

DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2000/10

Effets comparés de l'éducation publique et privée sur le processus d'insertion professionnelle, à Madagascar.

Florence Arestoff

Effets comparés de l'éducation publique et privée sur le processus d'insertion professionnelle, à Madagascar

Florence Arestoff^o *

Résumé

Pour comparer les effets de l'éducation publique et de l'éducation privée, l'importante étape de l'insertion professionnelle doit être analysée. En effet, le premier emploi exercé est sensé offrir à l'individu l'expérience professionnelle minimale qui, combinée à la formation initiale reçue, lui permettra d'occuper efficacement un poste dans le système productif. Dans le cas de Madagascar, nous montrons alors à l'aide d'un modèle de durée qu'en raison de la crise économique, les élèves issus de l'enseignement public sont désormais condamnés à rester au chômage plus longtemps que les autres avant d'obtenir leur premier emploi. Une fois entrés sur le marché du travail, il apparaît qu'à même niveau d'études, les anciens élèves du public perçoivent un revenu significativement plus faible que celui de leurs homologues du privé. Ce dernier résultat ne semble toutefois pas vérifié dans le secteur informel où le type d'éducation ne constitue pas une variable déterminante du revenu.

Abstract

Comparing the returns of public and private education supposes to deal with the integration in the labour market because the first job gives a minimal experience. Combined with the educational attainment, it will ensure a real efficiency of the participation to the productive system. In the Madagascar case, we use a duration model to show that the former pupils from public schools are now condemned to stay unemployed relatively longer because of the economic crisis. Once they get their first job, they will earn a relatively lower wage, for equal competencies. Nevertheless, this last result isn't checked in the informal sector where neither public nor private education explains wages significantly.

^oDIAL, Université Paris IX-Dauphine

* Adresse postale : 2, avenue de Versailles, 75016 Paris

E-mail : florence_arestoff@hotmail.com

Table des matières

<u>Introduction</u>	6
<u>Introduction</u>	6
<u>1. TEMPS DE CHÔMAGE ENTRE LA FIN DES ETUDES ET LE PREMIER EMPLOI : UN MODELE DE DUREE</u>	7
<u>1.1. Analyse descriptive</u>	8
1.1.1. <u>Présentation de la durée de chômage</u>	9
<u>Durée de chômage et niveau d'études</u>	11
<u>Durée de chômage et type d'éducation</u>	12
<u>1.2. Cadre théorique et méthode économétrique</u>	14
1.2.1. <u>Les modèles de recherche d'emploi</u>	14
1.2.2. <u>Les modèles de durée</u>	16
1.2.2.1 <u>Présentation du modèle économétrique</u>	16
1.2.2.2 <u>Méthodes d'estimation</u>	18
<u>1.3 Un modèle de durée de chômage avant le premier emploi</u>	20
1.3.1. <u>Les variables retenues</u>	21
1.3.2. <u>La description des fonctions non paramétriques</u>	23
1.3.3. <u>Résultats économétriques</u>	26
1.3.3.1 <u>Effets du type d'éducation</u>	28
1.3.3.2. <u>Effets des autres variables d'éducation</u>	31
1.3.3.3. <u>Effets des variables non éducatives</u>	32
<u>1.4. Conclusion</u>	33
<u>2 ANALYSE DES CARACTERISTIQUES DU PREMIER EMPLOI</u>	35
2.1. <u>Analyse descriptive</u>	35
2.1.1. <u>Présentation du premier emploi</u>	35
2.1.2. <u>Caractéristiques du premier emploi et niveau d'éducation</u>	38
2.1.3. <u>Caractéristiques du premier emploi et type d'éducation</u>	40
<u>2.2. Estimations des revenus du premier emploi</u>	42
2.2.1. <u>Equation estimée</u>	42
2.2.2. <u>Les variables retenues</u>	44
2.2.3. <u>Résultats obtenus sur échantillon total et par périodes</u>	44

<u>2.2.3.1. Tests de la stabilité du modèle entre les deux sous-périodes</u>	46
<u>2.2.3.2 Effets du type d'éducation</u>	47
<u>2.2.3.3 Effets des autres variables</u>	49
<u>2.2.4 Résultats obtenus dans les secteurs formel et informel</u>	50
<u>2.2.4.1. Orientation vers les secteurs formel ou informel</u>	52
<u>Effets du type d'éducation</u>	53
<u>Effets des autres variables</u>	53
<u>2.2.4.2. Equations de revenus des travailleurs formels et informels</u>	54
<u>Tests de la stabilité du modèle entre les deux secteurs</u>	54
<u>Effets du type d'éducation</u>	55
<u>Effets des autres variables</u>	55
<u>Bibliographie</u>	57

Tables des illustrations

<u>?</u>	<u>Tableau 1 : Durée moyenne de chômage et niveau d'études</u>	11
<u>?</u>	<u>Tableau 2 : Durée de chômage et type d'éducation par niveau d'études atteint</u>	13
<u>?</u>	<u>Tableau 3 : Estimation paramétrique (loi de Weibull) et semi-paramétrique (Cox) d'un modèle à risques proportionnels (issue : premier emploi stabilisé)</u>	27
<u>?</u>	<u>Tableau 4 : Revenu réel mensuel aux prix de 1997 et niveau d'études</u>	38
<u>?</u>	<u>Tableau 5 : Revenu réel moyen au prix de 1997 et niveau d'études, avant et depuis 1981</u>	38
<u>?</u>	<u>Tableau 6 : Catégorie socio-professionnelle, secteur institutionnel, et niveau d'études</u>	39
<u>?</u>	<u>Tableau 7 : Revenu réel moyen aux prix de 1997 et type d'éducation, par niveau d'études atteint</u>	40
<u>?</u>	<u>Tableau 8 : Secteur d'activité et type d'éducation, par niveau d'études atteint</u>	41
<u>?</u>	<u>Tableau 9 : Secteur institutionnel et type d'éducation, par niveau d'études atteint</u>	41
<u>?</u>	<u>Tableau 10 : Estimation de l'équation de revenu lnY depuis 1964 (MCO corrigés du biais de sélectivité), sur échantillon total et par périodes</u>	45
<u>?</u>	<u>Tableau 11 : Estimation du modèle de gains dans les secteurs formel et informel depuis 1964, avec correction des biais de sélectivité</u>	51
<u>?</u>	<u>Graphique 1: Durée passée au chômage (en %)</u>	9
<u>?</u>	<u>Graphique 2: Durée moyenne de chômage selon l'année de fin d'études (en mois)</u>	10
<u>?</u>	<u>Graphique 3: Fonction S(t), probabilité conditionnelle de rester au chômage au moins jusqu'à (t+1) mois</u>	24
<u>?</u>	<u>Graphique 4 : Fonction h(t), probabilité conditionnelle de sortir du chômage entre t et (t+1) mois</u>	25

<u>?</u>	<u><i>Graphique 5 : Fonction $-\log(S(t))$ ou fonction de risque intégré.....</i></u>	<u>25</u>
<u>?</u>	<u><i>Graphique 6 : Fonction $\log[-\log(S(t))]$.....</i></u>	<u>26</u>
<u>?</u>	<u><i>Graphique 7 : Effet total de l'éducation publique et privée sur la probabilité conditionnelle de sortir du chômage, en fonction de l'âge, depuis 1981.....</i></u>	<u>30</u>
<u>?</u>	<u><i>Graphique 8 : Evolution des revenus réels d'embauche aux prix de 1997 (en milliers de Fmg).....</i></u>	<u>36</u>
<u>?</u>	<u><i>Graphique 9 : Effet de l'éducation publique sur $\ln Y$, en fonction de l'âge, pour l'échantillon total.....</i></u>	<u>48</u>
<u>?</u>	<u><i>Annexe 1: Durée passée au chômage pour les individus ayant terminé leurs études avant 1981 (en %).....</i></u>	<u>61</u>
<u>?</u>	<u><i>Annexe 2: Durée passée au chômage pour les individus ayant terminé leurs études depuis 1981 (en %).....</i></u>	<u>62</u>
<u>?</u>	<u><i>Annexe 3: Démonstration de l'origine du biais de sélection dans le modèle de gains (ou de revenus).....</i></u>	<u>62</u>
<u>?</u>	<u><i>Annexe 4: Estimation de la participation au marché du travail depuis 1964 (Probit), sur échantillon total et par périodes.....</i></u>	<u>64</u>

Introduction

La notion d'insertion professionnelle est née dans les pays industrialisés où son étude s'est initialement développée pour juger de l'efficacité des diverses formations scolaires dans la préparation à la vie active. Les travaux empiriques auxquels elle a donné lieu, analysaient alors la rapidité d'obtention, la nature et le niveau de rémunération du premier emploi obtenu à la sortie du système scolaire afin d'identifier les formations les plus performantes¹. Ils se situaient dans une perspective d'offre de travail et non dans celle de demande de travail exprimée par des employeurs potentiels. Pour mesurer les conséquences d'une éducation publique ou privée sur le premier emploi à Antananarivo, nous adoptons la même optique. Nous analyserons non seulement le revenu, mais aussi le type d'emploi obtenu et la durée de chômage préalable à l'obtention de cet emploi.

Comparativement au parcours professionnel à venir, le premier emploi, en raison de ses spécificités, nous semble important. Il est censé permettre à l'individu concerné d'acquérir une expérience professionnelle minimale. Combinée à la formation initiale reçue, celle-ci lui permettra d'occuper efficacement un poste dans le système productif. Dans le cadre du marché du travail dakarois, Antoine *et al.* (1995) ont ainsi montré que ce premier emploi s'avérait souvent déterminant pour la suite de la carrière.

