

Travail, scolarisation et activité domestique : quel arbitrage pour les enfants ?

Philippe DE VREYER

Flore GUBERT

Nelly RAKOTO-TIANA

Introduction

La littérature économique compte de nombreux travaux théoriques et appliqués sur le choix d'allocation du temps des enfants dans les pays en développement. Ces travaux mettent en lumière divers déterminants de la demande d'éducation et/ou de l'offre de travail infantine qui peuvent être regroupés selon deux principaux courants de pensée. Le premier s'inscrit dans la veine de la théorie de la demande d'éducation initiée par BECKER (1975). Pour Becker, le choix des parents de scolariser ou non leur enfant est le résultat d'un arbitrage entre les rendements attendus de l'éducation et son coût. Celui-ci inclut les dépenses monétaires liées à la scolarité ainsi qu'un coût d'opportunité lié au salaire ou à la rémunération à laquelle l'enfant renonce lorsqu'il étudie. Si les rendements de l'éducation sont trop faibles par rapport à son coût, alors les parents feront le choix de ne pas scolariser l'enfant et de le faire travailler. Le travail des enfants peut également être considéré comme la meilleure option lorsque des connaissances spécifiques ou « apprises sur le tas » sont plus rentables que celles fournies par l'école (ROSENZWEIG et WOLPIN, 1985 ; DE VREYER *et al.*,

1999). Le deuxième courant de pensée met en avant l'impact de diverses contraintes affectant l'offre de travail infantine et/ou la demande d'éducation. Un premier ensemble de contraintes résulte du fonctionnement imparfait des marchés du travail et de la terre (BHALOTRA et HEADY, 2003). Lorsque la force de travail des membres d'âge actif d'un ménage ne suffit pas à exploiter l'ensemble des terres dont ce ménage dispose, deux possibilités s'offrent à lui : soit recourir à de la main-d'œuvre extérieure (salariés agricoles), soit louer ses terres ou en mettre une partie en métayage. Mais si l'accès à une main-d'œuvre extérieure est difficile du fait d'imperfections sur le marché du travail, fréquentes en milieu rural, ou si le marché de la terre est absent ou défaillant, alors le ménage sera incité à recourir à la force de travail des enfants qui le composent. Ainsi, tout facteur concourant à augmenter le coût d'opportunité du temps des enfants tend à augmenter leur participation au travail et à réduire leur temps de présence à l'école. D'autres articles mettent en avant les contraintes liées à la pauvreté (BASU et VAN, 1998) ou aux imperfections du marché du crédit (JACOBY et SKOUFIAS, 1997 ; RANJAN, 1999 ; COADY ET PARKET, 2002 ; BALAND et ROBINSON, 2000) pour expliquer l'émergence de travail des enfants et, concomitamment, leur non-scolarisation ou leur déscolarisation.

Au plan empirique, de nombreux travaux se sont attachés à identifier les facteurs intervenant dans l'arbitrage travail-scolarisation. La participation des enfants à des activités économiques ou à des tâches domestiques n'étant pas nécessairement incompatible avec le fait de fréquenter l'école, beaucoup de ces travaux reposent sur l'estimation jointe d'équations de scolarisation et de participation au travail à l'aide de modèles de type probit bivarié ou séquentiel. La définition retenue pour le travail infantin est néanmoins assez variable selon les auteurs. Pour les uns, le travail infantin se définit comme « toute activité économique exercée par un enfant ». Dans cette perspective, qui est celle adoptée par l'Organisation internationale du travail, un enfant ne participant qu'à des tâches domestiques au sein de la sphère familiale n'est pas considéré comme un enfant qui travaille¹. D'autres auteurs retiennent une définition plus large et considèrent la participation à des tâches domestiques comme une forme de travail infantin. Si cette deuxième définition, plus inclusive, paraît préférable, regrouper activités domestiques et activités économiques dans une seule et même catégorie revient néanmoins à faire l'hypothèse implicite forte que les premières et les secondes sont déterminées par les mêmes facteurs. Il est probable que l'analyse des facteurs intervenant dans l'arbitrage travail-scolarisation serait considérablement enrichie si activités domestiques et économiques étaient considérées comme deux alternatives distinctes et non comme une seule et même alternative.

1. La définition du travail des enfants par l'OIT est assez restrictive. Est considéré comme travail infantile tout travail qui est « mentalement, physiquement, socialement ou moralement dangereux et préjudiciable aux enfants et qui interfère avec leur éducation en les empêchant d'aller à l'école, en les obligeant à quitter l'école prématurément ou en leur demandant de combiner la participation à la classe avec un travail excessivement long et lourd ». Ainsi, selon cette définition, un enfant qui ne peut aller à l'école du fait de son implication dans les activités familiales ne sera pas considéré comme étant au travail, tant que ces activités ne sont pas dangereuses ou préjudiciables à sa santé.

Partant de ce constat, ce chapitre propose une analyse conjointe des déterminants de la scolarisation et du travail des enfants, en distinguant les activités menées dans un cadre domestique et les activités économiques. Pour ce faire, nous retenons l'approche adoptée par Kis-Katos (2007) et estimons un probit trivarié par maximum de vraisemblance simulée, dans lequel la participation à l'école, aux tâches domestiques et aux activités économiques sont expliquées par un vecteur de variables incluant des caractéristiques de l'enfant (âge, sexe, lien avec le chef de ménage, rang dans la fratrie, religion, etc.) et celles de son ménage d'appartenance (richesse, taille, composition, activités, etc.). Les données utilisées sont issues de la phase 1 des *enquêtes 1-2-3* menées simultanément dans sept capitales d'Afrique de l'Ouest. Les résultats montrent d'abord qu'il est pertinent d'opérer une distinction entre activités domestiques et économiques, dans la mesure où les déterminants de la participation aux premières et aux secondes sont significativement différents. Le statut d'entrepreneur indépendant du chef de ménage tend par exemple à accroître la participation des enfants aux activités économiques dans six des sept capitales mais est sans effet sur leur participation aux activités domestiques. La participation aux activités domestiques apparaît également sensiblement moindre chez les garçons, mais ces derniers ont une probabilité plus forte de participer aux activités économiques dans trois capitales sur sept. Par ailleurs, la concurrence dans l'allocation du temps paraît sensiblement plus forte entre activité économique et scolarisation qu'entre activité domestique et scolarisation.

La structure du chapitre est la suivante. La première section présente un ensemble de statistiques descriptives établies à partir des données de l'*enquête 1-2-3* sur la scolarisation et le travail des enfants. La deuxième section explique notre stratégie de modélisation économétrique, destinée à identifier les paramètres de l'arbitrage entre travail et éducation. Les résultats des estimations sont présentés et commentés dans la troisième section. La dernière section conclut.

Travail et scolarisation des enfants : un état des lieux

La phase 1 des *enquêtes 1-2-3* est une enquête-emploi fournissant des informations détaillées sur les activités économiques et domestiques (garde d'enfants, de personnes âgées ou de malades, collecte d'eau ou de bois, etc.) de tous les individus âgés de 10 ans et plus. La discussion qui suit se concentre sur les enfants âgés de 10 à 14 ans². Leur répartition par capitale et par sexe est donnée dans le tableau 1.

2. L'âge de fin de la scolarité obligatoire varie d'un pays à l'autre (il est de 11 ans au Bénin, de 12 ans au Niger et au Sénégal, de 15 ans en Côte d'Ivoire, au Mali et au Togo et de 16 ans au Burkina Faso). Il n'est pas clair que cet âge soit une donnée pertinente dans notre contexte compte tenu du fait qu'il n'est pas toujours effectif.

