

Pourquoi migrent-ils ?

Auto-sélection des migrants et rendements de l'éducation

Philippe DE VREYER

Flore GUBERT

François ROUBAUD

Introduction

Les pays africains sont à la fois des pays d'émigration et d'immigration. Selon une estimation récente des Nations unies, le nombre total de migrants internationaux en Afrique a augmenté de façon importante entre 1960 et 2000, passant de 9 à 16 millions d'individus. En Afrique de l'Ouest en particulier, la population a une longue histoire de mobilité régionale et internationale. Pour des facteurs aussi divers que le commerce sur longue distance, l'agriculture de plantation, l'urbanisation, les conflits armés, la dégradation de l'environnement, les sécheresses, la pauvreté, la migration dans cette région a joué, et joue encore, un rôle déterminant dans la localisation de la population. Au niveau politique, plusieurs initiatives ont été prises de façon à faciliter la migration du travail, dont notamment la libre circulation des personnes instituée par la Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest (Cedeao).

Dans ce contexte, l'objectif de ce chapitre est d'examiner les choix de résidence d'un grand échantillon d'Africains originaires de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) et, plus particulièrement, d'évaluer le rôle des différences de salaires dans ce choix. Dans la littérature, l'intérêt pour les comportements migratoires remonte aux travaux de SJAASTAD (1962). Les premiers modèles adaptés au contexte des pays en développement sont toutefois

dus à TODARO (1969) puis à HARRIS et TODARO (1970). Dans ces modèles, les individus « rationnels » comparent les bénéfices espérés de la migration avec ses coûts. Si la différence est positive, l'individu décide de migrer. Le modèle a connu un grand succès parmi les économistes du développement car il a pu apporter une explication convaincante à certains faits caractéristiques, comme la persistance de l'exode rural en dépit du maintien à un niveau élevé du chômage urbain. Cependant, le modèle est incapable d'expliquer certaines observations importantes, comme l'existence de flux migratoires à la fois depuis et en direction de certains pays ou régions. BORJAS (1987) et DAHL (2002) après lui ont adopté une approche différente fondée sur l'article bien connu de ROY (1951). Dans le cadre du modèle de Roy, les travailleurs s'auto-sélectionnent dans une activité génératrice de revenus donnée en fonction de leurs avantages comparatifs. Appliqué au choix du lieu de résidence, ce cadre d'analyse explique la migration non par l'existence d'un différentiel attendu de rémunération, mais plutôt par l'existence d'un différentiel dans les rendements attendus des qualifications d'un individu, lesquelles peuvent être observables ou non observables par l'économètre. La conséquence est d'abord que les flux migratoires n'ont alors pas de raisons d'être à sens unique. En second lieu, il faut tenir compte de l'auto-sélection des individus lorsque l'on cherche à évaluer correctement les rendements du capital humain dans des pays où l'immigration de travailleurs est importante.

L'estimation de ce type de modèle est en général très difficile, en particulier dans les pays en développement, car il faut disposer simultanément d'informations sur les marchés du travail du pays ou de la région de départ et sur ceux des destinations potentielles des migrants. Dans ce chapitre, nous profitons du caractère simultané des enquêtes du projet Parstat et du fait que les questionnaires administrés dans chacune des sept capitales soient identiques pour étudier les choix de migration au sein de la région UEMOA. Nous utilisons l'information sur le pays de naissance et sur le dernier pays de résidence des individus pour identifier les migrants internationaux.

Notre objectif est triple. Premièrement, nous contribuons à la connaissance des mouvements migratoires entre pays ouest-africains, un domaine sur lequel il existe encore très peu d'informations statistiques. Deuxièmement, nous évaluons dans quelle mesure le fait de ne pas tenir compte de l'origine étrangère de certains travailleurs peut biaiser les estimations des rendements de l'éducation réalisées à partir de l'observation des salaires ou des gains individuels. Enfin, et surtout, nous estimons l'importance du rôle joué par les écarts de salaires espérés sur les mouvements migratoires observés entre les capitales de l'UEMOA. Pour ce faire, nous supposons que les individus naissent aléatoirement dans l'un ou l'autre des sept pays retenus dans cette étude, puisqu'ils choisissent ensuite rationnellement dans quel pays ils veulent vivre, sur la base d'une comparaison de leur niveau d'utilité dans chacune des destinations. L'estimation de ce modèle fournit une estimation non biaisée des rendements de l'éducation et permet de mesurer l'effet des différentiels de rémunération attendus sur la probabilité de choisir telle ou telle destination. Compte tenu des

données dont nous disposons, la zone des pays de destination des migrants est restreinte aux pays de la région, qui présentent l'avantage d'avoir une même langue et d'être proches non seulement géographiquement, mais aussi d'un point de vue légal, culturel et économique. Ces pays partagent également la même monnaie et font tous partie d'une union économique dont les membres ont signé un accord de libre circulation du travail. Bien que la non-prise en compte des destinations situées en dehors de la zone UEMOA soit une limite évidente de notre étude, analyser les choix de résidence des migrants dans cette seule région nous semble pertinent dans la mesure où celle-ci ne présente aucun obstacle à la migration et où la grande majorité des flux migratoires est intra-régionale. Nos résultats montrent d'abord que la non-prise en compte de l'auto-sélection des migrants conduit à une estimation biaisée des écarts de salaires entre pays et entre individus ayant des niveaux d'éducation différents. Ils suggèrent ensuite que les différences de salaires jouent un rôle significatif dans le choix du pays de résidence.

Données et statistiques descriptives

Aperçu du phénomène migratoire au sein de la région ouest-africaine

Les migrations de main-d'œuvre en Afrique subsaharienne ont une longue histoire. Au cours du temps, les populations ont migré en réponse à des facteurs démographiques, économiques, ou autres, tels que la pression démographique, les désastres environnementaux, la pauvreté et les conflits.

En dépit de leur importance, on ne connaît pas grand-chose de ces flux migratoires. Certes, les recensements, les statistiques relatives au nombre d'entrées ou de sorties fournies par les administrations concernées et les quelques enquêtes *ad hoc* sur le nombre, l'identité et les motivations des migrants inter- et intra-continentaux apportent quelques éléments d'information. Mais l'image obtenue est très imprécise et souvent peu fiable. Ainsi l'estimation du nombre de migrants internationaux africains varie entre 16 millions, selon l'Organisation internationale pour les migrations (INTERNATIONAL ORGANIZATION FOR MIGRATION, 2003) à 50 millions selon l'Union africaine (AFRICAN UNION, 2005). Les statistiques sont encore plus imprécises lorsque l'on examine les migrations transfrontalières entre pays ouest-africains. Combien sont-ils dans chaque pays de la zone ? Qui sont-ils et quelles sont leurs motivations ? Ce chapitre ambitionne d'apporter quelques éléments de réponse à ces questions.

Les données mobilisées ici sont une compilation des données recueillies dans chacune des *enquêtes 1-2-3* réalisées dans les sept capitales francophones de l'Union économique et monétaire ouest-africaine. Ces pays sont tous membres

de la Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest (Cedeao). La création de cet ensemble, en 1975, résulte d'une volonté d'intégration économique et a été pensée par les leaders africains de l'époque comme une étape préalable à l'intégration de la région dans l'économie mondiale globalisée. Le principal objectif de la Communauté est ainsi d'éliminer progressivement les obstacles à la libre circulation des biens, du capital et des personnes dans la région. Avec cet objectif en tête, le protocole sur la libre circulation des personnes et le droit de résidence et d'établissement a été signé à Dakar le 29 mai 1979. Une période de transition a suivi, au cours de laquelle ont été établis les droits d'entrée (en 1980) et de résidence (en 1986). En 2000, les membres de la Cedeao se sont entendus pour introduire un passeport commun à tous les citoyens de la région, destiné à remplacer les passeports nationaux. Toutes ces mesures, mises en place pour créer une Afrique de l'Ouest sans frontière, constituent un contexte favorable à l'étude des choix de résidence des citoyens de cette Communauté, même si les textes ne sont pas toujours appliqués et que beaucoup reste à faire pour parvenir à la libre circulation des personnes. Par ailleurs, au sein de la Cedeao, les pays retenus dans notre analyse ont le français en partage, appartiennent tous à l'UEMOA et ont le franc CFA comme monnaie commune, ce qui naturellement favorise les échanges de population entre eux.

Statistiques descriptives

Nous considérons ici comme migrants les individus qui répondent aux trois critères suivants : (i) ne pas avoir la citoyenneté du pays de résidence ; (ii) ne pas être né dans la capitale de ce pays et (iii) ne pas avoir résidé de façon continue dans cette capitale depuis leur naissance. À contrario, tous les autres sont considérés comme natifs du pays où ils résident.

