

Pasquier-Doumer, Laure

**Working Paper**

## L'évolution de la mobilité scolaire intergénérationnelle au Pérou depuis un siècle

IAI Discussion Papers, No. 105

**Provided in Cooperation with:**

Ibero-America Institute for Economic Research, University of Goettingen

*Suggested Citation:* Pasquier-Doumer, Laure (2003) : L'évolution de la mobilité scolaire intergénérationnelle au Pérou depuis un siècle, IAI Discussion Papers, No. 105, Georg-August-Universität Göttingen, Ibero-America Institute for Economic Research (IAI), Göttingen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/27396>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

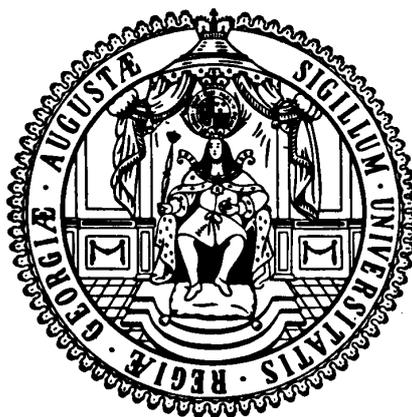
*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

**Ibero-Amerika Institut für Wirtschaftsforschung  
Instituto Ibero-Americano de Investigaciones Económicas  
Ibero-America Institute for Economic Research  
(IAI)**

**Georg-August-Universität Göttingen  
(founded in 1737)**



Diskussionsbeiträge · Documentos de Trabajo · Discussion Papers

**Nr. 105**

**L'évolution de la mobilité scolaire  
intergénérationnelle au Pérou depuis un siècle**

**Laure Pasquier-Doumer**

**Mars 2003**



DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2003/02

# L'évolution de la mobilité scolaire intergénérationnelle au Pérou depuis un siècle

*Laure PASQUIER-DOUMER*

# L'EVOLUTION DE LA MOBILITE SCOLAIRE INTERGENERATIONNELLE AU PEROU DEPUIS UN SIECLE\*

Laure Pasquier-Doumer

Institut Français d'Etudes Andines (IFEA), Institut d'Etudes Politiques (IEP),  
DIAL – UR CIPRÉ de l'IRD  
[pasquier@dial.prd.fr](mailto:pasquier@dial.prd.fr)

**Document de travail DIAL / Unité de Recherche CIPRÉ**  
Mars 2003

## RESUME

Le développement considérable de l'enseignement qui caractérise le Pérou depuis le début du vingtième siècle suggère que l'accès à l'éducation scolaire est devenu plus égalitaire. Dans cet article, je cherche à savoir si réellement le développement a profité à tous de la même manière et s'il s'est accompagné d'une égalisation des opportunités scolaires. Pour cela, j'analyse l'évolution des inégalités sociales devant l'école tout au long du vingtième siècle en étudiant l'évolution du lien entre le niveau d'éducation des personnes et leur origine culturelle. Ensuite, j'examine si le relâchement de ce lien que l'on observe s'explique par une plus forte égalité d'opportunités scolaires ou s'il n'est que le résultat de l'allongement généralisé des études. Enfin, j'étudie quelles politiques publiques pourraient être conduites pour accroître l'égalité des chances devant l'école. L'originalité de cet article est de pouvoir aborder cette problématique pour un pays en développement grâce à la base de données exceptionnelle dont on dispose ici.

## ABSTRACT

Since the beginning of the twentieth century, the education system in Peru has known a considerable development. This suggests that in all probabilities opportunities for study should be on a more equal basis. In the present article, I set out to discover whether all social groups have really benefited from the development of the school system and whether this development created equal opportunities or not. I therefore analyze the evolution of educational inequalities throughout the twentieth century by basing my observations on the evolution of the relationship between the educational level attained and the sociocultural origin of the person. I then examine whether the apparently diminishing importance of this relationship is due to the opening up of a vaster field of equal opportunities or whether the principal factor is the generalized prolongation of studies. Finally, I examine what public policies could be pursued in order to increase equal educational opportunities. Thanks to the exceptional quality of the data at our disposal, this is the first time these issues can be dealt with in relationship to a developing country.

**Mots clés :** inégalité d'opportunités, mobilité scolaire, exclusion, Pérou, vingtième siècle, modèles log-linéaires

---

\* Je remercie tout particulièrement José Rodríguez qui m'a permis de me procurer les données des enquêtes, sans lesquelles cet article n'aurait pu être possible. Je remercie également Javier Herrera, Denis Cogneau et Martin Benavides pour avoir lu cet article dans ses versions précédentes et pour leurs critiques constructives. Je remercie enfin Maria Polo Puelles et les différentes personnes du Ministère du Travail péruvien qui m'ont donné accès aux archives des enquêtes les plus anciennes et aux enquêtes de 1990 et 1996.

## Tables des matières

<b>INTRODUCTION</b> .....	<b>5</b>
<b>1. PRESENTATION DES DONNEES</b> .....	<b>6</b>
<b>2. EVOLUTION DE LA COUVERTURE SCOLAIRE AU COURS DU SIECLE</b> .....	<b>9</b>
2.1. Allongement général des études et creusement des écarts entre urbain et rural .....	9
2.2. Une démocratisation de l'enseignement primaire mais le milieu rural est exclu de l'ouverture de l'enseignement supérieur .....	10
2.3. La brèche entre le niveau scolaire des filles et celui des garçons s'est résorbée, sauf dans les campagnes.....	11
2.4. Une discrimination ethnique qui s'est réduite mais continue à être forte dans les cycles d'enseignement élevés .....	12
2.5. Conclusion sur l'évolution de la couverture du système éducatif.....	15
<b>3. L'EVOLUTION DU ROLE DE L'ORIGINE SOCIALE DANS LA REUSSITE SCOLAIRE</b> .....	<b>15</b>
3.1. Le choix d'une mesure de la mobilité scolaire.....	16
3.2. Evolution du lien global entre l'origine culturelle et la réussite scolaire .....	17
3.3. Evolution des inégalités d'opportunités dans la réussite scolaire .....	18
3.3.1. La problématique .....	18
3.3.2. Les modèles .....	19
3.3.3. Les résultats .....	22
<b>4. QUELLES POLITIQUES MENER POUR AUGMENTER L'EGALITE D'OPPORTUNITES SCOLAIRES ?</b> .....	<b>22</b>
4.1. Du côté de l'offre d'éducation .....	24
4.2. Du côté de la demande d'éducation .....	25
<b>5. RESUME ET CONCLUSION</b> .....	<b>28</b>
<b>REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES</b> .....	<b>30</b>
<i>Annexe 1 : Les indices de mobilité construits à partir de l'approche axiomatique</i> .....	<i>32</i>
<i>Annexe 2 : Présentation des modèles log-linéaires</i> .....	<i>34</i>
<b>Listes des tableaux</b>	
<i>Tableau 1 : Présentation des enquêtes</i> .....	<i>6</i>
<i>Tableau 2 : Répartition de l'échantillon des enquêtes en fonction des générations vivant au moment de l'enquête à Lima</i> .....	<i>8</i>
<i>Tableau 3 : Répartition de l'échantillon des enquêtes en fonction des générations vivant au moment de l'enquête en Zone urbaine hors Lima (autres villes)</i> .....	<i>8</i>
<i>Tableau 4 : Répartition de l'échantillon des enquêtes en fonction des générations vivant au moment de l'enquête en Zone rurale</i> .....	<i>9</i>
<i>Tableau 5 : Probabilité de transition en milieu rural</i> .....	<i>12</i>

<i>Tableau 6 : Evolution de la part de la population indigène dans la population totale selon la définition retenue</i> .....	13
<i>Tableau 7 : Indicateurs d'ajustement des modèles pour Lima</i> .....	20
<i>Tableau 8 : Indicateurs d'ajustement des modèles pour les zones urbaines hors Lima</i> .....	21
<i>Tableau 9 : Indicateurs d'ajustement des modèles pour les zones rurales</i> .....	21
<i>Tableau 10 : Coefficients de corrélation entre la variation de <math>\beta_k</math> et la variation de variable d'offres publiques d'éducation</i> .....	24
<i>Tableau 11 : Indicateurs d'ajustement des modèles</i> .....	27

## **Liste des graphiques**

<i>Graphique 1 : Evolution de la scolarité en zone urbaine et en zone rurale</i> .....	9
<i>Graphique 2 : Evolution de la part de ceux ayant terminé l'enseignement primaire (urbain et rural)</i> .....	10
<i>Graphique 3 : Evolution de la part de ceux ayant achevé un cycle supérieur en parallèle avec l'évolution de la part des professions qualifiées (urbain et rural)</i> .....	11
<i>Graphique 4 : Evolution de la scolarité en zone urbaine et en zone rurale selon le sexe</i> .....	12
<i>Graphique 5 : Evolution de la part de ceux qui ont atteint le cycle primaire, le cycle secondaire et le cycle supérieur, selon le critère ethnique dans sa définition restreinte</i> .....	13
<i>Graphique 6 : Pourcentage de ceux qui terminent le cycle primaire, qui atteignent le cycle secondaire ou supérieur selon le critère ethnique dans sa définition élargie</i> .....	14
<i>Graphique 7 : Evolution de la mobilité scolaire par différents indices</i> .....	17

## INTRODUCTION

Au Pérou, l'éducation scolaire est depuis longtemps perçue comme un véhicule puissant d'ascension sociale. En 1967, dans la première enquête représentative de la population de Lima qui ait été réalisée au Pérou (Ministerio de trabajo, 1967), tous les chefs de ménage s'accordent pour reconnaître l'importance de l'éducation pour « réussir dans la vie »<sup>1</sup>. Encore en 1995, alors que beaucoup pensent que la crise économique et sociale de la fin des années 80, début des années 90 a érodé l'énorme confiance qu'ont les parents dans l'éducation, Ansión et al. (1998) montrent que 95% des parents liméniens<sup>2</sup> souhaitent que leurs enfants atteignent un niveau scolaire supérieur au secondaire et deux tiers qu'ils aient un diplôme universitaire. De plus, une grande majorité des parents, malgré la baisse notoire de la qualité de l'éducation publique et le manque de débouchés sur le marché du travail, pensent que l'éducation est un moyen d'améliorer ses conditions de vie<sup>3</sup>.

Un accès égalitaire à l'école est dans ce contexte un enjeu crucial au Pérou. D'une part parce que l'enthousiasme envers l'éducation est partagé par tous. Ensuite parce qu'il permettrait de réduire les inégalités sociales à leur source. En effet, si l'éducation au Pérou n'est pas une condition suffisante pour atteindre un statut social, elle n'en demeure pas moins, dans la majorité des cas, une condition nécessaire. Ainsi, des inégalités dans les niveaux d'éducation se traduisent plus tard par des inégalités socio-économiques.

La forte croissance des niveaux d'éducation et de la couverture scolaire qui caractérise le Pérou depuis le début du siècle suggère que l'accès à l'éducation est devenu plus égalitaire. Mais qu'en est-il vraiment ? L'expansion du système scolaire a-t-elle profité à tous de la même manière ? S'est-elle accompagnée d'une égalisation des opportunités scolaires<sup>4</sup> ?

L'objectif de cet article est d'étudier l'évolution des inégalités sociales devant l'école tout au long du vingtième siècle en étudiant l'évolution du lien entre le niveau d'éducation des pères et celui de leurs enfants. Il cherche notamment à décomposer cette évolution en ses deux composantes, à savoir l'allongement des études d'une part et d'autre part, l'évolution des chances relatives ou encore l'évolution de l'inégalité d'opportunités dans l'accès à l'école. Enfin, il évalue les différentes politiques publiques qui peuvent améliorer le degré d'égalité d'opportunités face à l'école. Cette problématique a déjà été traitée pour les pays développés (Blossfeld et Shavit (1993), Heath et Payne (1999), Thélot et Vallet (2000), Ganzeboom et Luijkx (2001), etc.) mais, à ma connaissance, jamais dans un pays en développement. La question est alors de savoir si un pays en développement suit le même schéma d'évolution que les pays développés, qui quant à eux, plusieurs études l'ont montré, suivent le même type d'évolution en terme d'égalité d'opportunités (Blossfeld et Shavit (1993), Erikson et Goldthorpe (1992)). De plus, comprendre comment se forment les inégalités et quelles sont les possibilités de les réduire est d'autant plus essentiel dans un pays comme le Pérou que ce pays a atteint un degré d'inégalité difficilement supportable, source d'instabilité sociale et politique.

Plusieurs analyses de la mobilité scolaire ont été menées sur des pays en développement, et en particulier sur l'Amérique Latine (Behrman, Birdsall et Székely (1998, 2001), Andersen (2001a ; b), Dahan et Gaviria (1999), Bourguignon et al. (2001), etc.) mais aucune sur l'évolution de la mobilité scolaire et encore moins sur l'évolution des inégalités d'opportunités scolaires, si ce n'est l'analyse que font Binder y Woodruff (2002) sur le Mexique. Cependant, les auteurs ne disposent pour cette étude que de données restreintes, une seule enquête, ce qui rend leur période d'étude assez courte.

Pour analyser l'évolution des inégalités des chances devant l'école, on dispose ici d'une base de donnée exceptionnelle, surtout pour un pays en développement, qui réunit plusieurs enquêtes réalisées entre 1974 et

---

<sup>1</sup> Tous ont répondu à la question « ¿Cual es la importancia de la educación para salir adelante? », « muy importante » ou « importante ».

<sup>2</sup> Enquête réalisée par les auteurs en 1995 sur 462 ménages à partir d'un questionnaire et sur 35 ménages en entretien ouvert. L'échantillon est construit à partir de l'échantillon de l'ENNIV-94 à Lima métropolitaine (847 ménages) pour lequel ont été retenus les ménages avec des enfants en âge d'être scolarisés.

<sup>3</sup> Presque deux tiers des parents sont d'accord avec l'affirmation : « ¡A más educación más dinero! ».

<sup>4</sup> Le concept d'égalité d'opportunité utilisé ici est celui de Roemer (1998). Il sera défini dans le corps de l'article (cf. p. 17).

2001. La première partie de cet article présentera les données utilisées. Grâce à cette base de données, il est enfin possible de réaliser une première étude sur longue période des mécanismes de la mobilité sociale dans un pays en développement.

L'objet de la deuxième partie est de décrire l'évolution du système scolaire péruvien au vingtième siècle. Elle répond aux questions suivantes : quelle est l'ampleur de l'expansion de la couverture de l'enseignement ? Qui en a le plus profité ? Qui est resté à l'écart ?

La troisième partie analyse l'évolution du lien entre la réussite scolaire d'une personne et son origine culturelle, en définissant dans un premier temps une mesure de la mobilité scolaire, puis en étudiant l'évolution de la mobilité scolaire dans le temps et enfin, en décomposant ce lien afin d'étudier l'évolution des inégalités d'opportunités scolaires.

La quatrième partie s'intéresse aux facteurs de blocages qui freinent l'accroissement de l'égalité des chances devant l'enseignement, et aux différentes politiques qui peuvent être menées pour limiter l'influence de ces facteurs. La dernière partie conclut.

## 1. PRESENTATION DES DONNEES

Cette analyse utilise cinq enquêtes conduites en 1974, 1985/86, 1990, 1996 et 2001. Toutes comportent un module sur les parents de l'interrogé incluant l'éducation des parents et, à l'exception de l'enquête 2001, l'occupation des parents. Les enquêtes de 1974, 1990 et 1996 sont des enquêtes emplois menées par le ministère du Travail péruvien. Celles de 1985/86 et 2001 sont des enquêtes de niveau de vie, la première réalisée suivant la méthodologie LSMS (« Living Standard Measurement Survey ») par la Banque mondiale et l'Institut de statistique nationale du Pérou (INEI) (« Instituto Nacional de Estadística y Informática del Perú »), la seconde par l'INEI. Leurs caractéristiques sont synthétisées dans le tableau 1.

**Tableau 1 : Présentation des enquêtes**

Années	Mois	Nom	Couverture	Taille de l'échantillon		Restriction du champ	Remarques sur le module: caractéristiques des parents
				Ménages	Individus		
1974	Fév.-Avril	<i>Encuesta Regional Urbana de Mano de Obra</i>	Villes de plus de 12 500 hab.	5 460	15 655	Les 14 ans et plus	Pas d'information sur la mère
1985/86	Juil.85-Juil.86	<i>Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Niveles de Vida</i>	Nationale	5 108	26 323	-	
1990	Juil.-Août	<i>Encuesta de Niveles de Empleo en Lima Metropolitana</i>	Lima Callao	1 734	5 738	Les 14 ans et plus	
1996	III Trim.	<i>Encuesta especializada de Niveles de Empleo</i>	Villes de plus de 12 500 hab.	12 546	41 998	Les 14 ans et plus	
2001	IV Trim.	<i>Encuesta Nacional de Hogares sobre Condiciones de vida y pobreza</i>	Nationale	18 179	70 249	-	Pas l'occupation des parents. Seulement des informations sur les parents du chef de ménage et de son conjoint

Dans ces enquêtes, l'information sur l'éducation est de type rétrospectif ce qui permet de connaître toute l'éducation de la personne. Dans la plupart des études sur la mobilité scolaire dans les pays en développement, les auteurs ne disposent pas d'enquêtes où est connue toute l'éducation puisque les personnes étudiées sont les enfants qui vivent encore dans le ménage de leurs parents et qui, souvent, n'ont pas terminé leurs études. Par exemple, Behrman, Birdsall et Székely (1998, 2001<sup>5</sup>) étudient la mobilité scolaire en se demandant comment le retard scolaire d'un enfant qui vit avec ses parents dépend des caractéristiques des parents, notamment leur éducation. Andersen (2001a) utilise également le retard scolaire comme variable explicative qu'elle régresse par deux variables d'origine : le revenu du ménage par tête d'adulte, le niveau d'éducation du parent le plus éduqué et par des variables individuelles. Dahan et Gaviria

<sup>5</sup> La première partie de cet article analyse également, pour quelques pays, la mobilité scolaire en régressant le niveau d'éducation atteint par la personne par le niveau d'éducation atteint par le père car les auteurs disposent pour ces pays de données rétrospectives.