Tableau 1
Effectifs d'enfants âgés de 10 à 14 ans, enquêtes 1-2-3 phase 1

Effectif	Cotonou	Abidjan	Bamako	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Filles	702	648	793	1 228	601	964	915
Garçons	626	522	739	1 148	529	859	834
Total	1 328	1 170	1 532	2 376	1 130	1 824	1 749

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

Le taux de scolarisation et l'incidence du travail des enfants après extrapolation sont donnés pour chaque capitale dans le tableau 2³. La somme des pourcentages en colonne est supérieure à 100 % puisque les enfants peuvent exercer des activités économiques et/ou domestiques tout en étant scolarisés. Les chiffres du tableau révèlent d'importantes disparités entre capitales. En matière de scolarisation d'abord, le pourcentage d'enfants âgés de 10 à 14 ans qui étaient scolarisés au moment de l'enquête apparaît sensiblement plus élevé à Lomé (86 %), Ouagadougou (79 %) et Cotonou (77 %) qu'à Abidjan (68 %) et Dakar (69 %) pourtant plus riches. À Abidjan, cette situation résulte de l'importance des discriminations à l'égard des filles : l'Indice de parité entre les sexes (IPS), donné par le rapport du taux de scolarisation des filles sur celui des garçons, y est en effet de 71 % alors qu'il dépasse 85 % dans les autres capitales (à l'exception de Cotonou où il est de 77 %). Paradoxalement, c'est aussi à Lomé et à Cotonou que la participation des filles et des garçons aux activités domestiques est la plus importante. Dans le cas de ces deux villes, il semble donc possible de combiner école et activités domestiques. Ce résultat est confirmé par les chiffres du tableau 3 relatifs au pourcentage d'enfants qui combinent travail et école. Ce dernier s'élève à 72 % et 52 % respectivement à Lomé et Cotonou contre 31-32 % à Niamey et Ouagadougou, 25-26 % à Dakar et Bamako et moins de 18 % à Abidjan. Si le taux de participation aux activités domestiques varie fortement entre capitales, il en est différemment pour le taux de participation aux activités économiques (tableau 2) : dans toutes les capitales, ce taux est faible et compris entre 9 et 16 %. Pour finir, l'arbitrage travail-école paraît dans l'ensemble plus défavorable aux filles, ces dernières participant beaucoup plus que les garçons aux activités domestiques et économiques et fréquentant moins l'école que leurs homologues masculins.

Le tableau 4 fournit quant à lui des informations sur le nombre moyen d'heures travaillées lorsque l'échantillon est restreint aux seuls enfants qui travaillent. Les moyennes figurant dans la première partie du tableau sont établies sans faire de distinction entre les enfants qui vont à l'école et ceux qui n'y vont pas, tandis que celles figurant dans les deuxième et troisième parties sont calculées

3. Dans les pays où l'islam est la religion dominante, il est fréquent que les enfants aillent à l'école coranique. Cette fréquentation peut être compatible avec la participation à l'école « formelle » ou, au contraire, entrer en concurrence avec celle-ci. Le questionnaire de l'enquête 1-2-3 permet juste de savoir si les enfants ont fréquenté l'école coranique, mais n'en précise pas l'intensité, ni la date. Par conséquent, tout enfant qui déclare ne pas fréquenter l'école formelle est considéré comme non scolarisé.

Tableau 2
Taux de participation au travail et taux de scolarisation des enfants âgés de 10-14 ans (%)

	Cotonou		Abidjan		Bamako		Dakar		Lomé		Niamey		Ouagadougou	
	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons
Participation														
Aux activités domestiques (a)	69,8	77,6 61,3	36,5	51,6 17,6	33,2	51,8 14,6	39,7	58,8 19,5	85,2	92,0 77,5	45,3	64,4 23,8	41,4	60,6 21,0
Aux activités économiques (b)	13,9	19,4 8,0	15,2	20,2 8,9	10,7	11,5 9,8	8,7	6,8 10,8	16,2	22,0 9,6	12,1	10,3 14,3	7,9	9,0 6,8
Au travail [(a) ou (b)]	72,6	79,3 65,4	43,0	58,0 24,3	38,7	54,8 22,6	45,3	61,7 27,9	85,8	92,1 78,6	50,4	66,3 32,5	45,4	63,5 26,2
À l'école	77,2	67,4 87,7	67,8	57,5 80,7	76,6	71,9 81,3	69,1	65,9 72,5	85,5	77,7 94,4	72,8	71,3 74,4	79,4	74,1 85,0
Inactifs	1,9	1,4 2,5	6,6	5,7 7,7	10,8	9,0 12,6	11,5	7,9 15,3	0,5	0,5 0,5	9,2	5,5 13,3	6,5	4,8 8,4
Nombre d'observations (chiffres extrapolés)	102 694	53 254 49 440	320 200	177 888 142 312	148 202	74 237 73 964	241 546	124 088 117 458	91 247	48 467 42 780	86 491	45 831 40 660	113 076	58 187 54 889

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

Tableau 3
Arbitrage travail-scolarisation des enfants âgés de 10 à 14 ans (%)

	Cotonou		Abidjan		Bamako		Dakar		Lomé		Niamey		Ouagadougou	
	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons
Participation														
Au travail seulement	20,9	31,2 9,9	25,6	36,8 11,6	12,6	19,1 6,1	19,4	26,2 12,2	14,0	21,8 5,1	18,1	23,2 12,3	14,1	21,2 6,7
À l'école seulement	25,5	19,3 32,2	50,4	36,4 68,0	50,5	36,2 64,8	43,2	30,4 56,8	13,7	7,3 20,9	40,4	28,2 54,2	48,1	31,7 65,5
Au travail et à l'école	51,7	48,1 55,5	17,4	21,2 12,7	26,1	35,7 16,5	25,9	35,5 15,7	71,8	70,4 73,5	32,4	43,1 20,2	31,3	42,3 19,5
Inactifs	1,9	1,4 2,5	6,6	5,7 7,7	10,8	9,0 12,6	11,5	7,9 15,3	0,5	0,5 0,5	9,2	5,5 13,3	6,5	4,8 8,4
Nombre d'observations (chiffres extrapolés)	102 694	53 254 49 440	320 200	177 888 142 312	148 202	74 237 73 964	241 546	124 088 117 458	91 247	48 467 42 780	86 491	45 831 40 660	113 076	58 187 54 889

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

Tableau 4
Nombre d'heures travaillées

	Cotonou		Abidjan		Bamako		Dakar		Lomé		Niamey		Ouagadougou	
	Total	Filles	Total	Filles										
Types d'activités	Garçons		Garçons											
<i>Sous-échantillon des enfants de 10 à 14 ans qui travaillent</i>														
<i>Activités économiques</i>														
Moyenne	9,3	11,3	16,9	16,1	11,7	8,5	8,4	4,4	8,3	10,9	9,3	5,2	8,3	6,7
		6,6		19,2		19,4		17,7		4,7		18,7		12,4
<i>Activités domestiques</i>														
Moyenne	12,4	15,3	11,0	13,4	16,0	19,0	14,0	17,1	16,7	20,4	15,6	18,2	15,4	18,7
		8,5		3,9		8,6		6,8		11,8		9,5		7,0
<i>Sous-échantillon des enfants de 10 à 14 ans qui travaillent et qui vont à l'école</i>														
<i>Activités économiques</i>														
Moyenne	0,3	0,4	1,7	1,9	7,8	5,4	2,7	1,5	4,1	5,0	5,7	2,8	2,2	1,6
		0,2		1,5		13,1		5,5		3,2		12,8		3,8
<i>Activités domestiques</i>														
Moyenne	9,8	11,0	6,1	6,8	14,8	17,4	12,9	15,0	15,1	18,3	14,8	16,7	13,3	15,6
		8,8		4,7		9,2		8,0		11,6		10,2		8,0
<i>Sous-échantillon des enfants de 10 à 14 ans qui travaillent sans aller à l'école</i>														
<i>Activités économiques</i>														
Moyenne	31,4	28,0	27,2	24,3	19,8	14,4	16,0	8,4	29,5	29,9	15,7	9,7	21,8	17,1
		42,8		38,6		36,4		33,4		27,7		28,6		37,8
<i>Activités domestiques</i>														
Moyenne	18,6	22,0	14,4	17,2	18,4	22,0	15,4	19,9	25,0	27,1	17,0	21,0	20,1	24,9
		6,9		3,1		7,3		5,2		14,5		8,4		4,2

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

sur l'un et l'autre groupe respectivement. En toute logique, le nombre d'heures travaillées est en moyenne plus important pour les enfants qui travaillent sans aller à l'école que pour ceux qui combinent travail et scolarisation. Mais les différences observées tiennent surtout au nombre d'heures consacrées aux activités économiques. Qu'ils aillent à l'école ou non, les enfants consacrent en effet un nombre d'heures aux activités domestiques relativement similaire, sauf à Lomé, Cotonou et, dans une moindre mesure, à Abidjan et Ouagadougou. Cette caractéristique vient encore renforcer l'idée selon laquelle il est possible de participer aux activités domestiques tout en allant à l'école, au moins jusqu'à un certain point. Le tableau 4 révèle également des différences entre les sexes sur le temps consacré aux activités domestiques : quel que soit le statut vis-à-vis de la scolarisation, les filles consacrent en moyenne nettement plus de temps que les garçons à ce type d'activité.