Les analyses sont restreintes aux individus actifs, âgés de 15 à 65 ans, identifiés comme migrants ou natifs. Le tableau 1 montre la composition de l'échantillon pour chacun des sept pays. Pour en faciliter la lecture, les statistiques en caractère gras concernent les individus retenus pour l'analyse. Les chiffres suggèrent une grande hétérogénéité des configurations migratoires au sein de l'UEMOA. Tout d'abord, il apparaît que la Côte d'Ivoire reste le principal pays d'immigration de la zone, et ce en dépit de l'importance du nombre de retours de migrants consécutifs aux troubles politiques ayant frappé le pays partir de 1999¹. Une extrapolation à partir de l'échantillon ivoirien révèle qu'en 2002, 15,9 % des Abidjanais âgés de 16 ans ou plus sont des ressortissants d'un autre pays et que, parmi ceux-ci, 74 % sont originaires de l'UEMOA (voir tableau 2). Le Burkina Faso et le Mali sont les deux principaux pays d'origine de ces migrants. À l'opposé, les migrants transfrontaliers ne représentent qu'une proportion marginale de la population de Dakar. En effet, les statistiques suggèrent que

1. La première guerre civile a commencé en septembre 2002, soit quelques mois après l'achèvement de l'enquête 1-2-3.

Tableau I
Composition des échantillons par pays

Ville de destination des migrants	Nombre d'individus en provenance du									Nombre total d'immigrés	Nombre total de natifs	Échantillon total
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Autre	n.d.			
Bénin (Cotonou)	-	3	6	15	58	3	102	138	18	343	6 994	7 337
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	-	3	6	15	55	2	100	38	16	235		
Burkina Faso (Ouagadougou)	11	-	7	8	2	1	16	18	11	74	8 198	8 251
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	6	-	7	7	0	1	16	5	7	49		
Côte d'Ivoire (Abidjan)	53	446	-	256	90	72	87	310	133	1 447	5 974	7 416
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	52	428	-	231	85	65	79	120	124	1 184		
Mali (Bamako)	8	14	11	-	8	12	0	62	8	123	7 148	7 272
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	3	13	10	-	6	11	0	36	6	85		
Niger (Niamey)	76	49	4	122	-	5	59	52	26	393	7 710	8 106
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	67	49	4	119	-	5	48	27	23	342		
Sénégal (Dakar)	11	0	2	9	0	-	4	130	53	209	11 773	11 977
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	7	0	2	9	0	-	1	74	35	128		
Togo (Lomé)	88	9	9	11	50	3	-	113	23	306	5 927	6 254
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	87	9	8	11	44	3	-	24	21	207		
Total	247	521	39	421	208	96	268	823	272			
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	222	502	37	392	190	87	244	324	232			

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1, 2001-2003, INS, Afristat et Dial ; calculs des auteurs.

Note : ensemble des individus âgés de 15 à 65 ans. Sont considérés comme natifs d'un pays *i* les individus ayant résidé dans le pays *i* toute leur vie, qu'ils aient la nationalité du pays ou non. Les observations prises en compte dans l'analyse figurent en gras dans le tableau.

(*) Au sein de l'échantillon des immigrés en provenance d'un pays de l'UEMOA figurent des individus qui n'ont pas la nationalité d'un pays de l'UEMOA (ex. : un citoyen français qui a passé 10 ans au Burkina Faso avant de se rendre au Bénin est considéré comme immigré en provenance du Burkina Faso mais n'est pas Burkinabé).

Tableau 2
Part des immigrés au sein de la population de la capitale selon les pays (après extrapolation) (%)

Répartition de la population	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Natifs	96,4	99,3	84,1	98,4	95,6	98,5	95,5
Immigrés	3,6	0,7	15,9	1,6	4,4	1,6	4,5
<i>dont :</i>							
immigrés en provenance d'un pays de l'UEMOA	60,6	70,7	73,5	43,8	85,7	13,0	60,7
immigrés en provenance d'un pays en développement hors UEMOA	36,4	23,9	25,2	43,4	12,2	83,9	38,8
immigrés en provenance d'un pays développé	3,1	6,2	1,3	12,6	2,2	3,1	0,8

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

moins de 2 % des Dakarais sont d'origine non sénégalaise, parmi lesquels une proportion importante vient de Guinée, de Guinée Bissau, de Gambie, de Mauritanie ou du Mali. Le tableau montre également que les expatriés burkinabés ou maliens qui résident dans une autre capitale de l'UEMOA sont beaucoup plus nombreux que les migrants originaires de la région vivant à Ouagadougou ou à Bamako. Le Burkina Faso et le Mali apparaissent donc comme des pays d'émigration, au contraire de la Côte d'Ivoire. Le Bénin, le Niger et le Togo sont dans une position intermédiaire, en étant à la fois terres d'émigration et d'immigration.

Étant limitées aux capitales, les *enquêtes 1-2-3* ne sont naturellement pas représentatives de l'ensemble de la population des pays concernés. La sous-population des migrants ne déroge pas à cette règle, puisque nous échappent toutes les personnes qui ont quitté leur pays pour s'établir dans une zone rurale ou dans une autre ville que la capitale de leur pays d'accueil. Ces migrants peuvent être forts différents de ceux observés dans les capitales, aussi bien du point de vue de leurs caractéristiques que de celui de leur pays d'origine. Pour compléter nos statistiques et les comparer avec celles qui ont pu être calculées au niveau des pays tout entiers, le tableau 3 montre les statistiques sur l'origine des migrants dans chacun des sept pays francophones de l'UEMOA, établies à partir de données de recensement. Dans l'ensemble, l'architecture des flux migratoires est la même : la Côte d'Ivoire confirme son statut de principal pays d'accueil des migrants de la région, la plupart d'entre eux venant du Burkina Faso ou du Mali voisins. La position marginale du Sénégal dans les mouvements de migration intra-régionaux est également confirmée ; enfin, ces statistiques confirment que le Bénin, le Togo et le Niger sont à la fois des pays d'émigration et d'immigration. Cependant, un examen plus approfondi montre que pour le Burkina Faso l'image de la migration obtenue à partir de Ouagadougou est fort différente de celle obtenue pour l'ensemble du pays. Le Burkina rural est en effet le lieu de résidence d'un grand nombre de Maliens qui n'apparaissent pas dans

Tableau 3
Composition des stocks de migrants au niveau national

Ville de destination des migrants	Proportion d'individus en provenance du... en % du nombre total d'immigrés								Nombre total d'immigrés
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Total	
Bénin	-	4,7	20,0	5,1	25,3	0,4	44,5	100,0	57 971
Burkina Faso	10,2	-	4,9	61,1	19,3	1,9	2,7	100,0	717 271
Côte d'Ivoire	3,7	58,8	-	29,3	7,8	0,2	0,1	100,0	1 661 157
Mali	18,8	49,4	3,2	-	17,8	4,5	6,3	100,0	22 529
Niger	15,9	17,1	7,8	55,3	-	1,3	2,5	100,0	60 922
Sénégal	4,8	12,2	1,0	76,1	4,4	-	1,5	100,0	31 077
Togo	77,8	0,8	0,1	2,9	18,1	0,3	-	100,0	92 234
Nombre total d'émigrés	221 362	1 006 194	52 335	987 480	305 471	20 198	50 121	2 643 161	

Sources : Recensements généraux de la population et de l'habitat (RGPH), circ. 2000.

les statistiques obtenues à partir de l'enquête 1-2-3, de sorte que nos conclusions pour ce pays doivent être considérées avec les réserves d'usage. Une seconde difficulté concernant la représentativité de nos échantillons découle du fait que les immigrés constituent une partie relativement faible de la population des capitales enquêtées et qu'ils peuvent avoir tendance à se regrouper géographiquement par nationalité. Étant donné le mode d'échantillonnage à deux degrés des enquêtes 1-2-3, qui consiste d'abord à tirer au hasard des zones de dénombrement puis, au sein de ces zones, à tirer les ménages enquêtés, il est possible que certaines zones comportant une concentration forte de migrants aient été manquées. Bien que cette éventualité ne puisse être totalement écartée, nous pensons que nos échantillons sont représentatifs dans les cas de Lomé, Abidjan et Bamako. Dans le cas de Lomé, 125 districts de recensement ont été tirés, sur un total de 129, de sorte que la probabilité que l'échantillonnage ait « manqué » un district particulièrement dense en migrants d'une nationalité particulière est très faible. Dans les deux autres cas, nos estimations sur les taux d'immigration au niveau de la capitale sont assez proches de celles obtenues pour le pays tout entier à partir des données du recensement. De plus, à partir des échantillons représentatifs de zones de dénombrement dont nous disposons, nous avons testé l'hypothèse d'une répartition aléatoire des migrants entre les différents quartiers et n'avons été en mesure de la rejeter pour aucune des capitales.

