et n'utilise que le PIB par habitant comme variable de contrôle. Ceci nous incite à reprendre cette analyse afin de l'améliorer.

De ces régressions, Faini en déduit que le possible effet positif de l'augmentation de la probabilité de migrer des travailleurs très qualifiés sur le taux de scolarisation du secondaire est compensé par l'effet négatif sur celui des travailleurs du supérieur. Ainsi, en ne considérant pas les transferts d'argent des migrants, il n'y aurait pas d'effet global positif dû à la fuite des cerveaux. Il ne confirme donc pas la théorie de Stark & al. (1997), ni les conclusions de Beine & al. (2003) qui trouve grâce aux données de Carrington et Detragiache que l'impact de l'émigration globale sur l'investissement en capital humain est significativement positive (confirmant ainsi son intuition théorique d'une possible fuite des cerveaux bénéfique).

A la lecture de cette revue de littérature, il apparaît que les avis quant aux effets de l'émigration qualifiée sur le niveau d'éducation restent flous, les résultats théoriques et empiriques partagés, voire contradictoires. L'apport de cet article est de construire un modèle à la fois de migration et d'éducation à partir de la décision individuelle de chaque agent, de simuler l'effet d'une augmentation marginale du taux d'émigration et de tester empiriquement l'effet d'incitation par des données plus récentes, une méthodologie plus élaborée et donc plus robuste, afin de donner plus de crédit à l'une ou à l'autre de ces deux visions contradictoires.

3 Le modèle théorique

L'objectif de cette section est de construire un modèle de « *Brain gain* » permettant de mettre en relief les deux effets cités dans l'introduction afin de mesurer celui imaginé par Stark, d'en commenter la validité, et de répondre à la question posée dans le titre au cours des sections suivantes. Pour cela, le cadre théorique élaboré s'inspire de modèles utilisés dans les papiers cités précédemment, comme celui de Beine & al. (2003) pour l'effet d'incitation, et comme celui de Domingues Dos Santos & Postel-Vinay (2000) pour l'effet de retour.

Le but de l'étude théorique est de déterminer le sens de l'impact d'un accroissement de l'émigration qualifiée (m) sur le niveau d'éducation (β). Ainsi, nous construisons une équation d'éducation dans laquelle le niveau d'éducation β est implicitement défini en fonction de plusieurs déterminants dont le taux d'émigration qualifiée m . Le principe de ce modèle est de procéder à une différenciation implicite de β par rapport à m à partir d'une équation de formation de capital humain.

3.1 Le niveau d'éducation β

Nous définissons le niveau d'éducation β à partir du rapport Q entre la population qualifiée présente (H_q) et la population totale présente ($H_o + H_q$) dans le pays source :

$$\beta(m) = 1 + Q(m) = 1 + \frac{H_q(m)}{H_o(m) + H_q(m)} \quad (1)$$

Cette mesure présente l'avantage d'être simple et relativement représentative même si elle met davantage l'accent sur la quantité que la qualité⁵. Déterminer β nécessite de mesurer les populations non qualifiée H_o et qualifiée H_q . Celles-ci sont le résultat du choix d'éducation de chaque individu. Chacun peut donc s'éduquer ou non. Ce choix est dépendant de la différence entre les gains engendrés par un niveau de qualification plus élevés et les coûts d'éducation. Dans ce modèle proposé ici, le rendement de l'éducation dépend, entre autres, de l'opportunité de migrer (voir page 9) : nous faisons l'hypothèse que la rémunération est supérieure à l'étranger et que le taux d'émigration est une probabilité d'émigrer. Ainsi, si l'individu migre, il augmentera son espérance de revenu (voir page 10). Bien entendu, migrer a un coût. Dans le modèle développé par Domingues Dos Santos & Postel-Vinay (2000) il

⁵ Néanmoins, nous pondérons plus loin l'importance de chaque type d'éducation de façon différenciée afin de tenir compte de la différence de valeur de chaque niveau d'éducation

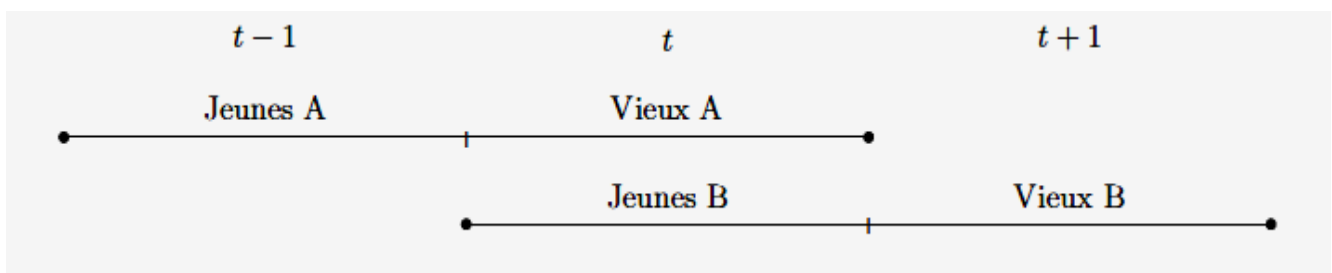
existe un arbitrage entre les gains et les coûts de migration. Ainsi, un individu choisit à priori entre ne pas migrer, migrer temporairement ou migrer de façon permanente : la comparaison de l'utilité engendrée par chaque situation permet de déterminer la préférence de chaque individu. Ici, la proportion d'individus qui aura choisi de suivre des études et qui sera néanmoins présente dans le pays source dépendra du type de migration préféré.

Nous construisons ainsi une équation de formation de capital humain à partir du choix auquel chaque individu doit faire face : s'éduquer ou non en fonction du bénéfice espéré engendré par les possibilités de migration.

3.2 Les hypothèses

3.2.1 La population

Nous considérons un modèle à générations imbriquées. La vie d'un individu est composée de deux périodes au cours desquelles il travaille et peut migrer. Il s'éduque en première période et peut acquérir deux sortes d'éducation (au lieu d'une seule pour Beine (2002, 2003) : secondaire (niveau 1) ou supérieure (niveau 2); sinon, l'individu sera non éduqué (niveau 0). Ainsi, à un moment donné t du temps, deux générations différentes se côtoient : les "jeunes" et les "vieux". Nous considérons donc que la population totale est composée de 2 sous-populations A et B telles que la sous-population A soit dans sa deuxième moitié de vie, et la sous-population B dans sa première :



Ainsi, la sous-population A est née en $t - 1$ et la sous-population B en t .

3.2.2 Rendement de l'éducation

De façon assez standard, Beine & al. (2003) considèrent l'idée de Stark par le fait que le rendement de l'éducation (rel) est augmenté en cas d'opportunité de migration. La population qualifiée Hq dépend donc du taux d'émigration. Ce rendement espéré de l'éducation est

simplement une somme pondérée du revenu à l'étranger (R^*) et de celui dans le pays source (R^k), diminué des coûts d'éducation $\alpha(x)$ définis page 11 :

$$rel = mR^* + (1 - m)R^k - \alpha(x) \quad (2)$$

Ainsi, l'acquisition d'éducation est déterminée par l'arbitrage entre le gain espéré et le coût de l'éducation.

3.2.3 Espérance de revenu et espérance d'utilité

Le but d'un individu est de maximiser son utilité intertemporelle U définie comme la somme de sa consommation en première (c_t) et seconde période (c_{t+1}). Le niveau de consommation (c_t) est égale au revenu (R_t) (il n'y a donc pas d'épargne), soit :

$$U = c_t + \frac{c_{t+1}}{1+r} = R_t + \frac{R_{t+1}}{1+r} \quad (3)$$

avec r le taux de dépréciation temporelle.

Pour maximiser son utilité, l'individu i peut essayer de migrer. Il peut choisir librement d'être candidat à une migration temporaire, en première ou deuxième période, ou permanente. Pour ce dernier cas, l'individu doit obligatoirement avoir acquis un niveau d'études supérieures. Ceci traduit la préférence des pays hôtes pour une immigration qualifiée. Nous faisons l'hypothèse que chaque individu n'a pas d'appréhension vis-à-vis de la migration et souhaite migrer. Il est capable de déterminer à priori quel type de migration (temporaire ou permanent) est mieux pour lui⁶. Le taux de migration est considéré comme exogène c'est-à-dire déterminé par la politique migratoire des pays receveurs. Par conséquent, un candidat à la migration sera contraint de raisonner en termes d'espérance d'utilité, soit :

$$E(U) = E(R_t) + \frac{E(R_{t+1})}{1+r} \quad (4)$$

Espérance de revenu. Le revenu dépend du salaire w et de l'aptitude à apprendre individuelle a_i . Ainsi, plus un individu sera doté d'une capacité d'apprentissage importante,

⁶ Ce choix peut changer au cours de sa vie (si les conditions de migration ou les opportunités de rester dans le pays d'accueil évoluent) mais pas l'éducation acquise. Le changement d'éléments "une fois sur place" peut en revanche modifier le taux de retour parmi les migrants par rapport à ce que prévoit à priori le modèle. Nous faisons l'hypothèse que ces changements sont minimes comparés à ce que prévoient les individus à priori.

plus son revenu sera élevé. Le salaire évolue au cours du temps au taux ρ : $w_{t+1} = w_t(1 + \rho)$ avec $0 \leq \rho \leq 1$.

Le coût d'éducation $\alpha(x)$ est proportionnel au salaire w et au niveau d'éducation j ; ainsi, plus les études sont longues, plus le coût est élevé. Chacun des trois niveaux d'éducation j engendre un coût différent α_j tel que :

$$\alpha_j = w\gamma_j \quad (5)$$

avec j le niveau d'éducation ($j = \{0; 1; 2\}$), $0 = \gamma_0 < \gamma_1 \leq \gamma_2 \leq 1$

Etant donné que migrer n'est pas un choix exclusivement individuel, le revenu à l'étranger ne peut-être qu'espéré. Ainsi, un candidat à l'émigration va devoir calculer l'espérance de revenu compte tenu de ses chances de quitter son pays. Si à cela on ajoute les coûts C et les bénéfices B de l'émigration, on obtient le revenu espéré à l'étranger :

$$E(R_t) = m_t(w_t(a_i - \gamma_j) + B - C) + (1 - m_t)w_t(a_i - \gamma_j) \quad (6)$$

Les bénéfices de l'émigration proviennent essentiellement de la différence salariale. Un individu résidant dans un pays riche bénéficie d'un environnement « éducatif et culturel » plus important, ce qui le rend plus productif et donc mieux rémunéré. On fait l'hypothèse simplificatrice que cette différence salariale est proportionnelle à l'écart de niveau d'éducation entre les deux pays. Soit $\frac{\beta^{PI}}{\beta^k}$, le ratio du niveau d'éducation dans le pays hôte avec celui dans le pays d'origine. A travail égal, un migrant résidant dans le pays hôte sera ainsi rémunéré $\frac{\beta^{PI}}{\beta^k}$ fois plus que s'il résidait dans le pays source. La segmentation de certains marchés du travail selon le type de travailleur (migrant ou autochtone) et le déclassement provisoire des migrants qualifiés font que la rémunération moyenne sur une période est moindre pour les migrants que pour les autochtones (à qualifications égales). Cependant, en prenant une différence moyenne de rémunération pour les migrants entre le pays source et celui d'accueil, nous ne faisons que considérer une différence salariale pour l'individu migrant et non une différence entre le salaire des ressortissants du pays d'accueil et celui des ressortissants du pays source. Ainsi, il se peut que la différence entre la rémunération des natifs du pays d'accueil (dans le pays d'accueil) et celle des natifs du pays source (dans le pays source) soit plus forte que la simple différence de capital humain entre les deux pays (nous excluons le fait que cette différence puisse être plus faible) et donc plus forte que la différence entre la rémunération du migrant dans le pays d'accueil la rémunération qu'il aurait

dans son pays de départ. Ainsi, l'hypothèse que le migrant ne gagne pas forcément autant que l'autochtone ayant la même qualification (mais néanmoins $\frac{\beta^{PI}}{\beta^k}$ fois plus à l'étranger que chez lui) nous permet de ne pas exclure l'éventuel déclassement des migrants et la possible segmentation des marchés du travail. Il se peut que la différence de rémunération pour le migrant entre ce qu'il aurait dans son pays et ce qu'il a dans le pays d'accueil soit moindre au début (pour les raisons invoquées précédemment), puis évolue à son avantage : $\frac{\beta^{PI}}{\beta^k}$ ne représente qu'une moyenne de cette différence sur toute sa période de migration.

Il existe également un phénomène d'apprentissage à l'étranger : l'individu migrant durant la première période de sa vie bénéficie en seconde période d'un surplus de connaissances individuelles acquises à l'étranger, qu'il soit permanent ou simplement temporaire. On considère que plus la part de gens éduqués dans la population du pays hôte est relativement grande par rapport à celle du pays source, plus le migrant acquiert un surplus de connaissances conséquent dont il bénéficiera le restant de sa vie. Ce surplus de connaissances correspond par exemple à un apprentissage de nouvelles techniques de travail, d'une culture générale accrue, etc. Ceci vient donc augmenter la productivité de l'individu migrant. Soit h ce bénéfice tel que $h = \frac{Q^{PI}}{Q^k}$ avec Q^{PI} la proportion de gens éduqués dans le pays receveur, Q^k celle dans le pays d'origine et $h \geq 1$. Comme le salaire est théoriquement proportionnel à la productivité, h est un coefficient multiplicateur du revenu espéré.

Nous considérons qu'un migrant fait face à 2 types de coûts : un coût de la vie plus élevé dans le pays hôte et un coût d'intégration. A l'instar de Domingues Dos Santos & Postel-Vinay (2000), la différence du coût de la vie entre un pays source et un pays receveur diminue le bénéfice de la migration. Soit un indice μ ($0 \leq \mu \leq 1$) représentant cette différence. Les travaux de Nelson & Phelps (1966) montrent une plus grande capacité des plus éduqués à traiter l'information sur le marché du travail. Le coût serait donc moins élevé pour ceux qui jouissent d'une plus forte aptitude à apprendre a_i . Le coût de migration est simplement la moyenne arithmétique de ces deux paramètres compris entre 0 et 1 tel que :

$$C = w_t \left(1 - \frac{\mu + a_i}{2}\right) \quad (7)$$

avec $0 \leq \mu a_i \leq 1$. Ces coûts ne disparaissent pas à la période suivante en cas de migration permanente.

Espérance d'utilité. Puisqu'il existe plusieurs types (l) de migration possibles (migrant temporaire en première ou seconde période (T_t ou T_{t+1}), migrant Permanent (P)) et trois niveaux d'éducation j , il convient de définir l'espérance d'utilité $E(U_j^l)$ pour chacun de ces types.

Si un individu migre uniquement lorsqu'il est jeune, il bénéficie le temps de sa migration d'une productivité supérieure et engrange des connaissances dont il bénéficiera durant la seconde période de sa vie dans son pays. Etant donné qu'il a pu migrer, il a du payer son éducation et assumer un coût de migration. Un migrant potentiellement temporaire est une personne qui choisit d'être candidate à la migration mais qui, compte tenu de l'incertitude quant à la réalisation de cette migration, doit raisonner en termes d'espérance de revenu et d'utilité puisqu'une partie seulement des candidats sera retenue par le pays hôte. Par conséquent, il doit tenir compte du fait que son revenu en seconde période est subordonné à sa situation migratoire de première période: si, étant jeune, il est finalement retenu comme migrant, il ne gagnera pas la même chose en seconde période qu'en ne migrant pas puisque la migration apporte un surplus de productivité par l'acquisition de connaissances à l'étranger. De plus, s'il n'est pas retenu comme migrant étant jeune, il sait qu'il pourra tenter de migrer plus tard (une fois vieux). Cette possibilité joue également un rôle dans sa décision de s'éduquer puisque ceci n'est possible que durant la première période de sa vie. Néanmoins, s'il a déjà été refusé une fois, il est possible que ses caractéristiques ne correspondent pas à ce que désirent les pays hôtes. De ce fait, sa probabilité de migrer dans la seconde moitié de sa vie⁷ est minorée par un coefficient de pondération ϕ tel que $0 \leq \phi \leq 1$.