Les tableaux 5 et 6 montrent la nature du travail exercé et le mode de rémunération des enfants qui ont une activité économique. Le tableau 5 révèle une grande hétérogénéité dans les activités exercées selon la capitale observée. Le statut d'aide familial est dominant dans six capitales sur sept. L'exception est Dakar où seuls 26,2 % des enfants au travail ont ce statut, contre 51,6 % qui sont apprentis. Les apprentis représentent également une part importante de la population des jeunes actifs à Cotonou (30,5 %), Ouagadougou (25,7 %), Abidjan (25,3 %) et Bamako (23,5 %). La troisième catégorie importante est celle des manœuvres, qui représentent jusque 29 % de ces jeunes travailleurs à Abidjan. La catégorie « Autres » inclut le petit nombre de ceux qui déclarent être employés moyennant salaire dans un travail semi-qualifié. La plupart sont domestiques ou femmes de ménage. Les aides familiaux et les manœuvres ont le même type d'occupation : la grande majorité d'entre eux est domestique, femme de ménage ou vendeur. La différence réside dans la paie que reçoivent presque toujours les manœuvres, alors qu'elle est exceptionnelle pour les aides familiaux. Les apprentis ne reçoivent en général aucune paie, mais sont engagés dans des emplois plus qualifiés. Ils apprennent à devenir soudeurs, mécaniciens, tailleurs, chaudronniers, ferblantiers ou encore serveurs de restaurant. Cependant, les résultats diffèrent largement selon le sexe. Pour les garçons, le statut d'aide familial est dominant uniquement à Lomé et à Niamey. Dans les autres capitales, les garçons actifs sont apprentis dans plus de 70 % des cas à Cotonou, Abidjan et Dakar et dans environ 50 % des cas à Bamako et à Ouagadougou. « Aide familial » est la catégorie dominante pour les filles dans toutes les capitales. Les différences entre les sexes sont également apparentes lorsque l'on examine la répartition entre les activités de manœuvre et d'apprenti. Sauf à Lomé, les filles ont une probabilité nettement plus faible d'être apprenties et nettement plus forte d'être manœuvres que les garçons. Cette caractéristique doit être reliée au fait que les filles ont relativement moins de chances d'être scolarisées. Si le statut d'apprenti favorise l'acquisition d'une expérience professionnelle spécifique, alors le fait que les garçons, lorsqu'ils travaillent, aient une plus forte probabilité de l'obtenir peut signifier qu'ils poursuivent de cette façon leur investissement en capital humain. L'inégalité de genre dans l'accès à l'éducation serait alors doublée d'une inégalité dans

Tableau 5
Nature du travail des enfants de 10 à 14 ans qui exercent une activité économique

Statut	Cotonou		Abidjan		Bamako		Dakar		Lomé		Niamey		Ouagadougou	
	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons
Manœuvre	17,8	22,9 4,6	29,0	35,4 11,4	16,4	24,1 7,4	18,7	35,9 7,3	16,7	11,3 30,5	9,4	12,9 6,5	14,8	18,5 9,6
Apprenti	30,5	11,3 81,1	25,3	7,6 73,9	23,5	2,7 48,0	51,6	13,9 76,4	8,7	3,9 21,2	15,5	7,8 21,7	25,7	9,4 48,3
Aide familial	51,7	65,9 14,4	44,6	55,4 14,7	58,5	70,2 44,7	26,2	42,5 15,5	74,1	84,1 48,3	72,8	76,9 69,5	59,1	72,1 41,1
Autres	0,0	0,0 0,0	1,1	1,5 0,0	1,6	3,0 0,0	3,6	7,7 0,8	0,5	0,7 0,0	2,3	2,4 2,3	0,4	0,0 1,0
Nombre d'observations (chiffres extrapolés)	14 260	10 332 3 928	47 590	34 921 12 669	15 279	8 257 7 022	21 027	8 352 12 675	14 834	10 710 4 123	10 419	4 656 5 763	8 933	5 194 3 738

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

Tableau 6
Mode de rémunération des enfants de 10 à 14 ans qui exercent une activité économique

Mode de rémunération	Cotonou		Abidjan		Bamako		Dakar		Lomé		Niamey		Ouagadougou	
	Total	Filles	Total	Filles										
		Garçons	Garçons											
Salaire fixe	11,6	15,5	12,5	16,0	13,8	25,4	22,1	44,6	10,8	13,0	8,6	16,4	15,9	21,9
		1,6		2,5		0,3		7,1		5,1		2,3		7,4
Au jour ou à l'heure de travail	0,4	0,0	4,4	4,3	4,5	0,0	2,1	0,0	4,9	2,2	3,6	0,0	4,7	1,1
		1,6		4,9		9,8		3,5		11,6		6,6		9,8
À la tâche	0,0	0,0	3,2	4,3	4,4	0,7	7,4	2,6	5,1	0,8	10,8	1,8	6,0	2,1
		0,0		0,0		8,6		10,6		16,1		18,1		11,4
Commission	0,2	0,2	10,9	12,2	0,5	0,0	8,5	4,9	1,7	1,5	1,2	0,0	0,0	0,0
		0,0		7,1		1,2		10,9		2,1		2,2		0,0
Bénéfices	1,3	1,7	10,4	13,6	37,4	39,0	6,9	8,9	24,3	26,0	14,1	13,5	20,1	15,8
		0,0		1,5		35,6		5,5		19,9		14,6		26,3
En nature	10,6	11,8	13,8	18,1	12,6	9,1	2,9	4,2	12,0	13,6	2,1	1,3	19,3	20,3
		7,3		1,5		16,7		2,0		8,0		2,7		17,9
N'est pas rémunéré	75,9	70,7	44,3	30,9	23,3	21,6	47,9	31,3	40,8	42,1	56,5	63,6	33,7	38,3
		89,4		82,4		25,2		58,9		37,4		50,8		27,2
Ne se prononce pas	0,0	0,0	0,5	0,7	3,5	4,3	2,3	3,5	0,5	0,7	3,1	3,4	0,2	0,4
		0,0		0,0		2,6		1,6		0,0		2,8		0,0
Nombre d'observations (chiffres extrapolés)	14 260	10 332	47 590	34 921	15 279	8 257	21 027	8 352	14 834	10 710	10 419	4 656	8 933	5 194
		3 928		12 669		7 022		12 675		4 123		5 763		3 738

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

l'accès à la formation professionnelle. Cette conclusion est renforcée par l'examen des résultats du tableau 6, dans lequel on observe que les filles ont une probabilité partout plus élevée que celle des garçons d'être rémunérées avec un salaire fixe alors que, dans quatre capitaux sur sept, les garçons ont une probabilité plus forte de ne pas être rémunéré.

Au total, ces résultats indiquent qu'en moyenne lorsque les filles sont déscolarisées, leur force de travail est employée pour fournir des revenus à la famille ou pour vaquer à des tâches domestiques. Les garçons, en revanche, continuent leur investissement en capital humain. Leur statut d'apprenti ne leur permet pas d'accroître les revenus du ménage mais leur permettra d'accroître leurs ressources à l'âge adulte.

Modélisation économétrique de l'arbitrage travail domestique, travail de marché, éducation

La théorie du capital humain (BECKER, 1975) considère l'éducation comme un investissement, réalisé par un individu autonome dont le montant est déterminé par ses préférences et ses caractéristiques (préférence pour le présent, espérance de vie, capacités cognitives), d'une part, et les rendements de l'éducation, d'autre part. L'individu peut être plus ou moins contraint, notamment par sa capacité à emprunter pour obtenir les moyens d'existence durant sa période de formation. À chaque date, l'individu doit décider de poursuivre ses études ou bien au contraire de les arrêter et d'entrer sur le marché du travail pour trouver un emploi en rapport avec ses qualifications. Le montant optimal de l'investissement est déterminé par l'égalisation entre le coût d'une année d'éducation supplémentaire et le rendement de cette année. Ce modèle a ensuite été étendu, afin de prendre en compte l'arbitrage entre éducation et fécondité (BECKER et LEWIS, 1973) et l'arbitrage entre les investissements consentis pour différents enfants d'une même famille (BEHRMAN *et al.*, 1982).