(1999) adoptent une démarche un peu différente mais qui se base toujours sur le retard scolaire des enfants. Leur objectif est de déterminer si entre deux frères et sœurs, les différences de retard scolaire sont les mêmes que celles de deux individus tirés au hasard dans l'échantillon. Si les différences sont plus faibles entre frères et sœurs, c'est que le bagage familial joue un rôle important sur la réussite scolaire et donc que la mobilité scolaire intergénérationnelle est faible. La critique que l'on peut faire à ce modèle est que d'une part, il nécessite de ne prendre en compte que les ménages qui ont au moins deux enfants (ce qui engendre un biais lié à la fertilité différentielle) et que d'autre part, il suppose que les enfants sont traités de la même façon au sein du ménage, hypothèse difficilement acceptable, surtout dans les pays en développement. Approcher le niveau scolaire final par le retard scolaire à un moment donné crée un problème général de biais de sélection. On peut en effet envisager que les enfants peu éduqués restent moins longtemps dans leur famille et commencent plus tôt que les autres leur vie indépendante. De plus, si l'on considère le retard scolaire, on exclut de l'analyse tous les enfants qui ne sont pas scolarisés. Enfin, la relation entre le retard scolaire et le niveau finalement atteint n'est pas évidente : un enfant peut connaître des difficultés scolaires en début de parcours qu'il surmonte par la suite. Et inversement, un enfant peut ne jamais connaître de retard scolaire et pourtant avoir finalement un faible niveau scolaire si par exemple les parents sont contraints financièrement et obligent l'enfant à sortir prématurément du système scolaire. Le fait de disposer de données rétrospectives permet d'éviter ces inconvénients. Cependant, on perd beaucoup d'informations sur l'environnement familial de la personne au moment où elle a fait sa scolarité. Un autre inconvénient des données rétrospectives est qu'elles dépendent des aléas de la mémoire. Mais ici, le problème n'est pas très grave puisqu'il s'agit d'une comparaison dans le temps et qu'a priori le biais est le même pour chacune des enquêtes.

On a retenu, dans chacune des enquêtes, les personnes de plus de 23 ans et de moins de 70 ans. La borne inférieure est pour s'assurer que tous ont bien terminé leurs études, la borne supérieure pour éviter un biais lié à la mortalité différentielle<sup>6</sup>.

A partir de ces enquêtes, on a pu constituer sept générations décennales, la plus ancienne étant née au début du siècle, la plus récente dans les années soixante dix, et trois zones d'analyse : Lima, les autres villes (villes de plus de 12 500 habitants hors Lima) et le Pérou rural. Elles donnent, à elles trois, une vision d'ensemble du Pérou. On ne peut cependant pas joindre ces trois zones car alors l'échantillon ne serait plus représentatif, les couvertures des enquêtes étant très différentes. On est donc obligé d'analyser simultanément chacune des zones.

L'avantage de disposer d'autant d'enquêtes, outre celui d'allonger la période d'analyse, est d'avoir des effectifs suffisamment importants pour chacune des générations et pour chaque zone d'analyse. En effet, pour constituer les générations, on a cumulé les échantillons des différentes enquêtes communs à chacune de ces générations<sup>7</sup>. La base de données représentative de Lima regroupe les échantillons qui concernent Lima de toutes les enquêtes. Celle représentative des autres villes est formée des échantillons de toutes les enquêtes sauf celle de 1990 (qui ne couvre que Lima). Et enfin, la base représentative du Pérou rural est la base au plus faible effectif puisque seulement les enquêtes de 1985/86 et 2001 ont une couverture rurale. Les tableaux 2, 3 et 4 présentent les effectifs de chacune des zones d'analyse en fonction des générations et des enquêtes.

---

<sup>6</sup> Si on suppose, par exemple, qu'une personne dont le niveau scolaire est élevé a un niveau de vie et donc une espérance de vie supérieures à une personne au faible niveau scolaire, alors, pour la génération la plus ancienne, on surestimerait la part des personnes au niveau scolaire élevé.

<sup>7</sup> Pour vérifier la cohérence des enquêtes entre elles, on a testé par un test de Kolmogorov-Smirnov si les distributions des niveaux d'éducation sont stables au fil des enquêtes pour chaque génération. Autrement dit, on a testé si la différence des distributions des années de scolarité de deux enquêtes pour une même génération était bien nulle. La variable des années de scolarité accomplies par l'interrogé a été multipliée par sa pondération afin de prendre en compte dans le test les poids. Tous les tests confirment alors qu'il n'y a pas de différence significative entre les distributions de chaque enquête.

Pour pouvoir agréger les enquêtes, il a fallu appliquer aux données une pondération qui prenne en compte les différences des taux de sondage entre les enquêtes. Pour chaque zone d'analyse, j'ai donc extrapolé les observations de chaque enquête à l'aide de leur facteur d'expansion puis, par une simple règle de trois, j'ai ramené l'effectif extrapolé de chaque enquête à l'effectif réellement interrogé. Ainsi, au sein de chaque zone d'analyse, chaque observation  $i$  de l'enquête  $e$  a été pondérée par le poids  $p_i^e$  suivant :

$$p_i^e = \frac{f_i^e \times \sum_e n_e}{\sum_e \sum_i f_i^e}$$

où  $f_i^e$  est le facteur d'expansion de l'observation  $i$  de l'enquête  $e$  et  $n_e$  est le nombre d'observations de l'enquête  $e$  pour la zone étudiée, avec  $e = 1974, 1985, 1990, 1996, 2001$  pour Lima,  $e = 1974, 1985, 1996, 2001$  pour les autres villes et  $e = 1985, 2001$  pour le milieu rural.

**Tableau 2 : Répartition de l'échantillon des enquêtes en fonction des générations vivant au moment de l'enquête à Lima**

Génération	Enquêtes					Effectif total
	ERUMO 1974	ENNIV 1985/86	ENAHO 90	ENAHO 96	ENAHO 2001	
1905-1912	62-69 ans (211)					211
1913-1922	52-61 ans (450)	63-69 ans (184)				634
1923-1932	42-51 ans (852)	53-62 ans (415)	58-69 ans (389)	64-69 ans (246)		1902
1933-1942	32-41 ans (1324)	43-52 ans (590)	48-57 ans (574)	54-63 ans (570)	59-69 ans (559)	3617
1943-1952	23-31 ans (1651)	33-42 ans (839)	38-47 ans (834)	44-53 ans (973)	49-58 ans (805)	5102
1953-1962		23-32 ans (1278)	27-37 ans (1205)	34-43 ans (1277)	39-48 ans (1083)	4843
1963-1978			23-26 ans (788)	23-33 ans (1758)	23-38 ans (1365)	3911
<b>Ensemble</b>	<b>4488</b>	<b>3306</b>	<b>3790</b>	<b>4824</b>	<b>3812</b>	<b>20220</b>

**Lecture:** Les âges indiqués sont les âges au moment de l'enquête. Les effectifs entre parenthèse représentent les effectifs de la cohorte pour chaque enquête.

**Champ:** Individus vivant à Lima au moment de l'enquête, qui ont entre 23 et 69 ans. Pour l'ENAHO 2001, ne concerne que les chefs de ménage et leur conjoint.

**Tableau 3 : Répartition de l'échantillon des enquêtes en fonction des générations vivant au moment de l'enquête en Zone urbaine hors Lima (autres villes)**

Génération	Enquêtes				Effectif total
	ERUMO 1974	ENNIV 1985/86	ENAHO 96	ENAHO 2001	
1905-1912	62-69 ans (340)				340
1913-1922	52-61 ans (639)	63-69 ans (188)			827
1923-1932	42-51 ans (1220)	53-62 ans (406)	64-69 ans (984)		2610
1933-1942	32-41 ans (1618)	43-52 ans (621)	54-63 ans (2692)	59-69 ans (1471)	6402
1943-1952	23-31 ans (1755)	33-42 ans (809)	44-53 ans (4335)	49-58 ans (2129)	9028
1953-1962		23-32 ans (1165)	34-43 ans (6340)	39-48 ans (3334)	10839
1963-1978			23-33 ans (8717)	23-38 ans (4518)	13235
<b>Ensemble</b>	<b>5572</b>	<b>3189</b>	<b>23068</b>	<b>11452</b>	<b>43281</b>

**Lecture:** Les âges indiqués sont les âges au moment de l'enquête. Les effectifs entre parenthèse représentent les effectifs de la cohorte pour chaque enquête.

**Champ:** Individus vivant en zone urbaine hors Lima au moment de l'enquête, qui ont entre 23 et 69 ans. Pour l'ENAHO 2001, ne concerne que les chefs de ménage et leur conjoint.

**Tableau 4 : Répartition de l'échantillon des enquêtes en fonction des générations vivant au moment de l'enquête en Zone rurale**

Génération	Enquêtes		Effectif total
	ENNIV 1985/86	ENAHO 2001	
1913-1922	63-69 ans (344)		344
1923-1932	53-62 ans (733)		733
1933-1942	43-52 ans (1022)	59-69 ans (1440)	2462
1943-1952	33-42 ans (1186)	49-58 ans (1763)	2949
1953-1962	23-32 ans (1331)	39-48 ans (2403)	3734
1963-1978		23-38 ans (4174)	4174
<b>Ensemble</b>	<b>4616</b>	<b>9780</b>	<b>14396</b>

**Lecture:** Les âges indiqués sont les âges au moment de l'enquête. Les effectifs entre parenthèse représentent les effectifs de la cohorte pour chaque enquête.  
**Champ:** Individus vivant en zone rurale au moment de l'enquête, qui ont entre 23 et 69 ans. Pour l'ENAHO 2001, ne concerne que les chefs de ménage et leur conjoint.

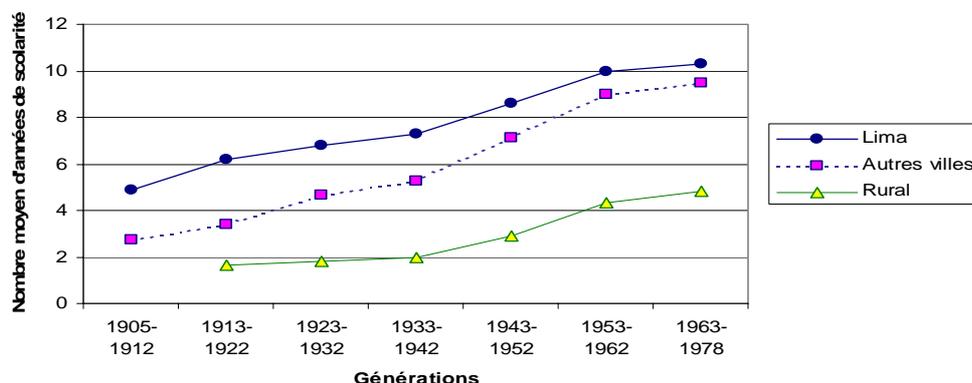
## 2. EVOLUTION DE LA COUVERTURE SCOLAIRE AU COURS DU SIECLE

Un des phénomènes qui a le plus marqué la société péruvienne au vingtième siècle est l'expansion considérable de l'éducation. Elle s'est traduite par un allongement de la durée des études d'une part et, d'autre part, un accès beaucoup plus généralisé à l'école.

### 2.1. Allongement général des études et creusement des écarts entre urbain et rural

A Lima, le nombre moyen d'années de scolarité a doublé entre la génération née au début du siècle et celle née dans les années soixante-dix (Graphique 1). Dans les autres villes, il a plus que triplé passant de 3 ans à 9.5 ans, rattrapant quasiment le niveau de Lima. Dans les campagnes cependant, l'allongement des études est faible. Sur soixante ans, le niveau scolaire s'est élevé en moyenne de seulement 3 ans. L'écart entre la durée moyenne des études à Lima et celle en milieu rural est resté presque constant dans le temps alors qu'entre les autres villes et le milieu rural, il s'est fortement accentué. Si les différences entre la durée des études à Lima et celle dans les autres villes ont quasiment disparues au cours du siècle, elles se sont très fortement accentuées entre milieu rural et milieu urbain.

**Graphique 1 : Evolution de la scolarité en zone urbaine et en zone rurale<sup>8</sup>**



Sources : enquêtes 1974, 1985/86, 1990, 1996, 2001.

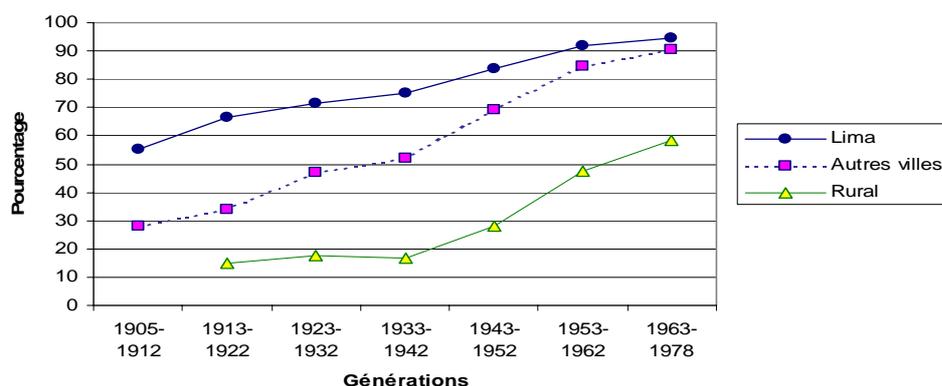
<sup>8</sup> La différence entre la courbe d'évolution de la scolarité à Lima et celle dans les autres villes est statistiquement significative, ainsi que la différence entre la courbe d'évolution de la scolarité dans les autres villes et celle en milieu rural. Cela a été vérifié grâce à des tests de dominance de type Kolmogorov-Smirnov appliqués à chaque génération et qui consistent à tester si, pour une génération donnée, la fonction de répartition des années de scolarité d'une zone d'analyse domine stochastiquement la fonction de répartition des années de scolarité d'une autre zone géographique. Cette vérification permet d'affirmer de manière plus robuste les résultats constatés à partir du graphique 1.

## 2.2. Une démocratisation de l'enseignement primaire mais le milieu rural est exclu de l'ouverture de l'enseignement supérieur

Le développement de l'enseignement primaire est peut-être la caractéristique la plus marquante de l'évolution du système éducatif au Pérou (Graphique 2), avec l'ouverture de l'enseignement supérieur (Graphique 3). Dans les villes, l'enseignement primaire est devenu presque universel et l'écart entre Lima et les autres villes s'est résorbé. S'il n'est pas universel dans les campagnes, son développement est très rapide, surtout à partir des années pendant lesquelles s'éduque la génération née entre 1933 et 1942. Son taux de croissance est alors bien supérieur à celui que l'on observe en milieu urbain. Mais cette rapide croissance ne suffit pas à niveler la différence entre urbain et rural puisque pour la dernière génération, la différence reste considérable, de plus de 30 points. Il est difficile d'expliquer pourquoi une part aussi importante des enfants dans les campagnes est privée de ce bien auquel tous devraient avoir accès. Est-ce imputable à une offre d'éducation primaire insuffisante (trop peu d'écoles, professeurs mal formés et peu payés ce qui les incite à l'absentéisme et mène les enfants à l'échec scolaire) ou est-ce plutôt que le coût d'opportunité des parents d'envoyer leurs enfants à l'école est trop élevé ? Toujours est-il que ceux qui vivent en milieu rural souffrent d'un désavantage en ce qui concerne l'accès à l'école primaire. Il faut cependant nuancer cette constatation en soulignant que beaucoup des enfants nés à la campagne ont migré vers la ville, notamment pour suivre un enseignement secondaire ou supérieur. Sont restés ceux au niveau d'éducation le plus faible. Quoiqu'il en soit, la part de ceux qui n'ont pas complété l'enseignement primaire reste très importante.

Il est à noter que la forte croissance du taux de participation à l'école primaire qui s'amorce dans les années où s'éduque la génération née entre 1933 et 1942 a lieu en même temps qu'un important accroissement des dépenses publiques en éducation.