Ainsi, pour un individu de la sous-population B, jeune en t , l'utilité espérée d'une migration temporaire est (**équation 8**) :

$$E(U_j^{T_t}) = m_{j,t} \left(w_t \left(a_i \frac{\beta^{PI}}{\beta^k} - \gamma_j - 1 + \frac{\mu + a_i}{2} \right) \right) + (1 - m_{j,t}) \left(w_t (a_i - \gamma_j) \right) \\ + \frac{m_{j,t} (w_t (1 + \rho) a_i h) + (1 - m_{j,t}) (\phi m_{j,t} \left(w_t (1 + \rho) \left(a_i \frac{\beta^{PI}}{\beta^k} - 1 + \frac{\mu + a_i}{2} \right) \right) + (1 - \phi m_{j,t}) (w_t (1 + \rho) a_i))}{1 + r}$$

⁷ Nous considérons que les individus évaluent leur espérance de revenu de seconde période selon les taux de migration de première du fait de leur impossibilité de connaître quels seront ces taux lorsqu'ils seront vieux.

Si ce même individu ne souhaite à priori migrer que durant la seconde période de sa vie ($t + I$), il doit s'acquitter des coûts d'éducation en première période (t) et de migration en seconde. Durant cette dernière, il bénéficie d'un salaire plus important à l'étranger mais pas du phénomène d'apprentissage. D'où l'équation 9 suivante :

$$E(U_j^{t+1}) = w_t(a_i - \gamma_j) + \frac{m_{j,t} \left((1 + \rho) w_t \left(a_i \frac{\beta^{PI}}{\beta^k} - 1 + \frac{\mu + a_i}{2} \right) \right) + (1 - m_{j,t})(w_t(1 + \rho)a_i)}{1 + r}$$

Enfin, s'il préfère à priori migrer toute sa vie, il est considéré comme un candidat à une migration permanente. S'il réussit (étant jeune, en t), il bénéficie en seconde période ($t + I$ pour la sous-population B) des connaissances acquises à l'étranger en première période et d'un environnement plus productif. S'il échoue, il a la possibilité de retenter de migrer en seconde période. Ainsi, on obtient l'équation 10 suivante :

$$\begin{aligned} E(U_j^p) = & m_{j,t} \left(w_t \left(a_i \frac{\beta^{PI}}{\beta^k} - \gamma_j - 1 + \frac{\mu + a_i}{2} \right) \right) + (1 - m_{j,t})(w_t(a_i - \gamma_j)) \\ & + \frac{m_{j,t} \left((1 + \rho) w_t \left(a_i \frac{\beta^{PI}}{\beta^k} h - 1 + \frac{\mu + a_i}{2} \right) \right)}{1 + r} \\ & + \frac{(1 - m_{j,t})(\emptyset m_{j,t} \left(w_t(1 + \rho) \left(a_i \frac{\beta^{PI}}{\beta^k} - 1 + \frac{\mu + a_i}{2} \right) \right) + (1 - \emptyset m_{j,t})(w_t(1 + \rho)a_i))}{1 + r} \end{aligned}$$

Un individu de la sous-population A effectue la même analyse en $t - I$.

3.3 Répartition de la population selon le type de migration

Chaque individu décide de s'orienter vers le type de migration qui lui procure la plus grande espérance d'utilité en fonction de son aptitude à apprendre individuelle a_i . Toutes choses égales par ailleurs, dans une comparaison entre les espérances d'utilité de deux types de migration l_j distincts, le seuil de capacité d'apprentissage pour lequel un individu n'a pas de préférence est noté $a^{l_j - l_j}$.

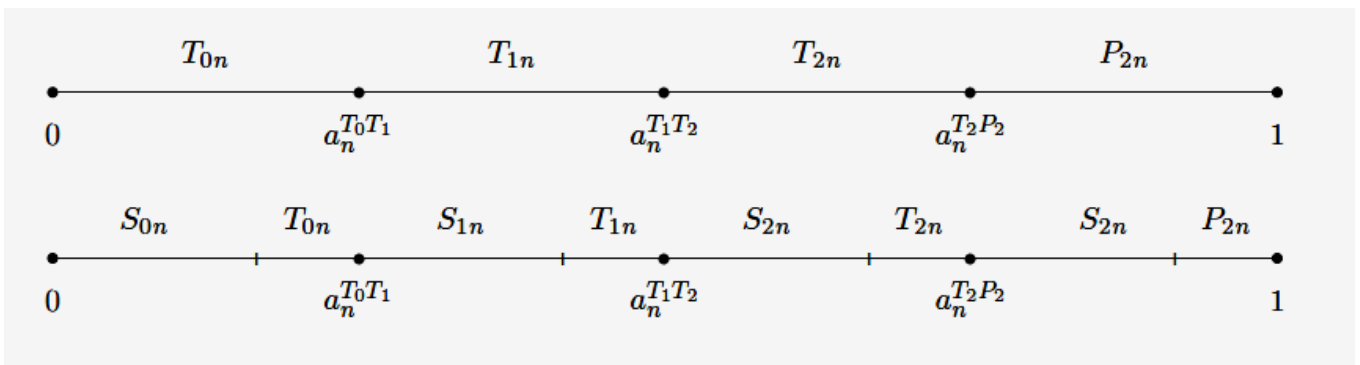
Il apparaît que l'espérance d'utilité engendrée par une migration temporaire de deuxième période soit inférieure à celle de première période, pour tout $a_i \geq 0$. Nous en concluons qu'aucun individu ne choisira à priori une migration tardive. Ainsi tout individu migrant uniquement en seconde période de sa vie est un individu qui aurait souhaité migrer étant jeune mais qui a échoué. Le choix a priori d'une migration temporaire de seconde période est donc

exclue du reste de l'analyse où tout choix de migration appelée "temporaire" sera considéré de façon sous-jacente comme étant de première période.

Compte tenu de l'ensemble des hypothèses de ce modèle, plusieurs possibilités de migration et d'éducation s'offrent à un individu : selon son aptitude à apprendre, i préférera devenir migrant temporaire non qualifié T_0 , migrant temporaire semi-qualifié T_1 , migrant temporaire qualifié T_2 ou migrant permanent qualifié P_2 . Bien entendu, tous les candidats à la migration ne seront pas retenus par le pays hôte. Pour chaque niveau j d'éducation, $(1 - m_j)\%$ seront sédentaires S_j . Pour chaque sous-population n ($n \in \{A; B\}$), la comparaison des seuils montrent

$$0 \leq a_n^{T_0-T_1} \leq a_n^{T_1-T_2} \leq a_n^{T_2-P_2} \leq 1$$

$a_n^{T_0-T_1}$ est ainsi le seuil minimal d'aptitude à apprendre nécessaire à un individu de la sous-population n pour avoir intérêt à suivre des études secondaires, et $a_n^{T_1-T_2}$ celui pour des études supérieures. En faisant l'hypothèse que la capacité d'apprentissage est distribuée de façon uniforme au sein de chaque sous-population, il est possible de déterminer à partir de ces seuils comment se répartissent celles-ci entre ces différents types de migration et d'éducation. Les deux axes gradués de 0 à 1 ci-dessous représentent une même sous-population n totale du pays k . Sur le premier, chaque espace inter-graduation donne la part de cette sous-population **souhaitant** faire parti de chaque type de migration. C'est donc une représentation à priori. Sur le second axe, chaque espace inter-graduation donne la part de cette sous-population faisant **effectivement** parti de chaque type de migration. C'est donc une représentation a posteriori, c'est-à-dire une fois les migrations effectuées :



Bien entendu, le choix de chaque individu de devenir Temporaire ou Permanent peut évoluer au cours du temps. Cette possibilité ne modifie pas l'incitation que l'individu a pu avoir à s'éduquer en première période mais modifie en revanche le taux de retour. Il nous est très difficile de tenir compte de cela et nous faisons l'hypothèse que les modifications de choix se compensent entre individus si bien qu'en moyenne les choix restent stables.

3.4 Equation de formation de capital humain

L'équation 1 page 8 définit le niveau de capital humain β selon la proportion de travailleurs qualifiés au sein de la population présente. Puisqu'il existe deux types de qualification et en tenant compte du fait que les plus qualifiés apportent un capital humain H_2 supérieur à celui des semi-qualifiés (H_1), on peut définir Q en décomposant Hq en H_1 et H_2 , et en pondérant la somme de ces deux composantes de sorte à donner plus de poids à H_2 . Pour cela, nous considérons le coefficient $\lambda_n = T_0 T_1$. Ce rapport est supérieur à 1 et permet de prendre en compte la différence de valeur en capital humain entre les deux types de qualification pour chaque sous-population.

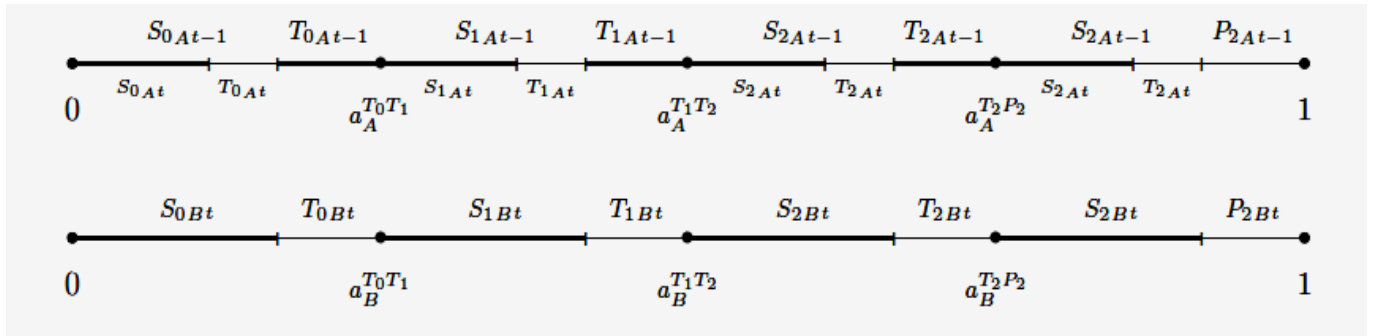
$$Q_t^k = \frac{\text{Population qualifiée du pays } k \text{ présente en } t}{\text{Population totale du pays } k \text{ présente en } t} = \frac{H_1 + \lambda_n H_2}{H_0 + H_1 + \lambda_n H_2}$$

3.4.1 Sous-populations totales et présentes après les migrations en t

Deux générations se chevauchent. En t , la sous-population A est composée d'individus "vieux", et B de "jeunes". Ci-dessous, l'équation 11 définit Q selon cette décomposition :

$$Q_t^k = \frac{H_{1A}^k + H_{1B}^k + \lambda_A H_{2A}^k + \lambda_B H_{2B}^k}{H_{0A}^k + H_{0B}^k + H_{1A}^k + H_{1B}^k + \lambda_A H_{2A}^k + \lambda_B H_{2B}^k}$$

A chaque période, ces deux générations engendrent des vagues de migration. Ainsi, la sous-population A présente en t après la vague de migrations relative à cette période est la somme des individus jeunes en $t-1$ ayant échoué à migrer à la fois en $t-1$ et en t (et qui sont donc sédentaires : $S_{j,A,t} = S_{j,A,t-1}(1 - \phi m_{j,t})$), et des migrants temporaires partis en $t-1$ revenus en t ($T_{j,A,t-1}$). La sous-population B présente en t , une fois la vague de migrations relative à la période t effectuée, est quant à elle composée de tous les jeunes candidats ayant échoué en t ($S_{j,B,t}$). Sur le schéma ci-dessous, les deux lignes représentent respectivement les sous-populations totales A et B. En gras apparaissent pour chacune d'entre elles la sous-population présente en t .



Il est ainsi possible de définir la population présente en t par niveau d'éducation pour chacune des deux sous-populations (tableau 1).

Tableau 1 : Capital humain par sous-population et niveau d'éducation

	Sous-population A	Sous-population B
$H_{0,n,t}^k$	$S_{0,A,t} + T_{0,A,t-1}$	$S_{0,B,t}$
$H_{1,n,t}^k$	$S_{1,A,t} + T_{1,A,t-1}$	$S_{1,B,t}$
$H_{2,n,t}^k$	$S_{2,A,t} + T_{2,A,t-1}$	$S_{2,B,t}$

Les parts de chaque catégorie de travailleurs se calculent aisément en fonction des seuils a_n . Elles sont détaillées pour chacune des sous-populations A et B dans le tableau 2.

Tableau 2 : Part de chaque catégorie de travailleurs de chaque sous-population présente en t

	Part dans la sous-population A		Part dans la sous-population B
$S_{0,A,t}$	$[(1 - m_{0,t-1})a_A^{T_0T_1}](1 - \phi m_{0,t})$	$S_{0,B,t}$	$(1 - m_{0,t}) a_B^{T_0T_1}$
$S_{1,A,t}$	$[(1 - m_{1,t-1})(a_A^{T_1T_2} - a_A^{T_0T_1})](1 - \phi m_{1,t})$	$S_{1,B,t}$	$(1 - m_{1,t})(a_B^{T_1T_2} - a_B^{T_0T_1})$
$S_{2,A,t}$	$[(1 - m_{2,t-1})(1 - a_A^{T_1T_2})](1 - \phi m_{2,t})$	$S_{2,B,t}$	$(1 - m_{2,t})(1 - a_B^{T_1T_2})$
$T_{0,A,t-1}$	$m_{0,t-1} a_A^{T_0T_1}$		
$T_{1,A,t-1}$	$m_{1,t-1} (a_A^{T_1T_2} - a_A^{T_0T_1})$		
$T_{2,A,t-1}$	$m_{2,t-1} (a_A^{T_2P_2} - a_A^{T_1T_2})$		

3.4.2 Définition implicite de β

Avec l'aide des tableaux 1 et 2 on obtient :

$$\beta_t^k = g(m_{j,t}; w_t^k; \gamma_j; h^k; \beta_t^{PI}; \mu^k; \rho; r; \beta_t^k) \quad (12)$$

D'où la définition implicite de $\beta_t^k : f(\beta_t^k)$

$$\beta_t^k - g(m_{j,t}; w_t^k; \gamma_j; h^k; \beta_t^{PI}; \mu^k; \rho; r; \beta_t^k) = 0 = f(\beta_t^k) \quad (13)$$

avec β_t^{PI} constant (faisant l'hypothèse d'un Etat Régulier de l'économie des pays développés).

3.5 Effet de la migration sur le niveau de capital humain

Sans migration possible ($m_0 = m_1 = m_2 = 0$), la population est entièrement sédentaire et n'est pas incitée à s'éduquer. Par construction, le modèle prédit que si tous les individus sont sédentaires non éduqués le niveau d'éducation β est égal à 1, c'est à dire le plus petit niveau possible. L'intérêt du modèle ne se situe donc pas dans la comparaison du niveau de capital humain avec et sans émigration mais plutôt dans la mesure des conséquences d'une augmentation de l'émigration sur le niveau actuel de capital humain.

Comme $f(\beta_t^k) = 0$ définit implicitement β_t^k alors on peut utiliser le théorème fondamental de la statique comparée.

Soit $q_j(\beta_t^k)$ l'objet de notre recherche, la dérivée de β_t^k par rapport à m_j^k (équation 14) :

$$q_j(\beta_t^k) = \frac{d\beta_t^k}{dm_j^k} = - \frac{\frac{\partial f(\beta_t^k)}{\partial m_j^k}}{\frac{\partial f(\beta_t^k)}{\partial \beta_t^k}} \quad \text{avec} \quad \frac{\partial f(\beta_t^k)}{\partial \beta_t^k} \neq 0$$

Ceci permet de déterminer le sens de l'impact théorique d'un accroissement de l'émigration des travailleurs qualifiés de niveau j sur le niveau de capital humain du pays k .

Soit m_j^{k*} tel que (équation 15) :

$$q_j(\beta_t^{k*}) = \frac{d\beta_t^{k*}}{dm_j^{k*}} = -\frac{\frac{\partial f(\beta_t^{k*})}{\partial m_j^{k*}}}{\frac{\partial f(\beta_t^{k*})}{\partial \beta_t^{k*}}} = 0$$

m_j^{k*} constitue donc le taux d'émigration optimal de niveau j dans le cas où m_j^{k*} est un maximum.

4 Simulation

Nous procédons maintenant à une simulation du modèle théorique afin d'appréhender les effets attendus de l'émigration sur le niveau de capital humain.

4.1 Les données

4.1.1 Le taux d'émigration par niveau d'éducation : m_j^k

Comme nous l'avons mentionné précédemment, l'analyse empirique des effets sur la croissance de l'exode des cerveaux a été longtemps entravée par le manque de données fiables sur les taux de migration par niveaux d'éducation. Carrington & Detragiache (1998) approximent ces taux par le calcul. Devant la relative faiblesse de ces données, Docquier & Marfouk (2006) ont étoffé cette première étude dont ils reprennent la méthodologie mais en élargissant les sources statistiques. La méthodologie employée est expliquée en annexe C page 49.