Principales caractéristiques des migrants

Le tableau 4 donne les principales caractéristiques moyennes des migrants et des natifs de chaque pays de l'échantillon. Les résultats indiquent premièrement que, par rapport aux natifs, les femmes sont sous-représentées dans la popula-

Tableau 4
Caractéristiques moyennes des natifs et des immigrés par pays de résidence

Caractéristiques	Bénin (Cotonou)		Burkina Faso (Ouagadougou)		Côte d'Ivoire (Abidjan)			Mali (Bamako)		Niger (Niamey)		Sénégal (Dakar)		Togo (Lomé)							
	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	*	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés						
% d'hommes	48,2	42,5	50,7	54,1	47,6	61,5	*	49,1	51,1	48,6	43,5	47,1	47,4	47,6	56,2	*					
Âge (années)	31,1	30,8	30,2	30,4	29,0	34,6	*	31,2	30,4	30,7	33,9	*	30,9	33,9	30,4	30,9					
Éducation et expérience																					
Expérience (années)	18,5	21,3	19,1	18,7	16,4	26,6	*	20,3	18,1	19,6	25,5	*	19,5	19,4	17,7	20,4	*				
Nb d'années de scolarisation	6,6	3,6	*	5,1	5,7	6,6	2,0	*	4,8	5,8	5,1	2,3	*	5,3	8,6	*	6,6	4,5	*		
% sans aucun diplôme	45,8	72,4	*	54,3	54,1	44,7	83,5	*	58,4	55,8	60,9	81,5	*	60,2	31,6	*	42,8	63,0	*		
% ayant achevé le cycle primaire	26,7	14,9	*	24,6	13,5	27,6	10,2	*	19,2	16,3	20,3	11,6	*	18,5	15,8		31,9	24,7	*		
% avec BEPC	13,2	6,1	*	11,3	18,9	10,4	2,7	*	8,1	4,7	7,2	2,4	*	11,0	21,1		14,7	5,6	*		
% avec le baccalauréat	4,0	3,9		1,6	0,0	4,8	0,6	*	2,2	7,0	*	2,6	0,0	*	3,8	5,3	3,2	1,2			
Peut lire et écrire en français	71,6	37,0	*	59,6	64,9	73,8	28,5	*	49,2	51,2	56,5	29,8	*	60,4	73,7		73,7	53,7	*		
Peut lire et écrire dans une langue étrangère	24,5	26,5		13,3	24,3	*	25,0	10,9	*	12,2	34,9	*	21,6	18,2	19,3	47,4	*	27,1	22,2		
Religion																					
% de musulmans	9,9	47,0	*	55,8	37,8	*	31,2	73,3	*	97,2	79,1	*	98,2	76,4	*	93,3	57,9	*	9,6	45,7	*
% de catholiques	67,2	31,5	*	36,2	18,9	*	35,9	17,8	*	1,8	18,6	*	1,2	19,5	*	6,6	42,1	*	47,6	24,7	*
% de protestants	5,2	3,9		6,5	27,0	*	10,7	3,4	*	0,5	2,3		0,4	3,4	*	0,1	0,0		10,2	0,6	*
Nombre d'observations	6 994	181		8 198	37		5 974	940		7 148	43		7 710	292		11 773	19		5 927	162	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

Une * signifie que les différences sont statistiquement significatives.

Tableau 5
Caractéristiques moyennes des natifs et des émigrés par pays de résidence

Caractéristiques	Bénin (Cotonou)		Burkina Faso (Ouagadougou)		Côte d'Ivoire (Abidjan)		Mali (Bamako)		Niger (Niamey)		Sénégal (Dakar)		Togo (Lomé)	
	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés
% d'hommes	48,2	44,6	50,7	58,4 *	47,6	54,1	49,1	57,4 *	48,6	67,9 *	47,1	71,2 *	47,6	38,5 *
Âge (années)	31,1	32,8 *	30,2	34,7 *	29,0	27,9	31,2	34,9 *	30,7	31,7	30,9	37,4 *	30,4	30,2
Éducation et expérience														
Expérience (années)	18,5	21,5 *	19,1	27,0 *	16,4	15,4	20,3	27,7 *	19,6	23,4 *	19,5	26,9 *	17,7	20,0 *
Nb d'années de scolarisation	6,6	5,3 *	5,1	1,8 *	6,6	6,5	4,8	1,2 *	5,1	2,3 *	5,3	4,1 *	6,6	4,2 *
% sans aucun diplôme	45,8	55,9 *	54,3	86,5 *	44,7	43,2	58,4	90,3 *	60,9	81,6 *	60,2	65,5	42,8	67,2 *
% ayant achevé le cycle primaire	26,7	23,4	24,6	9,0 *	27,6	21,6	19,2	6,4 *	20,3	11,6 *	18,5	14,9	31,9	19,3 *
% avec BEPC	13,2	8,6 *	11,3	2,2 *	10,4	8,1	8,1	1,0 *	7,2	2,6 *	11,0	6,9	14,7	7,0 *
% avec le baccalauréat	4,0	0,9 *	1,6	0,4 *	4,8	8,1	2,2	0,3 *	2,6	1,1	3,8	6,9	3,2	0,8 *
Peut lire et écrire en français	71,6	57,2 *	59,6	27,9 *	73,8	64,9	49,2	16,1 *	56,5	27,9 *	60,4	51,7	73,7	48,0 *
Peut lire et écrire dans une langue étrangère	24,5	18,9	13,3	8,2 *	25,0	37,8 *	12,2	13,3	21,6	31,9 *	19,3	21,8	27,1	18 *
Religion														
% de musulmans	9,9	25,2 *	55,8	69,5 *	31,2	51,4 *	97,2	99,2 *	98,2	96,3	93,3	86,2 *	9,6	24,2 *
% de catholiques	67,2	38,7 *	36,2	26,1 *	35,9	16,2 *	1,8	0,3 *	1,2	1,6	6,6	10,3	47,6	44,3
% de protestants	5,2	6,8	6,5	2,2 *	10,7	2,7	0,5	0,5	0,4	0,5	0,1	1,1 *	10,2	12,3
Nombre d'observations	6 994	222	8 198	502	5 974	37	7 148	392	7 710	190	11 773	87	5 927	244

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

Une * signifie que les différences sont statistiquement significatives.

tion des immigrés de Ouagadougou, Abidjan et Lomé et qu'elles sont au contraire légèrement sur-représentées dans celle de Cotonou et de Niamey. C'est une observation intéressante dans la mesure où la migration a longtemps été l'apanage des hommes. Elle suggère une modification de la distribution des rôles traditionnellement attribués à chaque sexe. Deuxièmement, aucune tendance claire n'apparaît en fonction de l'âge. Les immigrés sont significativement plus âgés que les natifs à Abidjan, Niamey et à Lomé, mais ont un âge comparable dans toutes les autres capitales. Troisièmement, dans quatre des sept capitales (Cotonou, Abidjan, Niamey et Lomé), les immigrés apparaissent nettement moins éduqués que les natifs, avec un pourcentage d'individus sans diplôme nettement plus élevé. L'écart entre les niveaux d'éducation semble particulièrement important à Abidjan, où les immigrés ont en moyenne deux années d'éducation, contre 6,6 pour les natifs. Ceci étant, il faut garder en mémoire que ces statistiques sont calculées pour les capitales uniquement. Or, pour les natifs, le niveau d'éducation moyen dans la capitale est très probablement plus élevé que celui observé dans les autres villes et régions du pays. Par conséquent, il n'est guère surprenant de constater que les immigrés à Cotonou, Abidjan, Niamey et Lomé, dont un bon nombre proviennent probablement des zones rurales de leur pays, sont en moyenne moins éduqués que les Béninois de Cotonou, les Ivoiriens d'Abidjan, les Nigériens de Niamey et les Togolais de Lomé. Les cas de Bamako, Ouagadougou et Dakar, où les immigrés semblent en moyenne plus éduqués que les natifs, suggèrent que ces capitales attirent principalement des personnes éduquées (ce qui pourrait être le cas de Dakar, ville universitaire) ou bien provenant de zones urbanisées. Du fait de la faiblesse de l'échantillon des migrants, les résultats pour Dakar sont cependant probablement peu significatifs et ne permettent pas de tirer une conclusion définitive sur ce point.

En complément au tableau 4, le tableau 5 montre les caractéristiques moyennes des natifs non-migrants et des émigrés, par pays d'origine. Dans la plupart des pays, les hommes sont sur-représentés dans la population des émigrés, les exceptions étant le Togo et, dans une moindre mesure, le Bénin. Les migrations à partir de ces deux pays sont principalement motivées par des objectifs commerciaux et sont traditionnellement plus le fait des femmes que des hommes. Pour ce qui concerne l'éducation, les émigrés apparaissent nettement moins éduqués que les non-migrants de chaque pays, ce qui suggère que les migrations à l'intérieur de la région sont principalement le fait d'individus peu qualifiés.

