

Les migrants de retour valorisent-ils leur capital ?

Philippe DE VREYER

Flore GUBERT

Anne-Sophie ROBILLIARD

Introduction

Alors que la question des causes et des conséquences de la migration et des transferts a fait l'objet d'une attention grandissante au cours des dernières années, celle des déterminants et de l'impact de la migration de retour demeure peu étudiée. Cet état de fait est pour le moins surprenant dans la mesure où les migrants font souvent le choix de rentrer dans leur pays d'origine. À titre d'illustration, la migration des travailleurs en provenance de l'Europe du Sud vers l'Europe continentale entre les années 1950 et 1970 était une migration essentiellement temporaire, comme le montre BÖHNING (1984). Celui-ci estime en effet que « plus des deux tiers des travailleurs étrangers admis sur le territoire allemand et plus des quatre cinquièmes de ceux admis en Suisse sont rentrés » (cité par DUSTMANN, 2000). GLYTSOS (1988) estime quant à lui que sur le million de Grecs ayant émigré en Allemagne entre 1960 et 1984, 85 % sont rentrés au pays. DUSTMANN et WEISS (2007), enfin, estiment qu'environ 68 % des femmes et 60 % des hommes étrangers admis en Grande-Bretagne entre 1992 et 1994 s'y trouvaient encore cinq ans plus tard. En dépit d'un manque de données, la migration ouest-africaine est aussi souvent décrite comme étant de nature temporaire (ADEPOJU, 2005 ; BA, 2006). Ce n'est pas seulement vrai pour la migration au sein de la sous-région, mais également pour la migration inter-régionale et intercontinentale même si, dans ce dernier cas, les restrictions croissantes à l'immigration ont eu tendance à faire augmenter la durée des

séjours. Des flux de migrants de retour substantiels sont donc enregistrés depuis l'Europe vers l'Afrique de l'Ouest. D'après les enquêtes du Remuao (Réseau migrations et urbanisation en Afrique de l'Ouest) conduites simultanément dans sept pays en 1993, 111 000 individus âgés de plus de 15 ans ont migré d'un pays d'Afrique de l'Ouest vers l'Europe sur la période 1988-1992, et 33 000 étaient enregistrés dans le sens inverse sur la même période (BOCQUIER, 1998).

Les travaux empiriques examinant les liens entre migration de retour et développement sont trop peu nombreux et leurs résultats trop contrastés pour que des conclusions claires puissent en être tirées. L'impact observé paraît dépendre du volume de la migration de retour, des caractéristiques des individus qui rentrent, de l'importance et du sens de l'auto-sélection des migrants de retour, des facteurs à l'origine du retour et du climat économique et social prévalant dans le pays d'origine.

Nous mobilisons ici les données des enquêtes collectées dans les capitales économiques de sept pays d'Afrique de l'Ouest pour évaluer l'impact micro-économique de la migration de retour. Notre objectif est d'apporter un éclairage sur la question suivante : le capital financier accumulé et les compétences acquises à l'étranger sont-ils valorisés au moment du retour ? Nous traitons cette question en regardant dans quelle mesure les migrants de retour bénéficient d'une prime salariale lorsqu'ils occupent un emploi salarié ou d'une productivité supérieure lorsqu'ils s'établissent à leur compte.

Le chapitre se présente comme suit : la première section propose une revue de la littérature sur l'impact de la migration de retour pour les pays d'origine. Dans la deuxième section, nous présentons les données et proposons des statistiques descriptives sur les caractéristiques des migrants de retour que nous comparons à celles des immigrants et des non-migrants. Dans la troisième section, nous analysons les performances des migrants de retour sur le marché du travail, à travers l'estimation d'équations de gains et de fonctions de production. La conclusion synthétise les résultats et suggère de nouvelles pistes de recherche pour approfondir l'analyse.

Une revue de la littérature empirique

Les travaux qui portent sur les performances des migrants de retour sur le marché du travail examinent dans quelle mesure ces derniers parviennent à mettre en application chez eux ce qu'ils ont appris à l'étranger, en comparant les salaires des migrants de retour à ceux de leurs concitoyens non-migrants (KIKER et TRAYNAHM, 1977 ; ENCHAUTEGUI, 1993 ; Co *et al.*, 2000 ; DE COULON et PIRACHA, 2005 ; ROTH et SAARELA, 2007). Des résultats contrastés émergent

de cette littérature. À partir de données collectées en 1980 auprès d'un échantillon de migrants portoricains rentrés des États-Unis au cours des années 1970, ENCHAUTGUI (1993) trouve que l'expérience à l'étranger n'est ni valorisée, ni pénalisée. L'explication privilégiée par l'auteur est que les migrants portoricains occupent des emplois peu qualifiés ne permettant pas l'acquisition de capital humain. À l'inverse, à partir d'un large panel de ménages hongrois, CO *et al.* (2000) trouvent que l'expérience migratoire n'est pas neutre et que les migrants de retour bénéficient d'une prime salariale sur le marché du travail. En outre, leurs résultats suggèrent que cette prime est plus élevée pour les femmes que pour les hommes et qu'elle varie selon le pays dans lequel le séjour en migration a été effectué. Ainsi, à caractéristiques identiques, les femmes ayant séjourné dans un pays de l'OCDE touchent à leur retour une rémunération plus élevée de 67 % en moyenne que celle versée à leurs homologues sans expérience migratoire, alors que les femmes de retour d'un pays situé hors de l'OCDE ne bénéficient d'aucune prime salariale. Jusqu'à présent, aucune étude quantitative de la sorte n'a été à notre connaissance réalisée sur des migrants de retour africains. Un travail mené sur des migrantes ghanéennes fait toutefois figure d'exception, qui conclut à un impact négligeable en raison du très faible niveau de qualification des emplois occupés par la plupart de ces femmes lors de leur séjour en migration (BRYDON, 1992). En pratique, même les migrants ayant acquis de l'expérience et de nouvelles compétences lors de leur séjour à l'étranger peuvent ne pas parvenir à en tirer profit lors de leur retour, notamment ceux originaires du milieu rural qui font le choix de s'y réinstaller (comme la majorité des migrants originaires du Mali). Il est en effet difficile de mettre en application des compétences techniques acquises par exemple dans le secteur industriel en milieu rural où les infrastructures sont défectueuses. En milieu urbain, où l'accès à l'emploi se fait bien souvent via des réseaux informels, les migrants peuvent en outre être pénalisés dans leur recherche d'emploi s'ils n'ont pas conservé de liens étroits avec leurs réseaux pendant qu'ils séjournaient à l'étranger.

Dans cette littérature, l'existence de biais de sélection constitue l'une des principales difficultés méthodologiques. On parle de biais de sélection lorsque les individus étudiés ont toutes les chances de présenter des caractéristiques différentes de celles qu'auraient des individus tirés au hasard au sein d'une population donnée. S'agissant des migrants (et des migrants de retour), la présence d'une auto-sélection est généralement démontrée (NAKOSTEEN et ZIMMER, 1980 ; BORJAS, 1987 ; BORJAS et BRATSBERG, 1996). Le processus de sélection est dit positif si les migrants qui prennent la décision de migrer (ou de rentrer dans le cas des migrants de retour) sont par exemple plus aptes ou plus motivés en moyenne que ceux qui ne migrent pas. À contrario, la sélection est négative si les migrants sont moins aptes ou moins motivés en moyenne que ceux qui ne migrent pas. Ignorer ce phénomène d'auto-sélection des migrants et des migrants de retour résulte en une estimation biaisée de la prime salariale attribuable à l'expérience acquise à l'étranger. DE COULON et PIRACHA (2005) le prennent donc largement en compte dans leur étude réalisée à partir de données

albanaises. Ils trouvent que les migrants de retour sont négativement sélectionnés par rapport aux non-migrants. En d'autres termes, les résultats de leur analyse suggèrent que si les migrants de retour avaient fait le choix de ne pas migrer, leurs performances sur le marché du travail albanais auraient été moins bonnes en moyenne que celles enregistrées par les non-migrants. À partir de données collectées auprès de migrants de retour hongrois, Co *et al.* (2000) abordent également cette question de la sélection et la traitent en estimant deux types d'équations de gains. Ils estiment d'abord une équation de gains par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), en incluant simplement parmi les régresseurs une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'individu a vécu à l'étranger (0 sinon). Ils estiment ensuite la même équation de gains avec sélection par maximum de vraisemblance (MLE). Dans le cas des hommes, le coefficient obtenu pour la variable relative à l'expérience migratoire est plus faible dans l'estimation par MLE que par MCO. Ce résultat implique qu'une partie de l'effet positif de l'expérience migratoire sur le salaire obtenu par les MCO tient au processus de sélection positif des migrants. Autrement dit, les migrants de retour de l'échantillon auraient enregistré de meilleurs salaires que les non-migrants, même s'ils n'avaient pas fait le choix de séjourner un temps à l'étranger. Le résultat inverse est obtenu pour les femmes.