Comme les individus interrogés dans l'enquête SET97² que nous utilisons sont d'âge et de niveaux d'éducation différents, chacun a exercé son premier emploi à différentes dates³. On peut alors aisément supposer que l'impact du type d'éducation sur le processus d'insertion a évolué au cours du temps. Par conséquent, il est intéressant de vérifier si la dégradation de l'éducation publique que connaît Madagascar depuis le début des années 80 a eu des conséquences sur les conditions de l'insertion professionnelle des jeunes générations.

Dans une première section, nous mesurons l'effet du type d'éducation sur le temps de latence entre la fin des études et le premier emploi. Nous estimons un modèle de durée appliqué à deux populations selon qu'elles ont terminé leurs études, donc commencé à

¹ Les enquêtes utilisées adoptaient une optique longitudinale de type rétrospectif ou avec suivi dans le temps.

² Cette enquête fait l'objet d'une présentation détaillée dans Arestoff (2000).

³ En raison des caractéristiques de cette enquête, nous travaillons en coupe instantanée.

chercher du travail, avant ou après 1981. Nous considérons que cette date correspond au début de la crise économique, à l'origine d'une modification structurelle du système éducatif et du marché du travail. Le chômage étant supposé fonction de l'emploi recherché et du salaire de réservation (qui nous sont inconnus), nous précisons notre propos dans une seconde section. Nous nous attachons alors aux revenus d'embauche et autres caractéristiques du premier emploi que nous analysons sous l'hypothèse d'un marché du travail concurrentiel puis en supposant au contraire, que le marché du travail est segmenté. L'équation de revenus est alors estimée distinctement pour le secteur formel et pour le secteur informel.

1. TEMPS DE CHÔMAGE ENTRE LA FIN DES ETUDES ET LE PREMIER EMPLOI : UN MODELE DE DUREE

En nous préoccupant du temps de chômage avant l'obtention du premier emploi, nous mesurons la difficulté à s'insérer sur le marché du travail. Si le début du processus d'insertion est relativement simple à identifier puisqu'il correspond à la sortie du système scolaire, la fin de ce processus est beaucoup plus difficile à déterminer. Pour ce faire, nous utiliserons la définition de l'insertion proposée par Fourcade *et al.* (1994) :

« *processus qui conduit une personne sans expérience professionnelle à occuper une position stabilisée dans le système d'emploi* ».

Le concept de stabilisation est préféré à celui de stabilité car, dans un pays en développement, disposer d'un emploi stable c'est-à-dire d'un emploi dont l'horizon économique de pérennité est élevé (au moins plusieurs années) n'est le cas que d'une faible part de la population active. Or, un individu peut très bien occuper durablement des positions instables telles que l'exercice d'activités informelles tout en ayant acquis une expérience suffisante pour assurer son insertion professionnelle. Paul et Vernières (1995) considèrent qu'un individu est inséré dès lors qu'il atteint, dans l'emploi occupé, une productivité proche de la moyenne des autres travailleurs, et que cet emploi ne peut plus être considéré comme un emploi d'attente, donc occupé en attendant un autre emploi plus conforme aux espérances de l'intéressé.

Pour caractériser la stabilisation, l'enquête SET97 retient la durée d'occupation de l'emploi : les individus sont interrogés sur le premier emploi exercé pendant une durée d'au moins six mois. Ce choix nous semble plus pertinent que d'autres critères objectifs

tels que le statut de l'emploi ou le secteur institutionnel de l'activité mais il semble aussi préférable aux critères subjectifs qui laisseraient à l'individu lui-même la possibilité de juger un emploi comme étant stabilisé ou non.

En contrepartie, ce choix nous oblige à considérer comme chômeurs des individus qui exercent des emplois précaires. Cette restriction est indéniablement forte dans le cadre d'un pays en développement mais il n'est pas évident qu'elle nuise à la qualité des résultats obtenus car les enquêtés entrés sur le marché du travail depuis suffisamment longtemps auraient peut-être été enclins à omettre leurs emplois de courte durée ou auraient eu des difficultés pour les définir précisément en termes notamment de salaire, de catégorie socioprofessionnelle, etc.

Parallèlement, l'enquête ne permet pas de distinguer les inactifs des chômeurs, parmi les individus qui n'ont jamais obtenu d'emploi stabilisé. Or, si les inactifs n'ont jamais cherché à intégrer le marché du travail⁴, les chômeurs chroniques sont en permanence à la recherche d'un emploi de plus de six mois et exercent donc sans cesse des emplois précaires. Afin de limiter l'assimilation fallacieuse des inactifs aux chômeurs, nous sommes contraints de faire l'hypothèse suivante : sont considérés comme inactifs « permanents » les individus âgés d'au moins 18 ans ayant terminé leurs études, inactifs au moment de l'enquête Emploi⁵, et n'ayant jamais occupé un emploi pendant une durée supérieure ou égale à six mois.

Ces critères concernent 226 individus, soit 9,1% de l'échantillon pondéré⁶. Nous les retirons donc de l'analyse du temps de chômage.

1.1. Analyse descriptive

Dans le cadre de l'analyse descriptive, les individus n'ayant pas encore trouvé d'emploi stabilisé au moment de l'enquête sont exclus de l'échantillon⁷. Nous verrons dans la

⁴ La phase Emploi de l'enquête considère comme inactifs les individus qui n'ont pas cherché un emploi au cours des quatre dernières semaines. Elle ne nous informe donc pas sur la situation d'inactivité ou de chômage de l'individu à sa sortie du système scolaire.

⁵ On rappelle que la collecte des données de l'enquête Emploi s'est déroulée en Avril 1997, soit un mois avant l'enquête SET97.

⁶ Il s'agit exclusivement d'individus qui n'ont pas fait d'études ou qui ne les ont pas terminées en 1997.

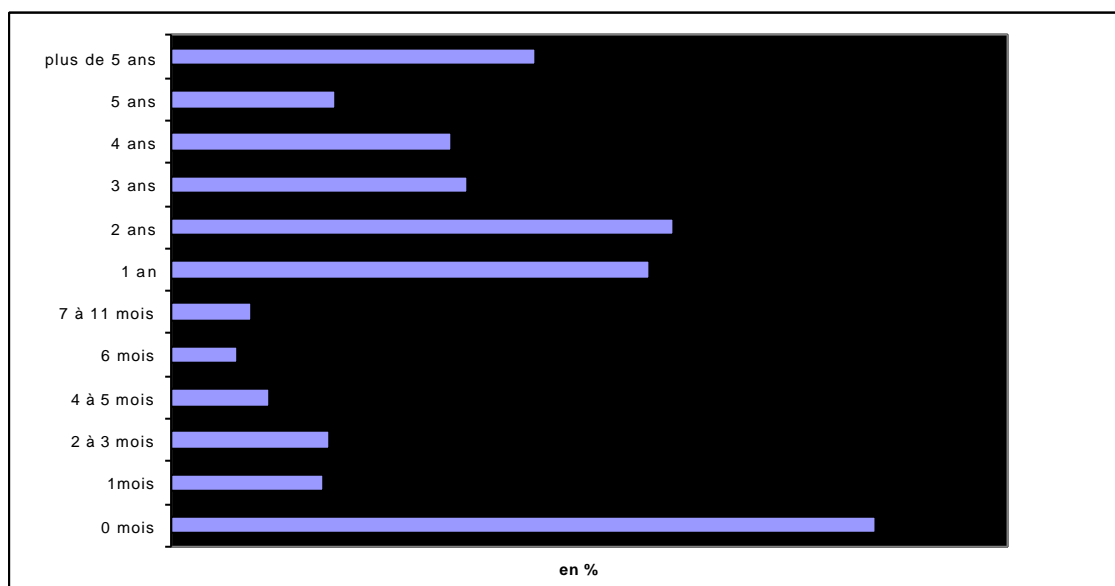
partie économétrique que l'un des avantages du modèle de durée est justement de permettre le traitement de ces données censurées.

1.1.1. Présentation de la durée de chômage

Selon le graphique 1, environ 30% des individus ont dû patienter de un à deux ans après la fin de leurs études avant d'obtenir leur premier emploi stabilisé et presque 11% ont attendu plus de cinq ans.

Cependant, un cinquième de la population a aussi connu une période de chômage post-scolaire inférieure à un mois ce qui laisse supposer que nombre d'individus ont conjugué scolarisation et participation à l'activité productive⁸.

? Graphique 1: Durée passée au chômage (en %)



Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Toutefois, ce graphique ne distingue pas la population selon la période au cours de laquelle elle a cherché son premier emploi. Or, nous recensons grossièrement trois grandes périodes dans l'évolution du marché du travail :

- Avant 1972 : domination du salariat, dans une économie relativement stable.

⁷ Notre échantillon comprend alors 1944 observations.

⁸ L'enquête SET97 ne nous permet pas de savoir si un élève ou un étudiant travaille en suivant des études car ne sont interrogés sur leur insertion professionnelle que les élèves ayant terminé leur scolarisation.