L'emploi des migrants

Pour compléter cet aperçu, le tableau 6 décrit la situation dans l'emploi des natifs et des immigrés par pays de résidence. En moyenne, la participation au marché du travail est plus élevée pour les immigrés que pour les natifs².

2. Les taux de chômage fournis dans le tableau 6 diffèrent de ceux qui apparaissent dans le tableau 6 du chapitre 1 pour deux raisons : (1) dans le tableau du chapitre 1, le taux de chômage est calculé à partir des seuls individus actifs, alors qu'ici les inactifs sont inclus ; (2) nous ne considérons ici que les individus âgés de 15 à 65 ans, alors que le chapitre 1 porte sur tous les individus âgés de 10 ans et plus.

Tableau 6
Situation dans l'emploi des natifs et des immigrés, selon le pays de résidence

	Bénin (Cotonou)		Burkina Faso (Ouagadougou)		Côte d'Ivoire (Abidjan)		Mali (Bamako)		Niger (Niamey)		Sénégal (Dakar)		Togo (Lomé)	
	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés
Situation dans l'emploi														
% d'individus avec un emploi	68,0	71,3	56,6	56,8	59,7	77,9	57,5	58,1	47,5	65,7	50,4	57,9	70,6	74,7
% d'individus sans emploi	4,1	2,2	11,0	16,2	11,4	4,7	4,2	2,3	7,9	3,8	7,5	0,0	6,7	3,7
% d'inactifs	27,9	26,5	32,3	27,0	28,8	17,5	38,4	39,5	44,6	30,5	42,1	42,1	22,6	21,6
Nb d'observations	6 994	181	8 198	37	5 974	940	7 148	43	7 710	292	11 773	19	5 927	162
Secteur d'activité et salaire des individus avec emploi														
% dans le secteur public	8,8	0,0	13,9	9,5	8,4	1,0	11,5	4,0	17,9	1,0	9,0	0,0	8,1	1,7
% dans le secteur privé formel	11,6	10,9	9,0	19,1	21,4	12,7	11,7	8,0	13,6	10,4	17,6	36,4	8,2	12,4
% dans le secteur privé informel	79,5	89,1	77,1	71,4	70,2	86,3	76,8	88,0	68,5	88,6	73,4	63,6	83,8	86,0
Salaire horaire en FCFA, PPA	255	182	271	240	467	276	347	578	337	234	417	754	192	255
Nb d'observations	4 759	129	4 642	21	3 569	732	4 107	25	3 664	192	5 935	11	4 186	121

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

La différence est particulièrement forte pour Abidjan et Niamey, ce qui suggère que les migrations à destination de ces deux villes sont principalement motivées par une recherche d'emploi. Étant donné les différences de caractéristiques des immigrés et des natifs, en particulier en matière d'éducation, dans chacune des capitales, on peut s'attendre à ce que la situation des immigrés sur le marché du travail soit relativement défavorable à Cotonou, Abidjan, Niamey et Lomé et, au contraire, relativement favorable à Dakar. Dans le contexte des marchés africains du travail, marqués par un fort dualisme, une situation qualifiée de favorable est celle de travailleurs employés dans le secteur formel, public ou privé, en comparaison de ceux qui travaillent dans le secteur informel. Les personnes employées dans le secteur formel bénéficient en effet de salaires généralement plus élevés, d'une meilleure sécurité de l'emploi et de plus d'avantages que celles employées dans le secteur informel. Nos résultats confirment cette intuition : la proportion d'immigrés qui travaillent dans le secteur informel est beaucoup plus forte que celle du secteur formel à Cotonou, Abidjan, Bamako, Niamey et Lomé, alors qu'elle est plus faible à Dakar et Ouagadougou. L'examen des salaires horaires montre la même tendance : comparés aux natifs, les immigrés ont en effet des salaires nettement plus faibles à Cotonou (-29 %), Abidjan (-41 %) et Niamey (-30 %) alors qu'ils obtiennent des salaires plus élevés à Dakar (+91 %), Lomé (+33 %) et Bamako (+67 %). Les résultats pour Dakar et Bamako sont cependant sujets à caution, compte tenu de la faiblesse des échantillons. Lomé apparaît comme une exception, puisque les immigrés y sont moins éduqués que les natifs, plus souvent employés dans le secteur informel et pourtant mieux payés que les natifs.

Spécification du modèle et stratégie d'estimation

Nous profitons ici du caractère simultané et de la stricte comparabilité des enquêtes du projet Parstat pour évaluer l'impact des différences de salaires horaires moyens entre capitales sur les choix individuels en matière de lieu de résidence.

L'estimation économétrique est réalisée en trois étapes³.

– Première étape : nous estimons d'abord les déterminants du choix de résidence de chacun des 31 647 individus contenus dans la base de données « pooled », en faisant l'hypothèse que ce choix est déterminé à la fois par le salaire

3. Une présentation plus détaillée de la méthode est disponible dans DE VREYER *et al.* (2010 b).

horaire qui peut être obtenu dans chacune des destinations et par d'autres variables spécifiques à l'individu ou à la destination. Plus précisément, nous supposons que chaque individu, i , né dans un pays j et vivant dans un pays k , retire une utilité de son choix de résidence donnée par :

$$u_i(j, k) = \alpha \ln y_{ik} + z_i' \gamma_k + v_i(j, k) \quad (1)$$

où $\ln y_{ik}$ est le logarithme du revenu horaire de l'individu i dans le pays k , et z_i est un vecteur de caractéristiques de l'individu susceptibles d'agir sur son choix de résidence. On peut par exemple penser à la religion, les personnes d'une confession donnée pouvant préférer vivre dans un pays où cette confession est dominante. L'individu i décide de vivre dans le pays k si ce choix est celui qui lui apporte le plus de satisfaction, autrement dit si :

$$u_i(j, k) - c(j, k) \geq u_i(j, l) - c(j, l) \text{ pour tout } l \quad (2)$$

où $c(j, k)$ est un coût spécifique supporté par l'individu lorsqu'il décide de s'établir dans le pays k . Ce coût dépend de la nationalité de l'individu i (représentée par l'indice j) et est supposé identique pour tous les individus de cette nationalité. Ce coût peut recouvrir des coûts de transport entre les deux pays ou bien des coûts de nature psychologique, provenant par exemple des différences culturelles entre les deux pays. Ces coûts ne sont pas observables mais, dans l'estimation économétrique, ils seront pris en compte par l'introduction d'indicatrices de nationalité dans les équations. Comme les salaires ne sont connus que dans la localité où les individus résident, l'équation précédente est estimée sous forme « réduite » en remplaçant le logarithme du salaire horaire par une combinaison linéaire de ses déterminants, de sorte que l'équation (1) devient :

$$u_i(j, k) = \alpha (x_{ik}' \beta_k) + z_i' \gamma_k + \varepsilon_i(j, k) \quad (3)$$

Le modèle estimé dans cette première étape est un logit multinomial, qui permet de recouvrir la valeur estimée de $\alpha \beta_k$ et γ_k . Ces valeurs peuvent ensuite être utilisées pour évaluer la probabilité que l'individu i choisisse de vivre dans le pays k , moyennant certaines hypothèses sur la distribution du terme d'erreur stochastique $\varepsilon_i(j, k)$.

– Deuxième étape : pour chaque individu et pour chaque destination possible, on calcule la probabilité correspondante. Ces probabilités sont ensuite utilisées pour corriger les équations de gains de l'auto-sélection des migrants ou des non-migrants :

$$\ln y_{ik} = x_{ik}' \beta_k + u_{ik} \quad (4)$$

Cette correction est nécessaire si les migrants se sont auto-sélectionnés, c'est-à-dire s'ils partagent certaines caractéristiques non observables (comme la motivation par exemple) corrélées à certains déterminants observables du salaire (comme l'éducation). Pour ce faire, nous adoptons la méthode proposée par DAHL (2002), et nous ajoutons à la liste des variables explicatives du salaire horaire un polynôme des probabilités de choix de destination calculées lors de la première étape. L'idée est que ces probabilités dépendent des caractéristiques non observables de l'individu qui l'ont conduit à choisir une destination plutôt

qu'une autre. En ajoutant une fonction de ces probabilités, on introduit donc ces caractéristiques dans l'équation de salaires ce qui supprime le biais.