**Graphique 2 : Evolution de la part de ceux ayant terminé l'enseignement primaire (urbain et rural)**



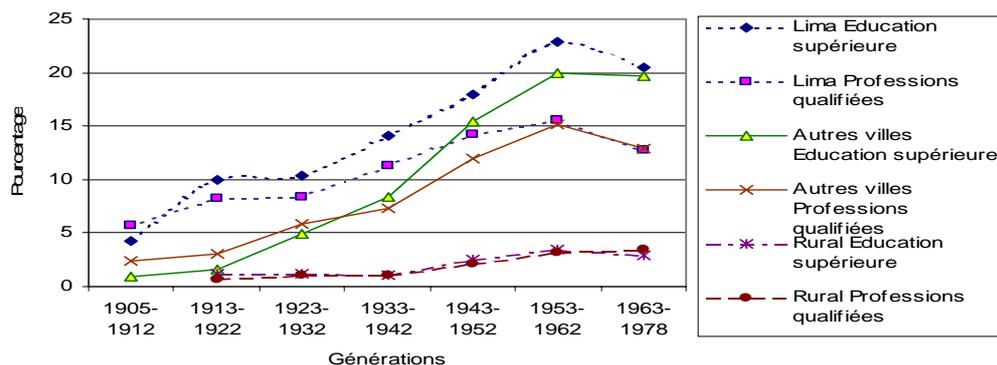
Sources : enquêtes 1974, 1985/86, 1990, 1996, 2001.

L'enseignement supérieur n'était accessible qu'à une petite élite au début du vingtième siècle. Son développement s'est fait dans les villes de manière continue, à un taux de croissance élevé, surtout en zones urbaines hors Lima, jusqu'à concerner 20% de la population. En revanche, la couverture de l'enseignement supérieur n'a quasiment pas évolué en milieu rural, restant à un niveau très faible, presque nul. Ce dernier résultat s'explique facilement par la très faible offre d'emplois qualifiés en milieu rural. Puisque pour suivre un enseignement supérieur il faut migrer vers la ville, seules les personnes qualifiées qui ont une opportunité d'exercer leur profession vont quitter la ville où il y a une plus forte demande de travail qualifié et retourner dans les campagnes pour exercer des professions comme celles de médecin, enseignant ou personnel de l'administration publique. Ainsi, et c'est ce que l'on observe sur le graphique 3, la part de ceux qui ont suivi une formation supérieure correspond parfaitement en milieu rural à la part, sur le marché du travail rural, des emplois qualifiés<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> Ce résultat contredit celui donné par le modèle de Boudon (1973) pour les sociétés industrialisées libérales qui dit que l'augmentation de la demande d'éducation se conçoit comme « la conséquence de facteurs principalement endogènes (lorsque la demande d'une catégorie sociale augmente, les autres doivent augmenter la leur sous peine de voir leur espérances sociales réduites), bien que des facteurs exogènes (incidence des changements économiques, technologiques, etc.) interviennent également dans l'explication des changements dans la demande d'éducation. En

La corrélation entre la demande de travail qualifié et la part de personnes qualifiées est également très forte en zones urbaines, même si c'est dans une moindre mesure. Toutes deux connaissent la même évolution : une forte croissance jusqu'aux années pendant lesquelles la génération née entre 1953-1962 a l'âge de suivre un enseignement supérieur et une forte baisse au cours des années d'études de la dernière génération. Ainsi il apparaît que la demande d'éducation supérieure est très liée à la situation du marché du travail. Cependant, en milieu urbain la part des personnes qui ont suivi un enseignement supérieur dépasse celle des emplois qualifiés (depuis les années d'études de la première génération pour Lima, à partir des années d'études de la génération née entre 1933 et 1942 dans les autres villes) et l'écart se creuse au cours du temps. Pour la dernière génération, l'écart est presque de 10 points.

**Graphique 3 : Evolution de la part de ceux ayant achevé un cycle supérieur en parallèle avec l'évolution de la part des professions qualifiées (urbain et rural)**



Sources : enquêtes 1974, 1985/86, 1990, 1996, 2001.

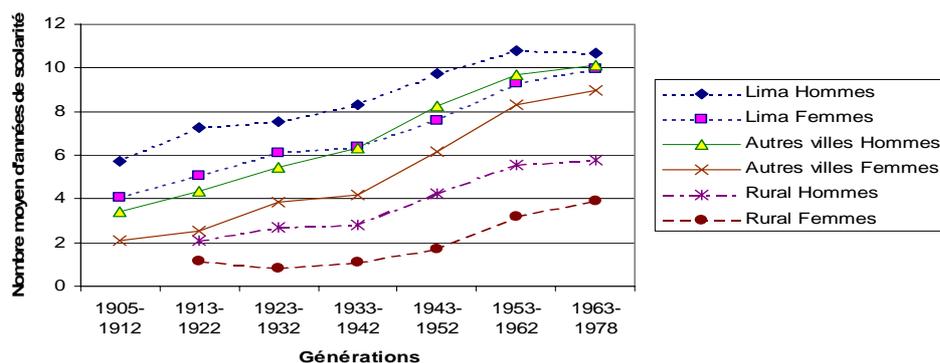
Le faible allongement des études en milieu rural relativement à celui en milieu urbain s'explique donc en partie par la faible part de ceux qui ont suivi des études supérieures et qui ensuite sont restés, la mobilité scolaire des ruraux s'accompagnant en général d'une mobilité géographique.

### 2.3. La brèche entre le niveau scolaire des filles et celui des garçons s'est résorbée, sauf dans les campagnes

Avant la génération née entre 1943 et 1952, le niveau d'éducation moyen des garçons dépassait d'environ deux ans celui des filles, en milieu urbain comme en milieu rural (Graphique 4). A partir de cette génération s'amorce un mouvement d'égalisation dans les villes et de différenciation dans les campagnes entre les genres dans l'accès à la scolarité. A Lima, en vingt ans, la participation des filles est devenue presque la même que celle des garçons. Dans les autres villes, un léger écart persiste mais il reste très faible. En milieu rural par contre, l'écart s'est accentué au cours du temps même s'il se réduit légèrement pour la dernière génération. L'écart est encore de deux ans pour la dernière génération. Ainsi, si dans les villes les parents ne favorisent pratiquement plus les garçons aux dépens de leurs sœurs, ce comportement discriminatoire au sein des familles est encore présent dans les campagnes.

conséquence, les changements de la structure éducationnelle n'ont aucune raison d'être congruents avec les changements de la structure socio-professionnelle » (p. 306).

**Graphique 4 : Evolution de la scolarité en zone urbaine et en zone rurale selon le sexe<sup>10</sup>**



Sources : enquêtes 1974, 1985/86, 1990, 1996, 2001.

Pour mieux comprendre où a lieu la discrimination entre les genres en milieu rural, j'ai regardé les différences de probabilité de réussir les transitions suivantes : la transition entre pas d'éducation et l'entrée en primaire, celle entre le primaire incomplet et le primaire complet et enfin celle entre le primaire complet et le secondaire. Le tableau 5 présente ces probabilités. Jusqu'à la dernière génération, la discrimination entre filles et garçons réside principalement dans le fait que les filles sont beaucoup moins souvent envoyées à l'école que les garçons. Pour la génération née entre 1943 et 1952 par exemple, 30% des filles ne vont pas à l'école alors que cette proportion n'est que de 6% pour les garçons. Cependant, à partir de la génération née entre 1933 et 1942, alors que l'école s'ouvre plus largement aux filles, la discrimination se déplace au moment de prendre la décision de laisser les enfants terminer leur éducation primaire ou non. Pour cette génération, alors que presque un garçon sur deux qui a commencé le cycle primaire le termine, seulement une fille sur trois y parvient.

**Tableau 5 : Probabilité de transition en milieu rural**

Transitions	Génération	1913-1922	1923-1932	1933-1942	1943-1952	1953-1962	1963-1978
Sans instruction au primaire							
Hommes		57.74	71.64	77.98	85.93	93.66	97.68
Femmes		27.06	24.52	34.32	47.94	70.5	86.44
Différence (H - F)		30.68	47.12	43.66	37.99	23.16	11.24
Primaire incomplet au primaire complet							
Hommes		29.66	31.67	30.82	48.01	64.69	71.28
Femmes		39.09	28.5	23.98	30.85	44.4	55.63
Différence (H - F)		-9.43	3.17	6.84	17.16	20.29	15.65
Primaire complet au secondaire							
Hommes		20.6	29.26	3.65	48.78	55.66	58.86
Femmes		36.86	34.04	1.73	41.04	46.57	48.8
Différence (H - F)		-16.26	-4.78	1.92	7.74	9.09	10.06

Sources : enquêtes 1985/86, 2001

Lecture : La probabilité d'un garçon né entre 1913 et 1922 et qui a un niveau scolaire primaire incomplet d'atteindre un niveau primaire complet est de 29.66.

#### 2.4. Une discrimination ethnique qui s'est réduite mais continue à être forte dans les cycles d'enseignement élevés

Herrera (2002) montre que le facteur ethnique est au Pérou un critère discriminant entre les pauvres et les non pauvres. Les personnes sont-elles également discriminées selon un critère ethnique dans leur accès à l'éducation scolaire ou autrement dit, les personnes indigènes ont-elles les mêmes opportunités de s'éduquer que les personnes non indigènes ? Et si la réponse est non à la dernière question, comment la différence

<sup>10</sup> De la même façon que pour le graphique 1 (cf. note 8), j'ai vérifié à l'aide de tests de Kolmogorv-Smirnov appliqués au sein de chaque génération, que les différences entre les fonctions de répartition des années de scolarité (entre Lima Hommes et Lima Femmes, Lima Femmes et Autres villes Hommes, Autres villes Hommes et autres villes Femmes...) sont significativement différentes.

d'accès à l'école entre indigènes et non indigènes a-t-elle évolué ? L'objectif de cette sous-partie est d'apporter un éclairage sur ces questions qui vient en complément d'une première analyse effectuée par Herrera (2002).

La discrimination dans l'accès à l'éducation, si elle existe, n'est pas directe comme elle peut l'être sur le marché du travail où l'on va refuser à une personne indigène un travail ou un salaire adéquat sur le seul critère qu'elle soit indigène, alors qu'elle a par ailleurs toutes les qualifications requises. Dans le domaine de l'éducation, la discrimination se baserait plutôt sur des caractéristiques cachées liées au fait d'être indigène : la langue maternelle n'est pas la langue de l'école<sup>11</sup>, les indigènes ont des parents d'un niveau scolaire en moyenne plus faible que les non indigènes, ils sont issus de ménages plus pauvres, etc.

Une seule enquête contient des informations sur l'ethnie de la personne interrogée, l'enquête ENAHO de 2001. C'est pourquoi la période d'étude se limite aux générations nées entre 1933 et 1972<sup>12</sup>. Cette enquête permet de définir par un critère « objectif »<sup>13</sup> si la personne est indigène ou non. Ce critère est, dans une définition restreinte, que la personne a pour langue maternelle une langue vernaculaire (quechua, aymará ou langue de la Selva), et dans une définition plus large qu'un de ses parents ou grand-parents a pour langue maternelle une langue vernaculaire. Le tableau 6 présente l'évolution de la proportion de la population qui est définie comme indigène en fonction de la définition « d'indigène » retenue.

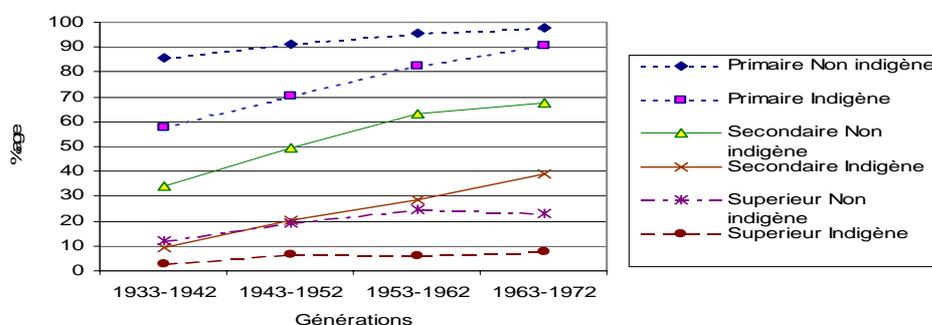
**Tableau 6 : Evolution de la part de la population indigène dans la population totale selon la définition retenue**

	Génération	1932-1942	1943-1952	1953-1962	1963-1972	Total
<b>DEFINITION D'UNE PERSONNE INDIGENE</b>						
Personne de langue maternelle vernaculaire		32.08	32.15	28.04	27.19	29.02
Un des parents ou grands-parents de la personne de langue maternelle vernaculaire		40.44	43.1	41.56	43.29	42.57

Source : enquête ENAHO 2001

Le graphique 5 présente, pour chaque génération, la part de ceux qui sont entrés dans le cycle primaire, dans le cycle secondaire et le cycle supérieur (qu'ils l'aient ou non complété) selon que la personne ait pour langue maternelle une langue vernaculaire ou non. Ce graphique met en évidence trois résultats. Le premier est que la brèche entre indigènes et non indigènes pour l'accès à l'éducation primaire s'est continuellement réduite au cours de ces quatre décennies jusqu'à être presque nulle pour la dernière génération (écart de 7 points). Le deuxième, plus pessimiste, est que l'écart entre indigènes et non indigènes n'a fait que se creuser quant à l'accès à l'éducation secondaire et supérieure, à l'exception de la dernière génération. Enfin, la discrimination à l'égard de la population indigène est la plus forte dans l'accès à l'éducation secondaire (l'écart pour la dernière génération est presque de 30 points).

**Graphique 5 : Evolution de la part de ceux qui ont atteint le cycle primaire, le cycle secondaire et le cycle supérieur, selon le critère ethnique dans sa définition restreinte**



Source : enquête ENAHO 2001

<sup>11</sup> L'éducation bilingue est encore très peu développée au Pérou.

<sup>12</sup> De plus, l'analyse ne concerne que les chefs de ménage et leur conjoint.

<sup>13</sup> Car indépendant de la perception que la personne a d'elle-même.

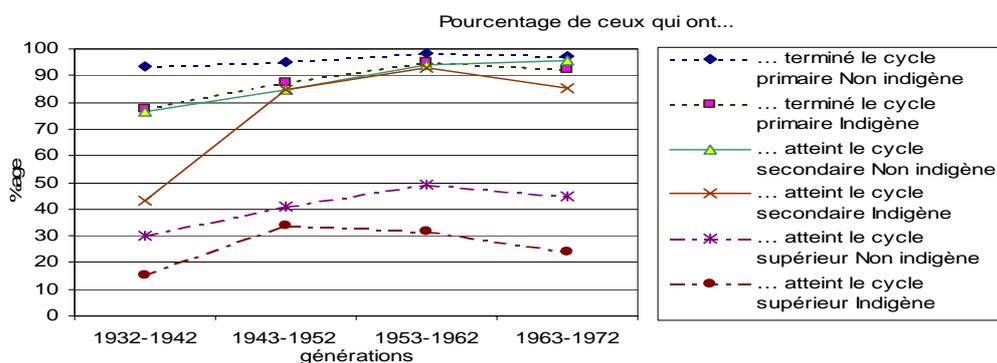
On cherche maintenant à contrôler l'effet d'une présence plus ou moins importante d'infrastructures scolaires au moment où la personne s'est éduquée. Si par exemple les personnes indigènes vivent dans la Sierra où les infrastructures sont beaucoup moins développées que sur la Côte et migrent ensuite à Lima pour travailler, il apparaîtra que les indigènes que l'on trouve à Lima à un moment donné sont moins éduqués que les non indigènes de Lima, mais ceci s'expliquera par le fait qu'ils ont suivi leur scolarité à un endroit où l'offre de scolarité était faible. Il est possible de contrôler cet effet pour les personnes nées à Lima<sup>14</sup>. Si l'on trouve que parmi les personnes nées à Lima (qui ont donc toutes bénéficié d'infrastructures scolaires développées), les indigènes ont un accès plus réduit à l'éducation que les non indigènes, alors dans ce cas, on peut parler de discrimination. Pour distinguer les personnes selon leur lieu de naissance, j'ai dû considérer la définition plus large d'indigène (un des parents ou grands-parents a pour langue maternelle une langue vernaculaire) car il n'y a pas suffisamment de personnes indigènes au sens restreint nées à Lima pour faire une étude robuste.

Le graphique 6 présente les taux de réussite des personnes nées à Lima selon qu'elles soient indigènes (au sens large) ou non. Il nous montre que la croissance de la couverture du primaire a été plus rapide pour la population indigène que pour la population non indigène, réduisant l'écart séparant ces deux populations. Pour la première génération, cet écart était de plus de 15 points. Il n'est que de 5 points pour la dernière génération. Ainsi, les indigènes nés à Lima accèdent pour la dernière génération à la quasi universalité de l'enseignement primaire, universalité dont bénéficiaient les non indigènes depuis la génération née entre 1933-1942.