Ce cadre de raisonnement peut être repris pour donner quelques clés d'interprétation des résultats statistiques et économétriques obtenus lorsque l'on analyse les déterminants de la demande d'éducation et le travail des enfants. Dans ce cadre, la répartition du temps disponible des enfants, hors loisir, est décidée par le chef de ménage. Trois emplois du temps sont possibles : école, travail domestique, travail de marché. L'allocation du temps entre ces trois activités dépend, premièrement, des préférences du ménage, deuxièmement des rendements immédiats et futurs de chacune des activités et, troisièmement, des contraintes qui s'imposent au ménage. Passons brièvement en revue chacun de ces aspects. Certains ménages peuvent avoir une faible préférence pour

l'éducation ou encore rechigner à réduire leur consommation actuelle en échange d'une consommation future plus importante. Ceux-là tendront à investir relativement peu dans l'éducation et préféreront que leurs enfants travaillent plutôt qu'ils aillent à l'école. Pour ce qui concerne les rendements, il est raisonnable de faire l'hypothèse que non seulement l'éducation, mais également le travail de marché et, peut-être, le travail domestique, sont porteurs de rendements, en ce sens que le temps qui y est consacré aujourd'hui peut augmenter la productivité future dans ces activités. Si l'enfant qui travaille acquiert un savoir-faire spécifique, celui-ci peut être mis en balance avec les connaissances acquises à l'école. Si les rendements de ce savoir-faire sont suffisamment importants par rapport à ceux de l'éducation formelle, le ménage peut décider de ne pas scolariser l'enfant ou bien de limiter la durée de sa scolarisation (DE VREYER *et al.*, 1999). Côté contraintes, enfin, la pauvreté est un facteur susceptible de limiter considérablement la possibilité d'éduquer les enfants et de contraindre les ménages à les faire travailler, quelles que soient leurs préférences ou la nature des rendements supposés.

Tous ces facteurs sont naturellement étroitement imbriqués et déterminent, à des degrés divers, les décisions de scolariser les enfants, de les faire travailler ou encore de leur demander de participer aux tâches domestiques. Cette interdépendance est prise en compte dans notre stratégie de modélisation économétrique.

Nous modélisons l'allocation du temps des enfants entre activités économiques, activités domestiques et école, en considérant ces choix comme interdépendants et simultanés. Le temps précis passé dans chaque activité nous est inconnu, mais on sait pour chaque enfant s'il prend part, ou non, à chacune de ces activités. Notons M_i , D_i et S_i trois variables indicatrices prenant la valeur 1 si l'enfant i effectue un travail de marché (M), domestique (D) ou est scolarisé (S) au moment de l'enquête et zéro sinon. Les valeurs prises par ces indicatrices sont chacune déterminées par celles d'une variable latente, M^* , D^* ou S^* , non observée mais que l'on peut décomposer sous la forme d'une somme d'une partie déterministe, produit d'un vecteur de variables explicatives X et d'un vecteur de paramètres β_M , β_D ou β_S , et d'une partie stochastique représentée par un terme ε_M , ε_D ou ε_S . Ces termes stochastiques sont supposés distribués conjointement selon une loi normale.

Formellement, nous obtenons un système à trois équations qui s'écrit de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
 M_i &= \begin{cases} 1 \text{ si } M_i^* = X_i' \beta_M + \varepsilon_{iM} > 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases} \\
 D_i &= \begin{cases} 1 \text{ si } D_i^* = X_i' \beta_D + \varepsilon_{iD} > 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases} \\
 S_i &= \begin{cases} 1 \text{ si } S_i^* = X_i' \beta_S + \varepsilon_{iS} > 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases}
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\text{où } \begin{pmatrix} \varepsilon_{iM} \\ \varepsilon_{iD} \\ \varepsilon_{iS} \end{pmatrix} \rightarrow N(0, \square) \text{ avec } \square = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{MD} & \rho_{MS} \\ \rho_{MD} & 1 & \rho_{DS} \\ \rho_{MS} & \rho_{DS} & 1 \end{pmatrix}$$

Les coefficients ρ_{jk} (avec $j = k$) reflètent la corrélation pouvant exister entre les erreurs des trois équations de choix. Cette corrélation, lorsqu'elle est non nulle, peut résulter de termes d'hétérogénéité non observés (préférences, chocs exogènes, etc.) qui impactent chacun des choix et les rendent interdépendants. L'estimation de ce modèle se fait par maximum de vraisemblance simulé selon la méthode GHK (Geweke-Hajivassiliou-Keane) (voir GREENE, 2008 : chapitre 15 et TERRACOL, 2002).

Le vecteur de variables X inclut des variables de caractéristiques individuelles (âge de l'enfant, sexe, statut migratoire, statut par rapport au chef de ménage, religion) ainsi que des variables de caractéristiques du ménage (sexe du chef de ménage, présence ou non d'un conjoint, niveau d'éducation du chef et, le cas échéant, de son conjoint, statut d'indépendant – ou non – du chef de ménage, taille du ménage, nombre d'enfants, richesse).

L'âge de l'enfant tient compte du fait que la probabilité de présence à l'école entre 10 et 14 ans peut être une fonction décroissante de l'âge, même dans les pays où l'âge de fin de scolarité obligatoire est postérieur à 14 ans (Côte d'Ivoire, Mali, Togo, Burkina Faso) et à plus forte raison dans ceux où cet âge est antérieur (Bénin, Niger, Sénégal). Le sexe de l'enfant est également susceptible d'agir sur l'allocation du temps, puisque les statistiques descriptives ont montré que les filles ont un niveau de scolarisation moyen inférieur à celui des garçons, prennent plus de tâches domestiques en charge et, sauf à Dakar et à Niamey, ont une probabilité plus forte d'exercer une activité orientée vers le marché. Le statut par rapport au chef de ménage, mesuré à travers une indicatrice prenant la valeur 1 si l'enfant est le fils ou la fille du chef, peut avoir un impact si les chefs de ménage sont plus enclins à investir dans l'éducation de leurs enfants parce qu'ils espèrent en retirer un soutien accru ultérieurement ou pour un autre motif. En l'absence de systèmes établis d'assurance retraite, l'éducation peut en effet faire l'objet d'un contrat implicite entre les parents et l'enfant éduqué, celui-ci ayant le devoir de prendre en charge ses parents lorsque ceux-ci seront trop âgés pour mener leurs activités. Les parents peuvent alors juger utile de pourvoir à l'éducation de leurs enfants, en espérant que les revenus plus élevés que cette éducation devrait garantir auront un effet positif sur le soutien reçu. Dans le même ordre d'idée, la religion est introduite pour tenir compte du fait que, dans les pays où l'islam est la religion dominante, de nombreux parents peuvent juger préférable que leurs enfants fréquentent l'école coranique, plutôt que l'école formelle. Ces enfants sont ici considérés comme non scolarisés. Enfin, le statut migratoire de l'enfant, mesuré par une indicatrice prenant la valeur 1 si l'enfant a migré depuis une zone rurale, est destiné à contrôler l'impact de l'origine de l'enfant sur l'allocation de son temps. De nombreux enfants vivent dans les ménages enquêtés sans être les enfants du

chef de ménage. Leurs parents peuvent cependant être eux-mêmes dans le ménage, mais les *enquêtes 1-2-3* ne permettent pas de le savoir. Cependant, lorsque ces enfants sont nés en dehors de la capitale, il existe une forte probabilité qu'ils aient été confiés et en fonction du motif de « confiage » la scolarisation ou la participation aux activités économiques et domestiques peut s'en trouver modifiée.