– Troisième étape : une fois estimé le salaire potentiel de chaque individu dans chacune des destinations, on peut enfin évaluer l'impact des différentiels de salaires sur la probabilité de choisir un lieu de résidence plutôt qu'un autre, autrement dit estimer la valeur du coefficient α de l'équation (1).

Identification du modèle et choix des variables

Pour être identifié, notre modèle repose sur des hypothèses qu'il convient ici de préciser et qui devront être testées statistiquement. Dans la deuxième étape de notre procédure notamment, il est primordial qu'une variable au moins explique le choix du lieu de résidence (et donc qu'elle apparaisse parmi les régresseurs dans la première étape) tout en n'exerçant aucune influence sur le niveau des salaires horaires. Dans ce qui suit, nous supposons que l'éducation du père de l'individu (mesurée par une variable muette prenant la valeur 1 s'il n'a jamais été à l'école et 0 sinon), son absence du ménage lorsque l'individu était âgé de 15 ans, ainsi que la religion et la nationalité de l'individu expliquent le choix de résidence, mais n'apportent rien à l'explication du salaire horaire, une fois ce choix pris en compte. Plusieurs justifications peuvent être apportées au choix de ces variables. Ainsi, la religion a très probablement une influence sur le choix du lieu de résidence d'un individu, compte tenu du poids très variable des différentes religions dans chacun des pays. Les indicatrices de nationalité permettent, quant à elles, de tenir compte des différences de niveau de vie moyen ou de taux de mortalité entre pays, mais également des différences dans la part de la population immigrée. Elles permettent également de tenir compte des coûts de migration (non observables) entre les pays d'origine et de destination. À l'inverse, on peut avancer plusieurs raisons pour lesquelles l'hypothèse d'une relation d'exclusion entre ces variables et le choix de lieu de résidence serait invalidée. Par exemple, si dans certains pays les individus d'une nationalité ou d'une religion particulière sont discriminés, alors l'une et/ou l'autre variable aura un impact direct sur leur revenu. Il est également possible que les variables de nationalité captent des différences de qualité des systèmes d'éducation entre pays et aient, là encore, un impact direct sur la rémunération. Sans exclure ces deux possibilités, nous pensons cependant que les discriminations, si elles existent, ne sont pas très importantes au sein des pays étudiés. En outre, nous estimons qu'il existe des éléments objectifs indiquant que les différences de qualité des systèmes éducatifs ne sont pas non plus très importantes d'un pays à l'autre. Selon le rapport de l'Unesco, *Éducation pour tous en Afrique*, de 2005, qui fournit plusieurs indicateurs de la qualité de l'éducation, aucun des sept pays de notre échantillon ne se

détache nettement. Par exemple, le Bénin est classé premier lorsque la qualité de l'éducation est mesurée par la probabilité de savoir lire après six années d'éducation primaire, mais respectivement quatrième et septième lorsque les critères retenus sont les résultats aux tests et le salaire moyen des instituteurs. Sur les autres variables d'exclusion, on peut également arguer du fait que l'absence du père lorsque l'individu avait 15 ans et son niveau d'éducation sont potentiellement des indicateurs du niveau de richesse actuel du ménage de l'individu, et que ces variables exercent donc une influence directe sur le salaire horaire et le choix d'occupation. Cependant, les tests de sur-identification présentés dans le tableau 8 (voir plus loin) montrent que l'hypothèse d'une absence de corrélation entre ces instruments et les termes d'erreur des équations de gains n'est rejetée que dans deux cas sur sept.

Dans la troisième étape de notre procédure, l'identification du coefficient α dans le modèle structurel de choix résidentiel requiert, quant à elle, qu'au moins une des variables incluses parmi les régresseurs lors de l'estimation de l'équation (1) soit exclue du vecteur de régresseurs dans l'équation (3). Nous supposons ici que les variables de sexe, de niveau d'éducation et de secteur d'emploi d'un individu exercent une influence sur son salaire, mais qu'elles sont sans effet direct sur son choix de résider dans un pays plutôt qu'un autre, dès lors que le salaire apparaît parmi les régresseurs. Là encore, cette hypothèse est discutable. L'éducation, par exemple, pourrait agir directement sur le choix de résidence si les individus très éduqués montraient une préférence pour les pays dotés d'un niveau moyen d'éducation élevé, afin de bénéficier d'externalités liées à la concentration géographique de personnes éduquées (offre de services culturels, etc.). Cependant, dans les cas qui nous intéressent, les migrants apparaissent moins éduqués que les non-migrants, à la fois dans le pays d'origine et dans celui de destination. Nous pensons donc que l'effet direct de l'éducation sur le choix de résidence, s'il existe, est tout au plus marginal. On pourrait également arguer que les migrants subissent une perte en bien-être du fait de l'éloignement de leur pays, famille et amis. Ceci pourrait induire un effet direct du sexe sur le choix de résidence, si les pertes subies sont plus importantes pour les hommes que pour les femmes ou inversement. Cependant, rien ne prouve à priori qu'à ce niveau la différence entre les sexes soit importante, étant donné que les deux sexes sont également impliqués dans la constitution des réseaux sociaux et familiaux. Enfin, supposer que le choix du secteur d'emploi n'intervient pas dans le choix de résidence, autrement qu'à travers le salaire horaire, n'est pas non plus une hypothèse très forte, compte tenu de la grande proximité des structures du marché du travail observées dans les pays de la zone.

Dans l'équation de salaires, la variable dépendante est le logarithme du salaire horaire en francs CFA, converti selon un facteur de conversion de parité des pouvoirs d'achat (PPA), afin de tenir compte des différences de niveaux de prix observées entre pays de la zone. Cette conversion en PPA est nécessaire dans la troisième étape de notre procédure, puisque nous cherchons à mesurer l'impact des différences de salaires horaires entre pays sur les probabilités de choix résidentiel. Le facteur de conversion auquel nous avons eu recours est

celui de l'Agence pour la sécurité de la navigation aérienne en Afrique et à Madagascar pour l'année 1998, que nous avons actualisé à l'aide des taux d'inflation nationaux observés sur la période 1998-2001. Les variables indépendantes de l'équation de salaires sont : le sexe, l'éducation (mesurée par le dernier diplôme obtenu), l'expérience professionnelle potentielle, établie à partir de l'âge et du niveau d'éducation (sous forme quadratique), la connaissance du français et d'une autre langue étrangère, deux indicatrices repérant l'appartenance aux secteurs public ou privé formel (le privé informel étant la catégorie de référence) et une série d'indicatrices relatives à l'activité du père quand l'individu avait 15 ans.

Le logit multinomial en forme réduite de la première étape comporte toutes ces variables, auxquelles s'ajoutent les indicatrices pour la religion et la nationalité de l'individu, ainsi que l'éducation du père et son absence du ménage lorsque l'individu avait 15 ans.

L'estimation se faisant en trois étapes, les écarts types ont été estimés par la méthode du bootstrap après 50 réplifications.

Résultats

Première étape : logit multinomial en forme réduite

Les résultats des estimations sont présentés dans les tableaux 7 à 9b. Le tableau 7 montre les résultats de l'estimation du logit multinomial obtenus lors de la première étape. Ces résultats sont difficiles à interpréter, car seul l'écart des coefficients par rapport à une alternative de référence (ici le Sénégal) peut être identifié. Ainsi, par exemple, le coefficient positif de la variable sexe dans l'estimation réalisée à partir des données du Bénin indique que le fait d'être un homme plutôt qu'une femme accroît relativement plus la probabilité de choisir Cotonou comme lieu de résidence que celle de choisir Dakar. Les résultats suggèrent que, parmi les sept pays de la zone, détenir un diplôme d'études supérieures accroît plus l'utilité de résider à Dakar que dans toute autre capitale. Détenir le baccalauréat, au contraire, accroît plus l'utilité de résider à Ouagadougou, Abidjan, Niamey ou Lomé, qu'à Dakar. C'est également vrai pour les personnes de confession musulmane ou catholique. De façon attendue, nous trouvons également que le fait d'être de nationalité sénégalaise accroît beaucoup plus l'utilité de résider à Dakar que celle de tout autre pays, à l'exception de Bamako, où le coefficient associé à cette variable n'est pas significativement différent de zéro (les résultats de la première étape peuvent être trouvés en ligne à l'adresse <http://www.dial.ird.fr/publications>).

Deuxième étape : équations de salaires

Suivant la méthode préconisée par DAHL (2002), les résultats de la première étape ont été mobilisés pour calculer, pour chaque individu de notre échantillon, un polynôme de probabilités de choix qui a ensuite été ajouté à l'ensemble des variables explicatives de l'équation de salaires.