Quelques travaux empiriques se sont attachés à évaluer l'impact de la migration de retour sur la création de petites et moyennes entreprises (ILAHY, 1999 ; McCORMICK et WAHBA, 2001 ; AMMASSARI, 2003 ; BLACK *et al.*, 2003 ; WAHBA, 2004 ; MESNARD, 2004 ; NICHOLSON, 2004). L'influence de l'expérience migratoire sur le développement du petit entrepreneuriat se fait au travers de deux canaux : l'épargne accumulée lors du séjour à l'étranger, qui vient pallier le fonctionnement imparfait du marché du crédit du pays d'origine, d'une part, et les compétences acquises à l'étranger, d'autre part. Dans le cas de l'Égypte, McCORMICK et WAHBA (2001) examinent la propension des migrants de retour à créer des petites entreprises et regardent l'influence respective de l'épargne accumulée à l'étranger, de l'expérience professionnelle acquise lors du séjour en migration et du niveau d'éducation formel de l'individu au moment de son départ. À l'aide des données de l'enquête-emploi de 1988, laquelle contient un module détaillé sur l'expérience migratoire des individus, ils cherchent à identifier les déterminants de la propension d'un migrant de retour à devenir entrepreneur. Les résultats de leur analyse suggèrent que l'épargne accumulée à l'étranger et la durée du séjour en migration sont deux facteurs importants de la propension à devenir entrepreneur parmi les individus instruits. En revanche, la durée du séjour en migration est sans effet sur cette propension lorsque l'analyse se focalise sur les individus non instruits. ILAHY (1999) investit la même question dans le cas du Pakistan et trouve que l'épargne accumulée à l'étranger est également un des facteurs qui autorise les migrants de retour à se lancer dans une activité entrepreneuriale. Dans le cas de l'Afrique de l'Ouest, un projet de recherche porté par le Centre for Migration Research de l'université du Sussex s'est intéressé aux liens entre migration, retour et développement, en opérant une distinction entre les migrants de retour très qualifiés et non qualifiés

au Ghana et en Côte d'Ivoire¹. Bien que les analyses soient qualitatives et que la petite taille des échantillons impose de considérer les résultats avec une certaine prudence, les auteurs identifient une liste de variables clés influençant la propension des migrants à investir dans une activité : le niveau de qualification des migrants, la durée de leur séjour à l'étranger, l'expérience professionnelle acquise en migration, les conditions de travail, ainsi que les contacts avec les amis et parents au moment du retour.

Données et statistiques descriptives

Les données utilisées sont issues des phases 1 et 2 des *enquêtes 1-2-3* du projet Parstat, présentées en introduction du livre.

En restreignant l'échantillon à l'ensemble des individus âgés de plus de 15 ans, nous débutons l'analyse en comparant les caractéristiques moyennes des migrants de retour avec celles des non-migrants et des immigrants. Sont considérés comme non-migrants les individus qui n'ont jamais quitté le pays dans lequel ils sont nés, comme immigrants les individus non-natifs et non-citoyens du pays dans lequel ils ont été enquêtés et comme migrants de retour les individus nés dans le pays dans lequel ils ont été enquêtés (ou qui en ont la nationalité), qui ont vécu à l'étranger et en sont rentrés. Parmi eux, il est possible de distinguer les individus dont le séjour en migration s'est fait dans un pays de l'UEMOA, ceux dont le séjour s'est fait dans un pays de l'OCDE, et ceux enfin dont le séjour s'est fait dans un autre pays. Comme nous le verrons, ces trois catégories de migrants présentent des caractéristiques contrastées. Dans la mesure où les *enquêtes 1-2-3* n'ont pas été conçues pour aborder spécifiquement le thème des migrations, elles ne fournissent malheureusement que très peu d'informations sur l'expérience migratoire des individus. En particulier, aucune information n'est disponible sur leur date de départ en migration le cas échéant, la région dans laquelle ils résidaient au moment de leur départ, la durée de leur séjour à l'étranger (et si la migration était temporaire, saisonnière, circulaire ou permanente), leur statut familial et professionnel à l'étranger, etc. Rien ne permet de savoir non plus si leurs parents étaient eux-mêmes des migrants. L'échantillon total comprend 58 459 individus âgés de 15 ans et plus (tableau 1). Parmi eux, 3 594 sont des migrants de retour, dont la majorité (88 %) proviennent d'un pays non-membre de l'OCDE. Les migrants de retour représentent donc une petite fraction de la population âgée de 15 ans et plus dans les sept capitales étudiées. La part moyenne est de 4,8 %, mais elle varie sensiblement entre les villes, allant de 1,9 % à Dakar (Sénégal) à 13,3 % à Lomé

1. Ce projet, achevé en 2003, s'intitule « *Transnational Migration, Return and Development in West Africa* ». Les lecteurs intéressés peuvent consulter le site du projet : <http://www.sussex.ac.uk/Units/SCMR/research/transrede/>

Tableau 1
Statistiques descriptives selon le statut migratoire

Caractéristiques	Non-migrants	Migrants de retour				Immigrants	Total
		UEMOA	OCDE	Autre	Tous		
Nb d'observations	52 267	2 162	390	1 042	3 594	2 598	58 459
Structure	88,5	2,8	0,6	1,4	4,8	6,7	100,0
Âge	31,0 (13,7)	34,8 (15,1)	40,3 (14,6)	36,1 (15,8)	35,9 (15,3)	34,1 (12,2)	31,4 (13,7)
% d'hommes	48,1	50,3	62,0	47,3	50,8	58,6	49,0
% de mariés	42,7	54,4	60,9	55,4	55,5	62,4	44,6
Éducation en années	5,6 (4,9)	5,6 (5,2)	11,1 (6,7)	5,5 (5,0)	6,3 (5,7)	3,0 (4,6)	5,5 (5,0)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1, 2001-2003, INS, Afristat, Dial, individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

Note : écarts types entre parenthèses.

(Togo)². Dans cinq villes sur sept, la part des migrants de retour est supérieure à celle des immigrants. Les deux villes à part sont Abidjan (Côte d'Ivoire) où la part des immigrants dans la population est très élevée (15,4 %) et celle des migrants de retour comparativement faible (2,1 %), et Niamey (Niger) où ces deux proportions sont faibles (4,3 % et 3,2 % respectivement).

La phase 2 des enquêtes 1-2-3 porte sur un échantillon d'unités de production informelles (UPI), dont les dirigeants ont été identifiés au cours de la phase 1. L'échantillon total compte 6 619 UPI. L'enquête fournit des informations détaillées sur la production et/ou les ventes, les coûts de production, les caractéristiques des employés et le capital physique de chaque UPI. Elle fournit également des informations sur les caractéristiques des UPI au moment de leur création, leur mode de financement, etc.

Les migrants de retour présentent-ils des caractéristiques différentes de celles des non-migrants ou de celles des immigrants ? Comme le suggère la revue de littérature, les migrants et les migrants de retour sont des individus « auto-sélectionnés » qui, sur la base de leurs caractéristiques, observables ou non observables, font le choix de migrer après avoir comparé les avantages et inconvénients associés au fait de vivre dans un lieu donné plutôt que dans un autre. On s'attend donc à ce que les migrants de retour présentent des caractéristiques en moyenne différentes de celles des non-migrants et des immigrants. De fait, des différences significatives existent dans les données, non seulement entre ces trois groupes, mais aussi entre les migrants de retour qui proviennent d'un pays de l'OCDE et ceux qui proviennent d'un pays non-membre de l'OCDE. Il en est ainsi pour l'âge, le sexe, le statut matrimonial et le niveau d'éducation.