Les chances des indigènes (au sens large) d'accéder à l'éducation secondaire sont devenues les mêmes que celles des non indigènes pour les générations nées entre 1943 et 1962 mais l'écart entre indigène et non indigène s'est de nouveau creusé pour la dernière génération.

De plus, les différences restent très marquées lorsqu'il s'agit de l'accès à l'enseignement supérieur et elles ont plutôt tendance à s'accroître avec le temps à Lima. Parmi ceux de la dernière génération qui sont nés à Lima, 45% des non indigènes ont dépassé l'enseignement secondaire alors que cette proportion n'est que de 24% pour les indigènes au sens large. La discrimination semble donc très forte à Lima dans l'accès à l'éducation supérieur et les migrants de la seconde génération ou plus sont loin d'avoir les mêmes opportunités de suivre un enseignement supérieur qu'un Liménien non indigène. Pour conclure avec plus de robustesse, il faudrait approfondir l'analyse en contrôlant d'autres caractéristiques cachées telles que le niveau de vie des parents. Mais ce n'est pas l'objet de cet article.

**Graphique 6 : Pourcentage de ceux qui terminent le cycle primaire, qui atteignent le cycle secondaire ou supérieur selon le critère ethnique dans sa définition élargie**



Source : enquête ENAHO 2001

Lecture : Parmi les personnes nées entre 1932 et 1942 et définies comme indigène dans sa définition large, 78% ont terminé le cycle primaire et 30% atteignent le cycle supérieur.

<sup>14</sup> Pour pouvoir élargir le test à l'ensemble du territoire, et pas seulement l'appliquer à Lima, il faudrait pouvoir connaître pour chaque personne le degré de développement des infrastructures de son lieu de naissance qui pouvait s'observer au moment de leur éducation et s'assurer que les personnes n'ont pas migré entre-temps. Ensuite seulement on peut comparer la réussite scolaire de la population indigène avec celle de la population non indigène pour des personnes ayant eu la même offre d'éducation. Malheureusement, nous ne disposons pas de telles informations.

## 2.5. Conclusion sur l'évolution de la couverture du système éducatif

Les caractéristiques de l'expansion du système éducatif péruvien mises en avant par l'analyse précédente sont les suivantes :

- Le Pérou a connu tout au long du vingtième siècle une expansion très marquée de son système éducatif.
- L'enseignement primaire est presque devenu universel sauf en milieu rural. Une étude menée sur treize pays industrialisés<sup>15</sup>, dirigée par Blossfeld & Shavit (1993), montre que pour tous ces pays l'éducation primaire est devenue universelle et que la transition qui différencie les personnes est de continuer ou non après le primaire vers le secondaire. Au Pérou en revanche, en milieu rural, et particulièrement pour les femmes, la décision discriminante est de laisser ou non les enfants finir le cycle primaire.
- Le développement de l'éducation supérieure a été très rapide et a suivi de près l'évolution de la demande de travail qualifié, avec cependant un excès de personnes qualifiées en ville.
- Une réduction substantielle des différences entre les sexes a eu lieu. Ce sont les femmes qui ont le plus profité de l'expansion du système sauf en milieu rural. Cette diminution des inégalités entre les sexes est une tendance que l'on observe aussi dans les pays développés (Blossfeld & Shavit (1993)).
- Les inégalités entre les indigènes, définis par le fait d'avoir pour langue maternelle une langue vernaculaire, et les non indigènes se sont réduites en ce qui concerne l'accès à l'école primaire mais elles se sont intensifiées dans l'accès à l'enseignement supérieur.

## 3. L'EVOLUTION DU ROLE DE L'ORIGINE SOCIALE DANS LA REUSSITE SCOLAIRE

L'analyse précédente de l'expansion du système scolaire a montré que les inégalités dans les niveaux scolaires ont diminué, même si elles ne se sont pas réduites pour tous avec la même intensité. Une question reste alors en suspens : la massification de la scolarité s'est-elle accompagnée d'une réduction des écarts des niveaux d'étude entre les personnes d'origine sociale différente ? Ou bien n'a-t-elle été qu'une translation des niveaux scolaires vers le haut, sans que les inégalités d'opportunités aient été modifiées ?

On entend ici par « égalité d'opportunités » le concept défini par Roemer (1998) qui repose sur le principe de « compensation des désavantages »<sup>16</sup>. Selon ce principe, il y a égalité d'opportunités si les personnes qui souffrent d'un désavantage quelconque lié à leur origine sociale sont compensées (en leur donnant plus d'éducation par exemple) afin de niveler les différences entre les individus. Les différences qui doivent être nivelées sont celles qui sont indépendantes de leur volonté, ou en reprenant le vocabulaire de Roemer, indépendantes de « l'effort » qu'ils fournissent mais qui résultent de leurs « circonstances », c'est-à-dire de facteurs sur lesquels ils n'ont aucune influence comme leurs gênes, l'éducation de leurs parents, les infrastructures environnantes, etc. Dans le cas de l'éducation par exemple, des enfants vont être plus aptes que d'autres à tirer profit de l'éducation qui leur est donnée et cette aptitude dépend de leurs « circonstances ». Mais les enfants aux mêmes aptitudes peuvent faire des efforts différents, selon leur volonté. Instaurer l'égalité d'opportunités consiste alors à compenser les personnes pour leurs différences de circonstances mais pas celles liées à l'effort fourni.

L'objectif de cette partie est de déterminer dans quelle mesure le poids sur la réussite scolaire des circonstances d'une personne liées à son origine sociale, ou plus précisément à son origine culturelle, s'est modifié au Pérou au cours du siècle. Pour ce faire, il faut commencer par définir une mesure du lien entre l'origine culturelle et la réussite scolaire, c'est-à-dire une mesure de la mobilité scolaire. C'est l'objet de la première sous-partie. Ensuite, dans une deuxième sous-partie, je décrirai, à l'aide de la mesure retenue, comment s'est modifié le lien global entre l'origine culturelle et la réussite scolaire au cours du siècle. Enfin

<sup>15</sup> Etats-Unis, ex-RFA, Hollande, Suède, Angleterre, Ecosse, Italie, Suisse, Taiwan, Japon, Pologne, Hongrie, Tchécoslovaquie et Israël.

<sup>16</sup> L'égalité d'opportunité peut être vue de deux façons différentes. Par la première façon que Roemer nomme le principe de non discrimination, il y a égalité d'opportunité si aucune discrimination n'est faite (selon des critères de race, de sexe, etc.) pour accéder à une position donnée. Seuls les caractéristiques qui interviennent dans la position donnée doivent être pris en compte. La deuxième façon d'envisager l'égalité d'opportunité est celle qu'à l'instar de Roemer, je retiens ici, celle de « compensation des désavantages ». Cette définition est beaucoup plus large que la première.

dans une troisième sous-partie, je décomposerai ce lien de façon à en extraire la composante qui traduit le degré d'égalité d'opportunités scolaires.

### 3.1. Le choix d'une mesure de la mobilité scolaire

Il n'existe dans la littérature aucun consensus sur le choix d'une mesure de la mobilité scolaire car les mesures retenues dépendent de l'aspect de la mobilité que l'auteur cherche à mettre en avant et du type de données dont il dispose. C'est pourquoi la liste des mesures utilisées est longue. On peut cependant distinguer trois grands types de mesure.

Le premier, peut-être le plus utilisé (Bourguignon et al. (2001), Behrman et al. (2001), Anderson (2001a), etc.), est constitué des mesures construites à partir du coefficient  $\beta$  d'une chaîne de Markov du premier ordre.  $\beta$  peut être défini ainsi :

$$E_{i,t} = \alpha + E_{i,t-1}\beta + u_{i,t} \quad , \quad \beta \geq 0$$

où  $E_{i,t}$  est le niveau d'étude de la génération t (les enfants) de la famille i et  $E_{i,t-1}$  le niveau d'étude de la génération t-1 (les parents) de la famille i,  $\alpha$  une constante. Plus le coefficient  $\beta$  est élevé et plus le niveau d'étude des parents détermine celui des enfants, c'est-à-dire plus le degré de mobilité scolaire est faible. Si les niveaux d'étude sont mesurés de la même façon pour les parents que pour les enfants, une valeur de  $\beta$  égale à 1 signifie une parfaite reproduction des inégalités dans les niveaux d'études atteints. Si  $\beta < 1$ , les différences dans les niveaux d'éducation vont se lisser à travers les générations jusqu'à s'annuler, tous les niveaux convergeant vers la moyenne. Parmi les mesures construites à partir de  $\beta$  se trouve le coefficient de corrélation de Pearson  $\rho$  qui est très souvent employé dans la littérature (Binder et Woodruff (2002), etc.). Ce type de mesure a deux inconvénients : il n'a un sens qu'avec des variables continues et il ne permet pas de relation non-linéaire. Par exemple, ces mesures évalueront toujours de la même façon l'augmentation de deux ans entre le niveau scolaire du père et celui du fils, alors que l'on pourrait penser que passer d'une génération à l'autre d'un niveau de primaire incomplet à un niveau de primaire complet est un plus grand saut que de passer de cinq ans d'université à sept ans d'université. Pour ces raisons, ce type de mesure n'est pas ici retenu. Les deux autres types de mesures permettent justement des relations non-linéaires et asymétriques et elles peuvent être construites à partir de variables catégorielles.

Le deuxième type de mesure est constitué de mesures d'association globale construites à partir de la statistique du  $\chi^2$ . Le  $\chi^2$  mesure l'écart entre la fréquence des cellules de la table de contingence formée par les variables  $E_{i,t-1}$  et  $E_{i,t}$  et la fréquence théorique en cas d'indépendance totale des deux variables<sup>17</sup>. Le problème du  $\chi^2$  est qu'il est sensible à la taille de l'échantillon. C'est pourquoi on utilise généralement le V de Cramer<sup>18</sup> (Thélot & Vallet (2000)) qui permet de comparer des tables qui ont des effectifs différents.

Le troisième type de mesures est constitué par les indices axiomatiques construits à partir des matrices de transition<sup>19</sup> (Checchi et al. (1999), etc.). Un indice axiomatique de mobilité est un scalaire qui synthétise l'information contenue dans les matrices de transition et que l'on définit de sorte qu'il vérifie certains

<sup>17</sup> La fréquence théorique de la cellule formée par la ligne i et la colonne j en cas d'indépendance est égale au produit de la marge de la ligne i avec celle de la colonne j, divisé par le nombre total d'observations.

<sup>18</sup> Le V de Cramer s'exprime ainsi :  $V = \chi^2 / (n(k-1))$  où n est le nombre d'observations et k la plus petite dimension de la table de contingence.

<sup>19</sup> Une matrice de transition est une matrice  $(n_i, n_j)$  où  $n_i$  et  $n_j$  sont respectivement le nombre d'états initiaux et le nombre d'états finaux possibles. Elle est constituée des éléments  $p_{ij}$  qui sont la probabilité d'atteindre l'état j (colonne) en venant de l'état i (ligne). Pour une matrice intergénérationnelle entre père et fils, i sera la situation du père, j celle du fils et  $p_{ij}$  la probabilité pour un individu d'atteindre l'état j sachant que son père est de l'état i. La somme des éléments d'une ligne i de la matrice de transition est égale à 1 ( $\sum_j p_{ij} = p_i = 1$ ).

axiomes. Les axiomes et les différents indices axiomatiques qui seront utilisés ici sont présentés dans l'annexe 1.

### 3.2. Evolution du lien global entre l'origine culturelle et la réussite scolaire

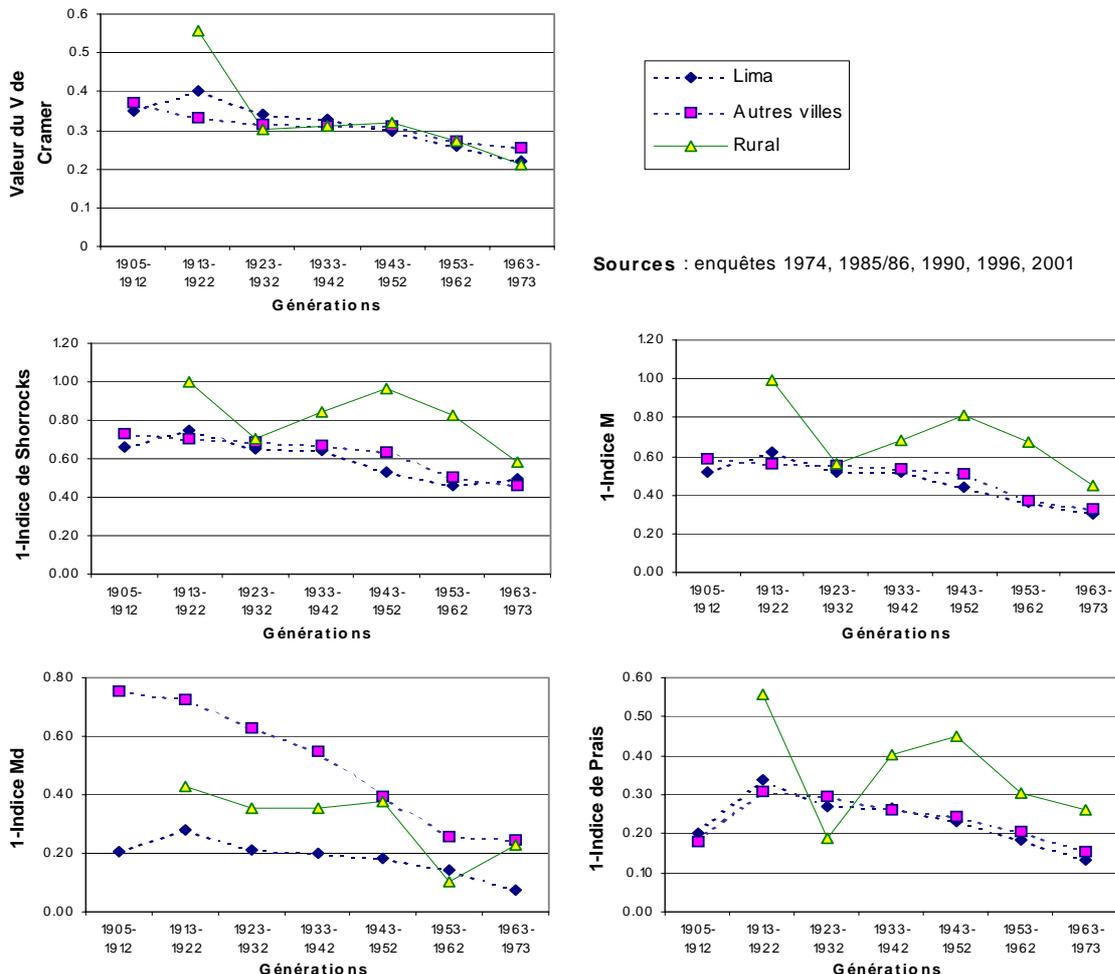
Les différentes mesures de la mobilité scolaire retenues (du deuxième et du troisième type) ne donnent pas forcément le même classement des matrices de transitions de chaque génération puisque chacune se concentre sur un aspect différent de la mobilité. Il n'y a cependant aucune raison d'en privilégier une. C'est pourquoi elles seront toutes prises en compte et l'on ne commentera que les résultats robustes aux choix de la mesure. Toutes les mesures concordent sur les points suivants (Graphique 7).

Dans les villes, le lien global entre l'origine sociale et la réussite scolaire s'est relâché de manière continue à partir des années d'études de la génération née en 1913-1922. Avant ces années, la mobilité avait tendance à se réduire à Lima, et on ne peut rien dire sur les autres villes pour cette période car les mesures ne sont pas cohérentes.

En milieu rural, on observe trois périodes différentes. Entre la génération née entre 1913 et 1922 et celle née entre 1923 et 1932, le lien s'est fortement distendu mais pour se durcir à nouveau, et de façon monotone, pour les générations nées en 1933 jusqu'à celles nées en 1952. Il s'est relâché à nouveau entre la génération née entre 1943 et 1952 et celle née entre 1953 et 1962 (et peut-être entre la dernière et l'avant-dernière génération mais l'indice Md montre le contraire).

Les mesures de la mobilité ne nous permettent pas de dire si le lien est plus fort à Lima, dans les autres villes ou dans les campagnes car chacune donne un classement différent.

**Graphique 7 : Evolution de la mobilité scolaire par différents indices**



L'évolution du lien global entre l'origine culturelle et la réussite scolaire semble s'expliquer pour une part par l'allongement des études mais pour une part seulement. En effet, un relâchement du lien correspond en général à une expansion du système scolaire (aussi bien du nombre moyen d'année de scolarité qu'à un accroissement du recrutement dans l'enseignement primaire ou supérieur), même si les intensités des variations ne correspondent pas forcément. Cependant, on observe plusieurs exceptions : à Lima, la première génération bénéficie d'un important développement du système scolaire (la population qui termine l'enseignement primaire augmente de 20%, celle qui termine le supérieur de 33%) et pourtant le lien global entre origine sociale et réussite scolaire se durcit (accroissement de 13% à 68% selon les indices). De même, en milieu rural, le système scolaire et le lien global évoluent dans le même sens pour les générations nées entre 1923 et 1952 : un accès plus généralisé à l'enseignement s'accompagne d'un durcissement du lien intergénérationnel. Enfin, l'assouplissement du lien global est très marqué pour la génération née entre 1913 et 1922 que l'on rencontre en milieu rural alors que le système scolaire s'est très peu développé. Ainsi, si le relâchement général du lien entre l'origine et réussite scolaire est en partie imputable à l'expansion du système scolaire, ce dernier n'explique pas tout. L'objet de la partie suivante est alors de déterminer quel est le rôle de l'allongement des études par rapport à celui de l'évolution du degré d'égalité d'opportunités dans l'évolution de ce lien global.