Le sexe et l'éducation du chef et de son conjoint sont introduits dans le modèle pour rendre compte des préférences du ménage vis-à-vis de la scolarisation et/ou de la mise au travail des enfants. La variable éducation permet de tenir compte du fait que des adultes mieux éduqués peuvent offrir de meilleures conditions d'apprentissage aux enfants, leur choisir des établissements de meilleure qualité ou encore faciliter leur insertion sur le marché du travail. On peut donc s'attendre à ce qu'elle ait un impact positif sur la demande d'éducation et négatif sur le travail des enfants. Le statut d'indépendant du chef de ménage est introduit pour tenir compte du fait que les enfants vivant dans un ménage où le chef est à son compte sont plus facilement employables et ont donc, de ce fait, un coût d'opportunité du temps plus élevé que les autres, ce qui peut avoir un impact négatif sur leur scolarisation et positif sur leur participation au marché du travail. La taille du ménage et le nombre d'enfants peuvent également avoir un effet sur l'allocation du temps. Un plus grand nombre d'enfants peut avoir un effet négatif sur la scolarisation et le travail de marché et positif sur le travail domestique, si les enfants parmi les plus âgés sont requis pour prendre en charge les plus jeunes. En revanche, un nombre plus élevé d'adultes permet une meilleure répartition des tâches et de relâcher la contrainte temporelle, ce qui peut avoir un effet positif sur la scolarisation et le travail de marché.

L'effet de la richesse du ménage est à priori indéterminé. D'une part, les ménages les plus riches ont moins probablement que les autres une contrainte budgétaire forte, ce qui devrait avoir un effet favorable sur la demande d'éducation et négatif sur le travail des enfants. D'autre part, les ménages les plus riches sont plus que les autres susceptibles de posséder des actifs productifs, ce qui peut au contraire favoriser l'emploi des enfants si le rendement de leur travail est accru par le volume de ces actifs. Dans la mesure où la régression tient compte du statut d'indépendant du chef du ménage, cet effet devrait être absorbé par cette indicatrice, et on peut s'attendre à ce que l'effet positif l'emporte. La mesure retenue de la richesse est un indicateur synthétique de niveau de vie, ou score, construit à l'aide des données sur les avoirs du ménage et les caractéristiques de son logement. Cet indicateur donne une mesure du niveau de vie du ménage moins conjoncturelle que son revenu ou sa consommation par tête. Il est construit à partir d'une analyse en composantes principales synthétisant l'information contenue dans 16 variables (posséder ou non une voiture, une moto, une bicyclette, un poste de radio, un téléviseur, une chaîne hi-fi, une machine à coudre, nombre de pièces du logement, raccordement à l'électricité, mode d'approvisionnement en eau – robinet ou borne fontaine –, et type d'aisance – privé avec chasse d'eau, extérieur, commun avec chasse d'eau, latrines). Les scores associés aux différentes variables dans la

Tableau 7
Poids des variables dans la première composante principale (CP)

Caractéristiques	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Actifs possédés							
Voiture (1 : oui/0 : non)	0,32	0,32	0,26	0,36	0,33	0,25	0,32
Moto (1 : oui/0 : non)	0,17	0,22	0,00	0,13	0,09	0,10	0,13
Bicyclette (1 : oui/0 : non)	0,14	0,03	0,01	0,14	0,16	0,10	0,08
Radio (1 : oui/0 : non)	0,15	0,10	0,17	0,13	0,19	0,15	0,16
Téléviseur (1 : oui/0 : non)	0,31	0,33	0,27	0,33	0,34	0,33	0,33
Chaîne hi-fi (1 : oui/0 : non)	0,27	0,28	0,25	0,30	0,23	0,24	0,28
Réfrigérateur (1 : oui/0 : non)	0,31	0,32	0,25	0,37	0,29	0,20	0,33
Machine à coudre (1 : oui/0 : non)	0,10	0,13	0,10	0,18	0,15	0,17	0,13
Caractéristiques du logement							
Nombre de pièces	0,26	0,15	0,34	0,22	0,23	0,25	0,25
Raccordé au réseau électrique (1 : oui/0 : non)	0,24	0,32	0,11	0,32	0,30	0,26	0,29
Logement de type villa (1 : oui/0 : non)	0,27	0,31	0,25	0,24	0,31	0,26	0,32
Raccordé à l'eau courante (1 : oui/0 : non)	0,30	0,34	0,37	0,31	0,36	0,39	0,30
Accès à l'eau par borne fontaine (1 : oui/0 : non)	-0,28	-0,32	-0,35	-0,19	-0,31	-0,37	-0,22
Toilettes individuelles (1 : oui/0 : non)	0,36	0,31	0,40	0,30	0,28	0,33	0,34
Toilettes communes (1 : oui/0 : non)	-0,20	-0,02	-0,20	-0,02	-0,01	-0,21	-0,03
Latrines (1 : oui/0 : non)	-0,03	0,04	-0,22	-0,14	-0,04	-0,15	-0,16
% de l'inertie totale expliquée par la 1 ^{re} CP	0,26	0,29	0,27	0,23	0,28	0,22	0,26

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

première composante principale sont présentés dans le tableau 7. Selon les pays, la première composante principale restitue entre 22 et 30 % de l'inertie totale du nuage de points. Elle est significativement corrélée avec la majorité des variables retenues (positive avec les actifs possédés et les indicateurs de confort du logement, négative avec les variables reflétant la pauvreté des conditions de vie), ce qui permet de l'interpréter comme un indicateur de niveau de vie ou de richesse des ménages.

Parmi ces variables, certaines sont susceptibles d'être corrélées avec un facteur d'hétérogénéité non observé agissant sur la probabilité d'être scolarisé, de participer aux activités domestiques ou de travailler. En particulier, le statut migratoire de l'enfant et le score de richesse du ménage pourraient entrer dans cette catégorie. Les enfants qui ont migré, soit de façon individuelle soit pour suivre leurs parents, peuvent avoir une participation différente aux trois types

d'activités, non pas du fait de leur migration, mais parce que celle-ci pu être rendue nécessaire justement pour qu'ils puissent se livrer à l'activité dans laquelle nous les observons. Ce peut être le cas par exemple des enfants confiés pour des motifs de scolarisation. De même, le score de richesse du ménage peut être positivement corrélé à la probabilité de scolariser les enfants sans qu'il y ait de relation causale, si par exemple les ménages les plus riches, toutes choses égales par ailleurs, sont aussi ceux qui ont une préférence plus élevée pour l'éducation. Les variables de contrôle, éducation du chef et de son conjoint en particulier, qui sont incluses dans la liste des variables explicatives ont pour effet d'amoindrir cette source de biais. Mais nous ne pouvons garantir qu'elles suffisent à l'éliminer totalement. En l'absence d'un instrument crédible qui permettrait de régler la question, nous n'avons d'autre choix que d'en tenir compte lorsque nous commentons les résultats de la régression dans la section suivante.

Résultats économétriques

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 8. Les écarts types des coefficients estimés étant potentiellement biaisés par l'existence de corrélations des termes d'erreur pour les enfants originaires d'un même ménage, ces derniers ont été corrigés.

L'examen des coefficients de corrélation des résidus montre d'abord que l'effet des variables inobservables est de sens opposé sur la scolarisation et sur la participation au travail, que celui-ci soit exercé dans un cadre domestique ou non. En d'autres termes, les ménages qui, toutes choses égales par ailleurs, investissent plus dans l'éducation choisissent également de ne pas faire travailler leurs enfants. Ce résultat suggère qu'il existe une forme de concurrence entre école et travail. La concurrence paraît toutefois beaucoup plus forte entre école et activité économique (ρ_{MS}) qu'entre école et activité domestique (ρ_{DS}). En effet, le coefficient de corrélation ρ_{DS} est de faible valeur et non significativement différent de zéro pour quatre capitales sur sept, tandis que ρ_{MS} est significatif et de valeur élevée pour toutes les capitales. Ce résultat est assez proche de celui obtenu par DUMAS (2004) et KIS-KATOS (2007) à partir de données portant, respectivement, sur le Brésil et sur deux provinces du nord de l'Inde.

En ce qui concerne maintenant les variables de caractéristiques individuelles, conformément à ce que l'on pouvait attendre dans le contexte ouest-africain, les résultats font apparaître que les enfants les plus âgés ont une probabilité plus faible d'être scolarisés et plus forte de prendre part aux activités de marché et domestique. Ce résultat est robuste quels que soient l'échantillon et la spécification. L'examen des résultats par sexe montre que les garçons ont, comparativement aux filles, une probabilité d'aller à l'école souvent plus forte et une

Travail, scolarisation et activité domestique : quel arbitrage pour les enfants ?