4.1.2 Les autres variables

Il est difficile de mesurer une différence de niveau de vie (μ). Considérons le rapport entre les ratios de conversion de parité de pouvoir d'achat pour appréhender cette différence.

$$\mu^k = \frac{PPP^k}{PPP^I}$$

avec μ^k compris entre 0 et 1

La proportion H_j^k de la population du pays k ayant atteint au maximum le niveau d'éducation j est calculée selon les données de Barro & Lee (2001). Ces données servent au calcul des variables Q^d, β^d (avec $d = \{k; PI\}$).

La valeur de chaque paramètre restant est mentionnée dans le tableau 4. Le salaire w est normalisé à 1. Le coût de scolarisation est appréhendé à partir du coût d'opportunité engendré par les études. Un individu calcule a priori ce que lui coûte une année d'étude; ce calcul est donc effectué en fonction du niveau à atteindre pour être diplômé, et non pas en fonction du niveau qui sera effectivement atteint. Ainsi, d'après le découpage scolaire en trois niveaux (0, 1 et 2) mentionné précédemment, l'individu ne prévoyant pas une prolongation des études au-delà du primaire (niveau 0) peut espérer 8 années de scolarité. Celui dont le but est d'obtenir un niveau secondaire (1) doit assurer 4 années d'études supplémentaires. Enfin, un individu qui pense aller à l'université peut espérer en moyenne rester 3 années à la faculté et devra donc assurer 7 années de plus que le primaire. En considérant que chaque individu prévoit de travailler durant 40 années et calcule une valeur actualisée de ses revenus à partir de ses 15 ans, l'individu qui souhaite prolonger ses études au-delà du primaire doit tenir compte de la perte immédiate de salaire entre 15 et 19 ans ou entre 15 et 22 ans. Compte tenu de la préférence des individus pour le présent, nous effectuons un calcul de valeur actualisée de revenus sur 40 ans de travail à partir de l'âge de 15 ans pour tout le monde sachant que ceux qui suivent des études ne gagnent rien jusqu'à 19 ou 22 ans. Or, compte tenu du taux de dépréciation θ , à salaire égal, ceux qui suivent des études auront à 15 ans une valeur actualisée de leurs revenus cumulés moindre que ceux qui commencent à travailler à 15 ans⁸. Le tableau 3 donne la valeur actualisée des revenus de chaque type d'éducation.

⁸ Bien entendu, d'autres facteurs du modèle font que ceux qui s'éduquent accèdent à des professions mieux rémunérées

Tableau 3 : Valeur actualisée des revenus acquis sur 40 années de travail pour chaque type d'éducation

Type d'éducation	VA
Primaire	$1 + \sum_{n=1}^{39} \frac{1}{(1 + \theta)^n}$
Secondaire	$1 + \sum_{n=3}^{42} \frac{1}{(1 + \theta)^n}$
Supérieure	$1 + \sum_{n=9}^{48} \frac{1}{(1 + \theta)^n}$

Le choix du taux d'actualisation θ dépend du degré de prévisibilité des revenus futurs. Nous faisons l'hypothèse que les individus possèdent une information relativement bonne de la rémunération moyenne de chaque profession. Nous choisissons donc un θ relativement faible (2,5%). Ainsi, l'individu suivant des études secondaires verra la valeur actualisée de ses revenus cumulés réduite d'environ 10%, et celui poursuivant ses études à l'université la verra diminuer d'environ 15%. Nous considérons donc ces valeurs pour les paramètres γ_1 et γ_2 .

r est le taux de dépréciation temporelle relatif au revenu de seconde période. Sachant l'hypothèse qu'un individu travaille durant 40 ans, chaque période dure environ une vingtaine d'années. Nous considérons la dépréciation temporelle du revenu à partir du taux d'actualisation associé à la vingtième année de revenu. Soit $r = (1 + \theta)^{20} - 1 = 64\%$.

Selon Eurostat, le salaire réel augmente en moyenne depuis 20 ans d'environ 0,9% par an pour les pays de l'Union européenne. Nous utilisons cette statistique pour calculer ρ . Sur 20 ans, le salaire réel augmente ainsi d'environ 20%, soit $\rho = 0,2$

Enfin, ne pouvant réellement estimer ϕ , nous considérons sa valeur égale à 1, ce qui revient à ignorer l'hypothèse que la probabilité d'émigrer d'un individu ne diminue pas avec le fait d'avoir déjà été refusé.

Tableau 4 : Valeur des paramètres

Paramètres	w_t	γ_1	γ_2	r	ρ	ϕ
Valeurs	1	0,1	0,15	0,64	0,2	1

4.2 Résultats

Les informations nécessaires à cette simulation ont pu être récoltées pour 85 pays. Le tableau A1 de l'annexe A page 45 détaille les données d'émigration et d'éducation de chacun de ces pays. Nous disposons des taux d'émigration par niveau d'éducation pour les années 1990 et 2000 ; nous considérons donc que t correspond à l'année 2000 et $t - 1$ à 1990. Notre analyse porte donc sur l'année 2000 durant laquelle les jeunes (population B) choisissent de s'éduquer ou pas, et durant laquelle la situation des vieux (population A) est le résultat de leurs choix effectués en $t - 1$ (1990) en fonction des taux de migration observés en 1990. Soit le tableau 5 relatif aux résultats obtenus. Il fait état du nombre d'observations correspondant à chaque effet mentionné. Il est composé de trois colonnes de résultats. Dans les deux premières, on peut lire le nombre de pays pour lesquels l'émigration de niveau j est respectivement négative et positive. Dans la dernière, il est mentionné le nombre de pays dont l'effet de l'émigration reste ambigu du fait de la sensibilité des résultats aux paramètres du modèle. Pour chaque cas, la troisième colonne est coupée horizontalement en deux parties : en haut, on peut lire le nombre de pays total pour lesquels il existe une ambiguïté; en dessous, le résultat le plus probable.

Tableau 5: Résultats théoriques

	Effet négatif	Effet positif	Effet ambigu		
Augmentation de m_1	3	75	7		
			(-) 2	(+) 3	(?) 2
Augmentation de m_2	63	12	10		
			(-) 3	(+) 5	(?) 2

L'incertitude d'une partie des résultats provient de la sensibilité de ceux-ci aux paramètres du modèle. Si une variation relativement importante de θ , de ρ ou r n'influe que sur le résultat d'un ou deux pays, γ_j a en revanche un effet sur la plupart des résultats des pays pour lesquels il existe une incertitude. Pour ceux-là, le résultat peut changer en cas de forte différence entre les coûts de chaque niveau de qualification. Si une telle différence existe, alors le comportement individuel en termes de choix d'éducation et de migration est modifié, d'où quelques cas où ce paramètre peut jouer sur le résultat final.

Le tableau 5 montre deux choses : pour chaque niveau étudié, les résultats penchent clairement dans un sens, et l'effet d'une augmentation pour chaque type d'émigration est opposé. Nous constatons une majorité de cas positifs pour l'émigration semi-qualifiée et une majorité de cas négatifs pour celle qualifiée, avec des cas incertains peu nombreux. Pour 85 % des pays étudiés, il apparaît qu'une augmentation du taux d'émigration des travailleurs semi-qualifiés ait un effet positif, alors que pour 74% de ces pays, une augmentation de l'émigration des travailleurs qualifiés a un effet négatif.

Les résultats de la simulation montrent le relatif bien fait qu'aurait un surplus de départs de travailleurs de niveau moyen. L'investissement nécessaire pour s'éduquer est relativement faible ce qui peut faciliter la production d'un effet d'incitation de l'émigration sur la scolarisation au lycée. De plus, compte tenu de l'hypothèse selon laquelle seule une personne qualifiée peut émigrer de façon permanente, tous les migrants de niveau 1 reviennent. Ainsi, dans ce modèle, l'effet positif de l'émigration semi-qualifiée est probablement la conséquence de l'effet d'apprentissage et du retour de ces migrants. L'incertitude ne concernant que 7 cas sur un total de 85, elle ne modifie pas la tendance qui se dégage de cette simulation.

Les trois cas dont le niveau de capital humain est négativement affecté ont des niveaux d'éducation et d'émigration assez élevés. Il est probable que l'effet d'incitation sur la scolarisation soit moindre lorsque la proportion de la population éduquée est déjà relativement élevée.

Concernant l'émigration qualifiée, l'impact de son augmentation est négatif pour la grande majorité des cas. La possibilité de s'établir de façon permanente à l'étranger doit engendrer un trop faible effet de retour pour pouvoir compenser la perte sèche de travailleurs qualifiés et l'insuffisance de l'effet incitateur. Comme précédemment, cette tendance n'est pas remise en cause par la prise en compte des cas incertains.

Ainsi, en tenant compte des résultats de l'ensemble des pays, les conclusions ne sont pas modifiées: aujourd'hui, une émigration plus importante des travailleurs les plus qualifiés nuirait à une très grande majorité des pays. Le niveau de cette émigration se situe au-dessus du niveau optimal pour la plupart des pays en développement étudiés.

Le tableau B1 de l'annexe B page 47 détaille les résultats théoriques pour l'émigration qualifiée. Pour chaque pays est calculé m_j^{k*} tel que l'équation 15 le définit. Ainsi, il est

possible de connaître les conditions d'obtention d'une émigration optimale pour chacun d'entre eux.

L'effet de l'émigration qualifiée sur le niveau d'éducation peut s'analyser de façon différente selon les pays. Il est probable qu'un même taux d'émigration qualifiée n'ait pas le même effet sur un pays largement peuplé que sur un petit pays, ni le même impact sur deux pays dont les niveaux d'éducation sont très différents. Les tableaux 6 et 7 permettent de comparer pour l'année 2000 les taux d'émigration des pays de la simulation selon l'effet d'une augmentation de l'émigration qualifiée avec les niveaux de population, de richesse et d'éducation. Dans le tableau 6 n'apparaissent que les pays qui bénéficient d'une augmentation de l'émigration qualifiée. Le tableau 7 donne la moyenne de chaque variable pour les autres pays, groupés selon les critères de population et de niveau de richesse.

Tableau 6 : Données moyennes des pays dont l'effet de l'émigration qualifiée est négatif

Pays	m ₁	m ₂	Population (en milliers)	PIB/h (en PPP)	Beta
Sans émigration qualifiée	1,5%	7,1%	55206	4743	1,24
Grands pays (Population > 60 M ⁶ d'habitants)	0,9%	5,1%	303146	3956	1,28
Pays Moyens (Pop. entre 10 M ⁶ et 60 M ⁶ d'hab.)	2,8%	9,5%	22654	4080	1,21
Petits Pays (Pop. entre 3 M ⁶ et 10 M ⁶ d'hab.)	11,1%	18,7%	5964	3145	1,2
Très Petits Pays (Pop. < 3 M ⁶ d'hab.)	15,1%	48,2%	1234	8135	1,3
PIB/h > 10000 \$	3,0%	6,2%	7161	13967	1,45
5000 \$ < PIB/h < 10000 \$	1,6%	4,8%	33686	7187	1,36
1000 \$ < PIB/h < 5000 \$	0,6%	6,8%	93500	2541	1,18
PIB/h < 1000 \$	2,7%	11,8%	15439	730	1,11

Source : WDI 2005 - Docquier & Marfouk (2006) – Calculs de l'auteur

Tableau 7 : Données des pays dont l'effet de l'émigration qualifiée est positif

Pays	m_1	m_2	Population (en milliers)	PIB/h (en PPP)	Beta
Sans émigration qualifiée	9,0%	11,1%	25152	7314	1,38
Mexique	15,5%	15,3%	97966	8182	1,34
Turquie	4,9%	5,9%	67420	5731	1,2
Pérou	3,9%	5,8%	25939	4355	1,5
Venezuela	3,0%	3,4%	24170	5174	1,32
Roumanie	2,0%	11,8%	22435	5243	1,61
République tchèque	1,9%	10,4%	10273	12840	1,55
République dominicaine	32,9%	21,6%	8353	5643	1,29
Honduras	25,0%	24,4%	6457	2306	1,17
El Salvador	53,0%	31,0%	6276	5240	1,21
République slovaque	9,1%	16,7%	5391	10505	1,51
Slovénie	4,3%	11,5%	1989	15239	1,5

Source : WDI 2005 - Docquier & Marfouk (2006) – Calculs de l'auteur

L'analyse des tableaux 6 et 7 montre que les pays les moins peuplés ont des taux d'émigration plus forts; les plus petits pays ne bénéficient pas d'une augmentation de leur émigration qualifiée : les taux d'émigration sont trop élevés et les débouchés parfois trop faibles pour espérer un retour. Il est en revanche difficile d'établir une relation nette entre émigration et niveau de PIB par habitant. Les pays bénéficiant d'une augmentation de l'émigration qualifiée ont un niveau d'éducation plus élevé que les autres. Il apparaît néanmoins une grande hétérogénéité au sein de ce groupe de pays.

Parmi les pays les plus peuplés, les niveaux d'éducation du Mexique et de la Turquie bénéficient d'un accroissement de la fuite des cerveaux. Ces deux pays diffèrent pourtant sur de nombreux points : l'émigration qualifiée est beaucoup plus forte au Mexique (15,3%) qu'en Turquie (5,9%) qui se situe dans la moyenne des grands pays (5,1%) ou des pays ayant un revenu similaire (4,8%). Le Mexique est également plus riche que la Turquie et que la plupart des autres pays de même taille et bénéficie d'un niveau d'éducation plus élevé, se situant ainsi dans la moyenne des pays de même niveau de revenu par habitant. Les mexicains ont donc un moindre intérêt à migrer que la plupart des autres citoyens des pays de même taille. Or, leurs migrations sont plus élevées (probablement à cause de la proximité avec les Etats-Unis et des fortes relations de la communauté mexicaine immigrée avec leur pays

d'origine). Dans le modèle que nous proposons, un individu évalue son intérêt à migrer en fonction (entre autres) de la différence de niveau d'éducation entre son pays et le pays receveur. Une plus faible différence contribue à minimiser l'intérêt d'une migration permanente au profit d'une migration temporaire. L'effet positif provient ainsi probablement d'un retour plus marqué chez les mexicains : les temporaires doivent être proportionnellement plus nombreux chez les mexicains que dans de nombreux autres pays de l'échantillon. L'effet positif provient peut-être aussi de l'incitation à la scolarisation plus forte que dans d'autres pays du fait de taux d'émigration attractifs. La Turquie ne répond pas à ce schéma. L'émigration est plus faible et accuse un retard en termes d'éducation par rapport aux pays de populations comparables mais également par rapport aux pays à revenus similaires. On peut voir dans le tableau B1 de l'annexe B page 47 que l'émigration qualifiée de la Turquie est largement en-dessous de son seuil optimal et bénéficie donc d'une marge de manœuvre conséquente pour améliorer son niveau d'éducation : c'est vraisemblablement parce que la différence en termes d'éducation est relativement plus importante que dans d'autres pays, avec un taux d'émigration qui ne décourage pas la scolarisation que l'effet final est positif. En effet, même si l'incitation à migrer de façon permanente est ici forte (compte tenu de la différence de niveau d'éducation), les migrants temporaires rentrent probablement avec un surplus de connaissances important dont bénéficie le niveau d'éducation du pays. Dans la réalité, la proximité géographique avec l'Europe et les relations entre les communautés émigrées et les turques restés favorisent les échanges et donc les retours (les problèmes d'intégration des communautés turques en Allemagne sont également un élément à prendre en compte).

Parmi les dix autres pays bénéficiant d'une augmentation de l'émigration, cinq appartiennent au continent sud-américain, quatre à l'Europe centrale et orientale et un à l'Afrique du Nord: sur les douze pays bénéficiaires, aucun ne provient d'Asie ou d'Afrique sub-saharienne.

La République dominicaine, le Venezuela, le Honduras, le Salvador et, dans une moindre mesure, le Pérou, profitent sans doute de leur proximité à la fois géographique avec les Etats-Unis, et historique, culturelle et linguistique avec l'Espagne. Cette dernière permet à certains ressortissants d'Amérique latine (dont ceux du Honduras, du Salvador et du Venezuela) de pénétrer sur son sol pour 90 jours tous les six mois⁹. L'incertitude d'une future réémigration

⁹ Ces dispositions sont celles en vigueur en 1990 et 2000,

est donc relativement plus faible que dans les pays où un visa est demandé, ce qui évite de démotiver le retour.

