

# Accès à l'enseignement au Burkina Faso: Dix ans de Plan de l'Education de base

OUEDRAOGO Souleymane<sup>1</sup>

## Résumé

Promouvoir l'accès des pauvres aux services de l'éducation de base est l'un des principaux objectifs du plan décennal de développement de l'éducation de base 2001-2010. Trois ans après sa mise en œuvre, il apparaît nécessaire d'apprécier la réalisation de cet objectif. Pour cela, on a analysé l'évolution des inégalités sociales devant l'école pour ces quinze dernières années en étudiant l'évolution du lien entre l'accès des enfants à l'enseignement et l'origine sociale de leur père et/ou de leur mère. L'analyse empirique aboutit aux conclusions suivantes :

Grâce à une très forte expansion de l'enseignement primaire depuis 1980, les inégalités d'accès à ce niveau se sont réduites entre groupes sociaux. La brèche entre le niveau d'accès des filles et celui des garçons s'est résorbée également. Outre, le projet de développement de l'enseignement post primaire (PEPP) adopté en 1995 visant à doter chaque département d'au moins une structure de premier cycle a contribué à diminuer les inégalités d'accès à ce palier selon l'origine sociale. Cependant, au fur et à mesure que l'on avance dans le système scolaire, le pourcentage des enfants scolarisés dont l'origine sociale des parents est appréhendée décroît et cela ne permet pas l'étude du lien entre origine sociale et accès au niveau élevé de l'enseignement.

**Mots-clés :** inégalités d'accès, groupe socioéconomique, modèles logit

**Classification JEL:** I21, I28, J62, J71

---

<sup>1</sup> Institut national de la statistique et de la démographie (INSD), Email : [msoued2003@yahoo.fr](mailto:msoued2003@yahoo.fr)

## Sommaire

Sommaire .....	2
Introduction.....	3
1. Sources statistiques et choix conceptuels .....	4
a. Source de données et sélection de l'échantillon.....	4
b. , L'indicateur d'origine sociale .....	4
c. Le système éducatif.....	5
d. Définition des variables de l'accès.....	6
e. Modélisation et options économétriques .....	6
2. L'évidence empirique .....	10
a. Test d'adéquation des modèles.....	10
b. Une diminution des inégalités d'accès à l'enseignement primaire.....	11
c. Egalement une diminution des inégalités d'accès à l'enseignement post primaire mais moins favorable aux pauvres.....	14
Conclusion.....	16
Références .....	18
Annexe .....	20

## Introduction

L'éducation occupe une position transversale dans le processus de développement et constitue le levain pour la dynamisation des autres secteurs. Aussi, elle apparaît au centre des préoccupations des autorités gouvernementales et non gouvernementales tant elle permet un développement optimal des ressources humaines et constitue un instrument important dans la réduction de la pauvreté et l'accroissement du bien-être de la population.

Depuis 2001, le Burkina Faso a élaboré et mis en œuvre la première phase de son premier programme de développement de l'éducation de base (PDDEB<sup>2</sup>) pour la période 2001-2010. L'un des objectifs de ce programme est promouvoir l'accès des pauvres aux services d'éducation. L'option choisie par le gouvernement burkinabé est de réaliser un développement quantitatif et qualitatif de l'éducation de base et de l'alphabétisation.

Les efforts conjugués dans ce domaine ont permis de faire des bonds significatifs au niveau de l'accès et de la participation à la scolarisation primaire et secondaire. En effet, le taux brut de scolarisation au primaire est passé de 44,1% en 1998/1999 à 74,8% en 2009/2010<sup>3</sup>. Pour l'enseignement secondaire en général, les taux brut de scolarisation sont passés de 10,5% en 1998/1999 à 22,2% en 2009/2010<sup>4</sup>. Au-delà de cette croissance incontestée des taux bruts de scolarisation, la question de l'accès des pauvres au service de l'éducation reste posée: ***les inégalités d'accès à l'enseignement entre groupe socioéconomique ont-elles été réduites ? De quel ordre et à quelle période ?*** La présente étude, qui est la première à notre connaissance, se propose d'analyser l'évolution de l'inégalité des chances devant l'enseignement au Burkina Faso.

---

<sup>2</sup>PDDEB : Plan Décennal de Développement de l'Education de Base

<sup>3</sup> Annuaire statistiques 19998-1999 et2009-2010 (Ministère de l'Enseignement de Base et de l'Alphabétisation

<sup>4</sup> Annuaire statistiques 19998-1999 et2009-2010 (Ministère de l'Enseignement Secondaire, Supérieur et de la Recherche scientifique

## **1. Sources statistiques et choix conceptuels**

### **a. Source de données et sélection de l'échantillon**

L'étude nécessite des données homogènes sur une durée relativement longue. L'information sur le niveau scolaire atteint par chaque enfant et la situation socioéconomique de ses parents doit être aussi suffisamment détaillée. Ces enfant doit être également en nombre suffisant dans l'échantillon pour que l'on puisse en tirer des conclusions solides sur la population générale. Les données utilisées proviennent donc de cinq enquêtes comparables conduites par l'Institut national de la statistique et de la démographie. Il s'agit de l'enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages (EP 1998); de l'Enquête burkinabé sur les conditions de vie des ménages (EBCVM 2003) ; des Enquêtes annuelles sur les conditions de vie des ménages (EA/QUIBB 2005 et 2007), et enfin de l'Enquête intégrale sur les conditions de vie des ménages (EICVM 2009). Toutes ces enquêtes partagent un questionnaire commun. Ce questionnaire renseigne entre autre, pour tous les individus, des informations sur la scolarisation (la fréquentation scolaire du moment) et sur l'activité économique (profession, situation dans l'activité etc.). Nous avons retenu pour notre analyse les enfants vivant avec leurs parents biologiques et dont la situation socioéconomique de ces derniers est connue au moment ou ils accédaient à un niveau donné de l'enseignement. Cette restriction est du au fait que ces enquêtes appréhendent uniquement la situation socioéconomique du chef de ménage dans lequel l'enfant vit.