Tableau 8
Résultats du modèle probit trivarié

Équation estimée et variables explicatives	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
Va à l'école							
Âge	-0,183** (0,0324)	-0,165** (0,0267)	-0,131** (0,0309)	-0,0685** (0,0262)	-0,141** (0,0245)	-0,126** (0,0208)	-0,0926* (0,0377)
Garçon	0,215 (0,158)	-0,0186 (0,155)	0,670** (0,191)	0,206* (0,101)	0,0227 (0,0822)	0,188* (0,0770)	0,779** (0,195)
Enfant du chef	1,174** (0,124)	0,636** (0,127)	0,601** (0,125)	0,363* (0,143)	0,310** (0,113)	0,0859 (0,0820)	0,624** (0,174)
Musulman	-0,273 (0,177)	-0,483** (0,105)	-0,134 (0,129)				-0,0550 (0,193)
Musulman x enfant du chef	0,237 (0,301)	0,185 (0,167)	-0,299 (0,201)				-0,494 (0,303)
Chef de ménage Masculin	-0,0859 (0,231)	0,832** (0,216)	0,0240 (0,179)	0,232 (0,346)	0,0579 (0,296)	-0,206 (0,182)	-0,251 (0,231)
Chef de ménage sans conjoint	0,370 (0,228)	0,702** (0,215)	0,238 (0,156)	0,381 (0,338)	0,0840 (0,298)	0,162 (0,187)	0,0763 (0,230)
Éducation du chef de ménage	0,00895 (0,0139)	0,0280* (0,0139)	0,0208 (0,0143)	0,0466** (0,0132)	0,0518** (0,0116)	0,0476** (0,0103)	0,0309 (0,0168)
Éducation du conjoint du chef	0,0156 (0,0162)	-0,0106 (0,0157)	0,0274 (0,0191)	0,0149 (0,0162)	0,0199 (0,0142)	0,0483** (0,0140)	0,0279 (0,0233)
Éducation du chef x Garçon	0,0441* (0,0217)	0,0515* (0,0232)	0,0481* (0,0245)	0,0272 (0,0200)	0,00191 (0,0160)	0,00471 (0,0136)	0,00380 (0,0318)
Éducation du conjoint du chef x garçon	0,0349 (0,0307)	0,0178 (0,0258)	-0,0624* (0,0311)	0,00379 (0,0259)	0,0336 (0,0218)	-0,0153 (0,0193)	0,0315 (0,0479)
Chef travailleur Indépendant	-0,232* (0,106)	-0,0322 (0,0873)	-0,190 (0,102)	-0,244* (0,0974)	-0,213** (0,0816)	-0,298** (0,0720)	-0,287* (0,119)
Nb d'adultes dans le ménage	-0,0152 (0,0260)	0,0184 (0,0200)	0,0344 (0,0197)	0,0610** (0,0194)	-0,00297 (0,0147)	-0,00742 (0,0110)	0,0528 (0,0283)
Nb d'enfants dans le ménage	-0,0142 (0,0259)	-0,0382 (0,0203)	0,0283 (0,0274)	-0,0545* (0,0218)	-0,0136 (0,0156)	-0,0242 (0,0141)	-0,0133 (0,0385)
Migrant interne	-0,809** (0,150)	-0,314* (0,158)	-0,787** (0,137)	-0,831** (0,185)	-0,675** (0,196)	-0,638** (0,143)	-0,590** (0,176)
Migrant interne x enfant du chef	0,566** (0,210)	0,699** (0,212)	0,746** (0,203)	0,469* (0,235)	0,568* (0,228)	0,537** (0,207)	0,736** (0,244)

Tableau 8 (suite)

Équation estimée et variables explicatives	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
Indice de richesse	0,0972** (0,0302)	0,0316 (0,0255)	0,155** (0,0285)	0,0241 (0,0320)	0,0820* (0,0328)	0,114** (0,0195)	-0,00642 (0,0327)
Constante	2,238** (0,515)	1,718** (0,447)	1,295** (0,431)	0,894 (0,536)	1,999** (0,449)	2,070** (0,324)	1,638** (0,582)
Participe aux tâches domestiques							
Âge	0,0811** (0,0257)	0,0801** (0,0225)	0,0989** (0,0284)	0,0848** (0,0237)	0,0545* (0,0218)	0,137** (0,0197)	-0,0312 (0,0325)
Garçon	-0,598** (0,138)	-0,949** (0,125)	-0,762** (0,186)	-1,106** (0,101)	-1,065** (0,0839)	-1,266** (0,0802)	-0,852** (0,194)
Enfant du chef	-0,219 (0,126)	-0,144 (0,123)	-0,392** (0,126)	-0,171 (0,136)	-0,0561 (0,117)	-0,150 (0,0789)	-0,144 (0,153)
Musulman	-0,577** (0,164)	0,0747 (0,0953)	0,155 (0,140)				0,0817 (0,298)
Musulman x enfant du chef	0,609** (0,228)	-0,153 (0,139)	-0,617** (0,205)				-0,0829 (0,368)
Chef de ménage Masculin	0,125 (0,172)	0,370 (0,219)	-0,218 (0,175)	0,105 (0,317)	0,374 (0,253)	-0,0600 (0,138)	-0,0243 (0,226)
Chef de ménage sans conjoint	-0,117 (0,173)	0,241 (0,219)	-0,268 (0,162)	-0,110 (0,309)	0,302 (0,250)	-0,126 (0,138)	-0,276 (0,233)
Éducation du chef	-0,0112 (0,0138)	-0,0171 (0,0128)	-0,0190 (0,0147)	0,0123 (0,0110)	-0,00486 (0,0109)	-0,0105 (0,00972)	-0,0325 (0,0193)
Éducation du conjoint du chef de ménage	-0,0134 (0,0156)	0,00592 (0,0148)	-0,0242 (0,0196)	-0,0328* (0,0143)	-0,0117 (0,0139)	-0,0197 (0,0129)	-0,0511* (0,0260)
Éducation du chef x Garçon	-0,00234 (0,0166)	0,0235 (0,0157)	-0,00487 (0,0209)	-0,0152 (0,0152)	0,0110 (0,0152)	0,0208 (0,0131)	0,0275 (0,0244)
Éducation du conjoint du chef x garçon	0,0302 (0,0209)	-0,0278 (0,0199)	0,0297 (0,0268)	0,0371 (0,0197)	-0,0201 (0,0225)	0,0364* (0,0180)	0,0266 (0,0313)
Chef travailleur Indépendant	0,172 (0,0986)	0,00493 (0,0836)	-0,132 (0,115)	-0,131 (0,0897)	0,132 (0,0814)	0,152* (0,0747)	0,0550 (0,117)
Nb d'adultes dans le ménage	-0,0586* (0,0238)	-0,0107 (0,0174)	-0,0327 (0,0223)	-0,0367* (0,0156)	-0,0152 (0,0156)	-0,0227* (0,0110)	-0,0115 (0,0260)
Nb d'enfants dans le ménage	-0,0389 (0,0256)	-0,0516** (0,0199)	-0,0613 (0,0327)	0,0286 (0,0193)	0,00199 (0,0177)	-0,00119 (0,0136)	0,0205 (0,0334)
Migrant interne	0,133 (0,168)	0,389* (0,160)	0,251 (0,141)	0,0961 (0,176)	0,300 (0,193)	-0,00141 (0,149)	0,508* (0,199)

Travail, scolarisation et activité domestique : quel arbitrage pour les enfants ?