Les résultats des estimations par moindres carrés ordinaires sont présentés dans le tableau 8. Les coefficients des variables composant le polynôme de probabilités de choix n'étant pas directement interprétables, nous ne les reproduisons pas ici afin d'alléger la présentation. La première colonne du tableau montre les résultats obtenus lorsque l'équation de salaires est estimée sans procédure de correction pour l'auto-sélection des migrants. La seconde colonne montre les résultats obtenus lorsque la correction est apportée. Les résultats d'une série de tests de Wald sont également présentés en bas du tableau. À travers cette série, nous testons d'abord la significativité jointe des termes de correction de Dahl lorsqu'ils sont ajoutés à l'équation. Nous testons également l'hypothèse de relation d'exclusion pour nos variables instrumentales (test de sur-identification).

L'examen des résultats des tests de sur-identification permet de conclure à l'identification correcte de notre modèle : à l'exception du Mali et du Togo, et pour les seules indicatrices relatives au père, les statistiques de Wald ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'un impact direct non significatif des variables identifiantes sur le salaire, une fois les termes de correction de Dahl inclus dans la liste des régresseurs. Pour le Mali et le Togo, nous avons réestimé l'équation de salaires, en ajoutant les indicatrices relatives au père de l'individu parmi les régresseurs, et nous en sommes arrivés à la conclusion que cela ne modifiait en rien les résultats obtenus.

En ce qui concerne maintenant les termes de correction de Dahl, dans quatre pays sur sept, à savoir le Bénin, la Côte d'Ivoire, le Mali et le Togo, nous rejetons l'hypothèse que les coefficients de ces termes correctifs sont tous nuls, ce qui suggère que le fait de tenir compte de la sélection endogène des migrants a dans ces pays un impact sur l'estimation des équations de gains. Cependant, les biais induits par la sélection endogène des migrants ne sont jamais suffisamment importants pour que les rendements estimés en tenant compte soient situés en dehors de l'intervalle de confiance des rendements estimés en n'en tenant pas compte. Ceci peut s'expliquer soit par le nombre relativement faible de migrants dans notre échantillon, soit par le fait que les termes correctifs de Dahl échouent à corriger la sélection de façon satisfaisante.

Pour le Bénin, la Côte d'Ivoire et le Niger, les rendements estimés de l'éducation sont plus faibles lorsque la sélection endogène des migrants est prise en compte que lorsqu'elle ne l'est pas. Le résultat inverse est obtenu pour le Mali et le Togo. Il est important de noter que ceci n'induit en rien que les migrants sont positivement ou négativement sélectionnés. En effet, même si les migrants au Mali ont des salaires horaires en moyenne plus faibles que les habitants de ce pays, il n'en demeure pas moins possible qu'ils y bénéficient d'un niveau de

Tableau 7

Modèle logit multinomial de choix du lieu de résidence : résultats d'estimation de la forme réduite

Variables explicatives du modèle	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Lomé
Sexe (1 = Homme)	0,97*** (0,33)	0,76** (0,31)	1,35*** (0,29)	0,20 (0,32)	0,34 (0,32)	1,14*** (0,33)
Certificat d'études primaires	-0,67 (0,50)	0,43 (0,49)	-0,20 (0,45)	-0,04 (0,51)	-0,35 (0,50)	-0,12 (0,49)
BEPC (GCSE)	-1,06 (0,65)	0,87 (0,67)	-0,25 (0,58)	0,01 (0,71)	-0,79 (0,67)	-0,49 (0,65)
CAP	-1,03 (1,17)	1,73 (1,19)	0,60 (1,07)	1,77 (1,19)	0,08 (1,19)	-1,04 (1,16)
BEP	-3,20 (2,06)	1,09 (2,09)	-1,05 (1,95)	0,52 (1,91)	-0,81 (1,99)	-0,24 (2,00)
Baccalauréat	1,24 (0,80)	2,32*** (0,89)	1,10* (0,60)	1,35 (0,88)	1,37* (0,79)	1,60** (0,77)
1 ^{er} cycle universitaire	-2,62 (1,82)	1,07 (1,91)	-0,43 (1,77)	0,21 (1,84)	-0,86 (1,85)	-1,49 (1,84)
2 ^e cycle universitaire	-1,53 (1,00)	0,84 (1,03)	-0,43 (0,92)	0,51 (1,00)	-0,07 (0,99)	-1,20 (1,00)
3 ^e cycle universitaire	-5,51*** (1,02)	-4,01*** (1,17)	-4,88*** (1,06)	-3,85*** (1,07)	-3,99*** (1,06)	-5,45*** (1,07)
Statut marital (1 = Marié)	-0,34 (0,35)	-0,65** (0,33)	-0,83*** (0,30)	-0,08 (0,33)	-0,42 (0,34)	-0,45 (0,34)
Parle français (1 = Oui)	-0,16 (0,40)	-0,08 (0,37)	-0,29 (0,34)	-0,05 (0,39)	0,22 (0,39)	0,22 (0,39)
Parle une autre langue étrangère (1 = Oui)	1,19*** (0,41)	0,07 (0,41)	0,20 (0,35)	-0,08 (0,39)	0,23 (0,40)	1,06*** (0,41)
Expérience (en années)	0,04 (0,04)	0,03 (0,05)	0,16*** (0,04)	-0,04 (0,05)	0,08* (0,05)	0,04 (0,05)
Expérience ²	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,002*** (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
Secteur public	-0,18 (0,63)	0,52 (0,66)	-1,60*** (0,59)	0,26 (0,63)	-0,16 (0,62)	-0,29 (0,62)
Secteur privé	0,14 (0,42)	-0,84** (0,38)	-0,17 (0,35)	0,28 (0,39)	0,19 (0,40)	-0,24 (0,41)

Variables explicatives du modèle	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Lomé
Père agriculteur	0,12 (0,39)	-0,07 (0,38)	0,72** (0,35)	-0,41 (0,38)	-0,02 (0,38)	0,20 (0,39)
Père dans le secteur industriel	-0,85 (0,60)	-0,80 (0,62)	-0,05 (0,52)	-0,52 (0,60)	-0,40 (0,60)	-0,68 (0,60)
Père dans le secteur commercial	0,81 (0,43)	1,20*** (0,41)	1,38*** (0,35)	0,97** (0,42)	0,63 (0,41)	1,15** (0,43)
Père cadre supérieur	0,34 (0,72)	1,99** (0,79)	1,20** (0,59)	1,27* (0,73)	1,07 (0,73)	0,67 (0,72)
Père cadre moyen	0,48 (0,64)	0,22 (0,66)	0,02 (0,58)	0,61 (0,65)	0,61 (0,64)	-0,08 (0,63)
Père absent lorsque l'individu avait 15 ans	1,47*** (0,54)	0,35 (0,53)	1,01** (0,48)	0,69 (0,53)	0,63 (0,53)	1,14** (0,54)
Père n'a jamais fréquenté l'école	-0,56 (0,37)	0,31 (0,37)	-0,59* (0,34)	-0,69* (0,38)	0,10 (0,38)	-0,91** (0,37)
Niveau d'éducation du père inconnu	-7,09*** (0,77)	-3,72*** (0,69)	-4,62*** (0,65)	-2,79*** (0,65)	-3,05*** (0,68)	-3,75*** (0,70)
Musulman	-6,00*** (1,80)	-5,55*** (1,82)	-5,74*** (1,78)	-5,72*** (1,84)	-3,18* (1,84)	-6,88*** (1,79)
Catholique	-4,15** (1,82)	-4,57** (1,84)	-4,97*** (1,80)	-4,97** (1,88)	-3,20* (1,86)	-5,37*** (1,81)
Protestant	-2,47 (2,17)	-0,92 (2,19)	-1,93 (2,15)	-2,65 (2,25)	-0,83 (2,22)	-3,39 (2,16)
Variables muettes de nationalité	<i>Non reportées</i>					
Constante	-3,98*** (2,21)	-4,83** (2,23)	-1,62 (1,94)	-0,92 (2,03)	-6,01*** (2,10)	-2,35*** (2,03)
Observations	31 647	31 647	31 647	31 647	31 647	31 647

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Écarts types entre parenthèses.

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

La variable dépendante prend la valeur 1 (Bénin) à 7 (Togo), avec la modalité 6 (Sénégal) utilisée comme catégorie de référence.