Les pays d'Europe centrale et orientale (PECO) de l'échantillon ont des taux d'émigration qualifiée plus élevés que la moyenne des autres pays (de l'ordre de 13-14%). Sur 8, quatre bénéficient d'une augmentation de leur émigration qualifiée contre trois qui en pâtissent (l'effet pour la Bulgarie est indéterminé). Cette atypique prédominance est à rapprocher de l'accès des PECO de l'échantillon à l'Union européenne (excepté la Croatie). Leur récente accession doit permettre à ces pays de converger, à terme, vers un niveau de développement similaire à l'UE. La mobilité des individus est censée être un des instruments de ce développement à la condition que le retour d'une partie des migrants qualifiés soit envisageable. Les accords de Schengen ne s'appliquant pas sur la période 1990-2000 dans ces pays, les bénéfices de l'émigration qualifiée sur le niveau d'éducation de certains PECO proviennent de la proximité géographique et institutionnelle avec l'Europe de l'Ouest qui s'exprime durant cette période par des accords bilatéraux avec par exemple l'exemption (à l'époque) de visa Schengen pour les pays de Visegrad (Pologne, Hongrie, République Tchèque et Slovaquie) pour des migrations temporaires de travail.

Les résultats sont très largement négatifs pour l'Afrique puisqu'un seul pays (la Tunisie) sur les 28 de l'échantillon africain bénéficie d'une augmentation de l'émigration qualifiée. Les taux d'émigration qualifiée sont relativement élevés, corroborant ainsi l'orientation plus sélective des politiques migratoires occidentales, et notamment européennes. La faible capacité d'absorption du capital humain en Afrique pourrait avoir comme conséquence un taux de retour des qualifiés trop faible pour pouvoir jouer positivement sur le niveau de capital humain.

Il faut noter enfin le cas de grands pays comme la Chine et l'Inde. Si l'effet est indéterminé pour le premier, il est négatif pour le second. Une étude de l'OCDE sur les travailleurs qualifiés de Bangalore en Inde (Khadria, 2004) montre que « *les jeunes professionnels des technologies de l'information et de la santé souhaitent partir à l'étranger pour y acquérir une expérience professionnelle dont ils pensent quelle sera particulièrement appréciée à leur retour en Inde. En outre, ils sont encouragés par la perspective de salaires plus élevés, d'avantages divers et d'une bonne qualité de la vie dans le pays d'accueil* ». Ceci porte à croire que les retours puissent être conséquents. Les résultats négatifs de l'effet de

l'émigration qualifiée sur le niveau de capital humain peuvent laisser penser que les retours ne sont, malgré tout, pas assez importants pour compenser les départs. Si on ajoute à cela la forte capacité d'absorption en capital humain qualifié de l'Inde et de la Chine, on peut penser que la croissance économique peut être freinée par ces départs (effet probablement largement compensé par d'innombrables effets indirects des migrations comme celui des transferts de technologie dont bénéficient ces deux géants de la production mondiale).

Ces résultats restent théoriques et obtenus à partir d'un modèle construit sur des hypothèses. De fait, comme toute hypothèse reste discutable, ces résultats sont assujettis à certains choix subjectifs. Cependant, il faut noter qu'ils sont peu sensibles aux choix arbitraires des paramètres et qu'ils sont les premiers obtenus à partir d'une base de données sérieuse¹⁰. Ceci qui peut expliquer la différence de point de vue entre les résultats présents et ceux des études citées dans la section 2¹¹. Le principal apport de ce travail est le résultat différencié pour 85 pays et pour deux niveaux d'éducation d'une augmentation marginale de l'émigration, ainsi que le calcul pour chacun d'entre eux des taux optimaux d'émigration qui maximisent le niveau de capital humain.

4.3 Faut-il assouplir ou restreindre les politiques migratoires envers les pays en développement ?

Actuellement, une amplification de l'émigration qualifiée en provenance des pays en développement ne semble bénéfique que pour très peu de ces pays. Les effets positifs d'un surplus d'émigration que sont celui de l'incitation à la scolarisation et celui du retour des migrants restent inférieurs aux coûts directs en capital humain du fait d'un taux d'émigration qualifiée trop élevé. Une meilleure régulation du départ des travailleurs qualifiés vers les pôles d'immigration occidentaux permettrait aux pays sources de se rapprocher d'une situation optimale et ainsi de maximiser leur niveau de capital humain.

Si ces effets positifs sont insuffisants, cela signifie que l'existence d'un effet incitateur « à la Stark » assez puissant pour créer une fuite des cerveaux bénéfique n'est pas confirmée. Les effets théoriques actuels de l'émigration qualifiée corroboreraient ainsi en partie l'approche conventionnelle plutôt que celle du courant dit « hétérodoxe ». En partie seulement, car la

¹⁰ Bien que non exempte de reproches

¹¹ Pour étayer ceci, une simulation a été effectuée à partir des données de Carrington et Detragiache. Les résultats obtenus sont beaucoup moins nets, et ce pour les deux niveaux d'éducation de l'analyse. Pour ces derniers, l'effet est positif pour environ la moitié des pays, ce qui ne permet ni d'infirmer ni de confirmer quoi que ce soit.

possibilité d'un bénéfice net d'un surplus d'émigration est théoriquement possible pour tous les pays, voire réel dans quelques cas. Cependant, si la vision optimiste de l'émigration n'est pas totalement réfutée, il est difficile de déterminer si l'éventuel effet bénéfique de l'émigration qualifiée provient de l'effet d'incitation ou de celui de retour des migrants. Or, il est essentiel de connaître l'origine de la partie positive de l'émigration pour l'élaboration d'une politique migratoire. Ainsi, la section suivante complète cette étude par une analyse économétrique destinée à déterminer quel effet joue le plus.

5 Analyse économétrique

Les résultats de l'analyse théorique permettent d'envisager que la fuite des cerveaux n'est pas bénéfique pour la plupart des pays en développement. Néanmoins, il est difficile de se prononcer sur l'existence de l'effet incitatif de l'émigration qualifiée sur le niveau de capital humain simplement à partir de la simulation théorique. La section présente procède ainsi à une analyse économétrique.

Pour analyser le "*Brain effect*", c'est à dire la partie positive de l'émigration des individus qualifiés, nous procédons en deux étapes. Premièrement, nous testons l'impact d'une augmentation de chacun des taux d'émigration m_1 et m_2 sur le niveau d'éducation de la population active et nous comparons ces résultats avec ceux de la simulation théorique ; ensuite, nous testons l'impact de ces taux d'émigration sur les taux de scolarisation dans le secondaire et le supérieur afin de déterminer l'existence ou non de l'effet incitateur.

5.1 La fuite des cerveaux est-elle globalement bénéfique ?

5.1.1 Le modèle

Au contraire du modèle théorique où le niveau national d'éducation β était le résultat de la somme des décisions individuelles des agents, nous considérons ici le niveau β à travers ses déterminants macroéconomiques. Parmi ces derniers, les taux d'émigration m_j doivent permettre de capter l'effet du départ sur le niveau d'éducation de la population. Nous retenons également le niveau de richesse par habitant, mesuré par le PIB par tête (*gdppc*). On peut estimer que plus celui-ci est élevé, plus l'Etat peut investir dans le développement de son capital humain (à travers les infrastructures, le salaire des enseignants, etc.). Nous nous

attendons donc à un effet positif sur β . Par ailleurs, nous employons le taux d'urbanisation urb car l'offre d'éducation secondaire et supérieure et la demande d'éducation sont probablement plus importantes dans les villes que dans les milieux ruraux. Enfin, nous estimons que le montant des transferts de revenus envoyés par les émigrants à leurs familles rem devraient permettre à une partie des bénéficiaires de lever une partie de la contrainte financière relative à l'accès à l'éducation secondaire et supérieure, ce qui devrait accroître la demande d'éducation qualifiée et semi-qualifiée. L'indice de Gini n'a pu être retenu compte tenu du trop faible nombre d'observations engendré par l'introduction de cette variable.

Il doit être tenu compte du fait que l'éventuelle conséquence d'une variation des taux d'émigration ne peut être envisagée qu'en considérant le délai requis de formation scolaire de chaque niveau j . En effet, si l'existence d'une incitation à la scolarisation engendrée par une variation de l'émigration était avérée, celle-ci ne pourrait avoir un effet sur le niveau national d'éducation de la population active qu'une fois les études des personnes incitées terminées, soit n années après l'incitation ; d'où l'introduction de la variable m_j au temps t pour capter l'effet direct de la perte en capital humain et au temps $t - n$ pour capter l'éventuel effet d'incitation.

Soit l'équation 16 suivante :

$$\beta_t^k = \vartheta(m_{1,t}^k; m_{2,t}^k; m_{1,t-n}^k; m_{2,t-n}^k; gdppc_t^k; urb_t^k; rem_t^k; \zeta_t^k)$$

La suspicion de multicolinéarité entre les variables d'émigration en niveau et les variables retardées correspondantes nous oblige à procéder à trois séries de régressions distinctes : une première avec les variables d'émigration en niveau, une seconde avec seulement les variables retardées et enfin une troisième avec les taux d'émigration en niveau et retardées. Etant donné qu'un éventuel problème de multicolinéarité pourrait affecter cette dernière série de régressions, un test de multicolinéarité est effectué après celle-ci afin de déterminer si les résultats de cette troisième série peuvent être interprétés ou non.

Nous considérons le même échantillon que pour la simulation mais compte tenu des problèmes de disponibilité de certaines données, le nombre d'observations reste variable selon les estimations : le détail de l'échantillon propre à chaque estimation se trouve à l'annexe D page 52. La première série de régressions est estimée en panel. En revanche, pour la seconde et la troisième série de régressions, l'introduction de variables retardées d'émigration et le manque de données temporelles sur les taux d'émigration par niveau d'éducation imposent de

travailler qu'avec des données transversales, avec $n = 10$. En effet, les taux d'émigration par niveau d'éducation ne sont disponibles que pour les années 1990 et 2000. Le nombre d'observations des seconde et troisième séries est par conséquent réduit. L'intérêt réside toutefois dans la comparaison entre les trois séries dont la première bénéficie d'un nombre d'observations plus important.

Soit les trois séries suivantes :

- Avec variables en niveau seulement (équation 17):

$$\beta_t^k = \vartheta(m_{1,t}^k; m_{2,t}^k; gdppc_t^k; urb_t^k; rem_t^k; \zeta_t^k)$$

- Avec variables retardées seulement (équation 18):

$$\beta_t^k = \vartheta(m_{1,t-n}^k; m_{2,t-n}^k; gdppc_t^k; urb_t^k; rem_t^k; \zeta_t^k)$$

- Avec variables en niveau et retardées (équation 19):

$$\beta_t^k = \vartheta(m_{1,t}^k; m_{2,t}^k; m_{1,t-n}^k; m_{2,t-n}^k; gdppc_t^k; urb_t^k; rem_t^k; \zeta_t^k)$$

5.1.2 Résultats

Les résultats des 3 séries d'estimations sont mentionnés dans le tableau 8.

Le test de Hausman (annexe F page 56) montre qu'un modèle à effets aléatoires est plus approprié pour les estimations [1] et [2]. La statistique de Breush-Pagan montre l'existence d'un problème d'hétéroscédasticité que nous corrigeons par la méthode de White. Le test de Nakamura et Nakamura page 60 sur les variables d'émigration m_1 , m_2 et $gdppc$ montre l'absence d'endogénéité de ces variables avec la variable dépendante β^{l2} mais le résultat de ce test pour la variable $gdppc$ est proche de la limite de rejet du test ; c'est pourquoi nous préférons procéder à une double estimation de chacune des séries : avec et sans instrumentation de la variable $gdppc$. Le résultat du test de Sargan permet de valider les instruments choisis (voir tests page 60). Les résultats du test de Ramsey-Reset permettent d'exclure l'omission de variables pertinentes et de valider la spécification du modèle (voir tableau 8 ci-dessous).

¹² Le détail de l'instrumentation est mentionné page 54

Tableau 8 : Emigration et niveau national d'éducation (<i>Beta</i>)		Variables en niveau		Variables retardées		Variables en niveau et retardées	
		EA	IV	EA	IV	EA	IV
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<i>Gdppc</i>	PIB/h	0,38*** [0,10]	0,57*** [0,20]	0,57** [0,18]	0,42*** [0,20]	0,59*** [0,16]	0,41* [0,22]
<i>Urb</i>	Taux d'urbanisation	0,94*** [0,20]	0,51** [0,28]	0,59** [0,24]	0,74*** [0,20]	0,58** [0,23]	0,74*** [0,24]
<i>Rem</i>	Transferts	0,04* [0,03]	0,05* [0,03]	0,06* [0,03]	0,03 [0,03]	0,05* [0,03]	0,03 [0,03]
$m_{1,t}$	Taux d'émigration semi-qualifiée en 2000	-0,06* [0,03]	-0,07* [0,04]			-0,09* [0,05]	-0,10* [0,06]
$m_{2,t}$	Taux d'émigration qualifiée en 2000	-0,09* [0,05]	-0,06* [0,03]			-0,15* [0,05]	-0,05 [0,05]
$m_{1,t-10}$	Taux d'émigration semi-qualifiée en 1990			0,07 [0,07]	0,08* [0,05]	0,01 [0,09]	0,01 [0,07]
$m_{2,t-10}$	Taux d'émigration qualifiée en 1990			-0,15* [0,08]	-0,19* [0,10]	-0,11 [0,08]	-0,02 [0,07]
<i>N</i>		83	75	46	46	46	46
<i>F</i>				22,8	21,4	15,1	14,0
χ^2		138,4	113,6				
<i>R</i> ²		0,64	0,65	0,69	0,68	0,69	0,62
<i>Ramsey-Reset p- val.</i>		0,19	0,70	0,21	0,60	0,20	0,57

Niveaux de significativité : * :10% ** :5% *** :1% ; Ecart type entre crochets

Les estimations [1] et [2] sont donc évaluées grâce à un modèle à effets aléatoires, les estimations [3], [4], [5] et [6] en MCO. [2], [4] et [6] sont estimées à partir d'une instrumentation de *gdppc*. Il est intéressant de noter que cette exogénéité des variables d'émigration confirme une hypothèse initiale : si le niveau global d'éducation augmente, les candidats au départ seront, proportionnellement à la population totale, plus importants. Or, cette exogénéité indique que l'émigration qualifiée n'augmente pourtant pas. L'hypothèse selon laquelle le taux d'émigration est fortement dépendant de la politique étrangère des pays d'accueil est donc confirmée. Cette hypothèse de base est importante car elle en confirme une seconde à savoir que le taux d'émigration peut être considéré comme une probabilité de migrer qui s'impose aux candidats au départ et que son augmentation peut ainsi être perçue comme un accroissement de l'opportunité de migrer. Les équations sont estimées en logarithme.

Les résultats des six estimations sont relativement homogènes. Les variables de contrôle *gdppc* et *urb* ont le signe attendu (positif) et s'avèrent significatives. Seule la variable de transferts (*rem*) n'est pas significativement différente de 0 dans les estimations instrumentées avec variables retardées ([4] et [6]). Bien que ne comptant que 83 et 75 observations, les estimations [1] et [2] s'avèrent plus étoffées que les suivantes. La proximité de résultats entre la première série et les deux suivantes nous permet de croire au caractère interprétable des estimations [3], [4], [5] et [6] malgré leur faible nombre d'observations (46)¹³.

Les variables d'émigration en niveau (m_1 et m_2) des estimations [1] et [2] sont significativement négatives. Ceci reflète la baisse mécanique du niveau d'éducation due à l'émigration de personnes diplômées. Ce résultat n'est pas surprenant : le départ de travailleurs âgés de plus de 25 ans et ayant un niveau d'études au moins égal au baccalauréat (ou équivalent) entraîne automatiquement une proportion moindre de cette catégorie de personnes dans la population totale.

D'après les estimations [3] et [4], l'émigration semi-qualifiée retardée de 10 ans a un effet positif sur le niveau national d'éducation mais de façon significative seulement pour la forme instrumentale (estimation [4]). Le fait que les taux d'émigration en niveau ne soient pas présents dans les estimations [3] et [4] devrait entraîner des coefficients négatifs pour les variables d'émigration retardées de ces estimations du fait de l'existence d'un effet mécanique négatif sur le niveau d'éducation en $t-10$. Or, on constate l'inverse en [3] et une absence d'effet en [4]. L'effet négatif de l'émigration semi-qualifiée en $t-10$ semble amoindri voire compensé par un effet positif de l'émigration. Puisque nous contrôlons pour l'effet des transferts de fonds, l'effet positif de l'émigration peut être soit un effet d'incitation, soit un effet retour. Ainsi, avec ce résultat, et bien que non démontrée, l'existence d'un effet incitatif de l'émigration semi-qualifiée sur la participation scolaire des enfants au collège et au lycée n'est pas rejetée.