2. Des statistiques descriptives désagrégées par pays sont présentées dans DEVREYER et al. (2010 a).

Tableau 2
Régressions MCO de l'éducation sur les caractéristiques individuelles

Variabiles explicatives du modèle	Coefficient	P> t
Sexe et âge		
Homme (= 1)	2,242	0,000***
Âge	0,085	0,000***
Âge au carré	-0,002	0,000***
Religion		
Catholique	2,758	0,000***
Protestant	2,977	0,000***
Autre	1,151	0,000***
Statut migratoire [réf = non-migrant]		
Migrant de retour de l'OCDE	0,555	0,000***
Migrant de retour de l'UEMOA	5,969	0,000***
Migrant de retour d'un autre pays	0,020	0,890
Immigrant	-1,995	0,000***
Indicatrice ville		
Constante	2,621	0,000***
Nombre d'observations	58,058	
R ²	0,1478	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

Note : *significatif au seuil de 10 % ; **significatif au seuil de 5 % ; ***significatif au seuil de 1 %.

Comparés aux non-migrants, les migrants de retour sont plus âgés de 5 ans en moyenne, sont plus souvent des hommes (50,8 % contre 48,1 %), sont plus souvent mariés et sont plus instruits (tableau 1). Les différences observées apparaissent également fortes entre migrants de retour provenant ou non d'un pays de l'OCDE : les premiers sont plus âgés de 5 ans en moyenne et sont bien plus souvent des hommes (62,0 % contre 49,3 %). Le fait que les migrants de retour soient plus âgés n'est guère surprenant puisque l'échantillon des non-migrants inclut des futurs migrants. La même raison peut expliquer que les immigrés en provenance de l'Afrique de l'Ouest soient plus âgés que les non-migrants, mais moins que les migrants de retour.

Du point de vue de leur éducation, les migrants de retour sont plus instruits en moyenne que les non-migrants mais, là encore, des différences très importantes existent entre les migrants provenant d'un pays de l'OCDE (plus de 11 années d'éducation achevées en moyenne), ceux provenant d'un pays d'Afrique de l'Ouest (5,6 années) et ceux provenant d'un autre pays (5,5 années). Ce résultat par ailleurs ne semble pas être tiré par la composition démographique des différents échantillons. Comme le montre le tableau 2, en effet, les différences de

niveau d'éducation persistent même lorsque l'on neutralise l'effet des variables de sexe, d'âge et de religion. Le niveau d'éducation élevé des migrants de retour des pays de l'OCDE peut avoir deux origines, non nécessairement exclusives l'une de l'autre. D'abord, il est possible que les individus les plus instruits tirent davantage profit d'un séjour dans un pays développé si les rendements du capital humain y sont plus élevés. Ensuite, il est également possible que les individus migrent pour poursuivre leurs études, ce qui implique mécaniquement que les migrants soient plus instruits en moyenne que les non-migrants³. Selon que la première ou la seconde explication domine, les implications diffèrent. Si les individus quittent leur pays une fois instruits pour tirer les plus hauts rendements possibles de leur capital humain, alors cette fuite de cerveaux peut nuire au développement du pays d'origine (BHAGWATI, 1972 ; BHAGWATI et HAMADA, 1974 ; USHER, 1977 ; BLOMQUIST, 1986 ; HAQUE et KIM, 1995), à moins qu'une proportion suffisante de migrants retourne dans son pays d'origine et avec suffisamment de nouvelles compétences pour compenser la perte initiale, ou que l'incitation à migrer soit à l'origine d'une augmentation nette du nombre d'individus instruits dans le pays (STARK *et al.*, 1997 ; BEINE *et al.*, 2001, 2003).

Les performances des migrants de retour sur le marché du travail au sein de l'UEMOA

Situation dans l'emploi des migrants de retour

À l'instar des autres pays en développement, une situation dans l'emploi « meilleure » ou privilégiée en Afrique de l'Ouest est généralement synonyme d'un emploi formel salarié, dans les secteurs public ou privé, ou associée au statut d'entrepreneur dans l'un ou l'autre de ces secteurs⁴. Par opposition, la situation la moins favorable est celle qui correspond au statut de travailleur dans le secteur informel. Compte tenu des caractéristiques des migrants de retour, notamment en termes d'éducation, on peut s'attendre à ce que leur situation dans l'emploi soit meilleure que celle des non-migrants. Les statistiques descriptives présentées dans le tableau 3 confirment cette intuition : les migrants de retour sont dans une situation plus favorable sur le marché du travail que les non-migrants, et ce d'autant plus s'ils résidaient dans un pays membre de l'OCDE.

3. Malheureusement, les enquêtes ne fournissent pas d'information sur l'âge au moment du départ en migration. Il ne nous est donc pas possible de privilégier une explication plutôt qu'une autre.

4. Les entrepreneurs des secteurs formel ou informel sont les individus qui déclarent avoir des employés, que ceux-ci soient salariés, aides familiaux non rémunérés ou apprentis. Les individus à leur compte qui n'ont pas d'employés ne sont pas inclus dans cette catégorie.

Tableau 3
Situation dans l'emploi – Participation au marché du travail

Caractéristiques	Non-migrants	Migrants de retour				Immigrants	Total
		UEMOA	OCDE	Autre	Tous		
Participation	57,2	59,3	63,8	68,2	62,4	74,5	58,6
% de salariés du public	5,4	5,3	18,1	3,4	6,3	0,9	5,1
% de salariés du formel privé	7,8	6,6	16,9	5,1	7,4	8,5	7,8
% d'entrepreneurs	3,1	4,0	11,2	5,7	5,4	8,3	3,6
% de travailleurs informels	83,7	84,1	53,8	85,8	80,9	82,3	83,5
Revenus individuels en milliers de FCFA*	55,9	54,7	227,1	46,0	73,4	57,6	56,9

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs. (*) Évalués en tenant compte de la parité des pouvoirs d'achat, de sorte que les revenus moyens sont comparables d'une ville à l'autre.

En moyenne, la participation des migrants de retour sur le marché du travail est plus élevée que celle des non-migrants, même s'il existe des disparités fortes entre les capitales. Alors que la participation est sensiblement plus élevée à Abidjan, Niamey et Dakar, elle est plus faible à Ouagadougou, Bamako et Lomé. Cependant, lorsque l'on se focalise sur les migrants de retour d'un pays membre de l'OCDE, leur participation au marché du travail est systématiquement plus élevée que celle des non-migrants, avec des écarts parfois substantiels. En dehors de ce groupe, les migrants provenant d'un pays hors UEMOA et hors OCDE se révèlent eux aussi avoir une participation au marché du travail particulièrement élevée. En ce qui concerne le statut dans l'emploi des individus actifs, aucune différence significative n'est observée entre migrants de retour et non-migrants, sauf lorsque l'échantillon des migrants est restreint aux seuls migrants de retour d'un pays de l'OCDE. À titre d'illustration, la proportion d'individus occupant un emploi salarié dans le secteur public atteint 18 % parmi les migrants de retour d'un pays de l'OCDE contre 5,4 % parmi les non-migrants et 5,3 % parmi les migrants de retour d'un pays de l'UEMOA. Le même écart s'observe pour les individus occupant un emploi salarié dans le secteur privé formel (16,9 % contre 7,8 %) et pour ceux ayant le statut d'entrepreneur (11,2 % contre 3,1 %). Il semble donc que les individus en provenance de l'OCDE aient accès à des emplois plus protégés, tandis que leurs homologues de retour de l'UEMOA sont dans une situation sur le marché de l'emploi comparable à celle des non-migrants.

Étant donné la proportion plus forte de migrants de retour dans les emplois formels ou dans les postes à responsabilité, il n'est pas étonnant que la proportion de ceux travaillant dans le secteur informel à leur compte ou en tant qu'employeurs soit comparativement faible. Là encore, la situation des migrants de retour d'un pays non-membre de l'OCDE paraît assez comparable à celle des non-migrants.