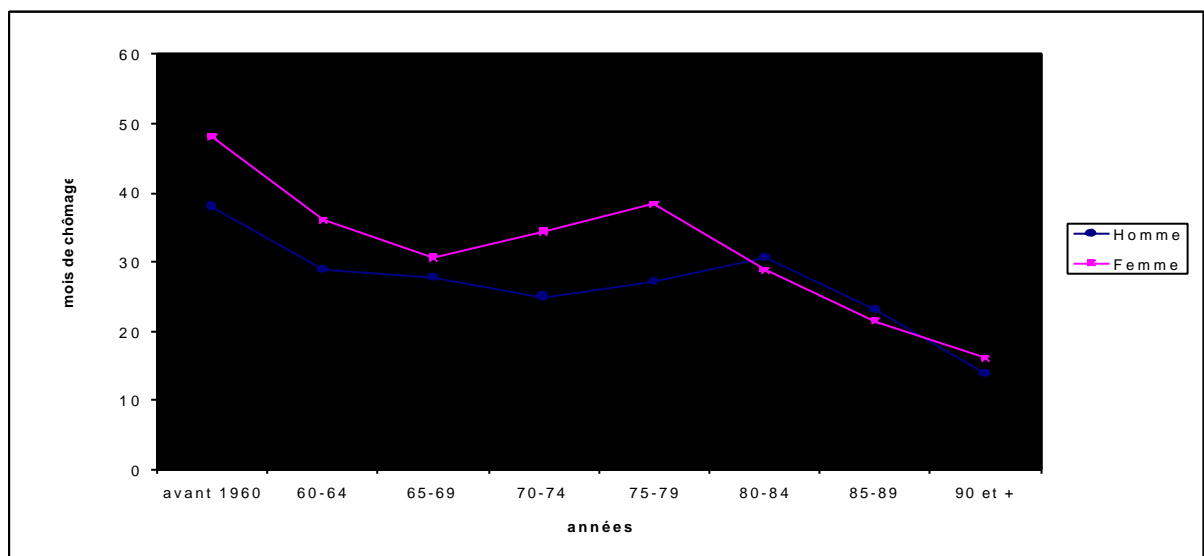
- Entre 1972 et 1981 : mutations de la structure économique.
- Après 1981 : crise économique à l'origine de la pénurie des emplois publics et de l'essor fulgurant du secteur informel.

En supposant que l'année 1981 constitue la principale date de rupture du marché du travail, nous décomposons notre population en deux sous-échantillons. Ils comprennent respectivement les individus qui ont terminé leurs études donc commencé à chercher du travail avant ou depuis 1981. Pour chacun d'eux, la fréquence des différentes durées de chômage est représentée en annexes 1 et 2.

Quel que soit l'échantillon, nous retrouvons alors des résultats assez proches de ceux obtenus dans le graphique 1.

Nous pouvons aussi représenter l'évolution de la durée moyenne de chômage selon l'année de fin d'études, ou année d'entrée en situation de chômage (graphique 2).

? Graphique 2: Durée moyenne de chômage selon l'année de fin d'études (en mois)



Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Même si les chiffres de durée moyenne de chômage doivent être interprétés avec réserve, ils n'en constituent pas moins un indicateur de l'extrême difficulté à s'insérer de façon stabilisée sur le marché du travail. En effet, la durée de chômage moyenne des hommes atteint plus de deux ans (26 mois) et elle est encore supérieure chez les femmes (29,5 mois).

Au fil des années, la durée de chômage moyenne mais aussi l'écart entre les sexes ont eu tendance à se réduire sensiblement. L'entrée dans la crise économique semble avoir favorisé ces phénomènes car ils se sont renforcés depuis le début des années 80. Néanmoins, il faut se garder d'interpréter trop hâtivement les performances récentes du marché du travail car le graphique 2 ne concerne que les individus qui ont effectivement trouvé un emploi. Or, entre 1990 et 1997, ce n'est le cas que de 75,5% de la population étudiée.

Durée de chômage et niveau d'études

Pour étudier l'impact de l'éducation sur le premier emploi obtenu à la fin des études, nous avons été conduits à ne conserver dans notre échantillon que les individus âgés d'au moins 18 ans. Nous avons aussi retiré les migrants⁹ dont le comportement est supposé trop différent de celui des non-migrants à l'entrée sur le marché du travail¹⁰. Il s'avère alors que tous les individus observés sont au moins allés à l'école primaire.

? Tableau 1 : Durée moyenne de chômage et niveau d'études

en mois	Primaire	Secondaire 1 ^{er} cycle	Secondaire 2 nd cycle	Supérieur
Echantillon total	38,1	27,8	19,3	14,9
Avant 1981	39,7	31,6	22,7	23,6
Depuis 1981	34,3	24,1	17,1	13,1

Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Sur l'échantillon total, avant ou depuis 1981, le tableau 1 indique que la durée moyenne de chômage décroît avec le niveau d'études atteint. D'environ 3 ans pour un individu qui a abandonné en primaire, elle est comprise entre un et deux ans pour celui qui a suivi des études supérieures. Seule exception : parmi les individus ayant terminé leur scolarité avant 1981, ceux qui ont abandonné les études en 2nd cycle du secondaire sont, en moyenne, restés moins longtemps au chômage (22,7 mois) que ceux qui ont poursuivi jusqu'au cycle supérieur (23,6 mois). Ce résultat s'explique par une exigence

⁹ Nous considérons comme migrants les individus qui ne sont pas nés à Antananarivo.

¹⁰ Cette limitation de l'échantillon sera appliquée à l'ensemble des analyses de l'insertion professionnelle en fonction de l'éducation.

accrue des étudiants en termes d'emploi futur. De milieu socio-économique relativement favorisé, ils ont en effet les moyens financiers d'attendre plus longtemps leur premier emploi, notamment si celui-ci est un emploi dans la fonction publique. Mais ce n'est plus le cas depuis 1981.

De fait, la population qui a débuté sa recherche d'emploi avant 1981 a connu une période de chômage post-scolaire supérieure à celle des générations futures. Si ce phénomène vaut pour tous les niveaux d'études, l'écart entre les durées de chômage constatées avant et depuis 1981 semble augmenter avec le cycle d'études atteint. Ainsi, entre les deux périodes, les sortants du primaire voient leur durée moyenne de chômage baisser de 13% par rapport à leurs aînés (34,3 mois contre 39,7 mois) et cette baisse atteint 44% pour les sortants du supérieur. Nous pouvons donc supposer qu'avec la crise économique, les individus ont revu à la baisse leurs prétentions en termes d'emploi et de salaire espérés afin de minimiser ce temps de latence.

Il s'agit là d'une réaction à la crise que l'on ne peut cependant pas généraliser. Cogneau *et al.* (1996) ont observé au Cameroun que la récession économique des années 80, en bloquant les recrutements dans l'administration et dans de nombreuses entreprises privées inefficaces avait, au contraire, entraîné une forte poussée du chômage des diplômés.

Durée de chômage et type d'éducation

Pour étudier l'effet que peut avoir une éducation publique ou privée sur la durée de chômage, nous retenons le type d'établissement dans lequel l'individu a été le plus fréquemment inscrit au cours de sa scolarité¹¹. Il s'agit donc d'une définition impure du type d'éducation reçue mais qui nous permet de disposer d'un nombre d'observations par catégorie plus élevé que si nous n'avions conservé que les individus ayant reçu une

¹¹ Comme nous ne connaissons pas le nombre d'années passées au sein de chacun de ces établissements, nous nous référons au nombre d'établissements fréquentés dans le public et dans le privé. Nous faisons alors l'hypothèse qu'un individu ayant été inscrit dans un plus grand nombre d'écoles publiques que d'écoles privées au cours de sa scolarité, a reçu une éducation majoritairement publique.

éducation totalement publique (45% de la population des non migrants âgés d'au moins 18 ans) ou totalement privée (23%).

Par ailleurs, la distinction entre établissements supérieurs publics et privés étant tenue¹², pour les 18,5% d'individus de notre échantillon qui ont suivi des études supérieures, le type d'éducation reçue sera déduit des établissements fréquentés en primaire, 1^{er} et 2nd cycle du secondaire uniquement.

Dans le tableau 2, les individus qui n'ont pas connu de période de chômage avant l'obtention de leur premier emploi sont dissociés de ceux ayant chômé durant une période allant de un mois à un an et de ceux qui ont chômé pendant plus d'un an¹³.

? Tableau 2 : Durée de chômage et type d'éducation par niveau d'études atteint

en %	Primaire		Secondaire 1 ^{er} cycle		Secondaire 2 nd cycle ou supérieur	
	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé
0 mois	21,5	18,5	13,8	13,7	24	17,4
D'un mois à un an	16,8	21,5	38,4	27,9	38,4	47,3
Deux ans ou plus	61,7	60	47,8	58,4	37,6	35,3
Total	100	100	100	100	100	100

Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

La probabilité de trouver un emploi stabilisé dès la fin des études est toujours plus élevée après une éducation majoritairement publique. En revanche, pour tous ceux qui ont connu une période de chômage non nulle, il devient difficile de différencier les effets des deux types d'éducation. Les individus de niveau d'études soit primaire, soit 2nd cycle du secondaire (ou supérieur), semblent légèrement moins à même de connaître le chômage pendant deux ans ou plus s'ils ont reçu une éducation essentiellement privée. Au contraire, ceux qui ont abandonné les études en 1^{er} cycle du secondaire, seront relativement moins nombreux à patienter plus d'un an avant de trouver un emploi stabilisé s'ils ont opté pour une éducation publique.

¹² Les écoles supérieures publiques et privées présentent davantage de similitudes dans leurs caractéristiques que n'en présentent l'université (publique) et les écoles supérieures publiques.

1.2. Cadre théorique et méthode économétrique

L'analyse descriptive qui précède a été conduite indépendamment des catégories de personnes en cours d'insertion. Pour qu'une telle hypothèse soit acceptable, il convient donc de supposer que la catégorie sociale d'appartenance, par exemple, n'a pas d'influence sur les modalités de l'insertion. Or, rien ne porte à le faire.