Les estimations [5] et [6] incorporent les deux types de variables d'émigration : en niveau et retardées. Les variables *gdppc* et *urb* sont significativement positives, au contraire de *rem* dont l'effet n'est pas différent de 0. La présence des deux types de variables (en niveau et retardées) et le fait que celles-ci soient statistiquement proches engendrent une suspicion de multicolinéarité. Le test mentionnée en annexe F.4 page 60 confirme cette crainte. Ce

¹³ Ce faible nombre d'observations est principalement dû à l'emploi de la variable d'émigration retardée disponible uniquement pour une année

problème tend à biaiser vers 0 la significativité des variables concernées. Malgré cette déviation, m_l est significative et a le signe attendu. En revanche, l'effet des autres variables de migration n'est pas différent de 0. Le biais de multicollinéarité empêche de porter l'analyse de ces deux estimations au-delà de l'interprétation des signes. Ces derniers corroborent les hypothèses émises par les résultats des quatre premières estimations.

L'effet de l'émigration qualifiée apparaît plus nettement que celui de l'émigration semi-qualifiée. Pour les quatre premières estimations, il est significativement négatif : outre l'effet mécanique prévisible mesuré en [1] et [2], celui des variables retardées s'avère également négatif, ce qui laisse penser que l'effet d'incitation est trop faible pour pouvoir compenser l'effet mécanique de départ. Du fait de la présence de multicollinéarité, nous ne retenons des deux dernières estimations que les signes qui confirment la faiblesse de l'effet d'incitation de l'émigration qualifiée sur le niveau global d'éducation.

5.2L'effet d'incitation existe-t-il ?

L'analyse précédente montre que seule l'émigration retardée semi-qualifiée a un effet positif sur le niveau de capital humain, laissant ainsi la possibilité à l'effet d'incitation d'exister. Afin de voir si cet effet positif est dû à l'incitation ou au retour bénéfique des migrants, nous testons l'effet de l'émigration sur le taux de scolarisation. En effet, ceci nous permet de dégager un éventuel effet d'incitation. Or, il est beaucoup plus difficile de tester l'effet de retour des migrants, surtout en macroéconomie. Ainsi, nous procédons par défaut, à savoir que si l'effet d'incitation devait s'avérer inexistant, nous en concluons que l'effet positif de l'émigration sur le niveau de capital humain n'est dû qu'à l'effet retour. Dans le cas où l'existence de l'effet d'incitation serait démontrée, nous serions obligés d'admettre notre impossibilité à distinguer l'effet de chacun sur le niveau de capital humain et de considérer la somme plutôt que le détail des deux effets.

5.2.1 Le modèle

Le taux d'inscription scolaire au niveau j dans le pays k est exprimé comme une fonction de plusieurs variables explicatives :

- La proportion d'émigrants de niveau j parmi la population active de même niveau du pays source, m_j . Nous pensons capter ainsi l'éventuel effet d'incitation du départ de migrants sur la scolarisation. Le signe attendu est positif.

- Le revenu par habitant du pays d'origine, $gdppc$, doit vraisemblablement jouer positivement sur le taux de scolarisation.
- Le taux d'urbanisation urb . On peut imaginer que la scolarisation est facilitée par la proximité d'institutions éducatives. Or, celles-ci sont d'autant plus nombreuses dans les villes. Cependant, afin d'éviter tout problème de simultanéité avec les variables dépendantes, nous prenons le taux d'urbanisation retardé d'une année comme variable approchante.
- Les transferts de fonds rem envoyés par les migrants à l'étranger peuvent lever une partie de la contrainte de liquidités des ménages pour l'investissement en capital humain.
- L'indice de Gini, $gini$, afin de capter l'effet de l'inégalité de répartition des ressources. Plus l'indice est élevé, plus la répartition est inégalitaire donc on peut penser a priori que l'effet escompté est négatif.

Les équations relatives à la scolarisation au niveau 1 (*sec* - équation 20) et 2 (*ter* - équation 21) peuvent être exprimées telles que :

$$sec_t^k = \vartheta(m_{1,t}^k; m_{2,t}^k; gdppc_t^k; urb_{t-1}^k; gini_t^k; rem_t^k; \zeta_t^k)$$

$$ter_t^k = \vartheta(m_{2,t}^k; gdppc_t^k; urb_{t-1}^k; gini_t^k; rem_t^k; \zeta_t^k)$$

Nous ne retenons pas les taux d'émigration retardés car nous ne voyons pas de raison apparente qu'il puisse y avoir un effet de l'émigration plusieurs années plus tard sur le comportement de scolarisation des enfants. Les données ne sont disponibles que pour les années 1990 et 2000, ce qui limite la taille de l'échantillon¹⁴ mais permet d'aborder une analyse à la fois transversale et temporelle. Toutefois, étant donné que l'on considère que le comportement des individus en termes de scolarisation est potentiellement induit par les chances d'émigrer (mesurées par le taux d'émigration), l'hypothèse sous-jacente est que les individus anticipent leurs chances futures d'émigration par le taux d'émigration actuel. Cette configuration correspond à un modèle d'anticipation. De ce fait, nous procédons à deux estimations de chaque équation : une première avec les variables de migration en niveau, et une seconde avec les variables de migration instrumentées par leurs équivalents retardés.

¹⁴ Le détail de l'échantillon de chaque estimation se trouve en annexe page 54

Notons que pour cette seconde estimation, les données disponibles ne le sont que pour 1990 ce qui limite le nombre d'observations.

5.2.2 Résultats

Les estimations des équations [20] et [21] sont mentionnées dans les tableaux 9 et 10. Compte tenu de la plus grande variabilité inter qu'intra individuelle des variables et le faible nombre de périodes (2), le modèle à effets aléatoires semble plus approprié. Un test de Hausman permet de confirmer cela.

L'échantillon porte initialement sur 141 pays et deux années mais la disponibilité de données de chaque variable étant fluctuante, le nombre d'observations s'avère au final bien moindre et inégal selon les estimations. Le tableau 9 est composé de 4 colonnes de résultats : 2 pour l'estimation avec les variables de migration en niveau, 2 pour l'estimation du modèle d'anticipation. Les estimations [8] et [10] diffèrent des estimations [7] et [9] par l'introduction ou non de la variable *gini*. Cette distinction se justifie par le fait que cette variable diminue le nombre d'observations.

Tableau 9 : Emigration et scolarisation dans le secondaire		Variables en niveau		Modèle d'anticipation	
		[7]	[8]	[9]	[10]
<i>Gdppc</i>	PIB/h	0,27*** [0,09]	0,34*** [0,11]	0,33** [0,16]	0,48* [0,28]
<i>Urb</i>	Taux d'urbanisation	0,64*** [0,17]	0,65*** [0,22]	0,52** [0,22]	0,61*** [0,45]
<i>Gini</i>	Indice de Gini		-0,40*** [0,16]		-0,01 [0,01]
<i>Rem</i>	Transferts	0,02* [0,01]	0,02* [0,01]	0,06* [0,04]	0,08 [0,06]
$m_{1,t}$	Taux d'émigration semi-qualifiée en 2000	-0,03 [0,08]	-0,13 [0,07]	-0,15 [0,09]	-0,30* [0,15]
$m_{2,t}$	Taux d'émigration qualifiée en 2000	-0,04 [0,10]	0,02 [0,09]	0,03 [0,11]	0,18 [0,14]
<i>N</i>		98	77	41	29
<i>F</i>				9,42	6,18
χ^2		90,6	88,7		
R^2		0,53	0,62	0,60	0,47
<i>Ramsey-Reset p-val.</i>		0,50	0,28	0,17	0,27

Niveaux de significativité : * :10% ** :5% *** :1% ; Ecart type entre crochets

D'après le test de Nakamura et Nakamura page 60, le PIB par habitant *gdppc* et les taux de migration m_1 et m_2 ne se révèlent pas endogènes avec le taux de scolarisation dans le secondaire. L'exogénéité des taux de migration peut s'expliquer par le fait que pour avoir un niveau moyen de qualification (niveau 1), un individu doit avoir complété le cursus secondaire. De plus, pour être comptabilisé dans les statistiques de l'émigration qualifiée, il doit avoir plus de 25 ans. Ainsi, de nouvelles inscriptions dans le secondaire ne peuvent avoir une influence sur les départs des individus de plus de 25 ans ayant déjà complété le secondaire, sauf dans le cas d'élèves de plus de 25 ans qui (re)prennent des études la dernière année de lycée, qui obtiennent leur diplôme et qui migrent (relativement peu de cas). Les estimations présentées dans le tableau 9 n'ont donc pas fait l'objet d'instrumentation.

La statistique de Breush-Pagan permet de corroborer la significativité des effets aléatoires. Le faible nombre de périodes nous laisse croire en l'absence d'autocorrélation des erreurs. Les résultats du test de Ramsey-Reset permettent d'exclure l'omission de variables pertinentes et de valider la spécification du modèle. La statistique du chi-deux permet de valider la significativité conjointe des variables.

Le tableau 9 montre que les signes des variables de contrôle sont ceux attendus, quelle que soit la spécification. Le PIB par habitant, le taux d'urbanisation, l'indice de *gini* et le volume de transferts de fonds envoyés par les émigrants ont tous l'impact escompté. On retrouve ainsi les mêmes résultats que ceux de Faini (2002) pour le PIB par habitant et que ceux de Beine & al (2003) pour les transferts. Toutes ces variables sont significatives, excepté pour l'estimation [10]. Cette dernière souffre d'un faible nombre d'observations (29), en partie dû à l'introduction de la variable *gini* (30% d'observations en moins par rapport à l'estimation [9]). De ce fait, nous procédons à l'analyse de l'impact de chaque variable dans le modèle d'anticipation en nous basant surtout sur l'estimation [9] ; nous faisons donc l'hypothèse que ceci n'est pas gênant en partant du fait que l'estimation [9] ne diffère de la [10] que par l'introduction de la variable *gini* et que cette variable n'entraîne pas de changements importants dans les résultats lorsqu'elle est introduite en niveau. Cette hypothèse s'appuie sur le fait que les deux premières estimations de ce tableau bénéficient de deux fois plus d'observations et donc de plus de crédibilité. Le PIB par habitant, variable approchant du pouvoir d'achat moyen, s'avère déterminant dans la scolarisation dans le secondaire, ce qui n'est pas étonnant compte tenu du coût parfois élevé de l'éducation supporté par les ménages. Le taux d'urbanisation retardé indique que la proximité avec une offre éducative et le mode de

vie urbain favorise la scolarisation des enfants. En effet, il est probable que le coût d'opportunité de l'éducation soit moins élevé en ville qu'en milieu rural, et que par effet d'entraînement social mais aussi grâce à un meilleur rendement de l'éducation, les adolescents soient plus facilement scolarisés en milieu urbain. L'indice de Gini est significativement négatif : un fort degré d'inégalité dans la distribution des ressources est donc un handicap pour le développement de l'éducation. Ceci rejoint l'idée selon laquelle les ménages ont à assumer un coût d'éducation (qu'il soit direct ou d'opportunité) relativement important. Enfin, l'introduction de la variable des transferts ne modifie pas les résultats précédents et montre que l'envoi d'argent issu de l'émigration est utilisé au moins en partie à des dépenses d'éducation puisque ces fonds favorisent la scolarisation au lycée.

Les deux taux d'émigration n'ont pas d'impact sur la scolarisation des adolescents, sauf pour l'émigration semi-qualifiée de l'estimation [10] qui est significativement négative. Ces résultats s'avèrent stables quelle que soit la spécification. Ceci tend à infirmer l'hypothèse testée selon laquelle les ménages seraient incités à scolariser leurs adolescents lorsque l'opportunité de quitter le pays avec un bagage scolaire de type baccalauréat ou universitaire augmente. L'effet positif de l'émigration semi-qualifiée observé dans le tableau 8 ne provient donc pas de l'effet d'incitation sur la scolarisation dans le secondaire mais probablement de l'effet de retour et de diffusion des connaissances.

On peut lire dans le tableau 10 les résultats de l'estimation de l'équation [21]. Les 4 premières colonnes sont les résultats d'estimations effectuées avec la variable d'émigration qualifiée en niveau, les deux dernières sont relatives au modèle d'anticipation.

Tableau 10 : Emigration et scolarisation dans le supérieur	Variables en niveau				Modèle d'anticipation	
	IV (m_2)		IV (m_2 et $gdppc$)		IV (m_2)	IV (m_2 et $gdppc$)
	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]
<i>Gdppc</i> PIB/h	0,42*** [0,14]	0,47*** [0,15]	0,40* [0,24]	0,58* [0,31]	0,49** [0,19]	0,46* [0,24]
<i>Urb</i> Taux d'urbanisation	1,28*** [0,29]	1,36** [0,31]	0,99** [0,42]	0,99* [0,56]	0,56** [0,30]	0,62*** [0,36]
<i>Gini</i> Indice de Gini		-0,02** [0,01]		-0,02** [0,01]		
<i>Rem</i> Transferts	0,07* [0,04]	0,06 [0,04]	0,07 [0,05]	0,06 [0,04]	0,12 [0,08]	0,14* [0,08]
$m_{2,t}$ Taux d'émigration qualifiée en 2000	-0,14 [0,10]	-0,27*** [0,10]	-0,18* [0,10]	-0,30*** [0,12]	-0,29** [0,14]	-0,34*** [0,12]
<i>N</i>	89	75	76	68	34	33
<i>F</i>					24,9	20,8
χ^2	103,9	136,0	80,5	116,5		
R^2	0,56	0,72	0,55	0,72	0,67	0,69
<i>Ramsey-Reset p- val.</i>	0,23	0,12	0,46	0,37	0,93	0,86

Niveaux de significativité : * :10% ** :5% *** :1% ; Ecart type entre crochets

Le résultat du test de Nakamura et Nakamura page 60 tend vers le rejet de l'hypothèse d'exogénéité du taux de migration m_2 avec le taux de scolarisation dans le supérieur. A l'inverse de l'émigration semi-qualifiée, une augmentation des inscriptions dans le supérieur peut avoir un effet la même année sur le nombre de candidats qualifiés à l'émigration puisque pour être considéré comme migrant qualifié il suffit d'avoir un diplôme universitaire (ou équivalent) ; or, être diplômé du supérieur ne signifie pas forcément la fin de ses études supérieures (à l'inverse de l'obtention du baccalauréat ou équivalent qui sanctionne la fin des études secondaires). Ainsi, il peut exister la relation suivante : des inscriptions d'individus de plus de 25 ans dans les années à diplôme (à partir de la deuxième année universitaire) peuvent entraîner la même année une modification du rapport m_2 entre le nombre de migrants qualifiés âgés d'au moins 25 ans et la population qualifiée totale de plus de 25 ans, ce qui s'apparente à un biais de simultanéité. L'équation [11] est donc estimée à l'aide d'une équation instrumentale. En revanche, les tests d'endogénéité de la variable $gdppc$ sont difficiles à interpréter : le résultat du test se situe à la limite du seuil de significativité. Nous procédons

alors à deux séries d'estimations pour celles avec m_2 en niveau : une série avec instrumentation de la seule variable m_2 (estimations [11] et [12]), et une autre avec l'instrumentation des variables m_2 et $gdppc$ (estimations [13] et [14]). Les estimations [15] et [16] sont celles du modèle d'anticipation : m_2 est instrumentée par sa variable retardée $m_{2,t-10}$ ¹⁵. La variable $gdppc$ est instrumentée dans l'estimation [16], mais pas dans la [15]. Le détail des instrumentations est mentionné page 54. Le test de suridentification de Sargan page 57 permet de valider les instruments choisis. La significativité des effets aléatoires est confirmée par la statistique de Breusch-Pagan, et les résultats du test de Ramsey-Reset permettent d'exclure l'omission de variables pertinentes et de valider la spécification du modèle.

Le PIB par habitant, le taux d'urbanisation retardé et l'indice de Gini sont significatifs. Toutes ces variables ont le signe attendu. La variable de transferts a dans tous les cas un signe positif mais n'est significative à 10% que pour la première estimation et pour les deux estimations du modèle d'anticipation. Nous estimons que cette ambiguïté de la significativité de l'effet des transferts est due à la difficulté de capter au niveau macroéconomique cet effet à cause d'une double hétérogénéité : des individus les recevant d'une part, et de leur utilisation d'autre part.