Tableau 8
Modèle de gains : estimations par MCO sans correction de la sélection (colonne 1) et avec correction de la sélection (colonne 2)

Variables explicatives du modèle	Cotonou		Ouagadougou		Abidjan		Bamako		Niamey		Dakar		Lomé	
Sexe (1 = Homme)	0,46***	0,45***	0,41***	0,31***	0,40***	0,44***	0,33***	0,30***	0,23***	0,28***	-0,15***	-0,18***	0,31***	0,28***
	(0,04)	(0,04)	(0,05)	(0,08)	(0,05)	(0,05)	(0,04)	(0,06)	(0,05)	(0,07)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,07)
Certificat d'études primaires	0,54***	0,50***	0,44***	0,45***	0,55***	0,55***	0,21***	0,23**	0,52***	0,53***	0,36***	0,36***	0,52***	0,52***
	(0,06)	(0,08)	(0,08)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,10)	(0,09)	(0,13)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,08)
BEPC (GCSE)	1,00***	0,94***	1,31***	1,30***	1,17***	1,19***	0,53***	0,56***	1,07***	1,08***	0,58***	0,57***	1,11***	1,13***
	(0,09)	(0,09)	(0,11)	(0,12)	(0,10)	(0,08)	(0,11)	(0,13)	(0,14)	(0,13)	(0,09)	(0,09)	(0,10)	(0,10)
CAP	1,17***	1,07***	1,18***	1,19***	1,21***	1,19***	0,48***	0,54***	1,48***	1,42***	0,72***	0,74***	1,10***	1,24***
	(0,15)	(0,16)	(0,18)	(0,16)	(0,20)	(0,16)	(0,12)	(0,13)	(0,23)	(0,18)	(0,25)	(0,14)	(0,23)	(0,21)
BEP	0,95**	0,74**	1,74***	1,76***	1,13***	1,03***	0,98***	1,03***	1,30***	1,22***	0,86***	0,85***	1,34***	1,31***
	(0,47)	(0,35)	(0,25)	(0,25)	(0,20)	(0,14)	(0,11)	(0,12)	(0,20)	(0,20)	(0,26)	(0,20)	(0,24)	(0,18)
Baccalauréat	1,37***	1,35***	1,85***	1,86***	1,71***	1,66***	0,81***	0,81***	1,90***	1,90***	0,97***	1,05***	1,64***	1,63***
	(0,15)	(0,14)	(0,19)	(0,16)	(0,15)	(0,11)	(0,20)	(0,24)	(0,19)	(0,19)	(0,14)	(0,16)	(0,18)	(0,16)
1 ^{er} cycle universitaire	2,14***	1,94***	2,14***	2,10***	2,08***	2,08***	1,00***	1,06***	1,90***	1,82***	1,17***	1,14***	2,72***	2,74***
	(0,20)	(0,21)	(0,22)	(0,24)	(0,15)	(0,12)	(0,16)	(0,14)	(0,25)	(0,22)	(0,26)	(0,22)	(0,28)	(0,19)
2 ^e cycle universitaire	1,98***	1,89***	2,41***	2,41***	2,30***	2,26***	1,42***	1,49***	2,26***	2,16***	1,40***	1,39***	2,53***	2,58***
	(0,13)	(0,13)	(0,16)	(0,12)	(0,13)	(0,10)	(0,12)	(0,13)	(0,14)	(0,11)	(0,14)	(0,12)	(0,16)	(0,13)
3 ^e cycle universitaire	1,74***	1,61***	1,62***	1,65***	1,81***	1,73***	1,15***	1,14***	1,98***	1,89***	1,39***	1,36***	2,20***	2,27***
	(0,18)	(0,17)	(0,23)	(0,22)	(0,21)	(0,18)	(0,23)	(0,22)	(0,18)	(0,15)	(0,18)	(0,13)	(0,27)	(0,21)
Statut marital (1 = Marié)	0,65***	0,63***	0,36***	0,41***	0,28***	0,25***	0,43***	0,47***	0,45***	0,45***	0,36***	0,38***	0,48***	0,49***
	(0,05)	(0,05)	(0,06)	(0,05)	(0,05)	(0,04)	(0,05)	(0,06)	(0,06)	(0,07)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,06)
Parle français (1 = Oui)	0,14**	0,15*	0,40***	0,45***	0,06	0,06	0,21***	0,21**	0,24***	0,24***	0,30***	0,32***	0,08	0,07
	(0,06)	(0,09)	(0,07)	(0,08)	(0,06)	(0,07)	(0,06)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,06)	(0,07)	(0,07)	(0,07)
Parle une autre langue étrangère (1 = Oui)	0,36***	0,41***	0,32***	0,34***	0,19**	0,17***	0,13**	0,08	0,09	0,17*	0,34***	0,35***	0,04	0,01
	(0,07)	(0,07)	(0,08)	(0,09)	(0,07)	(0,06)	(0,06)	(0,09)	(0,08)	(0,09)	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,08)
Expérience (en années)	0,16***	0,15***	0,16***	0,14***	0,12***	0,13***	0,09***	0,08***	0,15***	0,15***	0,14***	0,14***	0,14***	0,15***
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)

Variables explicatives du modèle	Cotonou		Ouagadougou		Abidjan		Bamako		Niamey		Dakar		Lomé	
Expérience ²	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,001*** (0,00)	-0,001*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)
Secteur public	0,27*** (0,09)	0,32*** (0,06)	0,66*** (0,08)	0,76*** (0,10)	0,69*** (0,10)	0,50*** (0,08)	0,33*** (0,07)	0,38*** (0,07)	0,49*** (0,08)	0,46*** (0,08)	0,78*** (0,09)	0,84*** (0,07)	0,64*** (0,10)	0,65*** (0,06)
Secteur privé	0,32*** (0,07)	0,34*** (0,07)	0,42*** (0,09)	0,47*** (0,10)	0,67*** (0,06)	0,65*** (0,06)	0,17*** (0,06)	0,20*** (0,07)	0,31*** (0,08)	0,30*** (0,09)	0,81*** (0,06)	0,83*** (0,06)	0,33*** (0,09)	0,33*** (0,11)
Père agriculteur	-0,02 (0,05)	-0,06 (0,06)	-0,21*** (0,05)	-0,29*** (0,07)	-0,08 (0,05)	-0,05 (0,06)	-0,11** (0,05)	-0,18*** (0,07)	-0,01 (0,06)	-0,02 (0,07)	0,05 (0,06)	0,01 (0,06)	0,02 (0,06)	0,03 (0,06)
Père dans le secteur industriel	0,15 (0,09)	0,10 (0,12)	-0,32** (0,16)	-0,37* (0,19)	-0,22** (0,09)	-0,19** (0,10)	-0,06 (0,09)	-0,06 (0,12)	-0,19 (0,14)	-0,21 (0,21)	-0,11 (0,07)	-0,12 (0,08)	-0,04 (0,10)	-0,02 (0,13)
Père dans le secteur commercial	0,06 (0,07)	0,01 (0,08)	0,01 (0,08)	-0,03 (0,11)	-0,05 (0,07)	-0,02 (0,07)	0,10* (0,05)	0,11* (0,07)	-0,13 (0,08)	-0,11 (0,12)	0,01 (0,06)	-0,02 (0,07)	0,10 (0,09)	0,08 (0,12)
Père cadre supérieur	0,28** (0,12)	0,19 (0,16)	0,24 (0,15)	0,21 (0,16)	0,35** (0,14)	0,35** (0,13)	0,41*** (0,10)	0,43*** (0,11)	-0,20 (0,16)	-0,23 (0,24)	0,26** (0,13)	0,27** (0,13)	0,17 (0,16)	0,18 (0,18)
Père cadre moyen	0,23*** (0,07)	0,25*** (0,07)	0,09 (0,12)	0,12 (0,13)	-0,12 (0,09)	-0,18* (0,10)	0,15** (0,07)	0,17*** (0,06)	-0,05 (0,11)	-0,07 (0,10)	0,09 (0,09)	0,10 (0,09)	-0,01 (0,09)	-0,01 (0,11)
Observations	4 736	4 736	4 471	4 471	4 239	4 239	4 052	4 052	3 701	3 701	5 430	5 430	4 245	4 245
R ²	0,44	0,44	0,39	0,40	0,41	0,41	0,32	0,32	0,39	0,40	0,34	0,34	0,34	0,35
Test de Wald pour les termes de correction de la sélection	17,3***		6,02		10,6*		11,0*		6,49		5,54		28,0***	
Tests de sur-identification de Wald														
- Muettes relatives au père ^(a)	1,64		1,63		3,86		8,07**		2,03		1,05		10,1**	
- Muettes de religion	3,41		0,59		3,22		0,33		1,70		0,90		3,44	
- Muettes de nationalité	4,61		7,72		5,48		2,45		7,60		0,02		7,17	
Écarts types entre parenthèses.														

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

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

^(a) Père absent lorsque l'individu avait 15 ans ; père n'ayant jamais fréquenté l'école ; niveau d'éducation du père inconnu.

rémunération plus élevée que celui qu'ils auraient pu obtenir dans leur pays d'origine. L'impact des différences de salaires sur les choix de résidence ne peut être évalué que moyennant l'estimation du modèle de choix de résidence sous sa forme structurelle, ce qui est l'objet de la troisième étape.