### 3.3. Evolution des inégalités d'opportunités dans la réussite scolaire

#### 3.3.1. La problématique

L'évolution de la mobilité scolaire intergénérationnelle est la résultante de deux phénomènes bien distincts : l'allongement général des études et l'évolution des chances relatives dans la réussite scolaire que l'on nommera aussi le lien « pur » entre l'origine culturelle et la réussite scolaire. Ce lien « pur » traduit le degré d'égalité d'opportunités qui peut être observé dans la société. S'il y a parfaite égalité d'opportunités ou, autrement dit, si le lien « pur » entre l'origine culturelle et la réussite scolaire est nul, alors les différences entre les niveaux scolaires des individus s'expliquent uniquement par les choix qu'ils ont fait (notamment de fournir ou non un effort) et aucunement par des caractéristiques qui ne dépendent pas de leur volonté, comme leur environnement familial.

On peut imaginer par exemple que le lien global entre l'origine culturelle et la réussite scolaire se distende uniquement par suite de l'augmentation générale de la scolarité. L'augmentation générale de la scolarité agrandit les écarts entre l'éducation des enfants et celle de leurs parents, d'où un lien global plus faible. Cependant, la probabilité pour quelqu'un issu d'un milieu peu éduqué d'atteindre le même niveau d'éducation que quelqu'un issu d'un milieu très éduqué restera la même. Si le lien « pur » reste le même, l'évolution de la distribution des niveaux scolaires n'est alors qu'une translation vers le haut.

Pour illustrer cela, considérons deux sociétés, une société A et une société B. Toutes deux ont, en  $t$ , la même distribution de niveaux scolaires en fonction de l'origine, représentée par la matrice de transition  $x$ . En ligne de cette matrice sont représentés les niveaux scolaires des pères, en colonne, ceux des enfants et trois niveaux scolaires sont possibles (sans éducation ou primaire, secondaire, supérieur). La matrice  $x$  traduit une situation d'immobilité totale et de complète inégalité d'opportunités : les enfants ont une probabilité nulle d'avoir un niveau scolaire différent de celui de leur père. Dans les deux sociétés, le lien global entre l'éducation du père et ceux des enfants se relâche. En  $t+1$ , la société A est caractérisée par la matrice de transition  $y$ , la société B par  $z$  :

$$\text{Société A : } x = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \rightarrow y = \begin{pmatrix} 0,5 & 0,5 & 0 \\ 0 & 0,5 & 0,5 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\text{Société B : } x = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \rightarrow z = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

Dans la société A, le relâchement du lien s'explique presque entièrement par l'allongement des études. En  $t$ , une personne a une probabilité nulle d'atteindre un niveau scolaire différent de celui de son père alors qu'en  $t+1$ , elle a 50% de chance d'avoir le même niveau que son père et 50% d'atteindre le niveau juste supérieur à ce dernier, lorsque c'est possible. La durée des études s'est globalement allongée puisqu'un enfant sur deux aura un niveau supérieur à celui de son père<sup>20</sup>, les autres, le même niveau, mais le niveau scolaire atteint dépend encore en  $t+1$  de l'origine sociale de la personne. Par exemple, ceux dont le père a un niveau supérieur n'ont aucune chance de s'arrêter au niveau primaire alors que ceux dont le père n'a qu'un niveau primaire n'ont aucune chance d'atteindre l'enseignement supérieur. A l'inverse, dans la société B, le lien s'est détendu uniquement à la suite d'une dépendance moins forte du niveau scolaire des enfants au niveau de leur père. En effet, la durée moyenne des études est restée la même<sup>21</sup> entre  $t$  et  $t+1$  puisque les personnes dépassent le niveau de leur père si ce dernier est faible et ont niveau inférieur s'il est élevé. De plus, toutes les personnes ont les mêmes probabilités d'atteindre un niveau scolaire donné, quelle que soit leur origine : ils ont 100% de chance d'atteindre le niveau scolaire secondaire. Ainsi, le relâchement du lien dans la société B s'explique par un degré plus important d'égalité d'opportunités.

La question à laquelle on cherche maintenant à répondre est la suivante : quelle est la part du relâchement du lien global entre l'origine sociale et la réussite scolaire qui s'explique par l'allongement des études et celle qui s'explique par l'assouplissement du lien « pur » entre le niveau scolaire de l'enfant et du père ? Les modèles log-linéaires permettent de répondre cette question.

### 3.3.2. Les modèles

Le premier modèle, le modèle (1), suppose que le seul facteur à avoir évolué dans le temps est la distribution des niveaux scolaires, celle des parents comme celle des enfants. Il permet donc de tester l'hypothèse selon laquelle le lien entre la réussite scolaire et l'origine culturelle est resté stable dans le temps. Ainsi, selon ce modèle, les matrices de transitions intergénérationnelles des niveaux d'éducation se sont transformées dans le temps sous l'effet d'un seul facteur, l'allongement général des études, la relation entre milieu d'origine et réussite scolaire demeurant, elle, inchangée.

Le modèle (2) est le même que le premier, à la différence près qu'il autorise le lien entre l'origine culturelle et la réussite scolaire à varier d'une génération à l'autre. Le modèle (2) inclut donc le modèle (1) plus une triple interaction entre l'éducation de la personne, son origine sociale et la génération. Il permet alors d'identifier si les inégalités sociales devant l'école se sont modifiées dans le temps. La variation du lien qu'il suppose est uniforme, c'est-à-dire que dans le passage d'une génération à l'autre, tous les rapports des chances relatifs (« odds ratio ») varient dans le même sens et avec la même intensité, mesurée par un paramètre  $\beta$  (cf. annexe 2). Si le modèle (2) s'ajuste mieux aux données empiriques que le modèle (1), cela signifie que l'évolution des niveaux scolaires s'explique non seulement par la massification de l'école mais aussi par une démocratisation de l'école.

Ces deux modèles sont présentés plus en détail dans l'annexe 2. Plusieurs indicateurs vont nous permettre d'évaluer les modèles. Ils sont présentés dans le tableau 7 pour Lima, le tableau 8 pour les autres villes et le tableau 9 pour les zones rurales. Le meilleur modèle sera celui qui s'ajuste le mieux aux données observées tout en contenant le moins de paramètres. La qualité d'ajustement du modèle est estimée par la statistique de vraisemblance ( $G^2$ ) et le nombre de paramètres qu'il contient par son degré de liberté (ddl). L'indice BIC permet de prendre en compte simultanément ces deux critères. Plus le BIC est petit, meilleur est le modèle.

---

<sup>20</sup> Lorsque c'est possible.

<sup>21</sup> A condition que la population soit également répartie entre les différentes catégories

**Tableau 7 : Indicateurs d'ajustement des modèles pour Lima**

Modèles	ddl	$G^2$	P	$rG^2$	$\Delta\%$	BIC
<b>Ensemble</b>						
(1) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire invariant dans le temps (OG) (EG) (OE)	216	346.6	0.00	0.0	4.3	-1753.5
(2) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire variant dans le temps (OG) (EG) (OE) $\beta\psi$	210	332.1	0.00	4.2	4.2	-1709.7
<b>Hommes</b>						
(1) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire invariant dans le temps (OG) (EG) (OE)	180	264.1	0.00	0.0	5.2	-1352.5
(2) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire variant dans le temps (OG) (EG) (OE) $\beta\psi$	175	237.8	0.00	10.0	5.2	-1333.9
<b>Femmes</b>						
(1) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire invariant dans le temps (OG) (EG) (OE)	180	250.7	0.00	0.0	4.8	-1380.0
(2) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire variant dans le temps (OG) (EG) (OE) $\beta\psi$	175	242.1	0.00	3.4	4.6	-1343.3

Sources : enquêtes 1974, 1985/86, 1990, 1996, 2001.

Champ : LIMA, les 23-69 ans. Pour l'ensemble, l'analyse porte sur les sept générations. Pour les hommes et pour les femmes séparément, la première génération n'est pas prise en compte (trop peu d'effectifs).

Lecture : l'adéquation du modèle aux données empiriques est mesurée par la statistique de vraisemblance  $G^2$ .  $G^2$  suit asymptotiquement une loi de  $\chi^2$  à ddl degrés de liberté. Si  $p < 0,05$ , alors l'hypothèse selon laquelle les données estimées par le modèle ne sont pas significativement différentes de celles des données empiriques est rejetée au seuil de 5%.  $rG^2$  donne le pourcentage de la distance entre le modèle (1) et les données empiriques qu'explique le modèle considéré. Par exemple pour le modèle (2),  $rG^2_{(2)} = 100 - G^2_{(2)} \times 100 / G^2_{(1)}$ .  $\Delta\%$  est la proportion de l'effectif total qui devrait être changée de case pour que la table estimée soit égale à la table observée. L'effectif qui devrait être changé de case,  $\Delta$ , est égal à la demi somme des valeurs absolues des écarts, dans chaque case, entre fréquence observées et fréquence estimée. Aucun des modèles n'estime suffisamment bien les données pour que la différence entre les données estimées et les données empiriques soit significativement nulle. C'est pourquoi on introduit le critère du BIC qui prend en compte les trois paramètres  $G^2$ , ddl et N, l'effectif total de la table. Ce critère permet d'affirmer qu'un modèle doit être préféré à l'autre si son BIC est plus petit (d'au moins 6). L'indicateur du BIC est défini ainsi :  $BIC = G^2 - ddl \ln(N)$ . Selon le critère du BIC, il faut retenir le modèle (1).

**Tableau 8 : Indicateurs d'ajustement des modèles pour les zones urbaines hors Lima**

Modèles	ddl	$G^2$	P	$rG^2$	$\Delta\%$	BIC
<b>Ensemble</b>						
(1) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire invariant dans le temps (OG) (EG) (OE)	216	543.1	0.00	0.0	3.4	-1723.5
(2) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire variant dans le temps (OG) (EG) (OE) $\beta\gamma$	210	509.3	0.00	6.2	3.3	-1694.3
<b>Hommes</b>						
(1) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire invariant dans le temps (OG) (EG) (OE)	180	373.9	0.00	0.0	3.8	-1380.3
(2) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire variant dans le temps (OG) (EG) (OE) $\beta\gamma$	175	348.7	0.00	6.7	3.7	-1356.8
<b>Femmes</b>						
(1) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire invariant dans le temps (OG) (EG) (OE)	180	396.2	0.00	0.0	4.3	-1375.2
(2) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire variant dans le temps (OG) (EG) (OE) $\beta\gamma$	175	378.2	0.00	4.5	4.2	-1344.0

Sources : enquêtes 1974, 1985/86, 1996, 2001.

Champ : Zones urbaines hors Lima, les 23-69 ans. Pour l'ensemble, l'analyse porte sur les sept générations. Pour les hommes et pour les femmes séparément, la première génération n'est pas prise en compte (trop peu d'effectifs).

**Tableau 9 : Indicateurs d'ajustement des modèles pour les zones rurales**

Modèles	ddl	$G^2$	P	$rG^2$	$\Delta\%$	BIC
<b>Ensemble</b>						
(1) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire invariant dans le temps (OG) (EG) (OE)	180	263.5	0.00	0.0	3.6	-1440.2
(2) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire variant dans le temps (OG) (EG) (OE) $\beta\gamma$	175	217.3	0.00	17.5	3	-1439.1
<b>Hommes</b>						
(1) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire invariant dans le temps (OG) (EG) (OE)	180	252.8	0.00	0.0	4.9	-1325.2
(2) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire variant dans le temps (OG) (EG) (OE) $\beta\gamma$	175	222.9	0.00	11.8	4.4	-1311.3
<b>Femmes</b>						
(1) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire invariant dans le temps (OG) (EG) (OE)	180	185.8	0.00	0.0	4.3	-1393.8
(2) Lien entre origine culturelle et réussite scolaire variant dans le temps (OG) (EG) (OE) $\beta\gamma$	175	130.6	0.00	29.7	2.7	-1405.1

Sources : enquêtes 1985/86, 2001.

Champ : Zones rurales, les 23-69 ans. L'analyse porte sur six générations, la plus ancienne n'étant pas couverte par les enquêtes.

### 3.3.3. Les résultats

Les modèles (1) et (2) reproduisent plutôt bien les données puisque, pour presque toutes les tables, seulement environ 4% de l'effectif de la table estimée doit être déplacé pour obtenir la vraie table (cf.  $\Delta\%$ ). En milieu urbain (Lima et les autres villes), pour les hommes comme pour les femmes, le modèle (2) reproduit mieux les données mais le gain en vraisemblance ne justifie pas la perte des degrés de liberté puisque le BIC du modèle (1) est plus petit que celui du modèle (2). On retient donc le modèle (1) qui suppose les rapports des chances invariants dans le temps. Il en est de même pour les hommes en milieu rural : le modèle (1) est préféré au modèle (2). Par contre, pour les femmes en zones rurales, le modèle (2) qui prend en compte une évolution uniforme des rapports des chances est préféré au modèle (1). Les paramètres  $\beta_k$  estimés par le modèle (2) montrent un fort relâchement du lien « pur » entre l'origine culturelle et la réussite scolaire.

Ainsi, pour les hommes en général et pour les femmes en milieu urbain, si l'éducation est devenue accessible à un plus grand nombre et que, de ce fait, les inégalités dans les niveaux d'éducation ont diminué, il n'en demeure pas moins qu'atteindre un certain niveau d'éducation dépend tout autant aujourd'hui de l'éducation de ses parents qu'au début du siècle. Autrement dit, si l'on observe que 70% des personnes de la génération la plus ancienne dont le père n'est jamais allé à l'école ne vont pas à l'école alors que cette proportion n'est que de 11% pour la génération la plus récente<sup>22</sup>, cela s'explique par l'accroissement considérable de la couverture scolaire et par la quasi-universalité de l'école primaire qu'a réussi à atteindre le Pérou au cours du siècle, par contre, la probabilité qu'a un enfant de père peu éduqué d'atteindre le niveau scolaire d'un enfant dont le père est très éduqué est restée la même d'une génération à l'autre. Les inégalités dans les niveaux d'éducation ont fortement diminué au cours du siècle mais les inégalités d'opportunités sont restées les mêmes, c'est-à-dire qu'il n'y a pas eu une véritable démocratisation de l'éducation, à l'exception notable des femmes en milieu rural. Pour ces dernières, il y a eu au contraire une forte augmentation des égalités d'opportunités.

L'augmentation régulière de la mobilité au cours des générations que montraient les indices de mobilité ne traduit donc véritablement que le relâchement du lien entre l'éducation du père et l'éducation de l'enfant du fait d'une croissance plus rapide des niveaux d'éducation des enfants que des pères.

Le résultat qui vient d'être mis en avant pour le Pérou, à savoir que le degré d'égalité d'opportunités scolaires est resté le même tout au long du siècle, concorde avec celui qui a généralement été trouvé dans le cas de pays développés (Blossfeld & Shavit (1993)).

## 4. QUELLES POLITIQUES MENER POUR AUGMENTER L'EGALITE D'OPPORTUNITES SCOLAIRES ?

Pour répondre à cette question essentielle, il faut d'abord analyser quels sont les facteurs de blocages qui font que l'expansion du système éducatif ne s'accompagne pas d'une augmentation des égalités d'opportunités. Deux types de facteurs peuvent être mis en avant. D'un côté, les facteurs qui sont liés à l'offre d'éducation, de l'autre ceux liés à la demande d'éducation. Si l'offre d'éducation (infrastructures scolaires, nombre d'enseignants, etc.) n'est pas la même pour tous, alors se crée un premier type de blocage à l'égalité d'opportunités scolaire. Par exemple, l'Etat décide d'investir moins en milieu rural car son investissement est moins rentable (il faut construire une école dans chaque communauté qui regroupe peu d'élèves, les professeurs refusent d'enseigner dans les zones isolées sans salaire compensatoire, etc.). Dans ce cas, les enfants qui naissent en zone rurale, s'ils ne se décident pas à migrer pour s'éduquer, seront discriminés par rapport à ceux qui sont nés en ville. Saavedra et Melzi (1998), en plus d'analyser l'évolution des dépenses publiques depuis les années 30, montrent qu'au Pérou en 1994, l'assignation des ressources éducatives de l'Etat par élève est négativement corrélée avec le degré de pauvreté du département. Plus le département est pauvre<sup>23</sup>, plus les dépenses par élève dans le département sont faibles. Les politiques publiques à mener dans le cas de blocages liés à l'offre d'éducation consistent en une meilleure répartition des dépenses publiques.