Afin de rendre compte de l'hétérogénéité des situations individuelles au moment de la recherche d'un emploi, des analyses micro-économétriques se sont développées depuis la fin des années 70.

La plupart d'entre elles sont fondées sur des modèles théoriques d'équilibre partiel (*job search*), avec des spécifications diverses.

1.2.1. Les modèles de recherche d'emploi

Les modèles théoriques de recherche d'emploi ont été introduits par Stigler en 1962 puis reformulés par McCall en 1970 et Lippman and McCall en 1976. Ils reposent sur l'hypothèse que le chômeur a accès à un certain nombre d'offres d'emploi qui lui parviennent aléatoirement, chacune étant caractérisée par un salaire propre. Celui-ci est aussi supposé aléatoire mais issu d'une distribution exogène connue du demandeur d'emploi. Lors de la prise de connaissance de cette offre, l'individu a alors le choix entre l'accepter ou la refuser. Pratiquant un arbitrage intertemporel, le demandeur d'emploi compare l'espérance de revenu que lui rapportera cet emploi avec celle qu'il associe au fait de rester au chômage pour attendre une offre plus favorable.

La politique optimale consiste à choisir entre un ensemble de salaires supérieurs ou égaux au salaire dit de réservation. Celui-ci diffère en chaque point du temps : il augmente si la valeur moyenne de la distribution des salaires offerts ou la probabilité de recevoir une offre d'emploi s'accroissent, et il diminue dans les cas contraires.

¹³ En raison d'un nombre d'observations insuffisant, nous renonçons à décomposer l'échantillon selon que le début (*footnote continued*)

Soit $p(y)$ la fonction de distribution des salaires offerts. La probabilité qu'une offre d'emploi soit acceptable est donnée par la probabilité π que le salaire offert soit supérieur ou égal à y^* , le salaire de réservation :

$$p = \int_{y^*}^{\infty} p(y) dy$$

Pour tout salaire proposé inférieur au salaire de réservation, l'emploi sera automatiquement refusé. Pour le salaire de réservation, l'individu est indifférent entre accepter l'emploi ou le refuser.

Etant donné une distribution de salaires offerts et un mécanisme particulier représentant la proportion d'offres d'emploi auxquelles l'individu est à même de répondre, choisir parmi une séquence de salaires au moins égale au salaire de réservation implique de déterminer une séquence de probabilités d'accepter l'emploi alors que l'individu était encore au chômage jusqu'à présent. La durée de chômage joue donc un rôle critique dans les théories de la recherche d'emploi car la probabilité de trouver un emploi n'est pas toujours la même. Ainsi, elle peut diminuer lorsque la durée de chômage s'accroît car l'intensité de la recherche s'amenuise, ou augmenter car l'individu abaisse alors son salaire de réservation.

Supposons qu'une offre d'emploi soit issue d'un processus purement aléatoire selon la fonction $f(t)$ qui représente l'intensité à laquelle les opportunités d'emploi se présentent. La probabilité de disposer d'une offre d'emploi entre la période t et la période $(t + dt)$ est alors $f(t)dt$.

Le choix du salaire de réservation $y^*(t)$ permet alors de calculer un taux de transition du chômage vers l'emploi dans l'intervalle de temps de t à $(t + dt)$, soit :

$$h(t)dt = p \cdot f(t)dt$$

$h(t)dt$ correspond au produit de la probabilité qu'une offre d'emploi soit acceptable et du taux d'arrivée des offres entre t et $(t + dt)$.

de la recherche d'emploi ait eu lieu avant ou depuis 1981.

$h(t)$ représente la fonction de hasard ou fonction de risque de la distribution des durées de chômage, soit la probabilité conditionnelle (à la durée de chômage déjà écoulée) d'accepter un emploi.

1.2.2. Les modèles de durée

La séquence des salaires de réservation est une notion théorique difficile à appréhender à partir d'une base de données. Les études empiriques sur les durées de chômage notamment initiées par Lancaster (1979) et Nickell (1979), estiment alors économétriquement des formes fonctionnelles des lois de durée de chômage, sans lien explicite avec les comportements micro-économiques sous-jacents.

1.2.2.1 Présentation du modèle économétrique

Pour estimer $h(t)$, la probabilité conditionnelle de sortir du chômage séparant la fin des études de l'obtention du premier emploi, nous aurions pu utiliser un modèle de régression sur variables qualitatives de type Probit ou Logit. Nous aurions alors estimé la probabilité de trouver un emploi en fonction du nombre de mois de chômage.

L'intérêt d'un modèle de durée réside essentiellement dans le fait qu'il permet de conserver dans l'échantillon des individus encore au chômage au moment de l'enquête, soient des observations censurées à droite. Concernant ces individus, la seule information dont nous disposons est la suivante : nous savons que leur temps de chômage avant l'obtention du premier emploi sera au moins égal à celui qu'ils ont déjà passé au chômage.

Soit T , la durée de chômage effective,

T^* , la durée de chômage aléatoire d'un individu non censuré,

c , la durée de chômage censurée d'un individu qui n'a toujours pas trouvé d'emploi au moment de l'enquête,

et *censure*, une variable indicatrice égale à 1 si l'observation est censurée, et égale à zéro sinon.

$T = c$, si *censure* = 1.

$T = T^*$ si *censure* = 0.

Le modèle de durée suppose que les individus dont les durées de chômage sont censurées, sont représentatifs de tous les individus dont les durées de chômage sont au moins égales à c . Si l'on considère c comme une variable aléatoire, alors c doit être indépendant de T^* après prise en compte des autres facteurs explicatifs de la durée de chômage.

La distribution des probabilités de durées de chômage T peut être spécifiée par la fonction de répartition suivante :

$$F(t) = \Pr(T < t)$$

$F(t)$ représente alors la probabilité qu'une durée de chômage T dure moins de t périodes.

La fonction de densité correspondante est :

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt}$$

Par $f(t)dt$, on connaît alors la probabilité que la durée de chômage T prenne fin entre t et $(t + dt)$ périodes. Ces fonctions permettent de déterminer la **fonction de survie $S(t)$** et la **fonction de risque $h(t)$** , déjà présentée précédemment sous sa forme théorique.

La fonction $S(t)$ calcule la probabilité de rester au chômage pendant t périodes ou plus, pour chaque membre de la population, en supposant que les conditions de la recherche d'emploi des années précédentes se maintiennent.

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T \geq t)$$

La fonction $h(t)dt$ permet de déterminer la probabilité conditionnelle qu'une durée de chômage s'achève entre t et $(t + dt)$ périodes, sachant que le chômage a déjà duré t périodes.

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{\left[\frac{dF(t)}{dt} \right]}{S(t)} = \frac{\left[-\frac{dS(t)}{dt} \right]}{S(t)}$$

$$\Leftrightarrow h(t) = \frac{-d \ln S(t)}{dt}$$

1.2.2.2 Méthodes d'estimation

Les modèles de durée se prêtent à divers types d'estimation.

L'estimation non paramétrique vise à donner une approximation de l'une ou plusieurs des différentes fonctions caractérisant la distribution observée (F ou h le plus souvent) sans faire d'hypothèses sur celle-ci. Or, les disparités des risques de mobilité sur le marché du travail résultant *a priori* d'un ensemble de facteurs exogènes décrivant les caractéristiques des individus, il nous semble nécessaire d'évaluer les effets de ces facteurs sur les probabilités de transition d'un état de chômage à un état d'emploi. Pour ce faire, il nous faudra donc utiliser une méthode d'estimation paramétrique ou semi-paramétrique.

Il existe deux sortes de modèles de durée conditionnels aux variables explicatives : les modèles à vie accélérée et les modèles à risques proportionnels. Dans nos estimations, nous choisirons les seconds.

Dans les **modèles à vie accélérée**, les régresseurs ont un effet multiplicatif sur la fonction de survie :

$$S(t, X, \mathbf{b}, h_0) = S_0(t \cdot f(X, \mathbf{b}))$$

avec X , le vecteur des variables explicatives,

β , les coefficients de ces variables,

et $S_0(t)$, la fonction de survie de base c'est-à-dire la fonction de survie de l'individu de référence, issu d'une population homogène dont les caractéristiques correspondent aux valeurs nulles des variables explicatives [$f(.) = 1$].

Dans les **modèles à risques proportionnels** introduits par Cox (1972, 1975), les régresseurs ont un effet multiplicatif sur la fonction de risque.

La fonction de risque $h(t)$ dépend alors du vecteur X de coefficients β , et d'une variable aléatoire $h_0(t)$ qui représente la durée de chômage au moment où l'individu de référence obtient un emploi.

Etant inconnus, les coefficients β et la fonction de risque de base $h_0(t)$ devront être estimés. Ils sont supposés être les mêmes pour tous les individus.

$$h(t, X, \mathbf{b}, h_0) = h_0(t) \mathbf{f}(X, \mathbf{b})$$

avec $\mathbf{f}(X, \mathbf{b}) = \exp(X\mathbf{b})$, comme nous le supposons dans les modèles avec variables explicatives.

La fonction de risque s'écrit alors :

$$h(t) = h_0(t) e^{\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 x_1 + \dots + \mathbf{b}_k x_k}$$

Les variables explicatives ont donc un effet multiplicatif sur $h_0(t)$.

Pour procéder à l'estimation de $h(t)$, nous pouvons alors utiliser un modèle paramétrique ou un modèle semi-paramétrique.