### **b. L'indicateur d'origine sociale**

L'indicateur d'origine sociale considéré est le groupe socioéconomique du père ou de la mère. Il est construit à partir des caractéristiques du père ou de la mère telles que la situation dans l'activité, le secteur d'activité, la branche d'activité et la catégorie socioprofessionnelle. Sept groupes socioéconomiques, communs à toutes les enquêtes, sont distingués:

1. salariés du public : salariés du service public ou parapublic;
2. salariés du privé: salariés du secteur privé structuré et salariés du secteur privé non structuré (informel et inorganisé);
3. indépendants ou employeurs non agricole : travailleurs à son propre compte ou est employeur dans un secteur d'activité non agricole ;

4. aides familiaux bénévoles et apprentis;
5. agriculteurs;
6. inactifs : inactifs (retraités, rentiers ou inactifs);
7. chômeurs.

Nous utiliserons dans la suite origine sociale et groupe socioéconomique alternativement.

### **c. Le système éducatif**

Deux sous systèmes composent le système éducatif du Burkina Faso: l'un dit formel et l'autre non formel.

Le système non formel concerne toutes les activités d'éducation et de formation structurées et organisées dans un cadre non scolaire, soit l'alphabétisation, les formations et le développement de l'environnement lettré.

Le système formel est l'ensemble des activités éducatives se déroulant dans un cadre scolaire, universitaire ou de formation professionnelle. Il comprend: l'enseignement de base, l'enseignement secondaire et l'enseignement supérieur.

L'enseignement de base est composé de l'éducation préscolaire destinée aux enfants de trois à six ans et l'enseignement primaire. L'enseignement primaire accueillait, les enfants de 7-12 ans. Il est depuis 2009 destiné aux enfants de 6-11 ans. Il constitue le premier pallier de la scolarité obligatoire et vise à préparer l'enfant à développer des compétences de base au plan intellectuel, affectif, social, moral et culturel.

Maillon central du système éducatif formel, l'enseignement Secondaire concerne les élèves de 13 à 19 ans. Il est destiné aux enfants de 12 à 18 ans depuis 2009 et est structuré comme suit : - l'enseignement général comprend deux cycles : le premier cycle ou l'enseignement post primaire d'une durée de 4 ans est destiné aux enfants de 13 à 16 ans et le second cycle qui dure trois(3) ans - l'enseignement technique et professionnel est assuré dans des établissements spécifiques publics ou privés. Il démarre après le primaire et vise l'acquisition de connaissances spécifiques pour l'exercice d'un métier. Il propose trois sous cycles dont un cycle court d'une durée de deux ans, un cycle moyen d'une durée de deux ans ainsi qu'un cycle long d'une

durée de trois ans. L'enseignement technologique accessible après la classe de troisième, propose un cycle long d'une durée de 3 ans.

L'enseignement supérieur est le dernier maillon du système formel éducatif. Il reçoit les élèves ayant obtenu le Baccalauréat

#### **d. Définition des variables de l'accès**

L'étude fait référence à une variable d'accès pour chaque niveau du système éducatif.

1. **accès à l'enseignement primaire** : ont accès à l'enseignement primaire, les enfants âgés de 6 à 13 ans en cours de scolarisation dans le primaire ou ayant fréquenté une classe du niveau primaire :
2. **accès au post primaire** : ont accès à l'enseignement post primaire, les enfants âgés de 13 à 16 ans en cours de scolarisation dans le post primaire ou ayant fréquenté une classe du niveau post primaire :
3. **accès à l'enseignement secondaire** : ont accès à l'enseignement secondaire, les enfants âgés de 16 à 19 ans en cours de scolarisation dans le secondaire ou ayant fréquenté une classe du niveau secondaire :
4. **accès à l'enseignement supérieur** : ont accès à l'enseignement supérieur, les enfants âgés de 18 à 27 ans en cours de scolarisation dans le supérieur ou ayant fréquenté une classe du niveau supérieur.

La structuration des âges au niveau des variables d'accès est différente de celle officiellement autorisée. Cette différenciation vise à prendre en compte les éventuels cas de redoublement.

#### **e. Modélisation et options économétriques**

De nombreuses études ont insisté sur la forte inertie temporelle des inégalités d'éducation selon l'origine sociale et sur le caractère limité de leur réduction dans nombre de pays (André Vallet [3]). D'un point de vue méthodologique, ces travaux utilisent la statistique dite du odds ratio, proposée par Yule dès 1900. Ce ratio a la propriété d'être insensible aux variations que connaît, au fil des générations, la répartition des origines sociales comme celle de l'accès à l'éducation. Il fournit une mesure de l'inégalité d'accès à l'enseignement indépendante de ces transformations

structurelles, et permet ainsi d'appréhender, les inégalités d'accès à l'enseignement selon l'origine sociale au fil des générations.

A la suite de André Vallet [4], soit  $i$  une génération quelconque,  $j$  un groupe socioéconomique donné. On désigne par  $P_{ij}$  et  $1 - P_{ij}$  les probabilités qu'un enfant né à la période  $i$  et de groupe socioéconomique  $j$  soit respectivement scolarisé ou non scolarisé;  $m_{ij1}$  et  $m_{ij2}$  sont les effectifs correspondant. Le rapport  $P_{ij}/1 - P_{ij}$  représente la chance qu'un enfant du groupe socioéconomique  $j$  né à la période  $i$  soit scolarisé plutôt que non scolarisé. Ce rapport est connu sous le nom « odds » dans la littérature. Un odds (rapport de chance) supérieur à 1 indique une probabilité supérieure d'être scolarisé par rapport à d'être non scolarisé. A partir de l'observation d'un échantillon, ce coefficient peut être estimé par les effectifs correspondants, soit  $m_{ij1}/m_{ij2}$ .