Le signe de m_2 est négatif pour les six estimations. m_2 est significative pour toutes sauf pour la première [11]. L'émigration qualifiée n'aurait donc pas d'impact positif sur le taux de scolarisation dans le supérieur. L'effet mécanique et négatif du départ d'étudiants qualifiés de plus de 25 ans sur le taux d'inscription dans le supérieur est avéré. L'effet d'incitation serait donc inexistant pour ce niveau d'éducation ou tout au mieux largement insuffisant pour compenser la perte d'étudiants qualifiés émigrant une fois leurs diplômes obtenus.

Les deux estimations montrent que la scolarisation des adolescents et celle des étudiants ne sont pas motivées par l'augmentation de la probabilité d'émigrer ce qui tend à infirmer l'hypothèse d'une fuite des cerveaux bénéfique telle que Stark l'a supposée.

¹⁵ L'instrumentation de m_2 diffère donc selon que l'on estime le modèle en niveau ou celui d'anticipation. Dans le premier, nous utilisons des variables spécifiques (voir page 54) alors que dans le second nous utilisons $m_{2,t-10}$

5.3 Le « *Brain gain* » starkien : mythe ou réalité ?

Si le débat autour de l'effet de l'émigration qualifiée des pays en développement sur leur économie est alimenté par diverses études contradictoires depuis plusieurs années, celle que nous présentons tend à mettre en lumière un résultat double et nuancé : il existerait bien un effet incitatif de l'augmentation des possibilités de migration sur la scolarisation ; néanmoins, seul le départ de travailleurs semi-qualifiés semble produire une incitation suffisamment significative pour compenser en partie l'émigration. Le départ des plus qualifiés resterait globalement néfaste, ce qui ne laisse que peu de place à un effet d'incitation significatif. En effet, le surplus d'enfants scolarisés dans le secondaire et ayant complété le lycée s'oriente soit vers des études supérieures, soit vers le marché du travail, soit choisit de migrer. Le premier cas ne semble pas être la norme puisque l'analyse du tableau 9 a montré qu'à moyen terme, les effets d'une émigration semi-qualifiée sur le niveau global d'éducation sont négatifs. Dans les deux autres cas, soit l'individu cherche et parfois trouve un travail mais souvent à faible valeur ajoutée (compte tenu de son diplôme), soit il quitte son pays. Ainsi, non seulement l'effet néfaste standard et mécanique de la fuite des cerveaux est confirmé, mais de plus celui imaginé par Stark est mis à mal par l'absence de résultats tangibles concernant l'émigration qualifiée.

Ces résultats rejoignent les conclusions de Lowell (2001) ou de Faini (2002), à savoir qu'aujourd'hui le départ de travailleurs qualifiés nuit au développement du capital humain, et par extension probablement à l'expansion économique. Cependant, les estimations de Faini ne portent que sur 50 observations, en MCO (donc sans tenir compte des problèmes d'endogénéité et sur une seule période), uniquement sur les taux de scolarisation, avec pour seule variable de contrôle le PIB par habitant, et utilisent les données de Carrington et Detragiache (1998) qui sont moins fiables que celles de Docquier et Marfouk (2006). L'apport de ce travail est de présenter des résultats statistiques plus rigoureux et sans doute plus robustes. De plus, Faini ne teste pas l'effet sur le niveau de capital humain, donc n'analyse pas les effets à moyen terme d'une augmentation de l'émigration. La prise en compte des migrations retardées dans l'analyse de l'impact de l'émigration sur le niveau de capital humain permet en effet de considérer des effets dans le temps et ainsi d'apprécier les éventuels effets de retour. Les résultats s'écartent de ceux de Beine & al. (2003) puisque ces auteurs trouvent qu'un accroissement marginal de l'émigration qualifiée est bénéfique pour le capital humain et par extension pour la croissance économique. Ces divergences de points de

vue peuvent s'expliquer par l'utilisation de bases de données différentes (de moins bonne qualité pour Beine & al.(2003)). De plus, ce travail permet de dissocier l'effet d'incitation (inexistant) avec celui du retour des migrants qui s'avère être le seul (avec celui des transferts) à pouvoir éventuellement compenser, au moins en partie, l'effet négatif des départs.

Le « *Brain gain* » starkien tel qu'il est analysé ici ne semble pas jouer un rôle important dans l'impact des migrations internationales. Si de nombreux travaux mettent en relief l'effet positif net des retombées des migrations telles que les transferts de fonds et de connaissances, les créations de réseaux, etc., celui de l'incitation à l'éducation semble relever plus du mythe que de la réalité. Présentée par Stark ou Mountford comme une alternative possible en termes d'approche politique de la question migratoire, l'émigration qualifiée ne peut être considérée comme une solution aux problèmes de développement des pays du Sud ou de l'Est par le simple effet analysé ici. Bien entendu, l'émigration peut apporter de nombreux bénéfices aux pays d'origine comme on l'a vu avec l'effet de retour (sous conditions) ou comme à travers l'effet indirect des transferts d'argent. Les bénéfices des transferts de fonds des émigrants sont même parfois considérés comme pouvant compenser les pertes en capital humain¹⁶ ; c'est le cas de l'Egypte par exemple qui soutient ouvertement l'émigration des travailleurs en espérant de fortes retombées financières des transferts d'argent. Ce pays voit en l'émigration une source de revenus externes importante, relativement stable et bénéfique, mais aussi une solution au problème d'équilibre du marché du travail. L'exemple égyptien ne représente cependant pas la majorité des pays ; chaque pays a une attitude différente vis-à-vis de l'émigration comme la Tunisie qui refuse de légiférer sur cette question ou l'Algérie qui tente depuis longtemps de la prohiber. Notons que si l'effet des départs est négatif sur le capital humain, comme cela semble être le cas pour l'Egypte¹⁷, le fait d'inciter l'émigration qualifiée dans le but d'espérer des transferts de fonds en compensation (une sorte de "vente" ou "location" de son capital humain) peut s'avérer à terme dangereux pour le développement et le dynamisme du pays et ainsi être largement contre-productif. Une analyse de la capacité d'absorption du capital humain dans chaque pays serait nécessaire pour apprécier pleinement les conséquences de la fuite des cerveaux.

Les résultats de cette étude nous amènent à penser que, même si l'existence d'un effet globalement positif d'un surplus d'émigration sur le développement des pays d'origine est

¹⁶ Bien que nous estimions que la comparaison est discutable

¹⁷ D'après la simulation théorique

possible sous certaines conditions, le « *Brain gain* » starkien ne constitue pas une composante importante de cet effet et ne semble pas mériter un intérêt politique important.

6 Conclusion : Une fuite des cerveaux bénéfique est possible mais pas par l'effet d'incitation

Le niveau d'éducation, composante essentielle de la croissance économique depuis les travaux de Lucas en 1988, est un des principaux enjeux de l'impact de la fuite des cerveaux. L'émigration qualifiée a longtemps été montrée du doigt par les économistes du développement du fait de ses conséquences négatives sur le capital humain des pays défavorisés. Depuis l'article de Stark & al. (1997) sur un possible second effet de la fuite des cerveaux sur le niveau d'éducation, à la fois positif et compensateur du premier, le débat de l'impact de la fuite des cerveaux est relancé.

La fuite des cerveaux est analysée ici à travers l'effet d'une augmentation de l'émigration qualifiée et semi-qualifiée sur le niveau de capital humain grâce un modèle de « *Brain gain* » original prenant en compte à la fois l'effet incitateur de Stark et l'effet de retour des migrants. Les résultats de la simulation font apparaître deux choses : premièrement, il existe une possibilité de fuite des cerveaux bénéfique pour la plupart des pays. Si le taux d'émigration des travailleurs qualifiés est relativement faible, alors le niveau de capital humain peut bénéficier de l'augmentation du nombre de départs de certains de ces travailleurs. Il existe pour chaque pays un taux optimal d'émigration qualifiée qui maximise son niveau de capital humain, mais la simulation ne permet pas de déterminer si le bénéfice vient de l'effet d'incitation ou de l'effet de retour. Deuxièmement, la grande majorité des pays de l'échantillon sont au-dessus voire largement au-dessus du taux optimal si bien que l'émigration qualifiée reste aujourd'hui néfaste pour la plupart. Il y aurait donc actuellement un effet globalement négatif de l'émigration qualifiée sur le niveau d'éducation des pays en développement. Ceci est confirmé par les estimations économétriques. Ces dernières montrent également que l'effet d'incitation n'est pas significatif. Si l'effet de retour des migrants peut compenser en partie (et en partie seulement) la perte initiale en capital humain, le « *Brain gain* à la Stark » reste aujourd'hui insignifiant. La divergence de résultats avec les quelques études existantes peut s'expliquer par l'utilisation d'une base de données plus complète et

plus fiable que celle des études précédentes, ainsi qu'à l'utilisation d'un modèle théorique plus réaliste.

La diminution de l'émigration de travailleurs qualifiés pourrait donc œuvrer pour le développement éducatif de la plupart des pays en développement. Cependant, la constante discrimination migratoire des pays développés en faveur des travailleurs qualifiés assure la pérennité de cette relation défavorable. On peut alors se demander l'intérêt de l'aide au développement en termes d'éducation supérieure si ce n'est que de compenser financièrement la perte engendrée par la fuite des cerveaux. Dans une logique jusqu'au-boutiste, ne vaudrait-il mieux pas alors que les pays développés financent eux-mêmes les universités des pays en développement ? En effet, aider à former des travailleurs qualifiés dans les pays en développement peut améliorer le capital humain de ces pays sans leur en faire supporter le coût. L'idée est séduisante à condition que le surplus de diplômés qui restera dans le pays réponde à la demande des employeurs locaux : c'est tout l'intérêt du débat sur la capacité d'absorption en capital humain des pays en développement. Ceci amène à réfléchir à de nombreuses questions : en matière d'emplois qualifiés, est-ce la demande qui crée l'offre ou l'inverse ? D'où, quelles politiques éducatives et migratoires doivent être mises en place afin d'aider ces pays ? La création de centres de recrutement spécialisés dans le travail émigré comme il existe au Maroc peut-elle être un instrument d'une gestion optimale des flux migratoires ? Le cas des Philippines où les autorités ont passé des accords internationaux afin de former des infirmières destinées aux marchés du travail anglo-saxons peut-il être un modèle de coopération internationale « gagnant-gagnant » à défaut d'une réelle gestion coordonnée des politiques migratoires de l'ensemble des pays ?

Annexes

A. Données des pays de l'échantillon

Tableau A1 : Taux d'émigration, population, PIB/h et niveau d'éducation par pays

Pays	m_1	m_2	Population	gdppc	Beta
Chine	0,10%	3,80%	1262645000	3547	1,24
Inde	0,40%	4,30%	1015923000	2220	1,16
Indonésie	0,30%	2,10%	206265000	2807	1,20
Brésil	1,10%	2,20%	170100000	6781	1,20
Russie	0,30%	1,50%	145555000	6644	1,65
Pakistan	1,60%	12,60%	138080000	1751	1,14
Bangladesh	0,70%	4,30%	131050000	1540	1,11
Mexique	15,50%	15,30%	97966000	8182	1,34
Philippines	3,30%	13,70%	76627000	3668	1,54
Turquie	4,90%	5,80%	67420000	5731	1,20
Egypte	0,80%	4,60%	63976000	3253	1,34
Iran	2,00%	14,50%	63664000	5460	1,26
Thaïlande	1,70%	2,40%	60728000	5846	1,25
Myanmar	0,50%	4,00%	47749000		1,11
Afrique du Sud	0,80%	7,50%	44000000	8667	1,50
Colombie	5,10%	10,40%	42299000	5618	1,27
Pologne	2,80%	14,10%	38648000	9114	1,51
Argentine	1,50%	2,50%	35850000	11131	1,43
Soudan	0,70%	6,90%	31437000	1512	1,08
Algérie	2,10%	9,40%	30385000	4979	1,22
Kenya	3,90%	38,40%	30092000	922	1,04
Afghanistan	7,90%	23,30%	26550000		1,05
Pérou	3,90%	5,80%	25939000	4355	1,50
Venezuela	3,00%	3,40%	24170000	5174	1,32
Malaisie	0,80%	11,10%	23270000	8217	1,43
Irak	4,00%	11,10%	23263840		1,24
Ouganda	3,10%	35,60%	23250000	1164	1,03
Népal	0,80%	5,30%	23043000	1216	1,10
Roumanie	2,00%	11,80%	22435000	5243	1,61
Ghana	2,40%	46,90%	19593000	1804	1,07
Sri Lanka	2,00%	29,70%	18467000	3181	1,27
Mozambique	6,30%	45,10%	17691000	804	1,01
Syrie	2,30%	6,10%	16189000	3067	1,32
Chili	2,10%	6,10%	15211000	8412	1,46
Cameroun	1,50%	17,20%	15117000	1720	1,07
Zimbabwe	1,80%	12,70%	12650000	2372	1,14
Equateur	15,20%	9,50%	12420000	3085	1,39
Guatemala	25,40%	24,20%	11385000	3633	1,13
Cuba	10,10%	28,70%	11188000		1,44
Mali	2,40%	15,00%	10840000	683	1,02

Pays	m ₁	m ₂	Population	gdppc	Beta
Niger	0,30%	6,00%	10742000	686	1,02
Malawi	2,50%	18,70%	10311000	552	1,03
Rep. tchèque	1,90%	10,40%	10273000	12840	1,55
Hongrie	3,80%	13,20%	10024000	11301	1,41
Zambie	1,10%	16,80%	9886000	715	1,18
Tunisie	3,80%	12,50%	9564000	5754	1,21
Sénégal	6,20%	17,70%	9530000	1366	1,06
Bolivie	4,20%	5,80%	8428000	2184	1,30
Rep. dominicaine	32,90%	21,60%	8353000	5643	1,29
Bulgarie	6,30%	6,60%	8170000	5714	1,54
Haïti	30,40%	83,60%	7959000	1512	1,08
Rwanda	3,50%	26,00%	7709000	1019	1,02
Honduras	25,00%	24,40%	6457000	2306	1,17
El Salvador	53,00%	31,00%	6276000	5240	1,21
Bénin	0,70%	11,30%	6222000	895	1,05
Slovaquie	9,10%	16,70%	5391000	10505	1,51
Paraguay	1,20%	3,90%	5270000	4211	1,25
Papouasie N. Guinée	4,70%	28,50%	5130000	2194	1,05
Nicaragua	19,80%	29,60%	5071000	2279	1,21
Sierra Leone	7,90%	52,50%	5031000	427	1,03
Jordanie	2,40%	7,20%	4887000	3597	1,53
Togo	1,70%	18,70%	4562000	1312	1,06
Croatie	8,90%	24,10%	4446000	8329	1,41
Costa Rica	9,80%	7,20%	3810000	8175	1,34
Rep. centrafricaine	0,80%	7,10%	3715000	1067	1,06
République du Congo	2,40%	22,20%	3447000	884	1,20
Uruguay	3,30%	8,10%	3322000	8130	1,35
Liberia	9,20%	45,00%	3130000	1,07	
Panama	7,50%	16,00%	2854000	5763	1,49
Jamaïque	35,20%	85,10%	2580000	3370	1,24
Kuwait	0,90%	7,10%	2190000	14471	1,55
Slovénie	4,30%	11,50%	1989000	15239	1,50
Lesotho	0,20%	4,30%	1744000	1994	1,06
Botswana	1,00%	3,60%	1675000	6911	1,15
Gambie	8,30%	63,30%	1312000	1542	1,03
Trinidad et Tobago	50,60%	75,20%	1289000	8221	1,28
Maurice	9,10%	56,20%	1187000	9330	1,32
Swaziland	0,00%	0,50%	1045000	4024	1,18
Fiji	20,10%	62,20%	812000	4477	1,33
Guyane	43,40%	89,00%	759000	3717	1,22
Chypre	11,60%	31,20%	757000	15693	1,54
Bahreïn	1,00%	4,90%	648322	15820	1,41
Malte	24,60%	57,60%	390000	14010	1,34
Barbade	28,00%	63,50%	267000	15340	1,45
Belize	58,20%	65,50%	240000	5470	1,23

Les pays dont l'effet d'une augmentation de l'émigration qualifiée est positif apparaissent en majuscules

B. Résultats de la simulation

Tableau B1 : Effet actuel de l'augmentation de m_1 et m_2 , et taux d'émigration optimal m_1^* et m_2^*