---

<sup>22</sup> C'est ce que l'on observe à Lima

<sup>23</sup> Les indices de pauvreté pour lesquels la corrélation est significative sont l'indice de pauvreté de FONCODES, le taux d'analphabétisme féminin, la part de la population sans accès à l'électricité, le taux de ruralité, le pourcentage de la population en malnutrition chronique.

Quant aux facteurs liés à la demande d'éducation, ils peuvent être de natures très différentes. On distinguera ici trois grands facteurs. Le premier est celui qu'analysent en détail Becker et Tomes (1986) : dans le cadre de marchés du crédit imparfaits (comme c'est le cas au Pérou), les familles pauvres n'ayant pas la possibilité de s'endetter pour financer l'éducation de leurs enfants n'ont pas les moyens de financer l'éducation qu'elles souhaitent leur donner (même si l'éducation est gratuite, il est des coûts qu'elles ne peuvent supporter comme le matériel scolaire, l'uniforme, le transport<sup>24</sup> et surtout le coût d'opportunité d'envoyer un enfant à l'école alors qu'il pourrait contribuer aux revenus de la famille en travaillant). Leur coût marginal d'investir dans le capital humain de leurs enfants est alors plus élevé que celui des familles qui ne sont pas contraintes. Cet argument rejoint celui de Boudon (1973) selon qui l'écart dans les niveaux scolaires entre certains groupes sociaux résulte d'un calcul coût/avantage. Pour les milieux défavorisés, atteindre une position élevée coûte beaucoup plus cher, relativement à leur niveau de vie, que pour les milieux favorisés. Suivant ces deux modèles, la politique à mener est alors de diminuer les inégalités socio-économiques entre les familles en assouplissant la contrainte financière qui pèse sur les familles défavorisées, par exemple par un système de bourses. Pour Boudon (1973) par exemple : « Si l'on admet que les inégalités économiques sont la dimension la plus importante de la stratification, il résulte de l'analyse qu'une réduction des inégalités économiques doit avoir des effets importants sur l'inégalité des chances devant l'enseignement. » (p.304). Selon ces auteurs, c'est la dimension socio-économique de l'origine qui entre le plus en compte pour expliquer les inégalités d'opportunités scolaires.

Un deuxième groupe de facteurs qui freinent l'accroissement des égalités des chances devant l'enseignement et qui sont liés à la demande d'éducation vient du fait que les parents peu éduqués peuvent trouver un intérêt plus faible à éduquer leurs enfants que les parents éduqués. Une première justification est celle de la théorie du groupe de référence (Merton (1953)). Selon cette théorie, l'avantage que les parents peu éduqués retirent de l'investissement qu'ils vont faire dans l'éducation sera, à partir d'un certain seuil, plus faible que celui de parents éduqués. L'argument est que l'objectif de chacun est d'atteindre ou de dépasser légèrement le niveau d'éducation de son groupe de référence. Les parents peu éduqués souhaiteront pour leurs enfants un niveau légèrement supérieur au leur ; franchir des niveaux plus élevés est superflu voire indésirable car cela créerait une distance sociale entre eux et leurs enfants qu'ils ne souhaitent pas. A l'inverse, les parents éduqués veulent que leurs enfants atteignent un niveau d'étude au moins égal au leur. Proche de cette théorie, celle de Checchi et al. (1999), avance, entre autres choses, que l'investissement en capital humain que feront des parents pour leur enfant dépendra de la croyance qu'ils ont sur les capacités de ce dernier. Or les capacités ne sont connues qu'après un passage à l'école. Si les performances d'une personne à l'école sont mauvaises, c'est qu'elle est dotée de faibles capacités. Puisque les capacités sont transmises avec une certaine persistance, les parents vont évaluer les capacités de leur enfant par rapport à leurs propres capacités. S'ils sont allés à l'école et ont réussi, leur croyance est alors que les capacités de leur enfant sont élevées, s'ils ont échoué, qu'elles sont faibles et s'ils ne sont pas allés à l'école, ils n'auront aucune idée de leurs propres capacités et estimeront celles de leur enfant comme le niveau de capacité moyen. Plus la croyance dans les capacités de leur enfant est élevée, plus ils investiront. C'est en ce sens que l'origine sociale va avoir une importance déterminante sur le niveau scolaire atteint par la personne. Dans ces deux argumentations, la dimension culturelle de l'origine joue un rôle prépondérant dans l'explication de la persistance des inégalités d'opportunités. Si ces deux argumentations sont fondées, alors une politique d'aide financière aux familles afin qu'elles éduquent leurs enfants est utile mais dans une mesure très limitée.

Enfin, le dernier groupe de facteurs proposés dans la littérature s'inspire de la théorie du capital culturel de Bourdieu et Passeron (1964, 1970). Selon cette théorie, les enfants qui ont hérité d'un faible capital culturel c'est-à-dire dont les parents ne sont parvenus qu'aux échelons inférieurs du système scolaire, sont désavantagés à l'école car ils ne connaissent pas les valeurs ni le langage qui est valorisé au sein de l'école. L'école transmet les valeurs du groupe dominant qui ne sont pas les leurs, ce qui les exclut rapidement du système scolaire. Dans ce cas, les politiques de réduction des inégalités économiques n'ont absolument aucun impact sur l'inégalité d'opportunités. Seule une réforme du système scolaire peut avoir un effet. Dans le cas du Pérou, on peut penser que cette théorie s'applique au cas des populations indigènes. Le système éducatif hérité des Espagnols transmet des valeurs créoles qui ne sont pas celles de la population indigène, à

---

<sup>24</sup> Saavedra et Suárez (2002) montrent que les familles sont obligées de contribuer financièrement à l'éducation de leurs enfants, même lorsque l'éducation primaire et secondaire est censée être gratuite et accessible à tous et ceci du fait de très faibles dépenses publiques par élève. Sur l'ensemble des dépenses en éducation publiques, les familles contribuent à 1/3 des dépenses.

travers une langue qui n'est pas la leur. Une politique pourrait alors être de développer l'éducation bilingue au Pérou.

L'objet de cette partie est d'apporter quelques éclairages sur l'efficacité des différentes politiques publiques possibles. D'abord en s'interrogeant sur quelles politiques pourraient amoindrir les blocages provenant de l'offre d'éducation. Pour cela, je vais évaluer quelles ont été les conséquences en termes de diminution des inégalités d'opportunités des efforts faits par le gouvernement au cours du vingtième siècle en matière d'éducation. Ensuite, je chercherai à déterminer laquelle des dimensions de l'origine, l'origine culturelle ou l'origine socio-économique, joue le rôle le plus important dans la persistance des inégalités d'opportunités scolaire. Et ceci afin d'estimer l'efficacité d'une politique de redistribution, par un système de bourses par exemple, visant à atteindre l'égalité d'opportunités de financement des études. Malheureusement, il est possible de mener cette dernière analyse uniquement en zone urbaine.

#### 4.1. Du côté de l'offre d'éducation

On cherche à savoir si l'évolution du lien « pur » entre l'origine culturelle et la réussite scolaire dépend des efforts de l'Etat en matière d'éducation durant cette période. Des efforts importants engendrent-ils une plus grande égalité d'opportunités ou bien ces deux variables ne sont pas corrélées ? Une façon de répondre à la question est d'examiner les coefficients de corrélation entre la variation de variables qui approchent l'effort public en termes d'éducation comme les dépenses d'éducation ou le nombre de professeurs dans les établissements publics et la variation des paramètres  $\beta_k$  (k générations) du modèle (2) précédent qui expriment la force de ce lien.

Le  $\beta_1$  (génération née entre 1905-1912 en milieu urbain, entre 1913-1922 en milieu rural) est fixé à 1. Pour les autres générations k, un  $\beta_k < 1$  signifie un assouplissement du lien entre la génération 1 et la génération k, si  $\beta_k > 1$ , un durcissement. Les données sur l'offre d'éducation qui sont utilisées ici sont nationales. Elles proviennent de l'INEI et ont été collectées par Portocarrero et Oliart (1989), à l'exception des données sur l'enseignement supérieur qui proviennent de la Asamblea Nacional de Rectores (ANR)<sup>25</sup>. Le tableau 10 présente ces coefficients de corrélation.

**Tableau 10 : Coefficients de corrélation entre la variation de  $\beta_k$  et la variation de variables d'offres publiques d'éducation**

Corrélation entre la variation du $\beta_k$ du modèle (2) et celle de...	Lima	Autres villes	Rural
Part du budget dépensé en éducation	-0.09	0.39	-0.74
Dépenses en éducation (soles constants)	-0.10	0.35	-0.62
Nbre d'établissements primaires publics	0.31	0.35	0.86 *
Nbre d'établissements secondaires publics	0.01	0.91 ***	-0.12
Nbre d'universités publiques	-0.02	0.26	-0.33
Nbre d'universités publiques et privées	0.04	0.10	-0.36
Nbre de professeurs de primaire public	0.67	0.99 ***	-0.08
Nbre de professeurs de secondaire public	-0.33	0.95 **	0.90 *

Notes : \*\*\* : coefficient de corrélation significatif au seuil de 1% ; \*\* : au seuil de 5% ; \* : au seuil de 10%. Les variables d'offre d'éducation sont à l'échelle nationale, la distinction Lima/ autres villes/ rural ne concerne que les coefficients  $\beta_k$ .

Sources : enquêtes 1974, 1985/86, 1990, 1996, 2001 pour le calcul du  $\beta_k$ . Les autres variables sont tirées de : Portocarrero et Oliart (1989) et de la Asamblea Nacional de Rectores (ANR) pour le nombre d'universités.

Champ : les 23-69 ans.

<sup>25</sup> Je remercie Patricia Arregui qui m'a permise de me procurer ces données.

Lecture : un signe positif du coefficient de corrélation signifie que l'évolution du degré d'égalité d'opportunités (c'est-à-dire du  $\beta_k$ ) entre deux générations s'est faite à un même rythme (croissant ou décroissant) que l'évolution de la variable d'offre d'éducation (par exemple, l'augmentation du degré d'égalité d'opportunités s'est faite plus lente en même temps que la croissance des dépenses publiques entre deux générations a ralenti).

Un résultat important ressort de ce tableau : à Lima, l'effort de l'Etat pour développer les infrastructures scolaires n'a eu aucun impact sur les inégalités d'opportunités (coefficients de corrélation non significatifs). Les inégalités d'opportunités à Lima semblent donc être liées à la demande en éducation, plus qu'à l'offre. Dans les autres villes en revanche et en milieu rural mais dans une moindre mesure, les variations du degré d'égalité d'opportunités dans l'accès à l'éducation<sup>26</sup> semblent avoir été corrélées à l'évolution de l'offre publique d'éducation. L'évolution du degré d'opportunités dans les villes hors Lima a été particulièrement sensible aux variations du rythme des dépenses dans l'enseignement secondaire (nombre d'établissements et de professeurs) mais aussi aux fluctuations du rythme de croissance du nombre de professeurs dans le primaire. Cette double constatation peut s'expliquer de la manière suivante : dans les villes hors Lima, les inégalités d'opportunités dans l'accès à l'éducation liées à l'offre sont les plus fortes lorsqu'il s'agit de l'enseignement secondaire. La discrimination selon l'origine sociale et culturelle prend sa source au début du cycle secondaire. Ainsi, l'accès des enfants à l'enseignement primaire ne dépend pas dans les villes du nombre d'établissement scolaires car il est probable que ce nombre est (et a été) suffisamment important pour répondre à la demande d'éducation primaire (les familles ne renoncent donc pas à laisser leurs enfants suivre un cycle primaire à cause d'une distance trop grande entre l'école et leur domicile, distance qui engendrerait des coûts qu'ils ne pourraient pas assumer). Par contre, le nombre de professeurs de primaire a une influence significative car il détermine la qualité de l'enseignement primaire qui va elle-même déterminer les chances de réussite ou d'échec dans le cycle secondaire. En effet, trop peu de professeurs engendre une mauvaise qualité de l'enseignement primaire qui peut conduire à la sortie prématurée du système scolaire des enfants les plus défavorisés de part leur héritage culturel : ces derniers n'ont pas un environnement familial qui puisse compenser la mauvaise qualité de l'enseignement primaire, les parents n'ayant pas les moyens d'aider leurs enfants à apprendre ce qu'on leur enseigne à l'école<sup>27</sup>. En milieu rural en revanche, même si les inégalités d'opportunités semblent très liées à la demande des familles en éducation, on constate qu'une carence en nombre d'établissements primaires a découragé un bon nombre de familles les plus défavorisées d'envoyer leurs enfants à l'école augmentant ainsi les inégalités d'opportunités.

Ainsi, tant que l'éducation primaire n'a pas atteint un caractère universel en milieu rural, il semble efficace d'y multiplier le nombre d'établissements primaires publics afin de gagner en égalité d'opportunités scolaires. Dans les villes hors Lima, un moyen de diminuer les inégalités d'opportunités serait d'améliorer la qualité de l'enseignement primaire en multipliant le nombre de professeurs et investir plus dans l'enseignement secondaire en général.

## 4.2. Du côté de la demande d'éducation

La question à laquelle on cherche maintenant à répondre est : quel facteur de l'origine joue-t-il le rôle le plus important dans la réussite scolaire, le facteur socio-économique ou le facteur culturel ?

L'origine socio-économique d'une personne est approchée par l'occupation principale exercée par son père au cours de sa vie<sup>28</sup>. Elle est en effet un bon indicateur du niveau de vie du ménage au moment où la

<sup>26</sup> Même si la variation du degré d'opportunité dans les villes n'a pas de trend temporel, comme on l'a montré dans la partie précédente, cette variation n'est pas négligeable.

<sup>27</sup> Dans un rapport d'évaluation du système éducatif péruvien, la Banque Mondiale (1999) constate une inégalité dans les rendements de l'éducation, les pauvres, les ruraux et les indigènes étant nettement désavantagés. Les auteurs du rapport suggèrent plusieurs politiques afin d'améliorer l'équité du système, comme d'augmenter les supports d'apprentissage, de développer l'éducation bilingue, d'augmenter les compensations pour les professeurs qui vont enseigner dans les communautés et d'instaurer un système de rotation des professeurs pour que tous aillent enseigner dans les communautés. Ils proposent également de développer des programmes de nutrition et de santé au sein même de l'école, de développer l'information aux parents pour les sensibiliser aux « vertus » de l'école, de développer l'éducation pre-primaire en milieu rural dans les communautés et enfin de donner une éducation compensatoire aux enfants désavantagés.

<sup>28</sup> Codée en 6 modalités: 1. Cadre, Profession libérale, Gérant, Technicien ; 2. Administrateur, Fonctionnaire ; 3. Employé de bureau ; 4. Commerçant ; 5. Agriculteur, 6. Travaille dans les services, transports ; 7. Ouvrier, Artisan.

personne s'est éduquée. L'information sur l'activité du père n'est disponible qu'à Lima et dans les autres villes<sup>29</sup>. On ne peut donc pas étudier l'évolution de l'influence de l'origine sociale dans la réussite scolaire en milieu rural. La méthodologie utilisée pour répondre à la question est de nouveau celle des modèles log-linéaires. Le test est construit à partir de quatre modèles, les modèles (A), (B), (C), (D) qui cherchent à reconstituer la table de contingence formée par les trois variables suivantes : le niveau scolaire atteint, l'origine culturelle (niveau d'éducation atteint par le père) et l'origine socio-économique (activité du père). Selon les modèles, différentes interactions entre les variables sont introduites. La comparaison des qualités prédictives de chacun des modèles permettra d'évaluer quelles sont les interactions les plus significatives. Les modèles sont décrits en détail dans l'annexe 2.

Le modèle (A) est très peu réaliste. Il suppose que le niveau scolaire atteint par une personne est indépendant de son origine aussi bien culturelle que socio-économique. Il ne reconnaît qu'une seule interaction, celle entre le niveau d'éducation du père et l'activité du père. Le rôle de ce modèle est de servir de référence. Le modèle (B) quant à lui considère qu'en plus de cette corrélation entre l'éducation du père et son activité, il existe une relation entre la réussite scolaire d'une personne et son origine culturelle. Le modèle (C) est le même que le modèle (B) sauf qu'il prend en compte la dimension socio-économique de l'origine plutôt que sa dimension culturelle. Enfin, le modèle (D) est le plus complet puisque qu'il intègre trois interactions. La première, commune à tous les modèles, est l'interaction entre l'éducation du père et son activité, la seconde, l'interaction entre la réussite scolaire et l'origine culturelle et la troisième, celle entre réussite scolaire et l'origine socio-économique. Grâce à ces quatre modèles, il est possible de construire deux tests afin d'évaluer l'importance relative de l'origine culturelle et de l'origine socio-économique dans la détermination du niveau scolaire atteint. Le premier est de comparer la valeur prédictive du modèle (B) et celle du modèle (C). Le second est de tester au sein du modèle (D) la significativité de chacune de ces deux interactions. Le tableau 11 présente les indicateurs d'ajustement des différents modèles, à Lima et dans les autres villes et en distinguant les hommes et les femmes mais seulement dans les autres villes car les résultats sont les mêmes selon les genres à Lima.