Pour une origine sociale  $j$ , le rapport entre  $P_{ij}/1 - P_{ij}$  et  $P_{il}/1 - P_{il}$  (que nous notons  $od_j^{i-l}$ ) pour deux période  $i$  et  $l$  représente un rapport des chances entre ces périodes (ce rapport est connus sous le nom de « odds ratios »): il exprime la chance relative de la période  $i$  par rapport à la période  $l$ . Un odds ratios  $od_j^{i-l}$  supérieur à 1 indique que les enfants du groupe socioéconomique  $j$  nés à la période  $i$  ont plus de chance d'être scolarisés que les enfants du groupe socioéconomique  $j$  nés à la période  $l$  et vis versa.

De même, pour une cohorte  $i$ , le rapport entre  $P_{ij}/1 - P_{ij}$  et  $P_{ig}/1 - P_{ig}$  pour deux groupes socioéconomiques  $j$  et  $g$  (que nous notons  $od_{j-g}^i$ ) représente un rapport des chances (odds ratios) entre ces deux groupes. Comme précédemment, il exprime la chance relative des enfants du groupe  $j$  par rapport à ceux du groupe  $g$ . Un odds ratios supérieur à 1 indique que les enfants du groupe socioéconomique  $j$  nés à la période  $i$  ont plus de chance d'être scolarisés que les enfants du groupe socioéconomique  $g$  nés à la période  $i$  et vis versa.

Dès lors qu'on a un nombre élevé de groupes socioéconomiques et de cohorte, le nombre d'odds ratios ( $od_j^{i-l}$  et  $od_{j-g}^i$ ) à calculer pour décrire l'association entre groupes socioéconomiques et accès à l'enseignement devient très énorme. Mais le développement plus récent de la modélisation fournit des approches synthétiques. Quatre modèles sont particulièrement utiles (Louis-André Vallet 1988 ; 2006,2007,

Valérie Albouy et Thomas Wanecq 2003 et Claude Thélot et Louis-André Vallet 2003).

Le premier modèle suppose que le seul facteur à avoir évolué dans le temps est la distribution de la structure sociale c'est-à-dire que seule la transformation de la structure sociale est responsable de la modification de l'accès à un niveau donné de l'enseignement suivant l'origine sociale au fil des générations. Il s'écrit :

$$L_{ij} = \text{Log} \left( \frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}} \right) = \text{Log} \left( \frac{m_{ij1}}{m_{ij2}} \right) = \mu + \alpha_j \quad (\text{M1})$$

où :  $L_{ij}$  est le logit à estimer pour les enfants de génération  $i$  et de groupe socioéconomique  $j$  ;  $\alpha_j$  correspond aux paramètres pour chaque groupe socioéconomique. Ce modèle postule que les inégalités d'accès aux à l'enseignement sont restées constantes sur la période: les écarts entre groupe socioéconomique, mesurés par les  $od_{j-g}^i$  sont temporellement constants ou encore, symétriquement les écarts entre cohortes, mesurés par les  $od_j^{i-l}$  ne varient pas selon le groupe socioéconomique<sup>5</sup>.

Le deuxième modèle rajoute un facteur explicatif à la modification de l'accès par génération. Ce facteur permet donc de prendre en compte l'ouverture plus ou moins marquée des salles de classes du niveau concerné selon les générations en faisant l'hypothèse que les chances d'accès au niveau concerné sont les mêmes pour toutes les origines sociales. Ce modèle s'écrit :

$$L_{ij} = \text{Log} \left( \frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}} \right) = \text{Log} \left( \frac{m_{ij1}}{m_{ij2}} \right) = \mu + \alpha_j + \beta_i \quad (\text{M2})$$

Il suppose donc que tous les odds ratios qui mesurent l'association entre origine sociale et accès à l'enseignement obtenus sont constants au fil des cohortes.

---

<sup>5</sup> Pour deux groupes socioéconomiques  $j$  et  $g$ , le rapport de change  $od_{j-g}^i$  est donné par  $\text{Log} \left( od_{j-g}^i \right) = \text{Log} \left( \frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}} \right) - \text{Log} \left( \frac{P_{ig}}{1 - P_{ig}} \right) = \alpha_j - \alpha_g$  qui est temporellement constant. De même ; pour deux périodes  $i$  et  $l$  le rapport de change  $od_j^{i-l}$  est donné par  $\text{Log} \left( od_j^{i-l} \right) = 0$ , donc pour un groupe socioéconomique, le rapport de chance entre deux périodes est identique.

Comme précédemment, ce modèle postule que le lien intrinsèque entre origine sociale et accès à l'enseignement est constant au fil des générations<sup>6</sup>.

Le troisième modèle permet d'examiner si d'une cohorte à la suivante, une variation temporelle peut être détectée au sein des  $od_i^{j-g}$ . Ce modèle s'écrit :

$$L_{ij} = \text{Log} \left( \frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}} \right) = \text{Log} \left( \frac{m_{ij1}}{m_{ij2}} \right) = \mu + \alpha_i + \beta_i \psi_j \quad (\text{M3})$$

Il fait l'hypothèse d'une variation uniforme de l'association entre l'origine sociale et accès à l'enseignement. Le lien entre l'origine sociale et l'accès à l'enseignement, tel que le représente les odds ratios, varie de manière uniforme d'une cohorte à l'autre, en fonction de la valeur du coefficient  $\beta_i$ . Tous les odds ratios se déplacent dans la même direction d'une cohorte à l'autre<sup>7</sup>. On pourra dire qu'entre deux cohortes l'association entre l'origine sociale et l'accès à l'enseignement s'est renforcée (si  $\beta_i$  est plus élevé) ou atténuée (si  $\beta_i$  est plus faible).