La forte participation des migrants de retour ayant résidé dans un pays de l'OCDE dans le secteur formel s'explique par leur niveau d'éducation élevé,

mais peut signifier également qu'ils aient acquis à l'étranger des compétences spécifiques, valorisées dans le secteur formel (ils peuvent par exemple être au fait des législations étrangères utiles dans les secteurs d'exportation⁵). Afin de tester la validité de cet argument, il est instructif d'examiner dans quelle mesure la plus forte participation des migrants de retour d'un pays de l'OCDE dans les secteurs formels publics ou privés ou dans les postes à responsabilité persiste une fois neutralisé l'effet de toutes les autres caractéristiques individuelles. Pour ce faire, nous estimons un modèle multinomial de choix d'activité sur l'échantillon total des individus actifs (tableau 4). Les résultats montrent qu'une fois neutralisé l'effet de toutes les autres caractéristiques individuelles des migrants de retour, la probabilité de travailler dans le secteur formel est en réalité plus faible pour les migrants de retour, quel que soit leur pays de provenance, que pour les non-migrants. Ainsi, l'accès privilégié des migrants de retour d'un pays de l'OCDE aux postes offerts par le secteur public tient davantage à leur niveau d'éducation élevé qu'à d'éventuelles compétences acquises lors du séjour à l'étranger. En effet, une fois neutralisé l'effet de l'éducation, l'avantage relatif des migrants de retour disparaît et devient même un désavantage relatif. Ce dernier résultat peut tenir à la perte de capital social due à la migration. La probabilité d'avoir un travail salarié dans le secteur privé formel est également plus faible pour les migrants de retour d'un pays non-membre de l'UEMOA et non-membre de l'OCDE mais, en dehors de ces cas particuliers, les migrants de retour ne semblent ni mieux ni moins bien lotis pour accéder à ce type d'emploi. Enfin, la probabilité d'être entrepreneur dans le secteur formel ou informel apparaît plus forte chez les migrants de retour d'un pays de l'OCDE, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat peut être lié à l'acquisition d'un capital « spécifique » acquis lors du séjour en migration ou à l'accumulation d'une épargne nécessaire au démarrage de toute nouvelle activité. Il est également possible que les migrants de retour deviennent auto-entrepreneurs faute d'avoir accès aux emplois offerts par le secteur formel. En raison de leur réseau social moins dense, les chances d'intégrer le secteur formel peuvent être en effet plus faibles (si l'on ne tient pas compte des caractéristiques d'éducation) pour les migrants de retour que pour les non-migrants. En revanche, pour les autres migrants de retour, l'expérience migratoire est sans effet.

Dans la mesure où les migrants de retour d'un pays de l'OCDE présentent de meilleures caractéristiques individuelles et occupent des emplois plus favorables sur le marché du travail, leurs rémunérations sont en moyenne plus élevées que celles des non-migrants (tableau 3). Nous examinerons dans la suite de ce chapitre si ce résultat tient une fois neutralisé l'effet des caractéristiques individuelles et des biais de sélection.

Les migrants de retour ont-ils accès à l'emploi par les mêmes canaux que les non-migrants ? Les statistiques présentées dans le tableau 5 suggèrent une

5. La petite taille de l'échantillon des migrants de retour en provenance d'un pays de l'OCDE empêche malheureusement de présenter des statistiques descriptives à un niveau plus désagrégé que celles fournies par le tableau 3. Il nous est donc impossible de connaître la proportion de migrants de retour travaillant dans les secteurs tournés vers l'exportation.

Tableau 4
Régressions logit multinomial des statuts dans l'emploi (effets marginaux)

Variables explicatives du modèle	Hommes		Femmes	
	Coefficient	P> t	Coefficient	P> t
1 = salarié du public				
Éducation	0,021	0,000***	0,006	0,000***
Expérience potentielle	0,011	0,000***	0,002	0,000***
Expérience potentielle ²	0,000	0,000***	0,000	0,000***
Statut migratoire [réf = non-migrant]				
Migrant de retour de l'OCDE	-0,041	0,000***	-0,003	0,032**
Migrant de retour de l'UEMOA	-0,029	0,004***	-0,004	0,147
Migrant de retour d'un autre pays	-0,044	0,000***	-0,007	0,000***
Immigrants	-0,075	0,000***	-0,011	0,000***
2 = salarié du privé				
Éducation	0,025	0,000***	0,011	0,000***
Expérience potentielle	0,014	0,000***	0,002	0,000***
Expérience potentielle ²	0,000	0,000***	0,000	0,000***
Statut migratoire [réf = non-migrant]				
Migrant de retour de l'OCDE	0,005	0,784	0,004	0,507
Migrant de retour de l'UEMOA	-0,007	0,821	0,021	0,236
Migrant de retour d'un autre pays	-0,045	0,017**	-0,018	0,002***
Immigrant	-0,055	0,000***	-0,005	0,359
2 = entrepreneur				
Éducation	0,005	0,000***	0,004	0,000***
Expérience potentielle	0,006	0,000***	0,002	0,000***
Expérience potentielle ²	0,000	0,000***	0,000	0,011**
Statut migratoire [réf = non-migrant]				
Migrant de retour de l'OCDE	0,002	0,862	-0,006	0,272
Migrant de retour de l'UEMOA	0,078	0,010**	0,115	0,007***
Migrant de retour d'un autre pays	0,009	0,487	0,000	0,977
Immigrant	0,002	0,769	0,016	0,019
Indicatrices ville		Incluses		Incluses
Observations	18,436		14,806	
R ²	0,1823		0,2998	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

Note : le statut de référence est « travailleurs informel ». *significatif au seuil de 10 % ; **significatif au seuil de 5 % ; ***significatif au seuil de 1 %.

Tableau 5
Situation dans l'emploi – Mode d'accès à l'emploi actuel

Caractéristiques	Non-migrants	Migrants de retour				Immigrants	Total
		UEMOA	OCDE	Autre	Tous		
Relations personnelles	42,1	36,2	22,8	37,9	35,0	38,7	41,4
Directement auprès de l'employeur	9,9	9,9	19,0	7,3	10,3	7,2	9,7
Petites annonces ou ANE	1,3	1,6	6,2	1,4	2,1	0,5	1,3
Concours	13,5	7,9	16,8	7,5	8,9	2,9	12,3
Initiative personnelle	31,4	42,3	27,9	44,5	41,2	49,7	33,5
Autre	1,9	2,1	7,4	1,5	2,6	1,0	1,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

réponse négative. Les migrants de retour semblent en effet moins prendre appui sur leur réseau social que les non-migrants (35,0 % pour les premiers contre 42,1 % pour les seconds). L'écart entre les deux groupes est encore plus large si l'échantillon des migrants de retour est restreint aux seuls individus en provenance d'un pays de l'OCDE. La perte relative de capital social mentionnée plus haut pourrait être à l'origine de ce résultat. Toutefois, la question de savoir si ces différences tiennent une fois neutralisé l'effet des caractéristiques individuelles et du type d'emploi occupé demeure.

Les données utilisées portent sur un échantillon d'individus résidant au sein d'une capitale d'Afrique de l'Ouest. En conséquence, seuls les migrants faisant le choix de résider en ville à leur retour de l'étranger sont observés, lesquels peuvent ne pas être représentatifs de l'ensemble des migrants de retour. Pour mesurer la représentativité de notre échantillon, il faudrait pouvoir comparer les caractéristiques moyennes de ces migrants de retour à celles des migrants de retour s'installant en milieu rural. Mais le manque de données rend malheureusement cette comparaison impossible. Néanmoins, on peut penser que deux types de biais sont présents : d'abord, les migrants de retour choisissant de résider dans la capitale économique sont probablement en moyenne plus instruits ou plus qualifiés que ceux qui font le choix de résider dans une ville secondaire ou en milieu rural ; ensuite, il est vraisemblable que la part des migrants provenant d'un pays de l'OCDE est plus élevée dans la capitale que dans les autres villes ou régions.