---

<sup>29</sup> Il n'y a pas, dans l'enquête de 2001, de question sur l'activité des parents. On dispose seulement, pour le milieu rural, de l'enquête de 1985/86 pour étudier l'évolution de l'influence de l'activité des parents dans la réussite scolaire. Les effectifs sont alors insuffisants pour une étude robuste.

**Tableau 11 : Indicateurs d'ajustement des modèles**

Modèles	ddl	$G^2$	P	$rG^2$	$\Delta\%$	BIC	$\chi^2$
<b>Lima (Ensemble)</b>							
<b>(A)</b> Pas de lien entre origine socio-économique et réussite scolaire ( $E_p A_p$ )(E)	246	5001.6	0.000	0.0	23.5	2675.6	
<b>(B)</b> La réussite scolaire dépend de l'origine culturelle ( $E_p A_p$ )( $EE_p$ )	210	848.2	0.000	83.0	8.3	-1137.4	
<b>(C)</b> La réussite scolaire dépend de l'origine socio-économique ( $E_p A_p$ )( $EA_p$ )	216	2416.7	0.000	51.7	14.6	374.4	
<b>(D)</b> La réussite scolaire dépend de l'origine culturelle et sociale ( $E_p A_p$ )( $EA_p$ )( $EE_p$ )	180	272.9	0.000	94.5	3.7	-1429.0	
Test de l'effet de X: Modèle (D)-(Modèle(D)-X)							
X=( $EE_p$ )	30		0.000				575.3
X=( $EA_p$ )	36		0.000				2143.8
<b>Autres villes (Hommes)</b>							
<b>(A)</b> Pas de lien entre origine socio-économique et réussite scolaire ( $E_p A_p$ )(E)	246	5682.0	0.000	0.0	26.1	3366.5	
<b>(B)</b> La réussite scolaire dépend de l'origine culturelle ( $E_p A_p$ )( $EE_p$ )	210	767.5	0.000	86.5	8.4	-1209.1	
<b>(C)</b> La réussite scolaire dépend de l'origine socio-économique ( $E_p A_p$ )( $EA_p$ )	216	3694.2	0.000	35.0	19.6	1661.1	
<b>(D)</b> La réussite scolaire dépend de l'origine culturelle et sociale ( $E_p A_p$ )( $EA_p$ )( $EE_p$ )	180	355.4	0.000	93.7	4.7	-1338.9	
Test de l'effet de X: Modèle (D)-(Modèle(D)-X)							
X=( $EE_p$ )	30		0.000				412.1
X=( $EA_p$ )	36		0.000				3338.8
<b>Autres villes (Femmes)</b>							
<b>(A)</b> Pas de lien entre origine socio-économique et réussite scolaire ( $E_p A_p$ )(E)	246	7233.5	0.000	0.0	27.9	4893.9	
<b>(B)</b> La réussite scolaire dépend de l'origine culturelle ( $E_p A_p$ )( $EE_p$ )	210	749.5	0.003	89.6	8.0	-1247.7	
<b>(C)</b> La réussite scolaire dépend de l'origine socio-économique ( $E_p A_p$ )( $EA_p$ )	216	4854.9	0.000	32.9	22.3	2800.6	
<b>(D)</b> La réussite scolaire dépend de l'origine culturelle et sociale ( $E_p A_p$ )( $EA_p$ )( $EE_p$ )	180	324.4	0.000	95.5	4.3	-1387.5	
Test de l'effet de X: Modèle (D)-(Modèle(D)-X)							
X=( $EE_p$ )	30		0.000				425.1
X=( $EA_p$ )	36		0.000				4530.5

Sources : enquêtes 1974, 1985/86, 1990, 1996, 2001. Champ : Les zones urbaines, les 23-69 ans. Pour l'ensemble, l'analyse porte sur les sept générations. Pour les hommes et pour les femmes séparément, la première génération n'est pas prise en compte (trop peu d'effectifs).

Lecture : l'adéquation du modèle aux données empiriques est mesurée par la statistique de vraisemblance  $G^2$ .  $G^2$  suit asymptotiquement une loi de  $\chi^2$  à ddl degrés de liberté. Si  $p < 0,05$ , alors l'hypothèse selon laquelle les données estimées par le modèle ne sont pas significativement différentes de celles des données empiriques est rejetée au seuil de 5%.  $rG^2$  donne le pourcentage de la distance entre les données estimées par le modèle (A) et les données empiriques qu'explique le modèle considéré.  $\Delta\%$  est la proportion de l'effectif total qui devrait être changé de case pour que la table estimée soit égale à la table observée. Aucun des modèles n'estime suffisamment bien les données pour que la différence entre les données estimées et les données empiriques soit significativement nulle. Le critère du BIC permet d'affirmer qu'un modèle doit être préféré à l'autre si son BIC est plus petit (d'au moins 6). L'indicateur du BIC est défini ainsi :  $BIC = G^2 - ddl \ln(N)$ .

A Lima comme dans les autres villes, l'effet de l'origine socio-économique sur la réussite scolaire est significatif même lorsque l'on prend en compte l'effet de l'origine culturelle (d'après le critère du BIC, le modèle (D) est meilleur que le modèle (B) qui ne prend en compte que l'origine culturelle dans l'explication de la réussite scolaire ; de plus, lorsque l'on teste à partir du modèle (D) les deux effets séparément, celui de l'origine socio-économique et celui de l'origine culturelle, les deux effets sont significatifs.

Cependant, l'origine culturelle joue un rôle bien plus important que l'origine socio-économique : le modèle (B) explique 83% de ce que le modèle (A), qui ne comprend aucun lien entre origine et réussite scolaire, est incapable d'expliquer<sup>30</sup> alors que le modèle (C) n'en explique que 52% ; en outre, le  $\chi^2$  de l'effet de l'origine culturelle est plus faible que celui de l'origine socio-économique lorsque l'on teste la significativité de chacun de ces effets à partir du modèle (D). Les inégalités d'opportunités scolaires s'expliquent donc plus par les inégalités culturelles entre les parents que par les inégalités socio-économiques. Ce résultat va à l'encontre de celui du modèle de Boudon (1973) selon lequel « les différences dans la qualité de l'héritage culturel en fonction de la classe sociale n'expliquent que dans une mesure très limitée l'inégalité des chances devant l'enseignement. » (p.303).

Ainsi, les inégalités culturelles et socio-économiques entre les groupes sociaux se combinent pour former les inégalités dans les niveaux d'éducation parmi les enfants. Le fait que, en zones urbaines, l'origine culturelle soit le facteur prépondérant du bagage familial à influencer sur la réussite scolaire va dans le sens de la théorie du capital culturel. La conséquence est qu'il ne suffit pas, pour diminuer les inégalités d'opportunités scolaires en ville, d'aider financièrement les ménages contraints pour qu'ils puissent éduquer leurs enfants comme il leur semble optimal de le faire. Réduire, par exemple, les inégalités socio-économiques par un système de bourses permettrait de diminuer les inégalités d'opportunités mais seulement dans une faible mesure.

## 5. RESUME ET CONCLUSION

Cette analyse a permis d'apporter quelques résultats clefs pour comprendre la naissance des inégalités socio-économiques au Pérou, en apportant des éclairages sur la formation des inégalités devant l'enseignement. Elle a montré comment les inégalités dans les niveaux scolaires se sont réduites au cours du siècle, grâce à une très forte expansion du système scolaire. L'éducation primaire est devenue quasiment universelle dans les villes, la brèche entre le niveau scolaire des filles et celui des garçons s'est résorbée dans les villes, celle entre le niveau scolaire de base de la population indigène et celui de la population non indigène également. Cependant, la population rurale a beaucoup moins profité de cette expansion que celle des villes et en particulier les femmes des campagnes. De plus, la population indigène reste discriminée dans l'accès à l'éducation supérieure et aucune tendance vers une réduction de ces inégalités ne se dessine.

Le lien entre l'origine culturelle et la réussite scolaire d'une personne s'est affaibli de manière continue dans les villes. Le relâchement de ce lien est également certain dans les campagnes, même s'il a été plus erratique. Cependant, ce gain en terme de mobilité scolaire s'explique pour les hommes en général et pour les femmes de la ville presque entièrement par l'expansion du système scolaire. Pour ces derniers, les inégalités d'opportunités face à l'enseignement sont restées les mêmes. En revanche, les femmes en milieu rural semblent connaître au cours du siècle une plus grande égalité des chances.

Plusieurs politiques publiques semblent être efficaces pour augmenter le degré d'égalité d'opportunités scolaires. Ces politiques consistent à améliorer l'offre d'éducation en procédant à une meilleure répartition géographique des dépenses publiques d'éducation, en particulier en développant le nombre d'établissements primaires en milieu rural et en investissant, dans les villes hors Lima, dans la qualité l'enseignement primaire et en développant l'enseignement secondaire public. Enfin, l'Etat peut mettre en place des politiques d'aides aux familles pour financer les études de leurs enfants. Mais, si ces politiques permettront d'augmenter l'égalité d'opportunités scolaires, leur impact sera limité dans la mesure où le plus important avantage/désavantage que peut avoir une personne pour réussir sa scolarité provient de son origine culturelle plus que de son origine socio-économique.

Une des limites de cette analyse est qu'elle ne prend pas en compte la qualité de l'enseignement, par manque d'information sur ce sujet. Pourtant, il a été montré qu'au Pérou, le développement du système éducatif s'est accompagné d'une baisse de la qualité de l'enseignement, en particulier de l'enseignement public. Une étude réalisée en 1994 sous la direction de l'UNESCO par le Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la

---

<sup>30</sup> D'après la statistique  $rG^2$

Calidad de la Educación (LLECE) compare la qualité de l'éducation en primaire dans treize pays d'Amérique Latine<sup>31</sup>. Les élèves des troisième et quatrième degrés du primaire ont été soumis à un test évaluant leur niveau en langue et en mathématiques. Les résultats sont accablants pour le Pérou. Le Pérou occupe la dernière place du classement<sup>32</sup> en mathématiques et la troisième dernière place en langue. De plus, la différence des niveaux des élèves, surtout en langue, entre le milieu rural et le milieu urbain est parmi les plus fortes des treize pays. En différenciant les écoles publiques des écoles privées, le Pérou gagne trois rangs dans le classement des écoles privées par rapport à celui des écoles publiques. Les rendements scolaires sont donc beaucoup plus faibles en zone rurale et pour les établissements publics. Une autre étude a été menée au Pérou en 1998<sup>33</sup> par la Unidad de Mediación de Calidad Educativa du Ministère de l'Éducation<sup>34</sup>, consistant à tester le niveau scolaire d'élèves du primaire et du secondaire en zones urbaines. Cette étude montre que c'est dans les départements les plus pauvres que les rendements scolaires sont les plus faibles. Ainsi, si tous les enfants péruviens ont accès à l'éducation basique (en ville tout au moins), il est clair qu'ils n'ont pas accès à la même éducation. Les rendements de l'éducation de base sont beaucoup plus faibles en zones rurales qu'en zones urbaines, dans les départements les moins développés socio-économiquement, dans les établissements scolaires publics que dans les privés.

La baisse de qualité de l'enseignement public fait que l'on sous-estime grandement les inégalités d'opportunités scolaires. En effet, cette baisse de qualité 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. Une fois que le plafond du développement de la couverture éducative est atteint, comme c'est le cas pour l'éducation primaire en milieu urbain, la différenciation entre les groupes se fait alors sur la qualité de l'éducation.

Le défi des politiques publiques en matière d'éducation était auparavant de permettre à tous l'accès à l'éducation. Il est nécessaire d'y ajouter un second, celui de l'accès pour tous à une éducation de qualité.

---

<sup>31</sup> Argentine, Bolivie, Brésil, Chili, Colombie, Costa Rica, Cuba, Honduras, Mexique, Paraguay, Pérou, République Dominicaine et Vénézuéla.

<sup>32</sup> Pour le troisième degré du primaire.

<sup>33</sup> CRECER (Creceer con Calidad y Equidad en el Rendimiento).

<sup>34</sup> L'échantillon est constitué de 576 écoles du primaire et 566 écoles du secondaire.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Andersen, L.E., 2001a – *Social Mobility in Latin America : Links with Adolescent Schooling*, Inter-American Development Bank, 39 p., Working Paper 433.
- Andersen, L.E., 2001b - *Low Social Mobility in Bolivia: Causes and Consequences for Development*, Kiel Institute of World Economics, 47 p., Working Paper 1046.
- Ansion, J., Lazarte, A., Matos, S., Rodriguez, J. & Vega-Centeno, P., 1998 – *Educación : La Mejor Herencia, Decisiones educativas y expectativas de los padres de familia, una aproximación empírica*, 277 p.; Lima : Fondo editorial de la Pontifica Universidad Católica del Perú.
- Banque mondiale, 1999 – Peru : “Education at a Crossroads. Challenges and Opportunities for the 21<sup>st</sup> Century”, 203 p., World Bank Report n°19066-PE.
- Bartholomew, D., 1982 – “Stochastic models for social processes”, 377 p.; New York: Wiley.
- Becker, G. & Tomes, N., 1986 – “Human Capital and the Rise and Fall of Families”, *Journal of Labor Economics*, 4(3): S1-S39.
- Behrman, J.R., Birdsall, N. & Szekely, M., 1998 - *Intergenerational Schooling Mobility and Macro Conditions and Schooling Policies in Latin America*, Inter-American Development Bank, 42 p., Working Paper 386.
- Behrman, J.R., Birdsall, N. & Szekely, M., 2001 - *Intergenerational Mobility in Latin America*, Inter-American Development Bank, 37 p., Working Paper 452.
- Binder, M. & Woodruff, C., 2002 – “Inequality and Intergenerational Mobility in Schooling: The case of Mexico”, *Economic Development and Cultural Change*, 50: 249-267.
- Bishop, Y.M.M., Fienberg, S.E., Holland, P.W., 1975 – “Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice”, 559 p ; Cambridge: MIT Press.
- Blossfeld, H-P. & Shavit, Y., 1993 – “Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries”, 395 p.; Colorado: Westview Press.
- Boudon, R., 1973 – « L'inégalité des chances », (3ème édition 1979), 398p. ; Paris: Armand Colin.
- Bourdieu, P. & Passeron, J.-C., 1964 – « Les héritiers », 192p. ; Paris : Editions de minuit.
- Bourdieu, P. & Passeron, J.-C., 1970 – « La reproduction », 284p. ; Paris : Editions de minuit.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. & Menendez, M., 2001 – Inequality of Outcomes, Inequality of Opportunities and Intergenerational Education Mobility in Brazil, 45 p.; mimeo.
- Cecchi, D., Ichino, A. & Rustichini, A., 1999 – “More equal but less mobile ? Education financing and intergenerational mobility in Italy and in the US”, *Journal of Public Economics*, 74: 351-393.
- Dahan, M. & Gaviria, A., 1999 - *Sibling Correlations and Social Mobility in Latin America*, Inter-American Development Bank, 29 p.; Working Paper 395.
- Erikson, R. & Goldthorpe, J.H., 1992 – “The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies”, 429 p.; Oxford: Clarendon Press.
- Fields, G. & OK, E., 1999 – “The measurement of income mobility: an introduction to the literature”, In: *Handbook on Income Inequality Measurement: 557-598*; ed: Jacques Silber, KLUWER Academic.

- Ganzeboom, H. & Luijkx, R., 2001 – Recent trends in intergenerational occupational class mobility: men in the Netherland 1970-1999, 27p, Mannheim Meeting Research Comittee on Social Stratification (RC28-ISA).
- Heath, A. & Payne, C., 1999 – *Twentieth century trend in social mobility in Britain*, CREST, 35 p, Working Paper 70.
- Herrera, J., 2002- *La Pobreza en el Perú 2001: una visión departamental*, 196p.; INEI IRD.
- Merton, R. 1953 – “Reference group theory and social mobility. In: *Class, Status and Power*”; ed: Bendix R., Lipset S.M., New York: Free Press.
- Ministerio de educación, 2000 – Resultados de las pruebas de matemática y lenguaje, ¿Qué aprendimos a partir de la Evaluación CRECER 1998, *Creceer Boletín*, 5/6 : 1-11.
- Ministerio de educación, 2001 - El Perú en el primer estudio internacional comparativo de la UNESCO sobre lenguaje, matemática y factores asociados en tercer y cuarto grado, *Boletín UMC*, 9 : 1-19.
- Ministerio de Trabajo y Promocion Social, 1967 – Encuesta de Hogares de Lima Metropolitana, Enero-Marzo.
- Portocarrero, G., Oliart, P., 1989 – *El Perú desde la escuela*, 236 p.; Lima : Instituto de apoyo agrario
- Roemer, J.E., 1998 – “Equality of opportunity”, 120 p., London: Harvard University Press
- Saavedra, J. & Melzi, R., 1998 – “Financiamiento de la educación en el Perú”. In: *Financiamiento de la educación en América Latina: 212-267*; ed: PREAL-UNESCO, Santiago.
- Saavedra, J. & Suarez, P., 2002 – *El financiamiento de la educación pública en el Perú: el rol de las familias*, Grade ,125 p., Documento de Trabajo 38.
- Shorrocks, A., 1978 – “The measurement of mobility”, *Econometrica*, 46(5): 1013-24
- Thelot, C. & Vallet, L-A., 2000 – « La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle », *Economie et Statistiques*, 334: 3-32
- Van De Gaer, D., Martinez, M. & Schokkaert, E., 1998 – Measuring intergenerational mobility and equality of opportunity, 26 p.; mimeo.
- Xie, Y., 1992 – “The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables”, *American Sociological Review*, 57:380-395

## Annexe 1 : Les indices de mobilité construits à partir de l'approche axiomatique

Shorrocks (1978) propose trois axiomes, (I), (PM) et (M) que devrait vérifier un indice de mobilité :

Soit une matrice de transition P, dont la somme de chaque ligne est égale à 1.