Le quatrième modèle quant à lui autorise une plus grande liberté dans l'évolution du lien entre origine sociale et diplôme. Le modèle s'écrit :

$$L_{ij} = \text{Log} \left( \frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}} \right) = \text{Log} \left( \frac{m_{ij1}}{m_{ij2}} \right) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_i \psi_j \quad (\text{M4})$$

Le lien entre origine sociale et l'accès à l'enseignement n'est plus postulé de la forme  $\beta_i \psi_j$  mais  $\beta_j + \gamma_i \psi_j$ . Suivant les origines sociales considérées, les odds ratios peuvent

---

<sup>6</sup> Pour deux groupes socioéconomiques  $j$  et  $g$ , le rapport de change  $od_i^{j-g}$  est donné par  $og(od_i^{j-g}) = \alpha_j - \alpha_g$ . Pour deux périodes  $i$  et  $l$  le rapport de change  $od_j^{i-1}$  est donné par :  $Log(od_j^{i-1}) = \beta_i - \beta_l$ .

<sup>7</sup> Pour deux groupes socioéconomiques  $j$  et  $g$ , le rapport de change  $od_i^{j-g}$  est donné par  $Log(od_i^{j-g}) = \beta_i(\psi_j - \psi_g)$ . Les paramètres de type  $\psi_j$  expriment le lien entre l'origine sociale  $j$  et accès à l'enseignement tandis que les paramètres  $\beta_i$  traduisent la force de ce lien dans la génération  $i$ ; Celui relatif à la première génération étudiée est par convention fixé à 1. Ils fournissent une vision synthétique de l'évolution des inégalités d'accès à l'enseignement selon l'origine sociale au fil des générations. Quand il est supérieur à 1, il indique une croissance des inégalités par rapport à la première génération. À l'inverse, quand il est inférieur à 1, il indique une diminution de celles-ci.

évoluer de manière différenciée d'une génération à l'autre suivant les origines sociales comparées<sup>8</sup>.

## 2. L'évidence empirique

### a. Test d'adéquation des modèles

On s'intéresse ici à la qualité d'ajustement des différents modèles décrits dans la précédemment. La question qui se pose naturellement est : quel est le modèle qui décrit au mieux les valeurs observées? *Chacun des modèles opère un compromis entre la simplification du phénomène étudié et le respect de la réalité observée. Choisir un modèle revient donc à déterminer quel est le meilleur compromis possible entre ces objectifs a priori contradictoires (Valérie Albouy et Thomas Wanecq 2003).* Ce type de question fait l'objet des tests d'ajustement ou d'adéquation. La construction d'un test implique donc de comparer ces modèles qui sont emboîtés entre eux (par définition un modèle est dit emboîté dans un autre plus général lorsqu'il est un cas particulier de ce modèle plus général). Le choix d'un modèle s'opère alors à partir de deux critères a priori contradictoires. Le premier critère est la qualité d'ajustement du modèle aux données observées. Le second est la parcimonie du modèle, c'est-à-dire sa capacité à reproduire les données avec le moins de paramètres possible. Le modèle retenu dépendra de l'importance relative que l'on attache à chacun de ses critères. Le tableau 1 donne les résultats de l'analyse de la déviance des quatre modèles.

Dans toutes les distributions, le test par la déviance montre que les trois premiers modèles ajustent bien les données considérées (tableau 1). Pour la distribution totale (Garçons + Filles), le test valide également le quatrième modèle. Ces modèles étant tous emboîtés entre eux, entre deux modèles successifs, on ne retiendra le deuxième que si l'ajout de paramètres, et donc la perte de degrés de liberté, apporte un plus en termes d'adéquation du modèle aux données. Pour juger de ce plus, nous allons mettre une procédure de tests emboîtés. En effet, Le premier modèle est le plus simple (modèle de référence), il est aussi le modèle le moins apte à reproduire les données mais le plus économe en paramètres. Il a le degré de liberté le plus élevé.

---

<sup>8</sup> Pour deux origines sociales  $j$  et  $g$ , le rapport de change  $od_i^{j-g}$  est donné par  $\text{Log}(od_i^{j-g}) = \alpha_j - \alpha_g$ .  
Pour deux périodes  $i$  et  $l$  le rapport de change  $od_j^{i-1}$  est donné par  $\text{Log}(od_j^{i-1}) = \beta_j - \beta_g + \gamma_i(\psi_j - \psi_g)r$   
∴

Dans le deuxième modèle l'introduction d'un facteur par génération améliore la qualité de l'adéquation du modèle mais au prix de la perte de degrés de liberté. Ce modèle contient le premier. Le troisième modèle intègre un facteur supplémentaire et comprend donc les deux précédents modèles. La démarche se répète jusqu'au modèle saturé<sup>9</sup>. Ce dernier reproduit parfaitement les données mais n'a aucune valeur explicative, son degré de liberté étant nul. En partant du modèle de référence, on compare successivement les modèles deux à deux en se demandant si la meilleure qualité prédictive du modèle contenant le plus de facteurs justifie son plus grand nombre de paramètres.

Le tableau 2 présente les résultats des tests de sélection pour les différentes distributions.

Pour la distribution totale le test de la différence entre le modèle M1 et le modèle M2 est significatif. Ce qui signifie que l'ouverture plus ou moins marquée des salles de classes du niveau primaire s'est accompagné d'un changement de l'inégalité d'accès à ce niveau de l'enseignement. Le modèle M2 est donc préférable au modèle M1. De même le modèle M3 est préférable au modèle M2. Ce qui nous permettra de savoir si les inégalités d'une génération à l'autre ont globalement diminué ou accrues.

Pour les distributions séparées Garçon et Filles, le modèle M3 est le plus adéquat à décrire les données. Dans la suite nous utiliserons alors le modèle M3 pour décrire l'association entre origine sociale et accès à l'enseignement primaire pour ces trois distributions.