Il est probable que le choix des migrants de retour de séjourner en ville plutôt qu'à la campagne est corrélé avec leur milieu de résidence au moment de leur départ en migration. Il est dans cette perspective instructif de comparer le lieu de résidence des migrants de retour en fonction du milieu dans lequel ils résidaient au moment de leur départ. Une telle information est disponible dans le cas du Sénégal (BA, 2006). Dans ce pays, les migrants originaires de Dakar ont une chance bien plus forte de migrer vers un pays membre de l'OCDE que les

migrants originaires d'une autre région : près de 75 % d'entre eux ont en effet migré vers l'Europe, les États-Unis ou le Canada, contre seulement 40 % pour les migrants provenant du milieu rural.

Nous allons maintenant estimer des équations de gains pour évaluer l'impact de l'expérience migratoire sur les salaires. Puis nous regarderons si les migrants de retour s'avèrent être des entrepreneurs plus productifs en moyenne que les non-migrants, en exploitant l'échantillon des patrons et des individus travaillant à leur propre compte identifiés lors de la phase 1⁶.

Expérience à l'étranger et gains

La performance sur le marché du travail des migrants de retour est dans un premier temps analysée à travers l'estimation d'un modèle individuel de gains. On considère la spécification suivante pour l'équation de gains :

$$\ln Y_i = X_i \beta + RM_i \alpha + e_i \quad (1)$$

où $\ln Y$ est le log des gains horaires, β et α sont des vecteurs de coefficients, e est le terme d'erreur, la matrice X inclut des variables sur les caractéristiques individuelles et RM est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si l'individu est un migrant de retour et 0 sinon.

Nous restreignons l'estimation de l'équation (1) à l'échantillon des travailleurs salariés. L'impact de la migration de retour sur le niveau de rémunération des travailleurs indépendants et des entrepreneurs sera étudié dans la section suivante.

Afin d'estimer correctement l'impact de la migration de retour sur les gains, il est nécessaire de contrôler la sélection des migrants de retour. Cela peut être fait à travers un modèle de traitement dans lequel les migrants de retour constituent la population « traitée » et les non-migrants la population de « contrôle ». La « qualité » du « traitement » dépend néanmoins de la destination des migrants. Comme suggéré dans la partie descriptive ci-dessus, les migrants de retour ne constituent pas un groupe homogène : ceux de retour d'un pays de l'OCDE diffèrent de manière significative des autres migrants de retour. Comme les individus choisissent dans une certaine mesure le « traitement » qu'ils reçoivent (à travers leur destination de migration), nous avons choisi de conduire des régressions séparées, c'est-à-dire une pour chacun de trois groupes de migrants de retour : migrants de retour d'un pays membre de l'UEMOA ; migrants de retour d'un pays de l'OCDE ; migrants de retour d'un autre pays. Dans chacune des régressions, l'échantillon des « traités » est celle des migrants de retour tandis que le groupe de contrôle est constitué des non-migrants. Les immigrants sont exclus des échantillons.

6. L'activité de ces entreprises informelles est couverte par la phase 2 de l'enquête 1-2-3. Les micro-entreprises « formelles » (c'est-à-dire celles dotées d'une comptabilité écrite et/ou d'un numéro d'enregistrement) ne sont donc pas incluses dans l'échantillon.

L'auto-sélection des migrants de retour n'est qu'une sélection (potentiellement) endogène parmi d'autres. Co *et al.* (2000) contrôlent pour un double processus d'auto-sélection : la participation au marché du travail et la migration de retour. Leur modèle est estimé par maximum de vraisemblance et il autorise les termes d'erreur de l'équation de gains et des équations de participation et de migration à être corrélés. Dans le cas présent, nous aurions voulu estimer un modèle qui permette de contrôler la sélection pour la participation au marché du travail et, au sein des participants, la sélection dans le groupe des salariés. L'estimation d'un tel modèle n'a néanmoins pas été possible étant donné les données disponibles.

Le modèle de traitement que nous estimons est donc donné par l'équation (1) à laquelle est adjointe une équation qui décrit la probabilité d'être un migrant de retour :

$$RM_i^* = Q_i'\xi + u_i \quad (2)$$

où RM^* est une variable latente inobservée qui mesure la propension à être un migrant de retour. Sous l'hypothèse de normalité du vecteur des termes d'erreur (e_i, u_i) , le modèle peut être estimé par maximum de vraisemblance (MLE) ou en deux étapes (TWOS).

L'identification correcte du modèle structurel complet requiert de disposer d'instruments valides pour le modèle de migration. Co *et al.* (2000) utilisent la localité de naissance d'un individu pour instrumenter la probabilité d'être un migrant de retour, tandis que DE COULON et PIRACHA (2005) utilisent le nombre de dépendants dans le ménage, la population dans la ville de résidence et la religion. Le nombre de dépendants dans le ménage peut être un bon instrument si une contrainte budgétaire plus forte constitue un déterminant de la migration tout en n'ayant pas d'impact direct sur l'équation de gains. La religion et le nombre de dépendants dans le ménage n'ont pu être utilisés dans cette étude pour différentes raisons. Dans certains pays (par exemple le Sénégal), la religion n'offre pas de variabilité suffisante dans l'échantillon pour expliquer la migration. Quant au nombre de dépendants, il est uniquement observé au moment de l'enquête, et l'on peut concevoir qu'il soit très différent de ce qu'il était lors du départ et du retour du migrant. La localité de naissance d'un individu est un bon instrument s'il existe des variations spatiales dans la probabilité de migrer, liées par exemple à des variations de l'environnement géographique ou des attitudes « traditionnelles » vis-à-vis de la migration. Dans notre cas, nous ne pouvons utiliser cette variable car elle n'est pas précisément observée pour tous les individus. À la place, nous utilisons la proportion de migrants de retour dans le quartier de résidence (en excluant le ménage du migrant dans le calcul), ce qui devrait capturer le même type de variations que la localité de naissance. Notre second instrument est le type d'activité du père lorsque l'individu avait 15 ans. Ces deux instruments devraient expliquer la migration sans pour autant avoir un impact direct sur l'équation de gains.

Afin d'évaluer l'importance et le signe des biais résultant des deux processus de sélection, nous reportons également les estimations de l'équation de gains par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

Tableau 6
Coefficient de la variable indicatrice « Migrant de retour » dans les équations de gains

Échantillon sur lequel le modèle est estimé	Signification des lignes	Migrants de retour d'un pays de l'UEMOA			Migrants de retour d'un pays de l'OCDE			Migrants de retour d'un autre pays		
		MCO	MLE	TWOS	MCO	MLE	TWOS	MCO	MLE	TWOS
Hommes	Coefficient	-0,0118	0,0625	0,185	0,166**	0,384**	0,396*	-0,0631	0,0625	0,185
	(erreur standard)	(0,0409)	(0,140)	(0,220)	(0,0729)	(0,193)	(0,205)	(0,0587)	(0,140)	(0,220)
	Corrélation		-0,059			-0,19			-0,0590	
Femmes	Coefficient	0,075	0,703***	0,244	0,309***	0,907***	0,744***	0,107	0,0206	0,0783
	(erreur standard)	(0,055)	(0,119)	(0,218)	(0,106)	(0,175)	(0,238)	(0,0961)	(0,414)	(0,396)
	Corrélation		-0,536***			-0,574***			0,0684	
Tous	Coefficient	0,0359	0,292**	0,367**	0,241***	0,681***	0,751***	-0,00904	0,0389	0,128
	(erreur standard)	(0,0332)	(0,143)	(0,163)	(0,0608)	(0,122)	(0,161)	(0,0508)	(0,150)	(0,239)
	Corrélation		-0,205*			-0,380***			-0,0353	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

Note : le statut de référence est « travailleurs informel ». *significatif au seuil de 10 % ; **significatif au seuil de 5 % ; ***significatif au seuil de 1 %.

MCO : estimation par les moindres carrés ordinaires ; MLE : estimation par le maximum de vraisemblance ; TWOS : estimation en deux étapes.