Tableau 8 (suite)

Équation estimée et variables explicatives	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
Migrant interne x enfant du chef	-0,0390 (0,209)	-0,198 (0,191)	-0,309 (0,194)	-0,105 (0,220)	-0,130 (0,225)	0,0579 (0,204)	-0,0568 (0,235)
Indice de richesse	-0,0313 (0,0287)	-0,0309 (0,0232)	-0,0748* (0,0311)	-0,0346 (0,0277)	-0,0493 (0,0296)	-0,0249 (0,0204)	0,00148 (0,0344)
Constante	0,307 (0,412)	-0,810* (0,408)	-0,185 (0,441)	-0,743 (0,483)	-0,610 (0,396)	-1,104** (0,295)	2,156** (0,567)
Participe aux activités économiques							
Âge	0,208** (0,0348)	0,174** (0,0317)	0,126** (0,0399)	0,199** (0,0356)	0,0848** (0,0269)	0,247** (0,0307)	0,0917** (0,0341)
Garçon	-0,0358 (0,175)	0,0394 (0,203)	-0,364 (0,218)	0,213 (0,112)	0,237* (0,0972)	0,369** (0,110)	-0,451** (0,170)
Enfant du chef	-1,145** (0,133)	-0,612** (0,146)	-0,348* (0,165)	-0,0442 (0,153)	-0,216 (0,143)	0,000821 (0,110)	-0,327* (0,160)
Musulman	0,270 (0,175)	0,382* (0,152)	-0,0873 (0,153)				-0,305 (0,200)
Musulman x Enfant du chef	-0,399 (0,353)	-0,0761 (0,215)	0,320 (0,239)				0,126 (0,294)
Chef de ménage Masculin	0,263 (0,231)	-0,416 (0,301)	-0,166 (0,196)	-0,236 (0,406)	0,157 (0,269)	0,260 (0,172)	0,356 (0,202)
Chef de ménage sans conjoint	-0,169 (0,247)	-0,190 (0,293)	-0,201 (0,173)	0,0699 (0,400)	0,238 (0,259)	-0,00493 (0,176)	0,239 (0,209)
Éducation du chef	-0,0128 (0,0152)	-0,0295 (0,0192)	-0,0257 (0,0181)	-0,00460 (0,0134)	0,00319 (0,0154)	-0,0200 (0,0144)	-0,0188 (0,0162)
Éducation du conjoint du chef	-0,0285 (0,0186)	0,0262 (0,0216)	0,0125 (0,0200)	0,00876 (0,0170)	-0,0433* (0,0183)	-0,0423* (0,0214)	-0,00510 (0,0242)
Éducation du chef x garçon	-0,0760** (0,0276)	-0,00870 (0,0256)	-0,0498 (0,0277)	-0,0316 (0,0171)	-0,0389 (0,0199)	-0,0361 (0,0202)	0,00239 (0,0252)
Éducation du conjoint x garçon	-0,00248 (0,0389)	-0,0205 (0,0285)	0,0320 (0,0301)	-0,0415 (0,0223)	0,0510* (0,0236)	0,0358 (0,0276)	-0,00833 (0,0339)
Chef travailleur Indépendant	0,284* (0,117)	0,0803 (0,111)	0,322* (0,130)	0,171 (0,110)	0,330** (0,0996)	0,237* (0,0934)	0,279* (0,112)
Nb d'adultes dans le ménage	0,0172 (0,0264)	-0,0456 (0,0236)	-0,0522 (0,0308)	-0,0185 (0,0196)	-0,0249 (0,0189)	0,00425 (0,0150)	0,0406 (0,0237)
Nb d'enfants dans le ménage	0,0202 (0,0300)	0,0560 (0,0319)	-0,0126 (0,0353)	0,0183 (0,0216)	-0,00986 (0,0230)	0,0176 (0,0168)	-0,0304 (0,0332)

Tableau 8 (suite)

Équation estimée et variables explicatives	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
Migrant interne	0,588** (0,149)	-0,0511 (0,180)	0,635** (0,171)	0,626** (0,185)	0,577** (0,210)	0,703** (0,173)	0,556** (0,173)
Migrant interne x Enfant du chef	-0,562* (0,220)	-0,465 (0,269)	-0,718** (0,256)	-0,507* (0,250)	-0,291 (0,255)	-0,738** (0,266)	-0,476* (0,218)
Indice de richesse	-0,0389 (0,0314)	-0,0324 (0,0328)	0,00113 (0,0354)	-0,0128 (0,0329)	-0,0394 (0,0395)	-0,0866** (0,0269)	-0,0767* (0,0342)
Constante	-3,173** (0,567)	-2,875** (0,543)	-1,959** (0,604)	-3,558** (0,671)	-2,315** (0,459)	-4,964** (0,454)	-2,313** (0,524)
ρ DS	-0,0618 (0,0630)	-0,0934 (0,0506)	-0,389** (0,0636)	-0,0749 (0,0535)	-0,156** (0,0482)	-0,0968* (0,0417)	-0,165 (0,0932)
ρ MS	-1,866** (0,148)	-0,759** (0,0789)	-1,189** (0,108)	-0,389** (0,0650)	-0,411** (0,0655)	-0,671** (0,0646)	-0,766** (0,0850)
ρ MD	0,101 (0,0696)	0,0524 (0,0506)	0,0746 (0,0744)	0,231** (0,0612)	0,222** (0,0479)	-0,0293 (0,0563)	0,362** (0,0774)
Observations	1,327	1,744	1,168	1,526	1,820	2,367	1,130

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

Écart types robustes entre parenthèses. *significatif au seuil de 10 % ; **significatif au seuil de 5 % ; ***significatif au seuil de 1 %.

probabilité de participer aux tâches domestiques systématiquement plus faible. Les résultats sont plus contrastés pour la participation aux activités économiques : les garçons sont moins enclins à avoir une activité hors du cadre domestique à Lomé mais le sont davantage à Niamey et à Dakar. La nature des liens unissant l'enfant au chef de ménage (enfant biologique ou non) apparaît également comme un déterminant important du choix d'allocation du temps entre travail et scolarisation. Les enfants biologiques du chef de ménage ont en effet une probabilité plus forte d'aller à l'école et moins forte de travailler, que ce soit dans un cadre domestique ou non⁴. De même, la variable précisant le statut migratoire de l'enfant montre que les enfants qui ne sont pas nés dans la capitale ont une probabilité sensiblement moins grande d'aller à l'école et plus forte d'exercer une activité économique dans six capitales sur sept⁵. Cependant, ceci n'est vrai que pour les enfants qui ne résident pas avec leurs parents biologiques, puisque le coefficient de l'interaction entre le fait d'être migrant et le fait d'être un enfant biologique du chef de ménage est toujours positif et significatif. Une interprétation possible de ces résultats est que l'impact du statut

4. Afin de ne pas biaiser les résultats des analyses, les enfants ayant le statut de domestiques ont été exclus de l'échantillon.

5. La proportion d'enfants nés hors de la capitale et ayant migré en ville est importante : elle s'élève à 37 % à Lomé, 31 % à Abidjan, 27 % à Cotonou et 23 % à Ouagadougou. Elle est plus faible à Bamako, Niamey et Dakar, où elle atteint respectivement 17 %, 15 % et 9 %.

migratoire sur la probabilité de travailler ou d'aller à l'école s'explique parce que la migration et le choix d'activité font partie d'un même projet. Les enfants qui ont migré avec leurs parents pourraient avoir une probabilité plus forte d'aller à l'école parce qu'une des raisons de la migration pourrait être d'améliorer leurs chances d'éducation⁶. À l'opposé, les enfants qui ont migré sans leurs parents pourraient l'avoir fait pour améliorer leurs chances de trouver un emploi. Une bonne partie des enfants non biologiques, particulièrement ceux nés en dehors de la capitale, sont probablement des enfants confiés à un membre adulte du ménage. Ainsi par exemple au Sénégal, environ 12 % des enfants de 0 à 15 ans sont confiés, et 32 % des ménages accueillent ou envoient un ou plusieurs enfants (BECK *et al.*, 2011). Que ces enfants aient une probabilité plus faible d'être scolarisés que les enfants biologiques de leur ménage d'accueil est cohérent avec l'hypothèse, défendue par certaines organisations internationales et dans certains articles académiques, que la pratique consistant à confier un enfant à une personne autre que ses parents biologiques aurait un impact négatif sur son bien-être (KIELLAND, 1999 ; UNICEF, 1999 ; CASE *et al.*, 2000, 2004 ; BISHAI *et al.*, 2003). Les premières études sur le « confiage » des enfants, telle celle de AINSWORTH (1996), obtiennent des résultats qui ne contredisent pas cette hypothèse. Mais elles sont limitées par la nature des données employées qui ne permettent pas la comparaison des enfants confiés avec ceux de leur ménage d'origine. Une autre perspective est offerte par AKRESH (2008), pour le Burkina Faso, à partir de données qui réunissent des informations sur les ménages d'accueil et d'origine de l'enfant confié. L'étude montre que les enfants confiés n'ont pas une probabilité d'être scolarisés significativement plus faible que celle des enfants biologiques de leur ménage d'accueil et, surtout, que cette probabilité est significativement plus élevée que celle de leurs frères et sœurs biologiques non confiés. De même, COPPOLETTA *et al.* (2011), exploitant des données sénégalaises recueillies en 2006-2007, montrent que les adultes qui ont été confiés lorsqu'ils étaient enfants ont aujourd'hui une situation légèrement plus favorable que les non confiés, en termes d'éducation et de statut dans leur ménage. En l'état, nous ne pouvons donc pas interpréter nos résultats comme le signe que les enfants confiés au ménage ont un sort relativement peu enviable en comparaison de leurs frères et sœurs biologiques.