### **b. Une diminution des inégalités d'accès à l'enseignement primaire**

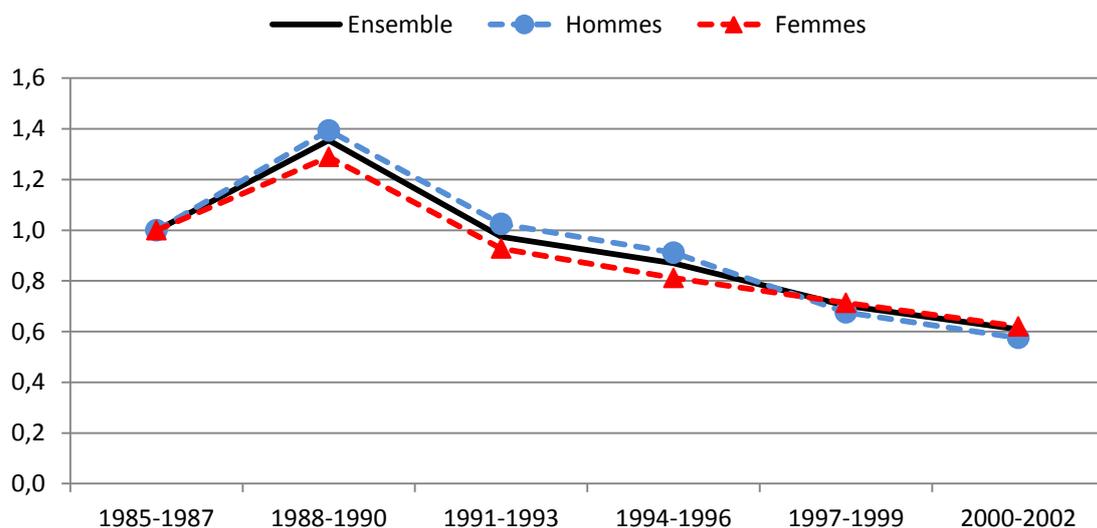
Le graphique 1 montre la dynamique des inégalités d'accès à l'enseignement primaire suivant l'origine sociale. On observe d'abord une tendance à la hausse de l'inégalité d'accès devant l'enseignement primaire entre les deux premières générations. Ensuite une réduction de cette inégalité qui intervient à partir de la génération née entre 1988 et 1989 jusqu'à la dernière génération, ceux née entre 2000 et 2002. Cette réduction est d'environ 74% dans l'échelle des logarithmes des odds ratios. C'est dire qu'un enfant né à la période 2000-2002 a 74% de chance d'accéder à l'enseignement primaire qu'un enfant né à la période 1988-1990 si rien

---

<sup>9</sup>  $L_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \psi_{ij}$

ne s'était passé depuis les années 1988 dans la distribution selon les origines sociales. L'affaiblissement du lien entre origine sociale et l'accès à l'enseignement a aussi été légèrement plus marqué pour les filles que pour les garçons sauf pour les deux dernières générations où la tendance s'est inversée : pour ces deux dernières générations la courbe décrivant la force du lien entre origine sociale et accès au primaire pour les filles est au dessus de celle des garçons. Il faut sans doute dire aussi que ce sont les filles qui ont plus porté la réduction de l'inégalité des chances devant l'enseignement selon l'origine sociale, car en effet, la courbe de la distribution des filles est en dessous de la distribution totale (filles + garçons).

**Graphique 1 – Dynamique des inégalités d'accès au primaire selon l'origine sociale**

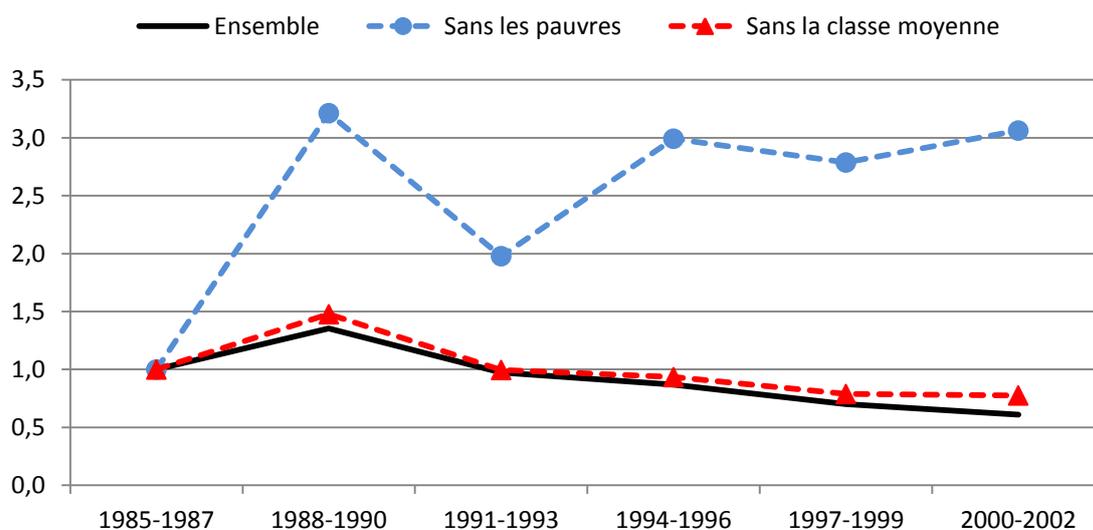


L'idée selon laquelle, l'accès à l'enseignement primaire est moins favorable aux pauvres n'est pas vérifiée (graphique 2). Mais qui sont les pauvres ? Selon les résultats des enquêtes prioritaires sur les conditions de vie des ménages (EP), 1994 et 1998 où l'incidence de la pauvreté a été désagrégé selon les groupes socioéconomique (tableau 3), le niveau global de l'incidence de la pauvreté cache des disparités selon l'origine sociale.. Trois classes peuvent être distinguées selon l'indicateur d'origine sociale considéré préalablement : La « **classe des riches** » qui regroupe les salariés du public, les salariés du privé structuré et non structuré ; la « **classe moyenne** » qui regroupe les indépendants ou employeurs non agricoles, les

aides familiaux, bénévoles et apprentis, les chômeurs et enfin, la « **classe des pauvres** » qui regroupe les agriculteurs de coton et les autres agriculteurs.