Les estimations paramétriques supposent donnée la forme de la distribution de base. Ainsi, la fonction de risque de base $h_0(t)$ peut, par exemple, être distribuée selon une loi exponentielle ou une loi de Weibull. Les paramètres sont alors estimés par la méthode classique du maximum de vraisemblance.

Pour la régression exponentielle, $h_0(t) = \gamma$, $\gamma > 0$, $t \geq 0$. Sous cette spécification, $h_0(t)$ est constant c'est-à-dire que la probabilité conditionnelle de trouver un emploi, pour l'individu dont les caractéristiques correspondent aux valeurs nulles des variables explicatives, ne dépend pas du temps de chômage déjà passé.

Si on normalise $h_0(t)$ à 1, la spécification d'une régression exponentielle devient alors :

$$h(t, X, \mathbf{b}) = \exp(\mathbf{X}\mathbf{b})$$

Pour la régression de Weibull, $h_0(t) = \lambda\gamma^\lambda t^{\lambda-1}$, avec $\lambda > 0$, $\gamma > 0$, $t \geq 0$.

λ est le paramètre de configuration estimé à partir des données. Sous cette spécification, $h_0(t)$ est une fonction monotone croissante de la durée de chômage lorsque $\lambda > 1$ ¹⁴, et monotone décroissante quand $\lambda < 1$. Quand $\lambda = 1$, $h_0(t)$ est égal à la constante γ et l'on retrouve la distribution exponentielle.

Parallèlement, le choix d'un modèle à risques proportionnels donne l'opportunité d'estimer le modèle par une méthode semi-paramétrique [Kalbfleisch and Prentice (1980) et Cox and Oakes (1984)] ce que ne permet pas un modèle à vie accélérée. Il n'est alors plus nécessaire de spécifier la forme de la fonction $h_0(t)$ donc de postuler une distribution arbitraire des durées, puisque le risque de base est estimé non paramétriquement. L'estimation des paramètres β est obtenue par maximisation de la fonction de vraisemblance partielle.

Cette méthode est assez couramment pratiquée dans les modèles relativement récents tels que ceux de Katz and Meyer (1990) et Joutard et Werquin (1992).

1.3 Un modèle de durée de chômage avant le premier emploi

Pour analyser la durée de chômage préalable à l'obtention du premier emploi stabilisé des jeunes tananariviens, et plus précisément, pour déterminer dans quelle mesure elle dépend du type d'éducation reçue, nous mettons en œuvre un modèle de durée à risques proportionnels.

¹⁴ Certains auteurs font référence non pas à λ mais à $\sigma = 1/\lambda$.

1.3.1. Les variables retenues

Afin d'estimer la probabilité conditionnelle de sortie du chômage, nous cherchons à isoler les variables explicatives de la durée de chômage¹⁵. Le vecteur X comprend les variables suivantes :

- **Le type d'éducation, public ou privé.** Il s'agit d'une variable indicatrice qui prend la valeur 1 quand l'individu a été inscrit dans un plus grand nombre d'écoles publiques que d'écoles privées au cours de sa scolarité, et la valeur 0 sinon. Il est important de ne pas se contenter du type du dernier établissement fréquenté mais de prendre en compte l'ensemble des établissements dans lesquels l'individu a été inscrit pendant sa scolarité. En effet, si le type du dernier établissement est corrélé avec le type des établissements antérieurement fréquentés alors l'effet de cette variable sur les gains sera biaisé.

Certaines enquêtes ont déjà révélé le puissant effet des établissements fréquentés sur le taux d'accès aux emplois. Ainsi, au Niger, la probabilité d'occuper un emploi au moment de l'enquête¹⁶ est de 68% plus importante pour les diplômés d'établissements considérés comme bons relativement aux diplômés d'établissements considérés comme moins bons (Paul et Vernières, 1995).

- **Les variables croisées (type d'éducation * âge) et [type d'éducation * (âge)²].** Elles rendent compte de l'évolution dans le temps de l'impact de l'éducation publique sur la durée de chômage.
- **L'âge,** variable dont il convient de rappeler la signification particulière dans le cas présent.

¹⁵ Pour les individus n'ayant jamais eu d'emploi stable, la durée de chômage correspond à la différence entre l'âge de l'individu au moment de l'enquête et son âge à la fin de ses études. Pour les autres, la durée de chômage (observée) est explicitement demandée dans l'enquête.

¹⁶ La forme de cette enquête est différente de celle de SET97 : des jeunes, tous sortis du système scolaire entre 1985 et 1987 ont été suivis pendant quelques années après la fin de leurs études afin d'étudier spécifiquement leur mode d'insertion professionnelle.

La plupart des travaux qui intègrent l'âge parmi les variables explicatives de la durée de chômage s'appuient sur des données transversales : différents individus sont interrogés à une date t sur leur situation actuelle. La variable âge permet alors de comparer les probabilités conditionnelles de sortir du chômage pour des individus plus ou moins âgés.

Au contraire, dans cette recherche, différents individus sont interrogés sur le premier emploi stabilisé de leur parcours professionnel, ce premier emploi ayant été obtenu à différents moments du temps pour chacun d'eux. La variable âge (de l'individu, en 1997) informe alors sur la période à laquelle le demandeur d'emploi s'est confronté au marché du travail mais nullement sur son âge à ce moment-là.

- **Le niveau d'études.** Comme nous supposons que l'effet du nombre d'années d'études réussies sur la probabilité conditionnelle de trouver un emploi n'est pas linéaire, cette variable est fragmentée en variables indicatrices selon le cycle d'études atteint : primaire, 1^{er} cycle du secondaire, 2nd cycle du secondaire et supérieur.

Bien que les travaux empiriques mettent généralement en évidence un effet négatif du niveau d'éducation sur la durée de chômage, la théorie du *job search* ne permet pas de justifier sans ambiguïté ce résultat. D'une part, un individu relativement éduqué est amené à recevoir davantage d'offres d'emplois. Les salaires offerts tendant à s'accroître par le jeu de la concurrence, il devrait accepter un emploi plus rapidement qu'un demandeur d'emploi moins éduqué. Mais d'autre part, l'individu sachant qu'il est plus éduqué que ses concurrents va lui-même accroître son salaire de réservation ce qui peut le contraindre à une plus longue attente avant qu'on ne lui propose un emploi satisfaisant.

- **Le nombre de redoublements** tout au long de la scolarité. Son effet sur la durée de chômage est lui aussi ambigu car il constitue un indicateur négatif des performances scolaires mais, à niveau d'éducation donné, il informe aussi sur l'âge de l'individu, et donc sur sa maturité, au moment de sa recherche d'emploi.
- **Le sexe.** Il prend la valeur 1 lorsque l'individu est de sexe féminin et la valeur nulle s'il est masculin.

- **La religion.** Comme le montrent Arestoff et Bommier (2000), les résultats scolaires des catholiques sont plus faibles que ceux des adeptes d'autres confessions depuis 1981 mais étaient plutôt meilleurs préalablement. Nous pouvons alors supposer que la religion n'est pas neutre non plus sur la durée de chômage.
- **Le niveau d'études des parents.** Il s'agit du nombre d'années d'études réussies par le père et la mère.

L'activité professionnelle des parents quand l'individu avait 15 ans. Ces variables indicatrices valent 1 quand les parents sont micro-entrepreneurs ou à leur propre compte, et 0 sinon (parents exerçant une autre activité, chômeurs, ou inactifs). Outre la caractérisation du milieu socio-économique, elles permettent de prendre en compte l'existence de réseaux familiaux, très développés dans le secteur informel auquel appartiennent la plupart de ces micro-entreprises, et qui peuvent faciliter l'insertion professionnelle de l'individu.

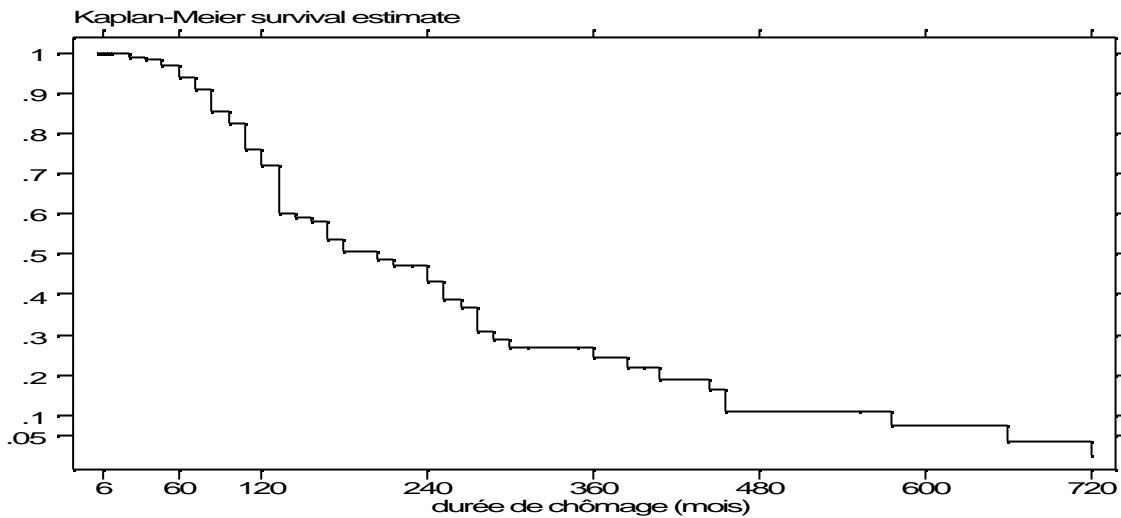
1.3.2. La description des fonctions non paramétriques

Avant d'aborder le test du modèle, nous décrivons la forme des fonctions $S(t)$ et $h(t)$ de façon à voir s'il existe une estimation paramétrique de $h_0(t)$ qui pourrait convenir.