Afin de valider statistiquement notre choix d'instruments, nous examinons le pouvoir explicatif joint des deux variables dans les équations de première étape et procédons à des tests de suridentification. Nous profitons également de l'existence de deux estimateurs alternatifs (TWOS et MLE) pour estimer notre modèle de traitement. Sous l'hypothèse de la bonne spécification du modèle, ces deux estimateurs devraient en effet donner des résultats équivalents asymptotiquement⁷. Nous considérons ainsi valides et fiables les résultats des estimations qui sont statistiquement identiques avec l'une ou l'autre approche. L'estimation du coefficient de la variable « migrant de retour » dans un modèle de traitement estimé alternativement sur le sous-échantillon des migrants de retour d'un pays de l'UEMOA (colonnes 1a, pour l'estimation MCO, 1b pour l'estimation MLE et 1c pour l'estimation TWOS), de l'OCDE (colonnes 2a, 2b et 2c) et d'un autre pays (colonnes 3a, 3b et 3c) est indiquée dans le tableau 6. Les régressions ont été conduites séparément pour les hommes et les femmes, puis pour l'échantillon complet⁸.

7. Nous remercions un relecteur anonyme pour nous avoir suggéré d'utiliser cette propriété.

8. L'ensemble des résultats est disponible sur le site associé à l'ouvrage (<http://www.dial.ird.fr/publications>).

Nos résultats indiquent que le contrôle de l'auto-sélection dans la migration modifie de manière très importante les estimations. Quels que soient le pays de retour de migration et le sexe de l'individu, le coefficient estimé par les estimations MCO est systématiquement moins élevé que celui obtenu par les estimations MLE et TWOS, bien que la différence ne soit pas toujours significative. Cela suggère que les migrants sont sélectionnés « négativement » dans leur population d'origine. En d'autres termes, ils partagent des caractéristiques inobservables qui, toutes choses égales par ailleurs, les conduisent à avoir des gains inférieurs aux non-migrants. Cela est confirmé par la valeur négative du coefficient de corrélation entre les termes d'erreur des équations de gains et de migration (-0,38, significatif au seuil de 1 % dans l'échantillon complet). Ce résultat peut paraître assez surprenant dans la mesure où l'on fait généralement l'hypothèse que les migrants sont positivement sélectionnés. Un résultat similaire est néanmoins obtenu par DE COULON et PIRACHA (2005) sur des données albanaises. Cela suggère que les individus qui sont partis à l'étranger ne disposent pas de certaines qualités inobservables qui les avantageraient sur le marché du travail local. En faisant le choix de la migration, ils acquièrent néanmoins des compétences que le marché local rémunère sous forme d'une prime salariale.

Lorsque les hommes et les femmes sont rassemblés dans le même échantillon, les résultats obtenus suggèrent que les migrants de retour d'un pays de l'OCDE ou d'un pays de l'UEMOA ont des salaires plus élevés. Lorsqu'en revanche les hommes et femmes sont considérés séparément, les résultats pour les migrants de retour d'un pays de l'UEMOA sont tirés uniquement par les femmes. Les résultats des estimations MLE et TWOS diffèrent néanmoins significativement pour cet échantillon. On peut donc suspecter que le modèle n'est pas correctement spécifié et le résultat n'est donc pas retenu. À l'inverse, les résultats pour les migrants de retour d'un pays de l'OCDE apparaissent bien plus robustes puisqu'aucune différence significative n'apparaît entre les résultats des estimations MLE et TWOS. Étant donné que l'estimateur MLE est plus efficace, nous ne commentons dans ce qui suit que les résultats obtenus avec cet estimateur. Quand les hommes et les femmes sont rassemblés dans le même échantillon, la prime salariale de migration est estimée à 68 % du salaire. Lorsqu'hommes et femmes sont considérés séparément, la prime salariale de migration apparaît bien plus élevée pour les femmes que pour les hommes (+91 % contre « seulement » +38 %).

À partir des données du Hungarian Household Panel Survey, Co *et al.* (2000) trouvent un résultat similaire : les femmes qui reviennent d'une migration dans un pays de l'OCDE reçoivent une prime à la migration de 67 % sur le marché du travail hongrois. Selon les auteurs, le niveau élevé de la prime pourrait s'expliquer par des compétences acquises à l'étranger. Pendant leur expérience migratoire, les femmes ont acquis une connaissance du mode de fonctionnement des économies occidentales, et cette connaissance est valorisable dans un pays comme la Hongrie qui était dans une phase de transition vers l'économie de marché au moment où les données de l'enquête ont été collectées. Dans notre cas, une explication similaire peut être donnée. Comme les différences de développement entre les pays de l'UEMOA et de l'OCDE sont très importantes, on peut s'attendre à

ce que les travailleurs ayant une expérience de travail dans un pays occidental aient acquis des compétences valorisables sur le marché du travail africain, ce qui explique le niveau des primes salariales « à la migration ». Le fait que les femmes reçoivent des primes plus élevées que les hommes est néanmoins plus difficile à expliquer. Les erreurs de mesure dans la variable d'expérience pourraient être une explication plausible. En effet, la mesure de l'expérience professionnelle des femmes est sujette à des erreurs du fait du caractère discontinu de cette participation. Si les femmes non migrantes ont plus d'enfants (et ont donc des interruptions de carrières plus fréquentes) que les femmes qui ont passé du temps à l'étranger, alors l'expérience potentielle des femmes non migrantes souffre d'un biais plus élevé que celle des femmes migrantes de retour. Le coefficient de la variable « migrant de retour » capturerait alors une partie de ce biais. Nous n'avons malheureusement pas de données appropriées pour tester cette hypothèse, car nous ne connaissons pas le nombre d'enfants par femme. Nous avons introduit le nombre d'enfants dans le ménage dans l'ensemble des régresseurs (qui est un *proxy* assez faible du nombre d'enfants par femme, étant donné la forte prévalence de la polygamie et surtout du « confiage » en Afrique de l'Ouest), mais cet ajout ne modifie pas significativement les résultats.

Tous les résultats présentés reposent sur la validité des instruments. Nous présentons les valeurs de la statistique du test du χ^2 pour les variables indiquant l'activité du père et pour la proportion de migrants de retour dans le quartier dans les tableaux 7 et 8. Les valeurs de ces statistiques sont également présentées lorsque les deux variables sont ajoutées à l'équation de gains. Les chiffres du tableau 7 montrent que les variables indiquant l'activité du père sont toujours très significatives dans l'équation de migration, à l'exception de la régression portant sur l'échantillon des femmes de retour d'un pays de l'OCDE. Pour cet échantillon, le modèle n'est identifié que par la proportion de migrants de retour dans le quartier de résidence. Les tests de suridentification (tableau 8) montrent que l'activité du père et la proportion de migrants dans le quartier de résidence ne sont jamais significatives lorsqu'ils sont introduits dans les équations de gains et lorsque les échantillons sont divisés par sexe. Avec l'échantillon complet, les variables d'activité du père sont significatives de manière jointe dans l'équation de gains mais ce n'est pas le cas pour la proportion de migrants, de sorte que le modèle est bien identifié. De surcroît, le coefficient de la variable « migrant de retour » ne change pas lorsque les variables d'activité du père sont introduites dans l'équation de gains. Nous sommes donc confiants sur le fait que nos résultats ne souffrent pas du biais de variable omise.

Concernant les estimations des autres coefficients, les résultats des MCO et du MLE sont conformes aux résultats attendus : la maîtrise du français, le niveau d'éducation et l'expérience contribuent positivement aux revenus⁹. Les gains des hommes apparaissent plus élevés que ceux des femmes dans l'échantillon réunissant tous les migrants de retour (+25 %) et les gains des employés du secteur public et du secteur privé formel sont plus élevés que ceux des employés du