(I) Immobilité

$$\forall P \in \Gamma \quad M[P] \geq M[I]$$

(PM) Mobilité parfaite

$$\text{Soit } P^M = \frac{1}{n} u' \quad \text{avec } u = (1, \dots, 1)'. \text{ Alors } \forall P \in \Gamma \neq P^M, \quad M[P^M] > M[P]$$

(M) Monotonie

$$\text{Si } p'_{ij} \geq p_{ij} \quad \forall i \neq j \quad \text{et } \exists p'_{ij} > p_{ij}, \quad \text{alors } M[P'] > M[P]$$

Les deux premiers axiomes attribuent des bornes aux indices. Le premier axiome (I) pose la matrice de transition d'immobilité parfaite comme la matrice identité. L'indice d'immobilité a la plus faible valeur lorsque la matrice de transition donne à chaque personne une probabilité nulle d'atteindre une destination j différente de son origine i. Le deuxième axiome (PM) associe l'indice le plus élevé à la matrice de transition de mobilité parfaite, c'est-à-dire la matrice par laquelle les personnes d'origine i ont la même probabilité d'atteindre chacune des destinations j. Donc, un indice qui vérifie l'axiome (PM) permet d'évaluer la mobilité en terme d'indépendance de l'état final à l'état initial<sup>35</sup> ou encore comme moyen d'égaliser les opportunités. Enfin, par le troisième axiome (M), une matrice de transition P' dont les éléments diagonaux sont plus faibles que ceux de la matrice P, aura un indice de mobilité plus élevé que la matrice P. Cet axiome traduit alors une conception de la mobilité en terme de mouvement<sup>36</sup>. L'axiome (M) implique l'axiome (I) mais les axiomes (M) et (PM) sont incompatibles<sup>37</sup>. Par exemple, un indice qui vérifie (M) déterminera la matrice A comme plus mobile que B, alors qu'un indice qui vérifie l'axiome (PM) jugera A moins mobile que B. On choisira donc les indices de mobilité de sorte qu'ils vérifient les axiomes (I) et (PM).

Van de Gaer et al. (1998) proposent deux axiomes supplémentaires de sorte que l'indice de mobilité traduise le degré d'égalité d'opportunités de la société considérée. Ces axiomes sont :

(ANT) Anonymat entre les types

Soit  $E[P]$  une matrice obtenue à partir de la matrice P en permutant les lignes de P. Alors  $M[E[P]] = M[P]$ .

<sup>35</sup> Si l'on envisage la mobilité en terme d'indépendance de l'état final à l'état initial, la matrice de transition d'une société parfaitement mobile est dans ce cas :  $A = \begin{bmatrix} 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 \end{bmatrix}$ . Tous les individus ont la même probabilité d'atteindre un état donné, quel que soit leur état initial. Ce concept de la mobilité est le plus proche de celui d'égalité d'opportunités.

<sup>36</sup> Si l'on conçoit la mobilité en terme de mouvement, alors la matrice de transition d'une société parfaitement mobile est dans ce cas :  $B = \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$ ,

c'est-à-dire que tous les individus échangent leur position. Dans la société caractérisée par la matrice de transition B, les individus connaissent plus de mouvements que dans celle caractérisée par A mais leur situation finale dépend entièrement de leur situation initiale.

<sup>37</sup> Pour une justification, se référer à Shorrocks (1978)

(DEOT) Attrait des transformations qui égalisent les opportunités

Si  $\tilde{P}$  peut être obtenue par une séquence finie de EOT, alors  $M(\tilde{P}) = M(P)$ , où

EOT est une transformation qui égalise les opportunités, définie comme

$$\tilde{p}_{ij} = p_{ij} - \varepsilon; \quad \tilde{p}_{ik} = p_{ik} + \varepsilon; \quad \tilde{p}_{lj} = p_{lj} + \varepsilon; \quad \tilde{p}_{lk} = p_{lk} - \varepsilon \quad \varepsilon > 0, \quad j < k,$$

$$\tilde{C}_{i,r} \geq \tilde{C}_{l,r} \quad \forall r = 1, \dots, n \quad \text{où} \quad \tilde{C}_{l,r} = \sum_{j=1}^r \tilde{p}_{l,j}$$

L'axiome (ANT) est incompatible avec l'axiome (M) puisque que, par exemple, un indice qui vérifie l'axiome (M) sera le même pour la matrice de parfaite immobilité (matrice identité) et celle de parfaite mobilité en tant que génératrice de mouvements.

D'autres axiomes sont proposés dans la littérature économique et sociologique. Il n'est pas question ici d'en faire une revue exhaustive. Souvent, ils définissent des indices qui ne sont pas valables dans notre cas, soit parce qu'ils mesurent la mobilité d'une variable quantitative continue comme le revenu, soit parce qu'ils n'ont un sens que sous certaines contraintes que l'on ne peut accepter dans notre cas (matrices monotones) ou encore car ils se réfèrent à un aspect de la mobilité qui n'est pas le plus pertinent ici.

Les indices de mobilité qui sont présentés ici sont des indices qui approchent la mobilité comme moyen d'accroître l'indépendance de l'état futur à l'état d'origine. Un groupe d'indices est construit à partir des valeurs propres de la matrice de transition. La valeur propre la plus élevée de la matrice de transition P après  $\lambda_1$  (égale à 1),  $\lambda_2$ , indique la vitesse (ou plutôt son opposé) à laquelle la matrice P permet, dans un processus de Markov, de passer de la distribution initiale  $\pi_0$  à la distribution de l'équilibre stable  $\pi_e$ , c'est-à-dire le vecteur pour lequel  $\pi_e' = \pi_e' P$ . Plus exactement, la vitesse asymptotique de convergence est égale à  $-\log |\lambda_2|$ . Or la relation entre la vitesse de convergence et la mobilité est très étroite (Theil 1972). Si une société est parfaitement mobile, alors la matrice P permet d'atteindre le vecteur d'équilibre en une seule période. C'est le cas où  $|\lambda_2| = 0$ . A l'inverse, plus une société est rigide ou autrement dit, plus la mobilité sociale est faible et plus la vitesse de convergence est petite. Les indices construits à partir de  $\lambda_2$  sont les suivants :

$$M [P] = 1 - |\lambda_2|$$

et l'indice de Shorrocks :

$$M_h [P] = \exp \left[ \frac{\log 2}{\log |\lambda_2|} \right]$$

Ces deux indices sont compris entre 0 (immobilité parfaite) et 1 (mobilité parfaite). Ils vérifient les axiomes d'immobilité (I) et de mobilité parfaite (PM) mais ne vérifient pas celui de monotonie (M).

Deux autres indices sont construits à partir des valeurs propres de la matrice mais ne vérifient pas l'axiome de mobilité parfaite (PM) : l'indice de Prais et l'indice construit à partir de la moyenne géométrique des valeurs propres.

Dans le cas d'une immobilité parfaite,  $P = I$  et par conséquent, toutes les valeurs propres sont égales à un. La moyenne arithmétique des valeurs propres peut donc être une mesure de la mobilité. Or, par définition, la somme des valeurs propres est égale à la trace de la matrice. D'où l'indice de Prais :

$$M_t [P] = \frac{n - Tr[P]}{n - 1} \quad \text{où} \quad Tr[P] \text{ est la trace de la matrice P et n est la dimension de la matrice de transition.}$$

$M_t [P]$  vérifie les axiomes d'immobilité (I) et de monotonie (M), mais pas de mobilité parfaite (PM).

La critique que l'on peut faire à cet indice est qu'il réduit fortement l'information contenue dans la matrice de transition puisqu'il ne prend pas en compte les éléments de la matrice hors de la diagonale principale.

Dans le même ordre d'idée, la valeur absolue de la moyenne géométrique des valeurs propres donne une certaine mesure de la mobilité. Soit  $n$  la dimension de la matrice carrée  $P$ . Puisque le produit des valeurs propres de la matrice  $P$  est égal à son déterminant, on définit l'indice  $M_d [P]$  comme suit :

$$M_d [P] = 1 - |P|^{1/(n-1)}$$

Cet indice ne satisfait que l'axiome d'immobilité (I).

Un indice qui vérifie non seulement les axiomes (I) et (PM) mais aussi l'axiome (ANT) est celui que mesure la distance entre  $P$  et le vecteur d'équilibre  $\pi$  défini par  $\pi' = \pi' P$  :

$$M_f [P] = 1 - \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left| \frac{P_{ij} - \pi_j}{\pi_j} \right|$$

où  $\pi_j$  est l'élément  $j$  du vecteur d'équilibre  $\pi$ .

Il existe de nombreux autres indices mais qui ne prennent en compte que l'aspect « mouvement » de la mobilité, comme l'indice de Bartholomew (1982). Ils ne seront pas pris en compte car ce n'est pas cet aspect là de la mobilité qui nous intéresse.

## Annexe 2 : Présentation des modèles log-linéaires

### 1. Principe de la méthode<sup>38</sup>

Le principe de l'estimation par les modèles log-linéaires est de reconstituer une table de contingence de différentes variables en introduisant des interactions entre les variables et de tester ensuite si la table de contingence théorique ainsi obtenue est significativement similaire à la table de contingence réelle. Par exemple, si l'éducation d'une personne est indépendante de celle de son père, alors il serait possible de reconstituer la table de contingence à deux dimensions formée par ces deux variables en posant que chaque cellule est égale au produit des marges de la ligne et colonne correspondant à la cellule. Le modèle s'écrirait sous forme logarithmique ainsi :

$$\ln(F_{i,j,k}) = \mu + \lambda_i^O + \lambda_k^E$$

où  $F_{i,j}$  est la fréquence estimée de la cellule  $(i, j)$ ,  $O$  le niveau d'éducation du père,  $E$  l'éducation de l'interrogé,  $\lambda_i^O, \lambda_k^E$  les logarithmes des marges de la ligne  $i$  et de la colonne  $j$  respectivement. Si l'indépendance est vérifiée, un test de chi-2 montre que la fréquence estimée est significativement égale à la fréquence réelle. Si ce n'est pas le cas, on introduit un terme d'interaction entre l'éducation de la personne et celle de son père,  $\lambda_{i,k}^{OE}$ , qui est le logarithme du rapport entre la vraie fréquence de la cellule et la fréquence qu'elle aurait si les deux variables étaient indépendantes. Le logarithme de la fréquence est alors parfaitement estimée par la relation suivante :

$$\ln(F_{i,j,k}) = \mu + \lambda_i^O + \lambda_k^E + \lambda_{i,k}^{OE} . C'est le modèle saturé.$$

Si  $\lambda_{i,k}^{OE} = 0$ , alors les deux variables sont indépendantes.

<sup>38</sup> Pour une description plus formelle des modèles log-linéaires se référer à Bishop, Fienberg, Holland (1975)

## 2. Présentation des modèles

### Modèle (1)

Le modèle (1) suppose trois interactions, une entre l'éducation du père et la génération, une entre l'éducation de l'interrogé et la génération et enfin, une entre l'éducation de la personne et celle de son père. Ce modèle est souvent appelé modèle de constance des rapports des chances relatives (CnSF : constant social fluidity). Il est défini ainsi :

$$\ln(F_{i,j,k}) = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^G + \lambda_k^E + \lambda_{i,j}^{OG} + \lambda_{k,j}^{EG} + \lambda_{i,k}^{OE}$$

où O désigne l'origine sociale, approchée par le niveau d'éducation du père (7 modalités), E l'éducation de la personne (7 modalités) et G la génération (7 modalités pour Lima et les autres villes, 6 pour le milieu rural) ;  $F_{i,j,k}$  la fréquence de la cellule  $(i, j, k)$  de la table à trois entrées  $(O, E, G)$  ;  $\lambda_i^O, \lambda_k^E, \lambda_j^G$  sont les effets principaux de  $O, E, G$  respectivement sur la distribution des individus et enfin,  $\lambda_{i,j}^{OG}, \lambda_{k,j}^{EG}, \lambda_{i,k}^{OE}$  sont les interactions partielles entre, respectivement O et G étant donnée E, E et G étant donnée O et enfin O et E étant donnée G.

### Modèle (2)

Le modèle (2) est un modèle du type UniDiff<sup>39</sup>, c'est-à-dire que sans être le modèle saturé, il introduit une triple interaction entre l'éducation de la personne, son origine sociale et la génération. Il teste donc, en plus des interactions du modèle (1), l'effet du temps, c'est-à-dire de la génération, sur le lien entre l'éducation de la personne et celle de son père. Il est défini ainsi :

$$\ln(F_{i,j,k}) = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^G + \lambda_k^E + \lambda_{i,j}^{OG} + \lambda_{k,j}^{EG} + \lambda_{i,k}^{OE} + \beta_j \psi_{i,k}$$

où  $\psi_{i,k}$  traduit la forme de l'association statistique entre l'éducation de la personne et celle de son père,  $\beta_j$  est un paramètre qui exprime, pour la génération j considérée, la force relative de cette association. Si pour la première génération le coefficient  $\beta$  est fixé à 1 ( $\beta_1 = 1$ ), un paramètre inférieur à 1 pour une autre génération j signifie que le lien « pur » entre l'origine culturelle et la réussite scolaire s'est relâché entre la première génération et la génération j. A l'inverse, si  $\beta_j > 1$ , le lien est plus fort ou autrement dit, la fluidité est plus faible. Le modèle est dit uniforme car il suppose que tous les rapports des chances relatives (odds ratios) varient dans le même sens et avec la même intensité  $\beta_j$  pour la génération j : si le lien se relâche, il se relâche avec la même force entre toutes les catégories.

### Modèle (A) : pas de lien entre origine sociale et réussite scolaire

Dans le modèle (A), on ne prend qu'une seule interaction en compte, celle entre l'éducation du père et l'activité du père. Le modèle (A), modèle de référence, est défini comme suit :

$$\ln(F_{i,j,k}) = \mu + \lambda_i^E + \lambda_j^{E_p} + \lambda_k^{A_p} + \lambda_{j,k}^{E_p A_p}$$

où E désigne l'éducation de la personne (7 modalités),  $E_p$  son origine culturelle approchée par le niveau d'éducation de son père (7 modalités),  $A_p$  son origine socio-économique approximée par l'activité du père (6 modalités) ;  $F_{i,j,k}$  la fréquence de la cellule  $(i, j, k)$  de la table à trois entrées  $(E, E_p, A_p)$  ;  $\lambda_i^E, \lambda_j^{E_p}, \lambda_k^{A_p}$  sont les effets principaux de  $E, E_p, A_p$  respectivement sur la distribution des individus et enfin,  $\lambda_{j,k}^{E_p A_p}$  est l'interaction partielle entre  $E_p$  et  $A_p$  étant donnée E.

<sup>39</sup> Modèle log-multiplicatif « Uniform Difference », introduit dans la littérature par Erikson & Goldthorpe (1992), Xie (1992).

Modèle (B) : la réussite scolaire dépend de l'origine culturelle

Le modèle (B) introduit en plus du modèle (A) une interaction entre l'éducation de la personne et celle de son père :

$$\ln(F_{i,j,k}) = \mu + \lambda_i^E + \lambda_j^{E_p} + \lambda_k^{A_p} + \lambda_{j,k}^{E_p A_p} + \lambda_{i,j}^{EE_p}$$

Modèle (C) : la réussite scolaire dépend de l'origine sociale

Le modèle (C) est identique au modèle (A) auquel on ajoute l'interaction entre l'activité du père et l'éducation de la personne interrogée :

$$\ln(F_{i,j,k}) = \mu + \lambda_i^E + \lambda_j^{E_p} + \lambda_k^{A_p} + \lambda_{j,k}^{E_p A_p} + \lambda_{i,j}^{EA_p}$$

Modèle (D) : la réussite scolaire dépend de l'origine sociale et de l'origine culturelle

Le modèle (D) comprend trois interactions, celle entre l'éducation du père et l'activité du père, celle entre l'origine sociale et la réussite scolaire et enfin celle entre l'origine culturelle et la réussite scolaire :

$$\ln(F_{i,j,k}) = \mu + \lambda_i^E + \lambda_j^{E_p} + \lambda_k^{A_p} + \lambda_{j,k}^{E_p A_p} + \lambda_{j,k}^{EA_p} + \lambda_{i,j}^{EE_p}$$