$S(t)$ est la probabilité de rester au chômage jusqu'à $(t + 1)$ mois au moins. Elle se calcule en divisant le nombre d'individus au chômage pendant t mois et plus par le nombre total d'individus.

$h(t)$ est la probabilité de sortir du chômage en t sachant que l'individu était encore chômeur en $(t - 1)$. Elle se calcule en divisant le nombre d'individus au chômage pendant t mois et plus qui ne le sont plus au moment de l'enquête, par le nombre d'individus au chômage depuis t mois.

? Graphique 3: Fonction $S(t)$, probabilité conditionnelle de rester au chômage au moins jusqu'à $(t+1)$ mois

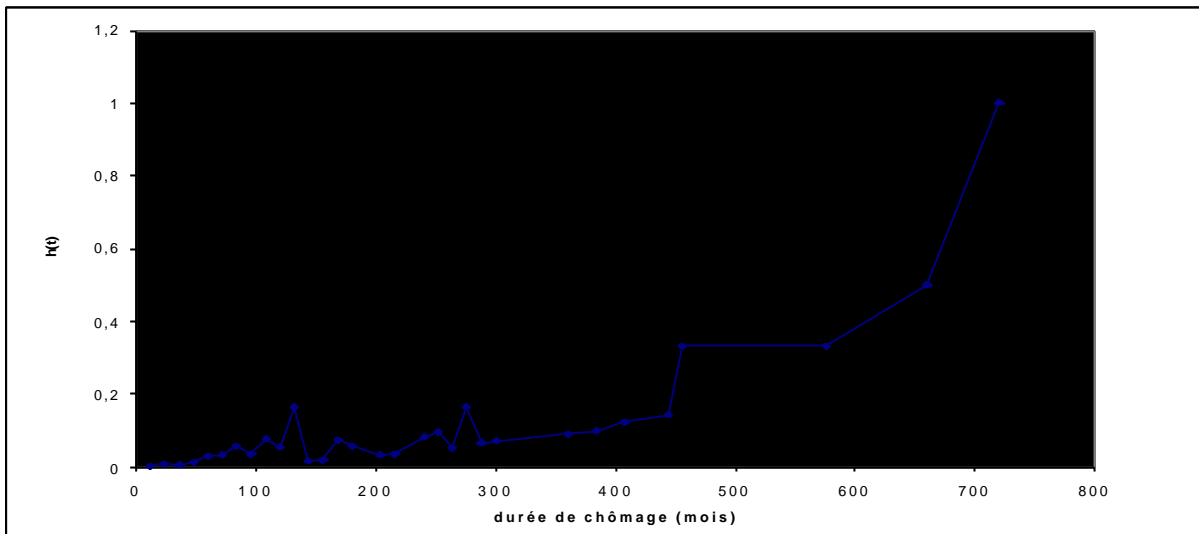


Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

D'après le graphique 3, la durée de chômage peut aller jusqu'à 720 mois soit 60 ans ! Il s'agit là d'une conséquence directe de la non prise en compte des emplois exercés pendant une durée inférieure à six mois. Sachant que parmi les individus ayant déjà exercé un emploi stabilisé, la durée maximale d'attente entre la fin des études et ce premier emploi atteint encore 46 ans, nous pouvons considérer que les durées de chômage supérieures à 46 ans correspondent à des cas où les individus ne cessent de changer d'emploi tout au long de leur vie active.

Sur le graphique 4, la forte variation, année après année, de $h(t)$ rend son interprétation difficile. Il est alors plus pertinent de représenter la courbe de risque intégré, soit $[-\ln(S(t))]$ qui exerce un lissage des $h(t)$.

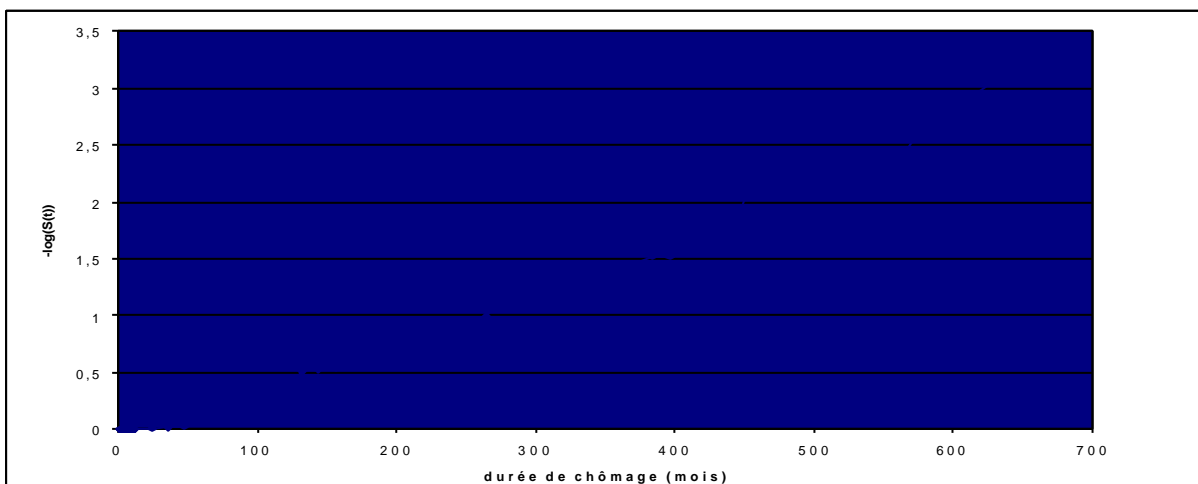
? Graphique 4 : Fonction $h(t)$, probabilité conditionnelle de sortir du chômage entre t et $(t+1)$ mois



Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

La fonction de risque intégré (graphique 5) ressemble, au moins pour les durées de chômage inférieures à 450 mois, à une droite partant de l'origine dont la pente est égale à la fonction de risque de base $h_0(t)$. La loi exponentielle, qui pose $h_0(t)$ constante, pourrait donc convenir pour estimer le modèle. Néanmoins, ce choix devient discutable pour les durées élevées, même si celles-ci ne concernent qu'un nombre d'observations très faible.

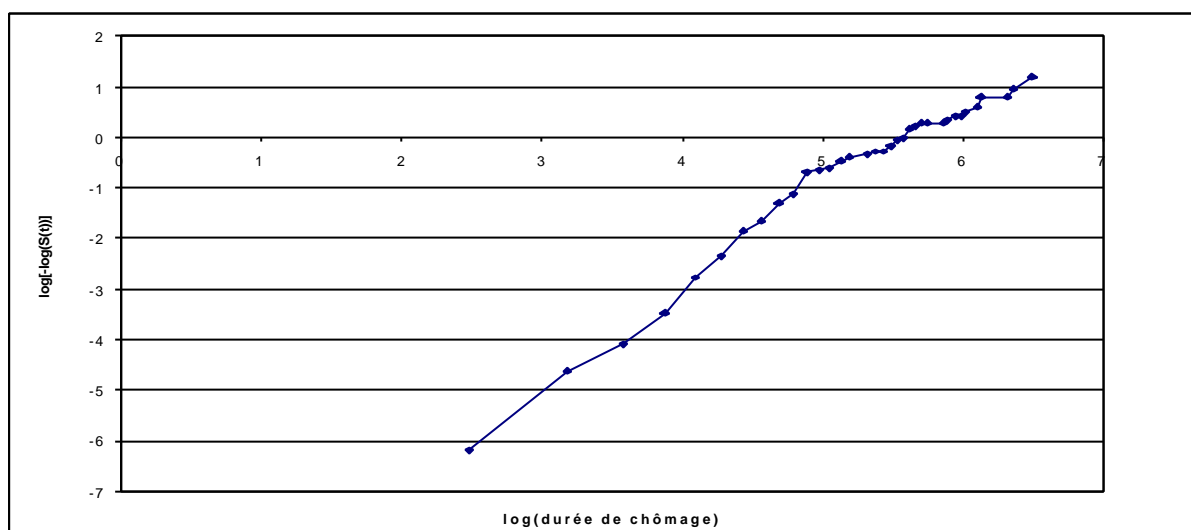
? Graphique 5 : Fonction $-\log(S(t))$ ou fonction de risque intégré



Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Selon le graphique 6, lorsque nous étudions la fonction $\log [-\log (S(t))]$ en fonction du logarithme de la durée de chômage, nous obtenons une pseudo-droite. Si l'on en juge par Guillot (1990), cela permet donc de considérer que la distribution des $h_0(t)$ suit plutôt une loi de Weibull, ce qui n'est pas étonnant puisque la loi exponentielle constitue un cas particulier de la loi de Weibull.

? Graphique 6 : Fonction $\log [-\log (S(t))]$



Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

1.3.3. Résultats économétriques

Au vu de l'analyse des graphiques non paramétriques, nous pouvons retenir, conjointement au modèle de Cox, un modèle paramétrique dont la distribution des durées suit une loi de Weibull.

L'échantillon est décomposé en deux sous-populations selon que les individus ont achevé leurs études avant ou après 1981. En effet, depuis le début de la récession, le système éducatif et le marché du travail ont connu de notables modifications structurelles. L'éducation publique s'est dégradée tandis que l'économie informelle a connu un essor sans précédent. On ne peut donc supposer que l'effet des différentes

variables explicatives sur la probabilité conditionnelle de trouver un emploi stabilisé est équivalent d'une période à l'autre.