Plusieurs variables de caractéristiques du ménage ont elles aussi une influence sur le choix d'allocation du temps des enfants. L'éducation du chef de ménage et, dans une moindre mesure, celle de son conjoint augmentent la probabilité que l'enfant aille à l'école, dans presque toutes les capitales, et diminuent la probabilité qu'il travaille. Ce résultat est cohérent avec le cadre théorique : le niveau d'éducation des adultes au sein d'un ménage augmente les rendements de l'éducation des enfants, en facilitant notamment leurs conditions d'apprentissage, et incite ces derniers à consacrer plus de temps à l'école et moins de temps au travail. L'impact du niveau d'éducation du chef de ménage apparaît

6. Il se pourrait également que ces enfants partagent avec leurs parents des caractéristiques communes inobservables qui auraient un effet positif à la fois sur la probabilité de migrer et sur celle d'être scolarisé. Nos données ne nous permettent pas de tester cette possibilité.

en outre plus fort chez les garçons à Abidjan, Cotonou et à Ouagadougou. L'effet du niveau d'éducation du conjoint du chef a une significativité moindre car il est la somme de deux effets de sens contraire : d'un côté, une femme instruite a plus d'opportunités d'emploi et est donc plus susceptible de déléguer du travail domestique aux enfants de son ménage, ce qui réduit leur chance d'aller à l'école (cependant les résultats du chapitre 7 indiquent que le travail domestique ne diminue pas lorsque les femmes travaillent à l'extérieur du ménage) ; de l'autre côté, une femme instruite est mieux à même de soutenir les enfants de son ménage dans leur apprentissage scolaire et, ce faisant, de les conduire à choisir l'école plutôt que le travail.

L'effet du nombre d'adultes dans le ménage sur l'emploi du temps des enfants n'est quant à lui significatif que dans certains cas. À Bamako et, dans une moindre mesure, à Abidjan et à Lomé, cet effet augmente la probabilité d'aller à l'école et réduit la participation aux activités domestiques, suggérant par là un partage des tâches entre les différents membres du ménage. Les enfants d'un même ménage semblent néanmoins se faire concurrence pour accéder à l'école, puisqu'une augmentation du nombre d'enfants tend à réduire la présence à l'école. Cependant, l'effet n'est pas statistiquement élevé et significatif, à l'exception de Bamako.

Finalement, deux variables ont une influence forte sur l'emploi du temps des enfants : le statut d'entrepreneur indépendant du chef de ménage et l'indicateur de richesse du ménage. Le statut d'entrepreneur du chef de ménage accroît significativement la participation des enfants aux activités économiques dans cinq capitales sur sept. Cette participation se fait au détriment de la scolarisation qui diminue quant à elle dans six capitales sur sept. Deux raisons peuvent expliquer ce résultat. Il est tout d'abord possible que les imperfections du marché du travail rendent difficile le recours à de la main-d'œuvre extérieure. Dans cette perspective, un entrepreneur peut être incité à recourir à une force de travail familiale, notamment celle de ses enfants. On retrouve ici, dans un contexte urbain, le même résultat que celui obtenu par BHALOTRA et HEADY (2003) dans le cas du milieu rural au Ghana et au Pakistan. Il est ensuite tout à fait vraisemblable que l'expérience professionnelle acquise par les enfants dans l'entreprise familiale puisse être valorisée sur le marché du travail et qu'elle conduise à arbitrer en défaveur de l'école. On peut en effet penser qu'un chef de ménage utilisant la force de travail de ses propres enfants (ou des autres enfants de son ménage) soit soucieux de leur faire acquérir des compétences ou un capital humain spécifique qu'ils pourront ensuite faire valoir sur le marché du travail. On retrouve ici une hypothèse évoquée précédemment qui envisage la possibilité que l'expérience professionnelle acquise au cours de l'enfance accroisse la productivité du travail à l'âge adulte.

Comme dans de nombreux travaux empiriques (voir notamment RAY, 1999, 2000 ; LACHAUD, 2004 ; PSACHAROPOULOS, 1997), le niveau de richesse des ménages apparaît lui aussi comme un déterminant important du choix d'allocation du temps des enfants. Il agit positivement et significativement sur la

scolarisation des enfants dans six capitales sur sept et diminue leur participation aux activités économiques et/ou domestiques. Cet effet est conforme à ce que l'on peut attendre lorsque l'accès à l'emprunt des ménages dépend de leur capacité à présenter des garanties suffisantes. Un niveau plus élevé de richesse permet alors de relâcher la contrainte budgétaire et favorise la scolarisation. Puisque la variable n'est pas instrumentée, nous ne pouvons naturellement pas exclure la possibilité que l'effet identifié ici soit sur-évalué. Si les ménages qui ont un goût prononcé pour l'éducation sont également les plus riches, le coefficient du score de richesse est biaisé vers le haut dans l'équation de scolarisation et vers le bas dans l'équation de participation au marché du travail. Cependant, le fait que l'éducation du chef de ménage et celle de son conjoint soient incluses dans la liste des variables explicatives, et qu'un résultat qualitativement identique ait été obtenu dans six capitales sur sept, nous conduit à penser qu'un véritable effet de la richesse existe au moins dans certaines capitales.

Conclusion

L'objectif de ce chapitre est d'identifier les facteurs qui déterminent l'allocation du temps des enfants entre activités économiques, activités domestiques et scolarisation dans les pays de l'Afrique de l'Ouest, à travers un échantillon d'enfants âgés de 10 à 14 ans recueilli dans les sept capitales francophones de l'UEMOA.

Nous montrons que le temps dédié aux activités domestiques ou économiques entre en compétition avec le temps passé à l'école, mais que la concurrence est particulièrement forte entre activités économiques et scolarisation. Ceci suggère qu'il est possible, dans une certaine mesure, de combiner école et participation aux tâches domestiques. Nos résultats montrent également une différence marquée entre garçons et filles, enfants biologiques et non biologiques, migrants et non-migrants. Les garçons, les enfants biologiques et les non-migrants ont une probabilité plus forte d'aller à l'école et une plus faible propension à participer aux tâches domestiques et aux activités économiques (sauf pour les garçons). Enfin, la probabilité d'aller à l'école (resp. de travailler) est généralement trouvée significativement plus forte (resp. faible) dans les ménages les plus éduqués et les plus aisés ou dans ceux dont le chef de ménage n'est pas un travailleur indépendant.

Ce dernier résultat pointe un possible effet non désiré des mesures qui faciliteraient l'accès au crédit (ou à toute autre façon d'accumuler du capital) pour les ménages pauvres. En effet, en améliorant les capacités de ces ménages à créer leur propre activité, on pourrait aboutir à accroître le travail des enfants

(DEL CARPIO et LOAYZA, 2012 pour le Nicaragua ; HAZARIKA et SARANDI, 2008 pour le Malawi rural trouvent des résultats qui confirment cette intuition). Cependant, il ne faut pas nécessairement en attendre un effet négatif sur le bien-être de ces enfants, si ceux-ci acquièrent des talents spécifiques qu'ils valoriseront plus tard sur le marché du travail et feront plus que compenser les pertes de gains dues à une scolarité raccourcie. Ainsi que nos résultats le suggèrent, les garçons semblent avoir un accès privilégié à cette forme d'accumulation du capital humain. Si, à l'avenir, d'autres résultats venaient confirmer cette tendance, cela impliquerait que l'inégal accès des sexes à l'éducation est doublé d'un accès tout aussi inégal à l'acquisition des savoir-faire professionnels dans les capitales ouest-africaines.

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