La comparaison des rendements de l'éducation entre pays permet d'observer des différences importantes. À Bamako et, dans une moindre mesure, à Dakar, les rendements de l'éducation apparaissent beaucoup plus faibles que dans les autres capitales. La progression estimée des rendements entre les différents niveaux de qualification ne semble pas non plus très importante. À Bamako par exemple, les individus ayant achevé le cycle primaire ont une rémunération horaire supérieure de 23 % par rapport à ceux qui n'ont jamais été à l'école, alors qu'à Abidjan, la prime liée à l'achèvement du cycle primaire atteint 55 %. Dans tous les pays, les rendements les plus élevés sont atteints pour les diplômés du supérieur. La prime la plus faible (par rapport aux non éduqués) s'élève à 114 % à Bamako tandis que la plus élevée s'élève à 227 % à Lomé.

Troisième étape : estimation du modèle de choix sous sa forme structurelle

Nous examinons maintenant dans quelle mesure les différences de salaires entre capitales influencent le choix de résidence. Les résultats sont présentés dans le tableau 9a, à la fois pour le modèle estimé sans tenir compte de l'auto-sélection des migrants au cours de la deuxième étape et lorsque l'on en tient compte. Il apparaît que corriger les estimations de l'auto-sélection des migrants a un effet important sur l'estimation de l'impact des différences de salaires. Le coefficient α est petit (0,3) et peu significatif lorsqu'aucune correction n'est apportée. Sa valeur double et sa significativité augmente lorsque l'auto-sélection est prise en compte, confirmant par là l'hypothèse que les individus choisissent de vivre dans les pays où leurs espérances de gains sont les plus élevées.

Tableau 9 a
Choix du lieu de résidence : estimation de la forme structurelle

Modèle	Valeur estimée de α
Modèle non corrigé de la sélection	0,31* (0,16)
Modèle corrigé	0,78*** (0,15)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Une autre façon de montrer cela est de présenter les résultats d'une simulation effectuée afin de comparer les salaires horaires entre les pays d'origine et de destination. La façon dont nous avons procédé est la suivante :

- étape 1 : pour chaque individu, nous avons calculé le salaire horaire moyen prédit dans chacune des sept capitales ;
- étape 2 : pour chaque individu, nous avons effectué un tirage aléatoire dans la loi normale centrée et réduite ;
- étape 3 : nous avons sommé les deux termes issus des étapes 1 et 2, en multipliant le tirage aléatoire de l'étape 2 par l'écart type estimé du terme d'erreur de l'équation de salaires. On obtient ainsi, pour chaque individu et pour chaque pays, une valeur prédite du salaire horaire potentiel ;
- nous avons répété 100 fois les étapes 2 et 3 ;
- pour chaque migrant, nous avons compté le nombre de fois, m , où le salaire prédit dans son pays de résidence est supérieur à celui prédit dans son pays d'origine ;
- pour chaque non-migrant, nous avons calculé la valeur moyenne des salaires prédits dans les pays où il ne réside pas et calculé le nombre de fois, s , où le salaire prédit dans le pays de résidence est supérieur à cette moyenne.

Le tableau 9b présente les résultats de cette simulation. Pour les migrants (resp. non-migrants) de chaque pays, nous reportons la proportion d'individus pour lesquels m (resp. s) est plus grand que 50. Pour le Bénin, le Burkina Faso et le Mali, notre modèle prédit que les migrants vivent dans un pays où le salaire horaire qu'ils reçoivent est plus élevé que celui qu'ils pourraient obtenir dans leur pays d'origine. De même, le comportement des non-migrants est conforme au modèle pour la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger et le Sénégal. Toutefois, le modèle échoue à prédire les choix des migrants sénégalais et togolais et des non-migrants béninois. Le fait que le modèle ne prédise pas correctement le comportement des natifs de certains pays n'a rien de surprenant, étant donné que les différences de gains potentiels ne sont qu'une partie des motivations à migrer ou non. Dans ce sens, la capacité relative du modèle à prédire les choix des individus selon la différence de gains escomptés dans les différentes destinations possibles est un résultat étonnant. Au Mali, en particulier, les différences de gains horaires semblent jouer un rôle important.

Tableau 9 b
Résultats de la simulation

Pays	% de migrants dont $m > 50$	% de non migrants dont $s > 50$
Bénin	85	1
Burkina Faso	90	24
Côte d'Ivoire	50	59
Mali	81	63
Niger	23	83
Sénégal	7	68
Togo	6	31

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

Suivant la même optique, nous avons également calculé, pour chaque migrant, la différence entre la valeur prédite du salaire dans le pays d'origine et dans le pays de destination et, pour les non-migrants, la différence entre la valeur prédite du salaire dans le pays d'origine et la moyenne des valeurs prédites des salaires qui pourraient être obtenus dans les pays de destination, s'ils décidaient de migrer. Ensuite, séparément pour les migrants et les non-migrants, nous avons calculé la moyenne de ces différences. Pour les non-migrants, la différence moyenne est proche de zéro (-0,36), ce qui suggère que pour ces personnes aucun gain substantiel ne peut être espéré suite à une migration. Pour les migrants en revanche, la différence est importante et significative (-3,99), traduisant une augmentation non négligeable du salaire horaire suite à la migration.

Robustesse des résultats

Plusieurs tests ont été menés afin de tester la robustesse des résultats. Premièrement, une des sources potentielles de biais dans nos résultats provient du fait qu'il est difficile de tenir compte à la fois de l'auto-sélection des migrants et de celle liée à la participation au marché du travail. Dans la deuxième étape de notre procédure, nous avons donc estimé un modèle de sélection de Heckman, en exploitant les données sur l'ensemble des individus et non sur les seuls participants au marché du travail. La variable identifiante est le statut marital de l'individu, lequel est supposé affecter le choix de participer ou non au marché du travail mais ne pas avoir d'impact direct sur le salaire horaire. Les résultats obtenus au cours de la troisième étape n'ont pas été modifiés par ce changement, suggérant une importance négligeable du processus de sélection des participants au marché du travail. Deuxièmement, nous avons testé dans quelle mesure la sélection endogène des migrants internes aux pays de notre échantillon modifiait les résultats et n'avons pas non plus trouvé de différence. Enfin, puisque nos résultats reposent en partie sur la conversion des francs CFA courants en parité de pouvoirs d'achat, nous avons ré-estimé notre modèle en adoptant un système de conversion alternatif, obtenu auprès de la BANQUE MONDIALE (2003). De nouveau, cette modification n'a pas eu d'impact significatif sur nos résultats.

Conclusion

En résumé, les résultats de ce chapitre apportent un éclairage intéressant sur les mouvements migratoires à l'intérieur de la zone UEMOA. Ils montrent d'abord

qu'en 2001, la Côte d'Ivoire restait le pays d'immigration le plus important de la région, et ce en dépit de la sévérité de la crise politique qui a démarré en 1999. Ils montrent ensuite que le Mali et le Burkina Faso ont été et sont encore les principaux pays d'émigration de la main-d'œuvre, très largement à destination de la Côte d'Ivoire. Le Bénin, le Niger et le Togo, quant à eux, sont à la fois des pays d'émigration et d'immigration. Quant au Sénégal il semble relativement marginal à la fois comme origine et comme destination des migrations intra-africaines. L'examen des caractéristiques des migrants révèle que ceux-ci tendent à être moins éduqués que les non-migrants, à la fois dans leur pays d'origine et de destination. Ils sont également plus probablement actifs dans le secteur informel et reçoivent des salaires plus faibles que les non-migrants. Les résultats de l'analyse économétrique suggèrent enfin que ne pas tenir compte des migrations internationales dans l'estimation des rendements de l'éducation conduit à une sur-estimation de ces rendements dans trois pays sur sept et à une sous-estimation dans deux autres pays. Toutefois, les différences de rendements entre capitales ne disparaissent pas, ce qui signifie qu'à côté des rémunérations, plusieurs autres facteurs interviennent dans l'explication du choix de résidence d'individus ayant des niveaux d'éducation semblables. Cela n'empêche pas que nous trouvions un impact très significatif des différences de rémunération sur le choix de résidence et que, toutes choses égales par ailleurs, les individus tendent à vivre dans les capitales où leur rémunération est la plus forte. Naturellement, notre échantillon n'est pas représentatif de l'ensemble de zone UEMOA, et les destinations retenues dans cette étude ne représentent pas l'ensemble des destinations possibles. Mais, alors que l'économie du développement est remplie d'interrogations sur l'explication de comportements apparemment irrationnels, nos résultats montrent que les choix de résidence d'un ensemble important d'Africains de l'Ouest, ne dévient pas systématiquement de ce que prédit la théorie économique standard.

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