Le graphique 2 laissent voir sans doute que ce sont les pauvres qui ont porté la démocratisation de l'enseignement primaire au Burkina Faso. Selon que le modèle M3 est ajusté à l'ensemble des données, ou bien en omettant les seuls enfants des agriculteurs et des inactifs, la variation de l'indicateur des inégalités de l'accès à l'enseignement primaire apparaît plutôt accrue avec le temps. Il nous montre que l'intensité du lien entre origine sociale et accès à l'enseignement primaire s'accroît au fil du temps pour les riches et la classe moyenne. Cependant, en omettant les fils et filles de la classe moyenne, l'indicateur des inégalités d'accès à l'enseignement primaire apparaît plutôt identique à celle de l'ensemble de toute la distribution avec les sept origines sociales.

**Graphique 2 – Dynamique des inégalités d'accès au primaire selon l'origine sociale**



Donc la démocratisation de l'enseignement primaire pourrait s'interpréter comme une réduction de la distance qui existait entre les fils et filles des agriculteurs et des inactifs à ceux des fils et filles originaires des autres milieux sociaux.

Les facteurs explicatifs à la réduction de l'intensité du lien entre origine sociale et accès à l'enseignement primaire et surtout à cette réduction en faveurs des pauvres peuvent être regroupés en eux deux types. D'un côté, les facteurs qui sont liés à l'offre d'éducation, de l'autre côté ceux liés à la demande d'éducation. L'offre scolaire

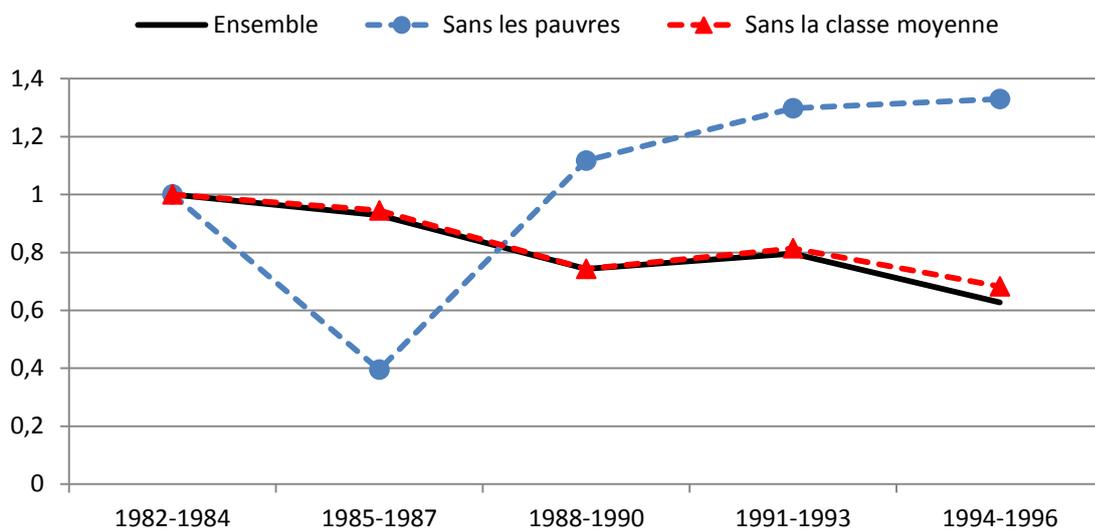
primaire au Burkina Faso a connu une expansion conséquente à partir des années 1980. En effet, au cours de la période 1983-1987, un accent particulier avait été mis sur l'accroissement de l'offre scolaire (contre environ 1 600 salles de classes créées au cours des deux décennies 1960 et 1970, la période 1983-1987 comptabilise environ 3 000 nouvelles salles de classe, soit presque le double). Les actions entreprises au cours de la décennie 1990, en référence au discours de Jomtien sur « l'éducation pour tous en 2000 », ont confirmé la priorité accordée à l'accroissement de l'offre scolaire : au cours de ces années, environ 9 100 nouvelles salles de classe ont été ouvertes, portant le nombre total à 17 037. Le Plan Décennal de Développement de l'Education de Base (PDDEB) 2001/2010 marque une accélération avec environ 17 673 nouvelles salles de classe en huit ans (avec un total de 35 129 en 2008-09). Quant aux facteurs liés à la demande d'éducation, la mise en place d'un certain nombre de mesures telles que la dotation des élèves du public et du privé en manuels scolaires, la prise en charge des frais APE des filles, le développement des cantines scolaires et les campagnes de mobilisation sociale au niveau des communautés de base a su relever cette demande. Cet accroissement de l'offre scolaire combiné aux mesures d'incitations à la demande s'est accompagné d'une réduction de la disparité qui existait entre milieu rural et urbain. En effet, en 1998 les enfants en milieu urbain avaient 4 fois plus accès à l'école primaire que ceux du milieu rural, soit un taux d'admission de 59,3 % en milieu urbain et 14,3 % en milieu rural. En 2003, ce taux baisse à 3 fois et tombe à 2 fois en 2005.

**c. Egalement une diminution des inégalités d'accès à l'enseignement post primaire mais moins favorable aux pauvres.**

Les précédents tests d'adéquation ont été repris pour les données d'accès à l'enseignement post primaire et c'est le modèle M3 qui est toujours le modèle le plus adéquat pour décrire l'association entre origine sociale et accès au post primaire. Le graphique 3 présente la dynamique de ce lien. La distinction entre filles et garçons n'a pas été satisfaisante pour ce palier de l'enseignement car dans bon nombre de classes du tableau de contingence (croisant origine sociale, génération et accès à l'enseignement post primaire) s'affichait zéro pour les filles. Nous avons cependant considéré la distribution toute entière (filles+garçons). Dans la tendance générale, l'intensité du lien entre origine sociale et accès à l'enseignement post primaire a diminué. De 1 pour les enfants nés entre 1982-1984 elle est passé à 0,63 en pour les

enfants nés entre 1994 et 1996 soit une diminution de 37%. Ce qui veut dire que les enfants nés entre 1994 et 1996 ont 37% de chance d'atteindre l'enseignement post primaire que les enfants nés entre 1982 et 1984 si rien ne s'était passé depuis les années 1982 dans la distribution des origines sociales. Cependant, cette réduction de lien origine sociale et accès au post primaire était moins favorable aux pauvres pour les deux premières générations : ceux nés entre 1982 et 1984 et ceux nés entre 1985 et 1987. Ce n'est qu'à partir de la génération 1988-1990 que la démocratisation de l'enseignement post primaire devient plus favorable aux pauvres.