Pays	Emigration semi-qualifiée			Emigration qualifiée		
	Effet actuel	m_1	m_1^*	Effet actuel	m_2	m_2^*
Afghanistan	+	7,9	22,8	-	23,3	8,2
Algérie	?	2,1	2,1	-	9,4	6,3
Argentine	+	1,5	23,5	-	2,5	2,4
Bahreïn	+	1	3,4	-	4,9	1,5
Bangladesh	+	0,7	3,8	-	4,3	1
Barbados	-	28	59,3	?	63,5	31,8
Belize	-	58,2	64,3	?	65,5	59,5
Bénin	+	0,7	10,9	-	11,3	0,9
Bolivie	+	4,2	4,4	-	5,8	5,7
Botswana	+	1	2,9	-	3,6	1,5
Brésil	+	1,1	1,7	-	2,2	1,5
Bulgarie	+	6,3	7,1	?	6,6	13,9
Cameroun	+	1,5	16,6	-	17,2	1,8
Rep. centrafricaine	+	0,8	17,1	-	7,1	1
Chili	+	2,1	28,9	-	6,1	3,2
Chine	+	1,1	5,5	?	3,8	1,2
Colombie	+	5,1	49,4	-	10,4	6,6
Congo	+	2,4	20,5	-	22,2	3
Costa Rica	?	9,8	74,2	?	7,2	11,2
Croatie	?	8,9	21,2	-	24,1	18,4
Cuba	+	10,1	78,4	-	28,7	13
Chypre	?	11,6	4,8	?	32,1	51,7
Rep. tchèque	?	1,9	8,3	+	10,4	27,1
Rep. dominicaine	-	32,9	18,6	+	21,6	36,7
Equateur	+	15,2	54,7	?	9,5	21
Egypte	+	0,8	23,3	-	1,3	4,6
El Salvador	?	53	28,5	+	31	55,6
Fiji	+	20,1	59,8	-	62,2	22,3
Gambie	+	8,3	63,2	-	63,3	8,5
Ghana	+	2,4	37	-	46,9	2,8
Guatemala	+	25,4	91,6	?	24,2	25,6
Guyane	+	43,4	88,5	-	89	44,7
Haïti	+	30,4	83,4	-	83,6	30,9
Honduras	+	25	75,4	+	24,4	26,4
Hongrie	+	0,7	10,4	-	13,2	4,6
Inde	+	0,4	12,6	-	4,3	0,6
Indonésie	+	0,4	7,3	-	2,1	0,5
Iran	+	25,3	39,5	-	14,3	2,8
Irak	+	4	40,3	-	11,1	5,3
Jamaïque	+	35,2	84,5	-	85,2	36,7
Jordanie	+	2,4	5	-	7,2	3,6

Pays	Emigration semi-qualifiée			Emigration qualifiée		
	Effet actuel	m_1	m_1^*	Effet actuel	m_2	m_2^*
Kenya	+	3,9	64,2	-	38,4	4,2
Koweït	+	0,9	14	-	7,1	1,3
Lesotho	+	0,2	18,5	-	10,4	0,3
Liberia	+	9,2	75,4	-	45	9,7
Malawi	+	2,5	33,8	-	18,7	2,7
Malaisie	+	0,8	8	-	11,1	1
Mali	+	2,4	20,6	-	15	2,5
Malte	+	24,6	55,1	-	57,6	26,2
Maurice	+	9,1	53,9	-	56,2	10,2
Mexique	+	15,5	58,3	+	15,3	17,3
Mozambique	+	6,3	27,3	-	54,1	6,4
Népal	+	0,8	10,9	-	5,3	1,1
Nicaragua	+	19,8	83,8	-	29,6	21,3
Niger	+	0,3	22,9	-	6	0,4
Ouganda	+	3,1	52,8	-	35,6	3,3
Pakistan	+	1,6	22,8	-	12,6	2,2
Panama	+	7,5	11,9	-	16	11,1
Papouasie N. Guinée	+	4,7	62,4	-	28,5	5
Paraguay	+	1,2	19,1	-	3,9	1,8
Peru	+	3,9	4,1	+	5,8	6
Philippines	+	3,3	9,6	-	13,7	5
Pologne	+	2,8	10,7	-	14,1	2,1
Romanie	+	2	8,9	+	11,8	53,3
Russie	+	0,3	1,1	-	1,5	0,1
Rwanda	+	3,5	53	-	26	3,6
Sénégal	+	6,2	42,7	-	17,7	6,6
Sierra Leone	+	7,9	79,8	-	52,5	8,1
Slovaquie	+	9,1	14,5	+	16,7	55,2
Slovénie	+	4,3	9,8	+	11,5	40,5
Soudan	+	0,7	16,9	-	6,9	1
Afrique du Sud	+	0,8	21,9	-	7,5	1,1
Sri Lanka	+	2	27,6	-	29,7	2,3
Swaziland	?	0	?	?	0,5	?
Syrie	+	2,3	39,9	-	6,1	3,2
Thaïlande	+	1,7	32,9	?	2,4	2,4
Togo	+	1,7	30,8	-	18,7	2
Trinidad et Tobago	+	21,7	78,1	-	79,3	23,5
Tunisie	+	3,8	11,1	+	12,5	18,6
Turquie	+	4,9	5,8	+	5,8	28,2
Uruguay	+	3,3	37,7	-	8,1	4,7
Venezuela	+	3	39,3	+	3,4	4,2
Zambie	+	1,1	27,6	-	16,8	1,7
Zimbabwe	+	1,8	23	-	12,7	2,5

C. Calcul des taux d'émigration

C.1 L'étude précurseur (Carrington & Detragiache, 1998)

Carrington et Detragiache (CD) considèrent 61 pays et 3 niveaux d'éducation¹⁸. Trois étapes peuvent être distinguées dans la construction des données de CD (extrait de leur article) :

- Étape 1 : Calcul du stock d'immigrés aux USA par pays d'origine k et par niveau d'instruction j (stock dénoté I_j^{USk}) et dans les autres pays de l'OCDE selon le pays d'origine (dénoté I_j^{nonUSk})

Cette première étape est basée sur le recensement américain de 1990 qui fournit des informations détaillées sur les immigrés aux USA selon le pays d'origine et le niveau d'instruction. Trois niveaux d'éducation sont distingués : primaire (0-8 ans d'éducation), secondaire (9-12 ans d'éducation) et supérieur (13 ans d'éducation ou plus). Cette information est extrapolée d'un échantillon de 5% des données de recensement et concerne des individus âgés de 25 ans ou plus afin d'exclure la plupart des étudiants étrangers résidant temporairement aux USA. En sommant les trois catégories éducatives, on obtient le stock total d'immigrés aux USA par pays d'origine :

$$I^{USk} = \sum_{i=0}^2 I_i^{USk}$$

Ces données sont relativement précises, mais ne tiennent que peu compte de l'émigration clandestine. Les données disponibles en 1990 pour les autres pays de l'OCDE ne font état que du stock d'immigrés total pour les 5 principaux pays sources de chaque pays d'accueil. Autrement dit, pour chacun des autres membres de l'OCDE, les auteurs ne disposent donc que de I_j^{nonUSk} , sans précisions sur la composition éducative, et ceci uniquement pour les 5 premiers foyers d'immigration k .

- Étape 2 : Calcul des stocks d'émigration pour chaque pays d'origine, et par niveau d'éducation (notés I_j^k)

Pour évaluer cela, Carrington et Detragiache font l'hypothèse que les immigrés d'un pays donné sont distribués à travers les catégories éducatives de la même manière dans les pays de l'OCDE qu'aux USA.

¹⁸ Les trois considérées page 2

Ceci implique :

$$I_j^k = I_j^{US_k} + \frac{I_j^{US_k}}{I^{US_k}} I^{non-US_k}$$

Ceci est une approximation considérable puisque la composition et les caractéristiques de la population immigrée dans les autres pays de l'OCDE et plus particulièrement en Europe est parfois très différente. De plus, cette méthode ne tient pas compte des émigrants des pays en développement vers les pays n'appartenant pas à l'OCDE. Cela tend donc à sous-estimer parfois le nombre d'émigrants.

- Étape 3 : Le calcul du taux d'émigration évalué par pays d'origine et par niveau d'éducation (noté m_j^k)

Cette dernière étape consiste à évaluer les taux d'émigration par niveau d'instruction pour chaque pays d'origine. Ceci est fait en comparant le nombre de migrants de chaque catégorie éducative aux populations desquelles ils sont tirés (noté N_j^k). Le taux d'émigration est alors donné par :

$$m_j^k = \frac{I_j^k}{I_j^k + N_j^k}$$

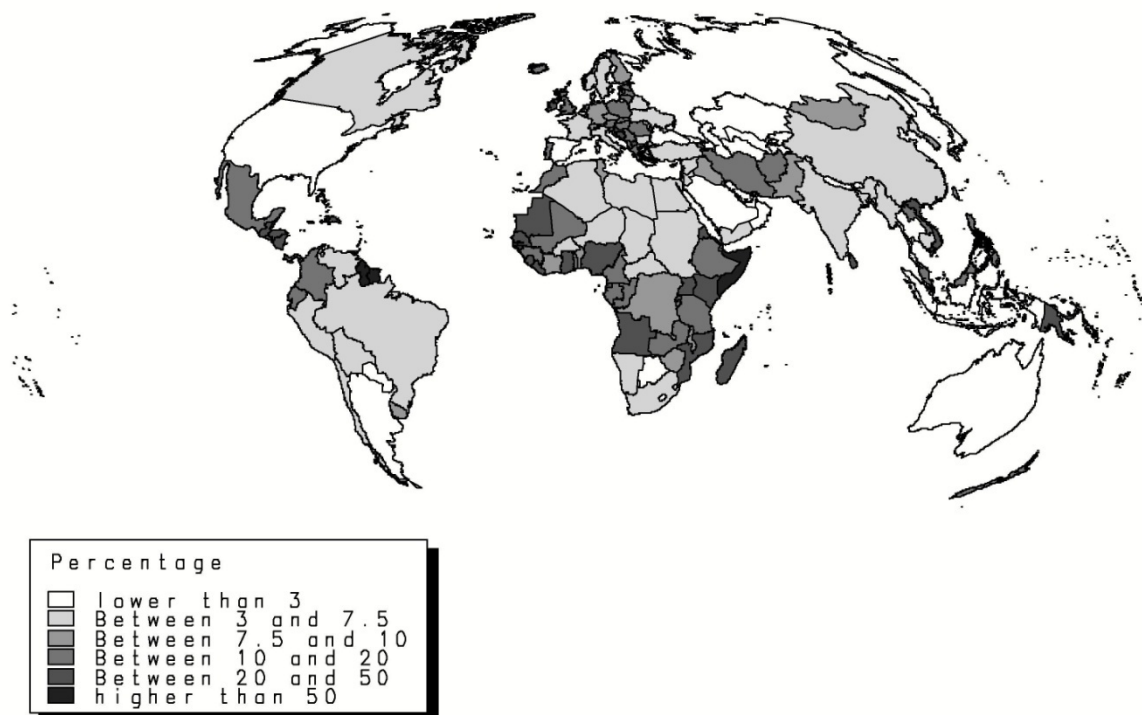
Cette méthode a le mérite de fournir des données qui n'existent pas. En revanche, elle souffre de 4 handicaps : D'abord, pour les pays où les données ne sont pas disponibles, les auteurs considèrent des données à partir de moyennes régionales. Ensuite, certaines transformations sont nécessaires pour que les données des différentes sources concordent. Troisièmement, certains émigrants sont probablement comptabilisés comme faisant partie de la population du pays hôte. D'où une alternative à la mesure de m_j^k consiste à mesurer $m_j^k = \frac{I_j^k}{N_j^k}$, ce qui tend à surestimer le vrai m_j^k , mais qui est intéressant à comparer avec la première mesure qui tend à le sous-estimer. Enfin, le gros handicap statistique est que les données ne sont disponibles que pour l'année 1990 car le calcul de m_j^k nécessite le recensement de la population américaine. Etant donné qu'un nouveau recensement a été effectué en 2000, nous avons procédé au calcul de m_j^k pour l'année 2000 afin de mener l'étude entreprise dans cet article avec les données de Carrington et Detragiache pour comparer les résultats.

C.2 Les données utilisées

La relative faiblesse des données de Carrington & Detragiache (1998) a inspiré Docquier & Marfouk (2006) dans l'élaboration de nouvelles données à partir de multiples sources statistiques détaillées des pays de l'OCDE. Le principe de l'étude est le même : d'abord calculer le stock de travailleurs émigrants par niveau d'éducation, puis ramener ce stock à la population totale née dans le pays, et ce pour chacun des pays de l'échantillon. Etant donné que la fuite des cerveaux ne peut être captée uniquement dans les pays receveurs, Docquier et Marfouk ont utilisé les recensements récents dans un maximum de pays de l'OCDE afin de pallier au manque de données officielles. Le résultat est probant puis que les données disponibles sont valables pour 190 pays pour l'année 2000 et 170 pour l'année 1990. Ceci permet d'envisager un caractère temporel aux éventuelles études statistiques sur l'émigration des individus qualifiés. Ce sont ces données que nous utilisons.

Le graphique suivant, extrait de cette étude, représente le taux d'émigration qualifiée en 2000 pour chacun des pays du monde.

Figure C1 : Emigration qualifiée dans le monde en 2000 (source : Docquier & Marfouk (2006))



D. Echantillons des estimations économétriques

Dans le tableau suivant sont mentionnés les échantillons de pays sur lesquels se base chaque estimation. L'entête de chaque colonne fait apparaître le numéro des estimations. Pour chaque pays et chaque estimation le tableau indique le nombre d'observation(s) disponible(s).

Tableau D1 : Nombre d'observations disponibles par pays pour chaque estimation

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]
Albanie	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Algérie	1	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Argentine	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Arménie	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Azerbaïdjan	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Bénin	2	1	1	1	1	1	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Bolivie	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
Botswana	1	1	1	1	1	1	1	0	1	0	1	0	1	0	1	1
Brésil	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
Burkina Faso	0	0	0	0	0	0	2	2	1	1	1	1	0	0	0	0
Cambodge	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Cameroun	1	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Chine	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
Colombie	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
Comores	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Rep. Congo	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1
Costa Rica	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Croatie	1	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Chypre	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Rep. dominicaine	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	1	1	0	0
Equateur	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	1	1	0	0
Egypte	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	1	1	0	0
El Salvador	1	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Estonie	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Ethiopie	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Gabon	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0
Géorgie	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Ghana	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
Guatemala	2	2	1	1	1	1	2	1	1	0	1	1	1	1	0	0
Guinée-Bissau	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	0	0	0	0
Guyana	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Haïti	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Honduras	2	2	1	1	1	1	1	1	0	0	2	2	2	2	1	1
Hongrie	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1
Inde	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
Indonésie	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
Jamaïque	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]
Jordanie	2	2	1	1	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Kazakhstan	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Kirghizistan	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Lettonie	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Lesotho	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Lituanie	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Macédoine	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	0	0	0	0
Madagascar	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Malawi	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Mali	2	2	1	1	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Mauritanie	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	0	0	0	0
Mexique	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
Moldavie	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Mongolie	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Maroc	0	0	0	0	0	0	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
Namibie	0	0	0	0	0	0	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0
Népal	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Nicaragua	1	1	1	1	1	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0
Niger	2	1	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1
Nigéria	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Oman	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	1	0	0	0
Pakistan	2	2	1	1	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Panama	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	1	1	0	0
Paraguay	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Pérou	2	2	1	1	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Philippines	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
Pologne	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Roumanie	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Rwanda	2	1	1	1	1	1	2	0	1	0	2	0	1	0	1	1
Sao Tome & Principe	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0
Sénégal	2	1	1	1	1	1	2	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Sierra Leone	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	1	0	1	0	1	1
Slovénie	1	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Sri Lanka	2	2	1	1	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
Soudan	2	2	1	1	1	1	2	1	1	1	1	0	1	0	0	0
Togo	2	1	1	1	1	1	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Trinidad & Tobago	2	1	1	1	1	1	2	1	1	0	2	1	1	0	1	1
Tunisie	2	2	1	1	1	1	2	1	1	0	2	1	2	1	1	1
Turquie	2	2	1	1	1	1	2	1	1	0	2	1	2	1	1	1
Ouganda	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1
Vanuatu	0	0	0	0	0	0	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0
Yémen	0	0	0	0	0	0	2	1	1	0	1	1	1	1	0	0

E. Instrumentation

E.1 Instrumentation de la variable PIB par habitant ($gdppc$)

Nous considérons comme instrument de $gdppc$ une variable mesurant le degré des libertés économiques ($libeco_t^k$) le degré d'ouverture, de corruption, de répression financière et la qualité du cadre législatif concernant la liberté d'entreprendre. Ces indicateurs sont issus de la base de données de la Banque Mondiale sur la gouvernance dans le monde (Kaufmann & al., 2006). La variable $libeco$ est obtenue en calculant la moyenne arithmétique des quatre indicateurs.