? Tableau 3 : Estimation paramétrique (loi de Weibull) et semi-paramétrique (Cox) d'un modèle à risques proportionnels (issue : premier emploi stabilisé)

	Modèle de Weibull		Modèle de Cox	
	Avant 1981	Depuis 1981	Avant 1981	Depuis 1981
Type d'éducation				
Publique	-0,78 (3,27)	-3,48** (1,71)	2,08 (5,03)	-3,57** (1,77)
Privée	Ref	Ref	Ref	Ref
Age	-0,9*** (0,18)	-0,66*** (0,08)	-1,28*** (0,12)	-0,66*** (0,08)
Age*type d'éducation	0,02 (0,07)	0,15** (0,07)	-0,1 (0,12)	0,16** (0,08)
Niveau d'études				
Primaire	-2,8*** (0,87)	Ref	-4,07** (1,66)	Ref
Secondaire 1 ^{er} cycle	Ref	2*** (0,36)	Ref	2,16*** (0,39)
Secondaire 2 nd cycle ou supérieur	Ref	4,59*** (0,54)	Ref	4,65*** (0,57)
Nombre de redoublements	0,95*** (0,32)	0,81*** (0,13)	2,11*** (0,54)	0,7*** (0,13)
Sexe				
Homme	Ref	Ref	Ref	Ref
Femme	-6,14*** (1,53)	0,13 (0,24)	-5,23*** (1,77)	0,08 (0,24)
Religion				
Catholique	-0,03 (0,66)	0,03 (0,28)	0,78 (1,42)	0,04 (0,28)
Autre religion	Ref	Ref	Ref	Ref
Niveau d'éducation du père	0,05 (0,12)	0,02 (0,04)	0,24 (0,25)	0,02 (0,04)
Niveau d'éducation de la mère	0,7*** (0,25)	0,02 (0,06)	0,37 (0,48)	0,008 (0,06)
Activité professionnelle du père				
Microentrepreneur ou à son compte	1,64* (0,89)	-0,22 (0,32)	1,08 (1,56)	-0,19 (0,31)
Autre	Ref	Ref	Ref	Ref
Activité professionnelle de la mère				
Microentrepreneur ou à son compte	2,68*** (0,84)	0,51* (0,3)	-0,2 (1,43)	0,39 (0,3)
Autre	Ref	Ref	Ref	Ref
Paramètre d'échelle l	32,27	5		
Log vraisemblance	37	-25	-14	-271
Nombre d'observations	725 dont 21 censurées	714 dont 84 censurées	725 dont 21 censurées	714 dont 84 censurées

Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Note : Ref = variable indicatrice de référence.

Seuil de significativité : ***1%, **5%, *10%. Les écarts-types sont notés entre parenthèses.

Au regard de la maximisation de la vraisemblance, nous sommes conduits à préférer le modèle de Weibull au modèle de Cox, quelle que soit la période considérée¹⁷ (tableau 3).

Dans les modèles de Weibull, le paramètre d'échelle λ est supérieur à un. La dépendance du risque à l'égard de la durée de chômage est donc croissante ce qui signifie que plus on reste au chômage, plus on a de chances d'en sortir. Mais pour une même durée de chômage vécue, l'intensité de transition (soit la fonction de risque) varie selon les caractéristiques de l'individu.

1.3.3.1 Effets du type d'éducation

Les modèles de Cox et de Weibull font preuve d'une grande homogénéité dans l'analyse de l'impact du type d'éducation. L'éducation publique exerce un impact significatif sur la durée de chômage uniquement pour l'échantillon d'individus ayant terminé leurs études depuis 1981. Pour ceux qui les ont achevées avant le début de la crise économique, il semble qu'avoir fréquenté une école publique ou une école privée n'influence pas de façon significativement différente la probabilité conditionnelle de trouver un emploi.

Depuis 1981, si l'on en juge par le signe négatif de la variable type d'éducation, la probabilité de trouver du travail en t alors qu'on est encore au chômage en $(t - 1)$ est significativement plus faible suite à une éducation publique plutôt que privée. Outre une efficacité interne moindre [Arestoff et Bommier (2000)], l'éducation publique exercerait donc aussi un effet négatif sur l'obtention d'un premier emploi stabilisé, à niveau d'études donné. Avec la crise économique et la dégradation de l'éducation qu'elle a engendré, un phénomène de réputation se serait donc développé qui incite les employeurs à préférer embaucher un individu issu de l'éducation privée plutôt qu'un

¹⁷ Dans un modèle à risques proportionnels, le coefficient estimé de chacune des variables explicatives représente l'effet d'un accroissement de cette variable sur la probabilité conditionnelle de sortir du chômage. Dans un modèle de régression linéaire, il représenterait l'effet d'un accroissement de la variable sur la durée de chômage elle-même. De ce fait, les coefficients estimés par un modèle de durée sont de signes opposés aux coefficients estimés par des moindres carrés.

autre qui, à même niveau de qualification, aurait suivi ses études dans des établissements publics.

Grâce aux variables croisant l'âge et le type d'éducation, nous pouvons analyser l'évolution dans le temps de l'effet de l'éducation publique sur cette probabilité conditionnelle de trouver un premier emploi stabilisé. La somme des effets des variables âge et (type d'éducation * âge), soit $[(-0,66 * \text{Age}) + (0,15 * \text{Age})]$ dans le modèle de Weibull, met en évidence une amélioration de l'effet de l'enseignement public. Néanmoins, cette amélioration demeure inférieure à celle qui caractérise l'enseignement privé et que représente la seule variable âge. C'est pourquoi, finalement, **la sortie conditionnelle d'une situation de chômage est d'autant plus probable que l'individu est issu du système d'enseignement privé.**

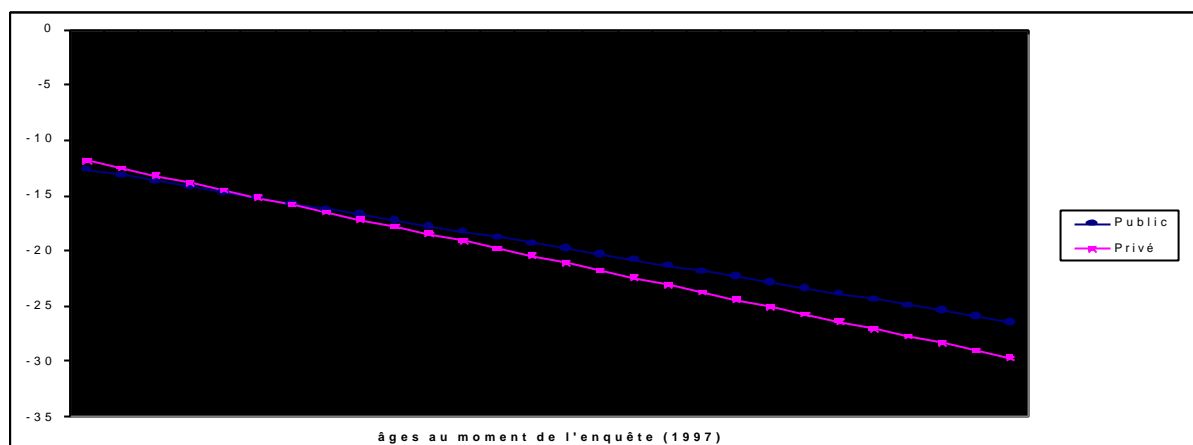
Afin de synthétiser les résultats obtenus concernant le type d'éducation, nous représentons l'effet total du type d'éducation sur la fonction de risque $h(t)$ depuis 1981, d'après le modèle de Weibull.

Effet total de l'éducation publique depuis 1981 = $-3,48 - (0,66 \cdot \text{Age}) + (0,15 \cdot \text{Age})$
= $-3,48 - (0,51 \cdot \text{Age})$.

Effet total de l'éducation privée depuis 1981 = $-(0,66 \cdot \text{Age})$.

Rappelons ici, qu'il ne s'agit pas de l'âge au sortir des études mais en 1997, au moment de l'enquête.

? Graphique 7 : Effet total de l'éducation publique et privée sur la probabilité conditionnelle de sortir du chômage, en fonction de l'âge, depuis 1981



Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Le graphique 7 montre alors que seules les plus jeunes générations sont concernées par la supériorité de l'enseignement privé sur l'enseignement public, au moment d'intégrer le marché des emplois stabilisés. En effet, pour les plus de 23 ans, parmi lesquels certains ont connu la crise économique, il semble que l'insertion professionnelle ait été plus rapide suite à une éducation publique.

Dans le cas de durées de chômage trop élevées, il devient cependant peu réaliste de supposer que l'éducation ou le milieu socio-économique exercent encore un quelconque effet sur la probabilité conditionnelle d'obtenir un emploi stabilisé, ce qui peut biaiser nos estimations. Nous avons donc testé la robustesse de ces dernières sur un échantillon réduit aux durées de chômage ne dépassant pas 10 années. Les résultats ne se trouvent alors modifiés ni en termes de significativité des variables ni en termes de signe des coefficients estimés, ce qui nous incite à conserver la totalité de l'échantillon.

1.3.3.2. Effets des autres variables d'éducation

Pour les deux périodes, avoir suivi des études secondaires ou supérieures plutôt que primaires accroît significativement la probabilité conditionnelle d'accepter un premier emploi, ce qui confirme les résultats descriptifs (tableau 1)¹⁸. L'augmentation du salaire offert par les employeurs demandeurs de personnel éduqué suffirait donc à combler l'augmentation du salaire de réservation de l'individu lui-même. Il faut cependant garder à l'esprit que la théorie du *job search* ne fait pas intervenir les imperfections du marché et l'existence d'un chômage involontaire.