9. Voir le site associé à l'ouvrage (<http://www.dial.ird.fr/publications>) pour les résultats complets.

Tableau 7
Test des variables instrumentales dans l'équation de migrations

Échantillon sur lequel le modèle est estimé	Signification des lignes	Migrants de retour d'un pays de l'UEMOA		Migrants de retour d'un pays de l'OCDE		Migrants de retour d'un autre pays	
		MLE	TWOS	MLE	TWOS	MLE	TWOS
Hommes	Activité du père (Chi2)	25,0	24,8	26,6	28,0	16,7	16,7
	P > t	(0,0003)	(0,0004)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0103)	(0,0106)
	% MR dans le quartier (Chi2)	3,15	3,02	10,3	9,72	5,49	5,62
	P > t	(0,076)	(0,0823)	(0,0013)	(0,0018)	(0,0191)	(0,0178)
Femmes	Activité du père (Chi2)	23,4	26,2	6,16	6,96	14,6	14,6
	P > t	(0,0007)	(0,0002)	(0,4057)	(0,3246)	(0,0235)	(0,0235)
	% MR dans le quartier (Chi2)	14,2	14,1	17,3	11,3	0,31	0,42
	P > t	(0,0002)	(0,0002)	(0,0000)	(0,0008)	(0,578)	(0,5185)
Tous	Activité du père (Chi2)	54,5	51,6	23,8	24,8	24,3	24,3
	P > t	(0,0000)	(0,0000)	(0,0006)	(0,0004)	(0,0005)	(0,0005)
	% MR dans le quartier (Chi2)	14,23	13,1	23,2	19,3	2,68	2,76
	P > t	(0,0002)	(0,0003)	(0,0000)	(0,0000)	(0,1017)	(0,0964)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

Note : MCO ; estimation par les moindres carrés ordinaires ; MLE : estimation par le maximum de vraisemblance ; TWOS : estimation en deux étapes.

secteur informel (+48 % et +42 % respectivement). Les résultats montrent également que les cadres supérieurs sont mieux rémunérés que les autres catégories de travailleurs. Lorsque les régressions sont conduites sur les échantillons divisés par sexe, les rendements de l'éducation et de la maîtrise du français apparaissent plus élevés pour les femmes que pour les hommes. Cette différence pourrait être due à des caractéristiques inobservées : si les travailleurs s'auto-sélectionnent dans l'éducation et si cette sélection est due à des caractéristiques inobservables, alors les rendements de l'éducation sont biaisés vers le haut si l'hétérogénéité non observée est corrélée positivement avec les gains horaires. Comme les femmes sont moins susceptibles que les hommes d'atteindre un niveau d'éducation élevé en Afrique, alors, toutes choses égales par ailleurs, les femmes qui travaillent sont plus sélectionnées que les hommes et des biais plus importants dans les rendements de l'éducation peuvent être attendus.

Expérience à l'étranger et profits

Les fonctions de production des entreprises individuelles sont estimées à partir des données de la phase 2 des enquêtes. La technologie de production s'écrit comme suit :

$$Y = F(K, L) \quad (3)$$

Tableau 8

Test de suridentification des variables instrumentales dans l'équation de migrations

Échantillon sur lequel le modèle est estimé	Signification des lignes	Migrants de retour d'un pays de l'UEMOA	Migrants de retour d'un pays de l'OCDE	Migrants de retour d'un autre pays
		MLE	MLE	MLE
Hommes	Activité du père (Chi2)	7,43	8,38	8,37
	P > t	(0,2826)	(0,2115)	(0,2125)
	% MR dans le quartier (Chi2)	1,32	0,53	0,52
Femmes	P > t	(0,2502)	(0,4674)	(0,5692)
	Activité du père (Chi2)	6,82	4,56	6,35
	P > t	(0,3376)	(0,6010)	(0,3854)
Tous	% MR dans le quartier (Chi2)	1,23	0,03	0,28
	P > t	(0,2666)	(0,8521)	(0,5953)
	Activité du père (Chi2)	14,6	15,6	16,8
	P > t	(0,0234)	(0,0158)	(0,0102)
	% MR dans le quartier (Chi2)	1,68	0,97	0,51
	P > t	(0,1953)	(0,3247)	(0,4747)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

où Y est la valeur ajoutée de l'entreprise, K est le stock de capital et L la quantité de travail.

La phase 2 de l'enquête 1-2-3 collecte des données très détaillées sur les niveaux de production, les ventes et les achats d'inputs au cours des douze derniers mois, ainsi que sur les dépenses suivantes : loyers pour les bâtiments, salaires bruts et nets des employés, dépenses d'eau, de gaz et d'électricité, charges de téléphone, frais de transport et d'assurance, frais d'entretien et de réparation, loyers de la location de machines et d'équipement, taxes, intérêts payés, etc. L'enquête collecte également des informations détaillées sur le caractère saisonnier de l'activité sur l'année écoulée et sur les dates des transactions, afin de prendre en compte les délais potentiels entre le moment d'achat des inputs et le moment de la vente des produits. Grâce à ces données, on peut calculer la valeur ajoutée qui est ensuite régressée sur les inputs en capital et en travail, ainsi que sur un vecteur de caractéristiques de l'entrepreneur. Il convient de mentionner qu'il est généralement très difficile d'obtenir une mesure fiable de la valeur ajoutée et des profits des micro-entreprises dans les pays en développement, du fait de l'absence de comptabilité dans la plupart de ces structures. Ainsi, on doit généralement s'appuyer sur des données déclaratives dont la qualité repose sur la mémoire des entrepreneurs. Du fait de la fongibilité de l'argent et des biens entre l'activité de l'entreprise et le ménage, de la saisonnalité de la plupart des activités, etc., ces données manquent généralement de précision. Le questionnaire de la phase 2 est conçu de manière à

obtenir une estimation plus précise, mais ce gain de précision reste à analyser (pour une discussion détaillée des problèmes, voir DE MEL *et. al.*, 2009). Afin d'obtenir une bonne estimation de K , on utilise l'information fournie par l'entrepreneur sur le coût de remplacement de son équipement professionnel (outils, machines, véhicules, bâtiments, etc.). Concernant le travail, on utilise le nombre total d'heures effectuées par l'entrepreneur et ses employés au cours des douze derniers mois.

Sous l'hypothèse d'une fonction de type Cobb-Douglas, la technologie de la micro-entreprise s'écrit :

$$\log Y = \log A + \alpha \log L + \beta \log K + u \quad (4)$$

où A est la productivité totale des facteurs, α et β sont les élasticités de la production vis-à-vis du travail et du capital et u est un terme d'erreur. Cette équation peut être estimée par régression linéaire en prenant le log de la valeur ajoutée – définie comme la valeur annuelle de la production moins le coût des intrants (eau, électricité, loyers) – sur le log de la valeur du capital et le log du nombre d'heures travaillées. Dans les régressions qui suivent, des variables supplémentaires sont incluses pour contrôler des caractéristiques de l'entrepreneur (niveau d'éducation, âge, expérience potentielle), du secteur d'activité et de l'environnement macro-économique (à travers des indicatrices de pays). Finalement, on ajoute une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si l'entrepreneur est un migrant de retour, afin de tester si l'expérience migratoire rend les entreprises plus productives.

Afin de prendre en compte l'auto-sélection des migrants, nous estimons simultanément l'équation (4) avec l'équation de migration (2) par maximum de vraisemblance sur l'échantillon des micro-entreprises. Comme pour les équations de gains, la migration est instrumentée par le pourcentage de migrants dans le quartier de résidence. Les régressions sont conduites sur les trois mêmes groupes de migrants de retour.

Le tableau 9 présente les principaux résultats de l'estimation de la fonction de production Cobb-Douglas définie dans l'équation (4) sur l'échantillon complet des micro-entreprises¹⁰. Le coefficient de la variable « migrant de retour » est positif et significatif quand l'échantillon des « traités » est restreint aux migrants de retour d'un pays de l'OCDE. Ce résultat suggère qu'une expérience de travail dans un pays occidental donne un fort avantage productif aux entrepreneurs. Cet avantage pourrait provenir soit de compétences de management améliorées, soit de l'acquisition de compétences spécifiques pendant le séjour. Comme pour les équations de salaires, les coefficients estimés par les MCO apparaissent fortement biaisés vers le bas dans toutes les régressions, du fait d'une corrélation négative (bien que non significative) entre les caractéristiques inobservées de la fonction de production et de l'équation de migration.