E.2 Instrumentation de m_j

Nous considérons les variables suivantes comme possibles instruments de $m_{j,t}^k$:

- La densité de population ($popdens_t^k$) comme variable approchante de l'occupation des sols¹⁹
- L'espérance de vie à la naissance comme variable approchante des conditions de vie (EV_j^k)
- Un indicateur mesurant la distance géo-commerciale entre le pays k et le pays de l'OCDE le plus proche selon cet indice : $distcom_t^k = (dist)^{com}$ avec $dist$ la distance entre les capitales de k et du pays de l'OCDE le plus proche géo-commercialement, et com un indice compris entre 0 et 1 mesurant le niveau d'échanges commerciaux entre ces deux pays (relativement au PIB de k) tel que $com = 1$ en cas d'absence d'échanges. Les estimations [13] et [14] se distinguent par la double instrumentation de m_2 et de $gdppc$. Dans le cas de l'instrumentation de plusieurs variables dans une même estimation, le logiciel d'économétrie que nous employons (*Stata*©) procède à une instrumentation globale des variables endogènes et utilise donc comme instruments de chacune d'entre elles l'ensemble des variables instrumentales et non pas seulement celles qui leurs étaient initialement dédiées. Afin d'éviter un problème d'endogénéité entre la variable $gdppc$ et l'instrument $distcom$ de m_2 dans les estimations [13] et [14], nous considérons (pour toutes les estimations) la variable $distcom$ retardée d'une année, soit $distcom_{t-1}^k$.

Une bonne variable instrumentale doit être corrélée avec la variable supposée endogène mais non corrélée avec la variable expliquée. C'est pourquoi nous ne retenons pas la variable

¹⁹ A l'instar de Beine & al. (2003)

d'espérance de vie EV_j^k qui risque d'être corrélée avec les variables d'éducation $beta_t^k$ et de scolarisation sec_t^k et ter_t^k .

La densité de population et la distance géo-commerciale ne nous semblent pas influencer les taux de scolarisation ou la part des travailleurs qualifiés dans la population.

Soit l'équation suivante relative à l'instrumentation de $m_{j,t}^k$:

$$m_{j,t}^k = \vartheta(\text{popdens}_t^k; \text{distcom}_{t-1}^k)$$

Les résultats de cette estimation sont mentionnés dans le tableau suivant :

Tableau E1 : Instrumentation de m_j		$m_{1,t}$		$m_{2,t}$	
		EA	MCO	EA	MCO
		[17]	[18]	[19]	[20]
<i>Popdens</i>	Densité de population	0,62*** [0,11]	0,42*** [0,08]	0,45*** [0,08]	0,36*** [0,07]
<i>Distcom</i>	Distance géo-commerciale	-0,20** [0,08]	-0,51*** [0,09]	-0,12** [0,06]	-0,27*** [0,07]
<i>N</i>		225	225	225	225
<i>F</i>			38,9		30,3
χ^2		39,4		33,5	
R^2		0,20	0,24	0,19	0,20

Les coefficients des variables sont conjointement différents de 0 de façon significative, en atteste la statistique du chi-deux qui permet de rejeter sans ambiguïté l'hypothèse contraire. Il apparaît que les 2 facteurs retenus ont tous le bon signe et sont tous significatifs.

F. Tests économétriques

F.1 Tests de Hausman

Tableau F1: Tests de Hausman (EF/EA)

Variable dépendante	Sans Instrumentation	Avec Instrumentation de :						
		<i>gdppc</i>	<i>m_{1,t}</i>	<i>m_{2,t}</i>	<i>m_{1,t}</i> <i>m_{2,t}</i>	<i>gdppc</i> <i>m_{1,t}</i>	<i>gdppc</i> <i>m_{2,t}</i>	<i>gdppc</i> <i>m_{1,t}</i> <i>m_{2,t}</i>
<i>Beta</i>	0,28	0,96	0,99	0,97	0,16	0,96	0,99	0,88
Sec	0,44	0,71	0,97	0,51	0,40	0,23	0,69	0,18
Ter	0,16	0,17		0,12			0,51	

La probabilité du test ($Prob > chi2$) est, dans tous les cas, supérieure à 10%, quelle que soit la spécification du modèle. Le modèle à effets aléatoires n'est donc pas rejeté, celui à effets fixes ne s'impose pas. Le choix du premier sur le second dépend d'autres critères : compte tenu de la plus grande variabilité inter qu'intra individuelle des variables et le faible nombre de périodes, nous choisissons le modèle à effets aléatoires.

F.2 Régressions de la première étape de l'instrumentation, tests d'endogénéité et tests de validité des instruments

La première série de tests concerne les estimations de β . Nous rappelons que celles-ci sont effectuées soit avec les variables d'émigration en niveau ($m_{j,t}$), soit avec les variables d'émigration retardées ($m_{j,t-10}$), soit avec les deux. Nous procédons aux tests d'endogénéité pour tous les cas possibles. Nous régressons chaque variable suspectée d'endogénéité sur les variables exogènes et ses instruments. Nous récupérons ensuite le(s) résidu(s) que nous introduisons dans le modèle initial.

Tableau F2 : Régressions de $gdppc$ sur ses instruments

		<i>Cas où $gdppc$ au moins est endogène avec β</i>								
Variables endogènes	Variables en niveau				Variables retardées	Variables en niveau et retardées				
	$gdppc$	$gdppc$ $m_{1,t}$	$gdppc$ $m_{2,t}$	$gdppc$ $m_{1,t}$ $m_{2,t}$	$gdppc$	$gdppc$	$gdppc$ $m_{1,t}$	$gdppc$ $m_{2,t}$	$gdppc$ $m_{1,t}$ $m_{2,t}$	
		[21]	[22]	[23]	[24]	[25]	[26]	[27]	[28]	[29]
<i>Urb</i>		1,10*** [0,16]	1,25*** [0,14]	1,21*** [0,15]	1,25*** [0,14]	0,81*** [0,22]	0,82*** [0,23]	0,81*** [0,23]	0,81*** [0,22]	0,81*** [0,22]
<i>Rem</i>		-0,09*** [0,02]	-0,07*** [0,02]	-0,08*** [0,02]	-0,07*** [0,02]	-0,13*** [0,04]	-0,12*** [0,04]	-0,12*** [0,04]	-0,13*** [0,04]	-0,13*** [0,04]
$m_{1,t}$		0,17** [0,08]		0,06 [0,05]			0,27 [0,22]		0,07 [0,13]	
$m_{2,t}$		-0,17 [0,11]	0,02 [0,06]				-0,46 [0,38]	-0,18 [0,24]		
$m_{1,t-10}$						0,17 [0,11]	-0,04 [0,21]	0,17 [0,11]	0,11 [0,16]	0,17 [0,11]
$m_{2,t-10}$						-0,16 [0,17]	0,18 [0,35]	-0,02 [0,29]	-0,16 [0,17]	-0,03 [0,28]
<i>Libeco</i>		-0,40*** [0,11]	-0,42*** [0,10]	-0,41*** [0,11]	-0,43*** [0,10]	-0,88*** [0,17]	-0,77*** [0,19]	-0,83*** [0,18]	-0,88*** [0,17]	-0,84*** [0,18]
<i>N</i>		101	101	101	101	57	57	57	57	57
<i>F</i>						39,9	30,9	31,5	35,6	37,7
χ^2		163,3	150,1	156,2	151,9					
R^2		0,68	0,64	0,69	0,64	0,76	0,77	0,76	0,76	0,76

Niveaux de significativité : * :10% ** :5% *** :1% ; Ecart type entre crochets

Tableau F3 : Régressions de $m_{1,t}$ sur ses instruments

		Cas où $m_{1,t}$ au moins est endogène avec Beta							
		Variables en niveau				Variables en niveau et retardées			
Variables endogènes	$m_{1,t}$	$m_{1,t}$ $m_{2,t}$	$m_{1,t}$ $gdppc$	$m_{1,t}$ $m_{2,t}$ $gdppc$	$m_{1,t}$	$m_{1,t}$ $m_{2,t}$	$m_{1,t}$ $gdppc$	$m_{1,t}$ $m_{2,t}$ $gdppc$	
	[30]	[31]	[32]	[33]	[34]	[35]	[36]	[37]	
<i>Gdppc</i>	0,32*** [0,09]	0,44*** [0,17]			0,19 [0,12]	-0,15 [0,15]			
<i>Urb</i>	0,52*** [0,19]	0,40 [0,35]	0,96*** [0,15]	1,03*** [0,26]	-0,10 [0,19]	0,23 [0,29]	0,11 [0,15]	0,17 [0,21]	
<i>Rem</i>	0,13*** [0,03]	0,23*** [0,05]	0,11*** [0,03]	0,22*** [0,05]	0,02 [0,04]	-0,00 [0,06]	-0,01 [0,03]	0,02 [0,05]	
$m_{2,t}$	1,05*** [0,07]		1,06*** [0,07]		1,16*** [0,17]		1,05*** [0,11]		
$m_{1,t-10}$					0,76*** [0,08]	0,81*** [0,09]	0,80*** [0,06]	0,78*** [0,07]	
$m_{2,t-10}$					-0,80*** [0,14]	-0,01 [0,13]	-0,74*** [0,14]	0,01 [0,12]	
<i>Popdens</i>	0,08 [0,07]	0,48*** [0,11]	0,10 [0,07]	0,51*** [0,11]	0,03 [0,06]	0,10 [0,09]	0,04 [0,06]	0,09 [0,09]	
<i>Distcom</i>	-0,02 [0,05]	-0,20** [0,08]	-0,04 [0,05]	-0,23*** [0,08]	0,07 [0,07]	-0,05 [0,09]	0,05 [0,06]	-0,04 [0,09]	
<i>N</i>	119	119	119	119	58	58	58	58	
<i>F</i>					114,9	43,2	136,6	52,3	
χ^2	537,4	82,3	477,7	71,5					
R^2	0,84	0,45	0,82	0,39	0,93	0,82	0,92	0,82	

Niveaux de significativité : * :10% ** :5% *** :1% ; Ecart type entre crochets

Tableau F4 : Régressions de $m_{2,t}$ sur ses instruments

		Cas où $m_{2,t}$ au moins est endogène avec Beta							
		Variables en niveau				Variables en niveau et retardées			
Variables endogènes	$m_{2,t}$	$m_{2,t}$	$m_{2,t}$	$m_{2,t}$	$m_{2,t}$	$m_{2,t}$	$m_{2,t}$	$m_{2,t}$	
		$m_{1,t}$	$gdppc$	$m_{1,t}$	$m_{1,t}$	$m_{1,t}$	$gdppc$	$m_{1,t}$	$gdppc$
	[38]	[39]	[40]	[41]	[42]	[43]	[44]	[45]	
<i>Gdppc</i>	-0,17** [0,07]	0,14 [0,13]			-0,21*** [0,06]	-0,29*** [0,10]			
<i>Urb</i>	-0,40*** [0,15]	-0,17 [0,27]	-0,61*** [0,12]	0,03 [0,20]	0,17 [0,13]	0,29 [0,22]	-0,08 [0,11]	-0,04 [0,15]	
<i>Rem</i>	-0,05** [0,02]	0,11*** [0,04]	-0,04* [0,02]	0,10** [0,04]	-0,02 [0,02]	-0,02 [0,04]	0,02 [0,02]	0,03 [0,03]	
$m_{1,t}$			0,64*** [0,04]		0,52*** [0,06]		0,55*** [0,09]		
$m_{1,t-10}$					-0,38*** [0,07]	0,04 [0,07]	-0,45*** [0,09]	-0,03 [0,07]	
$m_{2,t-10}$					0,68*** [0,07]	0,67*** [0,10]	0,71*** [0,08]	0,72*** [0,11]	
<i>Popdens</i>	0,06 [0,05]	0,37*** [0,08]	0,06 [0,05]	0,38*** [0,08]	0,01 [0,04]	0,06 [0,06]	0,00 [0,04]	0,05 [0,07]	
<i>Distcom</i>	-0,05 [0,04]	-0,19*** [0,07]	-0,04 [0,04]	-0,20*** [0,07]	-0,08* [0,04]	-0,10* [0,09]	-0,07 [0,04]	-0,09 [0,06]	
<i>N</i>	119	119	119	119	58	58	58	58	
<i>F</i>					83,1	56,6	61,0	41,0	
χ^2	405,6	43,3	387,9	42,0					
R^2	0,81	0,35	0,80	0,33	0,93	0,82	0,91	0,78	

Niveaux de significativité : * :10% ** :5% *** :1% ; Ecart type entre crochets

Tableau F5 : Statistiques du test de Nakamura-Nakamura

Variables endogènes	Avec instrumentation de :						
	$m_{1,t}$	$m_{2,t}$	$m_{1,t}$ $m_{2,t}$	$gdppc$	$gdppc$ $m_{1,t}$	$gdppc$ $m_{2,t}$	$gdppc$ $m_{1,t}$ $m_{2,t}$
<i>Estimations de Beta effectuées avec les variables d'émigration :</i>							
- en niveau	0,97	0,63	0,32	0,05	0,18	0,14	0,15
- retardées				0,40			
- en niveau et retardées	0,68	0,37	0,25	0,09	0,17	0,15	0,21
<i>Estimations de Sec effectuées avec les variables d'émigration :</i>							
- en niveau	0,94	0,93	0,75	0,46	0,26	0,24	0,56
- instrumentées par $m_{j,t-10}$				0,69			
<i>Estimations de Ter effectuées avec les variables d'émigration :</i>							
- en niveau		0,03		0,12		0,02	
- instrumentées par $m_{j,t-10}$				0,08			

F.3 Tests de validité des instruments

Tableau F6 : Statistiques du test de Sargan

	[2]	[4]	[6]	[11]	[12]	[13]	[14]	[16]
<i>Sargan p-val.</i>	0,88	0,23	0,22	0,58	0,61	0,18	0,51	0,19

F.4 Tests de multicolinéarité

Tableau F7 : Tests de multicolinéarité sur l'estimation de β

	$Gdppc$	Urb	Rem	$m_{1,t}$	$m_{2,t}$	$m_{1,t-10}$	$m_{2,t-10}$
<i>VIF (Variance Inflation Factor)</i>	3,63	2,67	1,67	16,0	19,4	16,3	15,7

La VIF dépasse la valeur 5 pour les quatre variables d'émigration, ce qui signifie un problème de multicolinéarité pour ces variables.

Bibliographie

- Barro, R. J., & Lee, J.-W. (2001). International Data On Educational Attainment: Updates And Implications. *Oxford Economic Papers*, 53, 541-563.
- Beine, M., Docquier, F., & Rapoport, H. (2001). Brain Drain and Economic Growth : Theory and Evidence. *Journal of Development Economic* (64), pp. 275-289.
- Beine, M., Docquier, F., & Rapoport, H. (2003). Brain Drain and LDC's Growth : Winners and Losers. *IZA Discussion Papers* (819).
- Carrington, W., & Detragiache, E. (1998). How big is the brain drain ? *IMF Working Paper 102* . Washington D.C.: FMI.
- Carrington, W., & Detragiache, E. (1998). How big is the brain drain ? *IMF Working Paper 102* .
- Docquier, F., & Marfouk, A. (2006). International migration by education attainment. Dans C. O. Schiff, *International Migration, Remittances and Development*. New York: Palgrave Macmillan.
- Domingues Dos Santos, M., & Postel-Vinay, F. (2000). Migration as a source of growth : The perspective of a developing country. *Journal of Population Economics*, 16 (1), pp. 161-175.
- Faini, R. (2002). Development, Trade and Migration, *Revue d'Economie du Développement*.
- Faini, R. (2002). Développement, commerce international et migrations. *Revue d'Economie du Développement* (1-2), pp. 85-116.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2006). *Governance Matters V : Governance Indicators for 1996-2005*. Washington D.C.: World Bank.
- Khadria, B. (2004). Migration of highly skilled Indians : case studies of IT and health professionals. *OECD Science, Technology and Industry Working Papers n°2004/6* .
- Lowell, L. B. (2001). *Policy responses to international mobility of skilled labour*. Genève: OIT.
- Mountford, A. (1997). Can a Brain Drain be good for growth in the source economy ? *Journal of Development Economics*, 53 (2), pp. 287-303.
- Nelson, R., & Phelps, E. (1966). Investments in Humans, technological diffusion and economic growth. *American Economic Review*, 56., pp. 69-75.
- Stark, O., Helmenstein, C., & Prskawetz, A. (1997). A brain gain with a brain drain. *Economics Letters* (55), pp. 227-234.