**Graphique 3 – Dynamique des inégalités d'accès à l'enseignement au post primaire selon l'origine sociale**



Cette évolution du lien entre origine sociale et accès au post primaire s'explique par le fait que dans le domaine de l'enseignement secondaire général public au Burkina Faso, l'évolution de l'offre qui concernait uniquement les grands centres urbains, des efforts énormes ont été faits depuis les années 1980 en matière d'expansion de l'offre. Ces efforts ont permis d'implanter au moins un établissement secondaire général public dans chaque province (Marc Pilon et all [2003]) à travers le projet de développement de l'enseignement post primaire (PEPP) adopté en 1995. La deuxième phase approuvée en 2006, visait à doter tous les départements et les gros villages en collèges mais aussi à décongestionner les grands centres urbains par la construction de nouveaux lycées (INSD 2007) a nettement amélioré la répartition de

l'offre. Enfin, dans l'atteinte des objectifs d'une scolarisation universelle, le Gouvernement burkinabé a entrepris une réforme de son système éducatif à la rentrée scolaire 2007-2008. Deux éléments essentiels sont à la base de la modification des destinées des enfants au post primaire : la modification de l'enseignement de base qui est désormais étendue au post primaire, en intégrant le premier cycle du secondaire (6ème en 3ème) et le passage automatique en classe de 6ème pour les élèves qui ont réussi au Certificat d'étude primaire (CEP).

Pour le second cycle et l'enseignement supérieur, l'étude du lien entre origine sociale et accès à ces niveaux d'enseignement pose plusieurs problèmes. Lors des opérations de collecte sont généralement recueillies, pour tous les individus, des informations sur la scolarisation (la fréquentation scolaire du moment) et sur l'activité économique (profession, situation dans l'activité etc.). L'information porte donc sur des individus recensés ou enquêtés dans leur ménage de résidence. Cela signifie, compte tenu du phénomène des enfants « confiés » pour raison de scolarisation, que les données d'enquêtes auprès des ménages ne permettent pas de répartir en totalité les enfants selon le groupe socioéconomique de leur père et/ou de leur mère. Dans ce contexte où l'insuffisance de l'offre scolaire augmente avec le niveau d'enseignement, nombre d'élèves et d'étudiants sont contraints de migrer, d'être accueillis dans des ménages tiers. Au fur et à mesure que l'on avance dans le système scolaire, le pourcentage des enfants scolarisés dont l'origine sociale des parents est appréhendée décroît et cela ne permet pas l'étude du lien entre origine sociale et accès au niveau élevé de l'enseignement..

## **Conclusion**

Cette analyse a permis d'apporter quelques résultats clés pour comprendre l'évolution du lien entre origine sociale décrite par le groupe socioéconomique et l'accès à l'enseignement primaire et post primaire au Burkina Faso. Elle a montré comment les inégalités dans les niveaux scolaires se sont réduites au cours de ces trente dernières années grâce à une très forte expansion du système scolaire, surtout le primaire. L'éducation primaire est devenue quasiment universelle et la brèche entre le niveau scolaire des filles et celui des garçons s'est résorbée, celle entre le niveau scolaire de base des pauvres et celui des riches également.

Notons de cette étude comporte un certain nombre de limites. Premièrement, les critères de sélection excluent les enfants qui ne résident pas avec leurs parents biologiques alors que le phénomène des enfants confiés pour raison éducative est très développé en Afrique de l'Ouest et notamment au Burkina Faso. Deuxièmement, elle ne prend pas en compte la qualité de l'enseignement, cependant, il a été montré qu'au Burkina Faso, le développement du système éducatif s'est accompagné d'une baisse de la qualité de l'enseignement, en particulier l'enseignement primaire<sup>10</sup>.

La baisse de qualité de l'enseignement fait que l'on sous-estime grandement les inégalités d'opportunités scolaires car elle crée une segmentation supplémentaire de la population en fonction des possibilités d'accéder à des formations de qualité. L'expansion de l'éducation a fait que, dans la plupart des cas, les groupes défavorisés se sont rapprochés des groupes les plus favorisés dans leur accès à l'éducation cependant la différenciation entre les groupes se fait alors sur la qualité de l'éducation.

---

<sup>10</sup> Etude réalisée en 2007 par la conférence des ministres de l'Education des pays ayant le français en partage (CONFEMEN).

## Références

- [1]. Goux D. et Maurin É. (1995), « Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes Formation Qualification Professionnelle 1970, 1977, 1985 et 1993 », *Revue française de sociologie*, 36(1), pp. 81-121.
- [2]. Jesús Marcano et autres Utilisation de modèles linéaires généralisés pour évaluer les stratégies de pêche thonière à la senne en présence d'espèces associées dans l'Atlantique ouest Aquat. *Living Resour.*, 1996, 9, 305-323
- [3]. Vallet L.-A. et Selz M. (2006), « La démocratisation de l'enseignement et son paradoxe apparent », *Données sociales – La société française, Éducation, formation 2*.
- [4]. Vallet L.-A. et Selz M. (2007), « Évolution historique de l'inégalité des chances devant l'école : des méthodes et des résultats revisités », *Éducation & formations* n° 74 [avril 2007]
- [5]. Vallet L.-A (1988) « L'évolution de l'inégalité des chances devant l'enseignement. Un point de vue de modélisation statistique » In: *Revue française de sociologie*. 1988, 29-3. pp. 395-423.
- [6]. Xie Y. (1992), « The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables », *American Sociological Review*, 57, pp. 380-395.
- [7]. INSD (2003) « Analyse des résultants de l'enquête burkinabè sur les conditions de vie des ménages », Rapport final.
- [8]. INSD (2000) «profil et évolution de la pauvreté au Burkina Faso», Document de travail.
- [9]. INSD (2002) «Etude spécifique approfondie des données de l'Enquête Prioritaire 1998», Document de travail.
- [10]. MENA (2011) «Tableau de bord de l'Eductaion de base, années scolaire 2010/2111», Document de travail.