10. Voir le site associé à l'ouvrage (<http://www.dial.ird.fr/publications>) pour les résultats complets.

Tableau 9
Fonctions de production

Variables explicatives du modèle	Migrants de retour d'un pays de l'UEMOA			Migrants de retour d'un pays de l'OCDE			Migrants de retour d'un autre pays		
	MCO	MLE	TWOS	MCO	MLE	TWOS	MCO	MLE	TWOS
Log(Capital)	0,171 (12,82)***	0,172 (12,92)***	0,171 (12,91)***	0,160 (12,04)***	0,161 (12,04)***	0,161 (12,04)***	0,162 (12,10)***	0,162 (12,00)***	0,162 (11,98)***
Indicatrice Capital	0,276 (3,85)***	0,279 (3,91)***	0,278 (3,90)***	0,250 (3,51)***	0,259 (3,59)***	0,259 (3,59)***	0,257 (3,57)***	0,258 (3,55)***	0,257 (3,54)***
Log(Travail)	0,407 (20,21)***	0,407 (20,26)***	0,407 (20,27)***	0,409 (20,40)***	0,400 (19,88)***	0,400 (19,88)***	0,418 (20,49)***	0,414 (20,20)***	0,413 (20,20)***
Migrant de retour	-0,007 (0,94)	0,136 (0,52)	0,643 (1,10)	0,283 (2,36)**	0,293 (0,81)	0,277 (0,60)	0,605 (2,58)**	1,094 (2,32)**	2,034 (2,22)**
% MR quartier	0,292 (0,88)			0,411 (0,93)			0,427 (0,93)		
Constante	2,488 (13,21)***	1,496 (9,37)***	1,469 (9,05)***	3,634 (10,15)***	1,622 (8,88)***	1,622 (8,88)***	3,599 (10,36)***	1,486 (9,16)***	1,497 (9,20)***
% MR quartier		2,743 (6,18)***	2,727 (6,16)***		3,034 (6,13)***	3,034 (6,13)***		2,656 (2,68)***	2,573 (2,61)***
Rho		-0,047 (0,55)			0,008 (0,06)			-0,155 (1,23)	
Sigma		0,333 (34,60)***			0,329 (33,97)***			0,327 (33,22)***	
Ratio de Mills			-0,309 (1,11)			0,018 (0,08)			-0,608 (1,64)
Observations	5 438	5 438	5 438	5 323	5 323	5 323	5 214	5 214	5 214

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 et 2, 2001-2003, INS, Afristat, Dial, unités de production informelles, calculs des auteurs.

Notes : valeurs absolues de z entre parenthèses. *significatif au seuil de 10 % ; **significatif au seuil de 5 % ; ***significatif au seuil de 1 %.

Les variables de contrôle additionnelles incluent 8 variables indicatrices de secteur, 6 variables indicatrices de ville et des caractéristiques individuelles de l'entrepreneur (sexe, maîtrise du français, diplôme, expérience potentielle et son carré). Dans l'équation de migration, les régresseurs sont ceux de la fonction de production avec une variable supplémentaire (la proportion de migrants de retour dans le quartier) qui joue le rôle de variable instrumentale.

MCO : estimation par les moindres carrés ordinaires ; MLE : estimation par le maximum de vraisemblance ; TWOS : estimation en deux étapes.

Concernant les autres coefficients estimés, les élasticités de la valeur ajoutée par rapport au capital et au travail sont autour de 0,17 et 0,47 respectivement et apparaissent très proches d'une régression à une autre. Le niveau d'éducation de l'entrepreneur joue également positivement sur la valeur ajoutée.

Conclusion

Quelles sont les conséquences de la migration internationale sur les pays d'origine ? Cette question a suscité de nombreux travaux dans les années 1970 lorsque des économistes, comme Jadish Bagwati, considéraient la migration d'individus éduqués comme une perte de capital humain pour les pays de départ. L'importance quantitative des migrations de retour rend néanmoins possible un bénéfice pour les pays d'origine, si les migrants de retour sont suffisamment nombreux et s'ils rapportent suffisamment de capital, financier ou humain, pour alimenter l'économie. Dans ce contexte, il est fondamental d'étudier les caractéristiques, les motivations et l'impact économique de la migration de retour dans les pays d'origine.

Nous avons utilisé ici un ensemble d'enquêtes-emploi individuelles et sur les micro-entreprises collectées dans les principales villes de sept pays de l'UEMOA, afin d'examiner les performances sur le marché du travail de migrants de retour. La revue de littérature a mis en exergue trois effets attendus : premièrement, les migrants de retour peuvent bénéficier de niveaux plus élevés de capital humain ou financier ; deuxièmement, leur éducation et/ou leur expérience à l'étranger peuvent les avoir conduits à acquérir des connaissances spécifiques valorisables sur le marché du travail de leur pays d'origine ; troisièmement, à l'inverse, les migrants de retour peuvent souffrir d'une perte relative de capital social due à leur séjour hors du pays.

Les résultats des analyses statistiques et économétriques montrent qu'à part l'âge et le sexe, les migrants de retour d'un pays de l'UEMOA ont des caractéristiques individuelles et d'insertion sur le marché du travail très proches de celles des non-migrants. À l'inverse, les migrants de retour d'un pays de l'OCDE sont significativement plus éduqués, plus actifs et plus riches que les non-migrants. Nous trouvons également que la participation des migrants de retour d'un pays de l'OCDE dans le secteur formel est bien plus élevée que celle des non-migrants ; cet avantage disparaît néanmoins – et devient même négatif – lorsque l'on contrôle le niveau d'éducation. Ce résultat suggère que les migrants subissent une perte de leur capacité à accéder à des emplois formels. Cela pourrait être lié à une perte de capital humain, confirmée dans une certaine mesure par le fait que les migrants de retour s'appuient beaucoup moins que les non-migrants sur leurs relations personnelles pour trouver un emploi.

En termes de gains, nos résultats suggèrent que l'expérience migratoire se traduit par une prime salariale substantielle pour les migrants de retour d'un pays de l'OCDE mais pas pour les autres. Le niveau de prime varie entre les hommes et les femmes, au bénéfice de ces dernières. Les migrations dans un pays de l'OCDE se traduisent non seulement par une prime sur les salaires, mais aussi par un avantage productif pour les entrepreneurs. En effet, à partir d'un échantillon de micro-entreprises, nous trouvons que l'expérience migratoire augmente l'efficacité productive des migrants de retour de l'OCDE.

Globalement, les résultats présentés indiquent que la migration internationale, particulièrement lorsqu'elle s'effectue à destination des pays de l'OCDE, peut avoir des conséquences positives en termes de performances sur le marché du travail, au retour dans le pays d'origine. Mais en dépit de ces bénéfices potentiels, la faible importance de la migration de retour en Afrique de l'Ouest suggère que son rôle en tant que levier de développement ne peut être que modeste. Cela est particulièrement vrai dans un contexte où les conditions économiques et les opportunités d'investissement restent défavorables.

Éditeurs scientifiques

Philippe De Vreyer François Roubaud

Les marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne



Les marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne

Éditeurs scientifiques

Philippe DE VREYER, François ROUBAUD

IRD Éditions

INSTITUT DE RECHERCHE POUR LE DÉVELOPPEMENT

AFD

AGENCE FRANÇAISE POUR LE DÉVELOPPEMENT

Marseille, 2013

La version anglaise de cet ouvrage est publiée dans la série « Africa Development Forum », dirigée par l'Agence française de développement et la Banque mondiale. Créée en 2009, cette collection pluridisciplinaire est consacrée aux grands enjeux sociaux et économiques du développement en Afrique subsaharienne.

Pour plus d'informations : <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2150>

Coordination et préparation éditoriale

Catherine Plasse

Mise en page

Desk (53)

Maquette de couverture et réfection des illustrations

Michelle Saint-Léger

Maquette intérieure

Pierre Lopez

Illustration de couverture

Michelle Saint-Léger

La loi du 1^{er} juillet 1992 (code de la propriété intellectuelle, première partie) n'autorisant, aux termes des alinéas 2 et 3 de l'article L. 122-5, d'une part, que les « copies ou reproductions strictement réservées à l'usage du copiste et non destinées à une utilisation collective » et, d'autre part, que les analyses et les courtes citations dans le but d'exemple ou d'illustration, « toute représentation ou reproduction intégrale ou partielle faite sans le consentement de l'auteur ou de ses ayants droit ou ayants cause, est illicite » (alinéa 1^{er} de l'article L. 122-4).

Cette représentation ou reproduction, par quelque procédé que ce soit, constituerait donc une contrefaçon passible des peines prévues au titre III de la loi précitée.

© IRD/AFD, 2013

ISBN : 978-2-7099-1736-0