[11]. MEBA (2009) « Les apprentissage scolaires au Burkina Faso : les effets du context, les facteurs pour agir », Document de travail.

[12]. Marc Pilon & Madeleine Wayack (2003) La démocratisation de l'enseignement au Burkina Faso: que peut-on en dire aujourd'hui? » Cahiers d'Études africaines. XVII (-2). 169-70. 2003. pp. 63-86.

## Annexe

**Tableau 1 : Indicateurs d'ajustement des quatre modèles aux données d'accès au primaire suivant la génération et l'origine sociale**

Analyse de la déviance				
Garçons + Filles				
	Déviance	Degré de liberté	Probabilité critique	AIC
M1	5018,7	36	p < 0,000	5290,7
M2	376,1	30	p < 0,000	660,0
M3	153,7	25	p < 0,000	447,6
M4	67,3	20	p < 0,000	371,2
Garçons				
M1	2345,3	36	p < 0,000	2588,3
M2	214,7	30	p < 0,000	469,8
M3	86,7	25	p < 0,000	351,8
M4	40,7	20	p < 0,227	315,8
Filles				
M1	2782,2	36	p < 0,000	3023,3
M2	197,0	30	p < 0,000	450,1
M3	93,1	25	p < 0,000	356,2
M4	48,7	20	p < 0,077	321,8

Source : EP 1998, EBCVM 2003, EAQUIBB 2005, EAQUIBB 2007, EICVM 2009.

Lecture : Le test d'adéquation par la déviance (Pierre-André Cornillon et Laurent Rouvière) permet de juger de la qualité d'ajustement d'un modèle logistique aux données observées en prenant en compte le nombre de degrés de liberté. Les hypothèses nulles et alternatives sont : H0 le modèle considéré à p paramètres est adéquat – H1 le modèle considéré à p paramètres n'est pas adéquat. Le modèle sans variables explicative, c'est-à-dire le modèle avec uniquement la constante comme variable explicative est alors comparé au modèle considéré au moyen de la déviance. Si la déviance est grande, alors le modèle considéré est loin du modèle sans variable explicative et donc il n'est pas très adéquat. Par contre si la déviance est proche de 0, le modèle considéré sera adéquat. Pour quantifier cette notion de "proche de 0" et de "grande déviance", la loi de la déviance sous H0 suit asymptotiquement une loi de  $\chi^2$  au nombre de degrés de liberté égal à celui du modèle, n-p, où p est le nombre de paramètres à estimer. Si la probabilité critique p<0,05, alors l'hypothèse selon laquelle le modèle considéré à p paramètres est adéquat est accepté au seuil de 5%. les modèles sont ajustés sur l'ensemble de la distribution (Garçons + Filles). Il y a sept générations, sept origines sociales. Pour la distribution totale, tous les modèles décrits ci-dessus ajustent convenablement les données. Cependant, le modèle 4 ne parvient pas à le faire pour les distributions séparées Filles et garçons.

**Tableau 2 : Indicateurs de sélection d'un modèle aux données d'accès au primaire suivant la génération et l'origine sociale**

<b>Analyse de la déviance</b>			
<b>Hommes + Femmes</b>			
	<b>Déviance</b>	<b>Degré de liberté</b>	<b>Probabilité critique</b>
M1 /M2	4642,6	6	p < 0,000
M2/M3	222,5	5	p < 0,000
M3/M4	86,4	5	p < 0,000
<b>Hommes</b>			
M1 /M2	2130,6	6	p < 0,000
M2/M3	127,98	5	p < 0,000
<b>Femmes</b>			
M1 /M2	2585,2	6	p < 0,000
M2/M3	103,9	5	p < 0,000

Source : EP 1998, EBCVM 2003, EAQUIBB 2005, EAQUIBB 2007, EICVM 2009.

Lecture : Afin de faire cette comparaison, on utilise le test de  $\chi^2$  de la déviance. Le principe des tests de  $\chi^2$  de la déviance est la suivante: Puisque la différence des statistiques de la déviance entre deux modèles suit une loi de  $\chi^2$  à 1 degré de liberté, le premier modèle sera préféré au second modèle si la différence de  $D_1^2 - D_2^2$  est supérieure à la valeur du quantile à 95% d'un  $\chi^2$  à 1 degré de liberté. Les tests de  $\chi^2$  accordent une importance prépondérante à la qualité d'ajustement du modèle.

**Tableau 3 – Dynamique de l'incidence de la pauvreté (en %)**

<b>Classes</b>	<b>Groupes socioéconomiques</b>	<b>1994</b>	<b>1998</b>
Riches	Salariés du public	2,3	5,9
	Salariés du privé structuré	0,7	1,1
	Salariés du privé non structuré	10,1	16,2
Moyenne	indépendants ou employeurs non agricole	9,5	12,7
	Aides familiaux, bénévoles et apprentis	25,4	29,3
	Chômeurs	13,5	30,1
Pauvres	Agriculteurs de cotons	50,1	42,4
	Autres agriculteurs	51,5	53,4
	Inactifs	43,6	41,3
	Total	44,5	45,3

Source: INSD, EP 1994, EP 1998.