Un autre schéma d'explication s'appuie sur la théorie du signal. En effet, celle-ci suppose que les employeurs, ne connaissant pas les capacités productives des postulants à l'embauche, sont amenés à les sélectionner à partir de leurs caractéristiques observables, parmi lesquelles l'éducation occupe une place de choix. Cela justifierait donc que les plus éduqués soient relativement favorisés lors de leur insertion professionnelle.

Parallèlement, avant comme après le début de la crise économique, avoir redoublé deux années au lieu d'une augmente significativement la probabilité conditionnelle de trouver un emploi. Ce résultat en faveur du redoublement peut s'interpréter de différentes façons. Nous pouvons considérer qu'au moment de l'embauche, l'employeur préfère embaucher un redoublant car alors il le rémunérera relativement moins. Nous pourrions vérifier cette hypothèse *a priori* peu réaliste dans la section suivante. Il est aussi possible que l'employeur ne se préoccupe pas des redoublements en eux-mêmes, le niveau d'études lui suffisant pour estimer les capacités du demandeur d'emploi. Dans ce cas, l'effet négatif des redoublements sur la durée de chômage résulterait plutôt du fait que pour un même niveau d'études, l'individu ayant redoublé

¹⁸ Toutefois, le fait qu'une partie de la population qui a connu moins d'un mois de chômage avant de trouver un emploi stabilisé, travaillait déjà pendant sa scolarité, pose deux problèmes. En premier lieu, la question posée diffère. L'influence du niveau d'éducation n'est plus mesurée en termes de délai de recherche du premier emploi stabilisé comme pour les primo-entrants mais en termes de stabilisation ou de promotion professionnelle. En second lieu, nous pouvons penser que le niveau d'études est endogène à la probabilité de trouver un emploi. En effet, l'individu peut être incité à abandonner les études parce qu'il a déjà un emploi.

Pour vérifier l'existence de tels biais, nous retirons de l'échantillon les observations faisant état d'une durée de chômage nulle (soit 21% de la population non censurée d'après le graphique 1). En termes de significativité des différentes variables, les résultats obtenus sont alors strictement les mêmes que ceux présentés dans le tableau 3 ce qui remet en cause l'existence de ce biais supposé. Nous pouvons donc conserver l'échantillon initial.

sera plus âgé au moment d'entrer sur le marché du travail ce qui peut traduire un gain de maturité bénéfique aux yeux de l'employeur.

Nous déduisons de ces résultats qu'avant la crise économique, l'impact du type d'éducation sur la durée de chômage, s'il existe, ne se vérifiait qu'indirectement, par l'intermédiaire des résultats scolaires. Il ne semblait pas exister d'effet direct résultant notamment de réseaux supposés relativement plus développés entre les écoles privées et le marché du travail (anciens élèves, etc.). En revanche, pour les individus ayant terminé leurs études après 1980, l'éducation privée s'avère plus efficace que l'éducation publique, quelles que soient les propres performances scolaires de l'individu.

1.3.3.3. Effets des variables non éducatives

D'une manière générale, la probabilité de sortie de chômage décroît avec l'âge. Sur les deux sous-périodes retenues, ce sont donc les plus jeunes au moment de l'enquête qui possèdent la plus forte probabilité de trouver un emploi dans le mois qui suit alors qu'ils étaient au chômage jusqu'à présent. Dans le cas d'un pays en développement qui connaît à la fois un gel des embauches dans la fonction publique depuis 1990, une politique de libéralisation de l'économie qui incite les entreprises para-publiques à se restructurer, et une conjoncture économique qui rend les entreprises du secteur privé peu disposées à embaucher, ce résultat peut sembler contradictoire. Nous l'expliquons par l'appauvrissement des familles qui ne permet plus aux jeunes fraîchement sortis du système scolaire d'attendre un emploi satisfaisant en termes de salaire et de perspectives d'avenir. Ainsi, l'étude du Projet MADIO (1997a) montre d'une part, que jusqu'à l'âge de 20 ans environ, la grande majorité des actifs occupés tananariviens exerce dans le secteur informel, principalement comme travailleurs dépendants (apprentis ou aides familiaux) et d'autre part, que près de trois emplois informels sur quatre sont permanents. Le secteur informel n'est donc pas caractérisé par des emplois occasionnels générant des revenus d'appoint.

Parallèlement, l'effet du sexe diffère d'une période à l'autre. Jusqu'en 1981, la transition d'une situation de chômage ou d'emplois précaires vers un emploi stabilisé

est significativement plus difficile pour les femmes à Antananarivo. Il s'agit là d'un résultat classique¹⁹ en termes d'offre de travail des femmes. Or, il n'est plus vérifié sur la période récente. Poussées vers le marché du travail afin de compléter les revenus du ménage réduits par la crise économique, les femmes sont conduites à limiter leurs exigences en termes d'emploi recherché mais aussi à exercer cet emploi de façon moins épisodique que leurs mères. Leurs durées de chômage ne présentent alors plus de différences significatives relativement à celle des hommes²⁰.

Enfin, les caractéristiques parentales n'expliquent plus la durée de chômage depuis le début de la crise alors que préalablement elles étaient significatives, selon le modèle de Weibull tout au moins. Le niveau d'éducation de la mère, ainsi que le fait d'avoir des parents micro-entrepreneurs ou à leur propre compte, permettait alors de réduire le temps de latence avant l'obtention du premier emploi stabilisé. Mais désormais, ce ne sont plus des critères déterminants.

1.4. Conclusion

Alors que jusqu'aux débuts de la crise économique, le type d'éducation semble n'exercer aucune influence sur la durée de chômage préalable au premier emploi, tel n'est plus le cas depuis 1981. Des individus de même niveau d'études, de même sexe et autres caractéristiques individuelles ont désormais une probabilité conditionnelle de sortir du chômage qui est significativement plus faible s'ils ont reçu une éducation publique plutôt que privée. La réduction de la durée de chômage constatée entre 1981 et 1997 que nous expliquons par l'appauvrissement des familles et l'acceptation d'emplois dans le secteur informel, a donc relativement plus profité aux sortants de l'éducation privée. La chute des crédits publics alloués à l'éducation aurait alors

¹⁹ A ce sujet, le lecteur pourra se référer à la synthèse proposée par Killingsworth and Heckman (1986) sur l'offre de travail des femmes.

²⁰ En France, à l'inverse, les études sur les sorties de chômage au cours des années 90 (Joutard et Werquin, 1992) montrent que les femmes continuent de patienter plus longtemps que les hommes avant d'obtenir un emploi.

contribué à la perte d'efficacité interne de l'enseignement public mais aurait aussi entraîné un accroissement des difficultés lors de l'insertion sur le marché du travail.

Toutefois, la méthode que nous avons utilisée présente un certain nombre de limites.

D'une part, les modèles de recherche d'emploi sur lesquels reposent les modèles de durée supposent que le chômage résulte du processus d'arbitrage entre accepter ou refuser une offre d'emploi, et du taux d'arrivée de ces offres. Au même titre que le temps de formation dans la théorie du capital humain, le temps de recherche est donc un investissement qui permet à chaque individu d'anticiper un salaire plus convenable. Or, suivant la conjoncture économique, cette théorie s'avère plus ou moins réaliste. Dans le cadre d'un pays en développement à faible croissance comme Madagascar actuellement, elle est critiquable. En effet, comme de nombreux pays d'Afrique subsaharienne, Madagascar traverse une période de crise et de mutation structurelle notamment caractérisée par la réduction des possibilités d'embauche dans la fonction publique et les entreprises nationales. Dès lors, l'employabilité de certains types de formation diminue inévitablement. Nous avons tenté de tenir compte de ce problème en distinguant deux sous-périodes mais l'échantillon dont nous disposons n'est pas de taille suffisante pour nous permettre de le décomposer davantage afin de traiter séparément les observations selon que les individus se soient mis en quête de leur premier emploi au cours d'un cycle conjoncturel favorable ou défavorable.

D'autre part, la théorie du *job search*, en reposant sur le salaire de réservation, occulte les arguments non monétaires qui entrent dans le choix d'un emploi de façon non négligeable. Les fonctionnaires par exemple, peuvent être conduits à accepter un salaire relativement faible en contrepartie de la stabilité que cet emploi leur procure.

La section suivante vise alors à approfondir nos connaissances sur le premier emploi stabilisé et sur sa rémunération.

2 ANALYSE DES CARACTERISTIQUES DU PREMIER EMPLOI

La durée de chômage entre la fin des études et le premier emploi stabilisé ne suffit pas à caractériser l'insertion sur le marché du travail. Le secteur d'activité, la catégorie socio-professionnelle et la rémunération obtenue avec le premier emploi, sont autant de critères qui peuvent inciter les individus à rester plus longtemps au chômage et qui sont à même de les discriminer selon qu'ils ont opté pour une éducation publique ou privée.

2.1. *Analyse descriptive*

Par manque d'informations complémentaires, nous confondons salaires et revenus. Or, dans le secteur informel par exemple, le fait d'échapper ou non à toute fiscalisation peut modifier sensiblement les revenus déclarés. Pour les individus qui travaillent à leur propre compte, il faudrait déduire des revenus l'amortissement du capital investi ce que l'enquête ne nous permet pas d'effectuer.

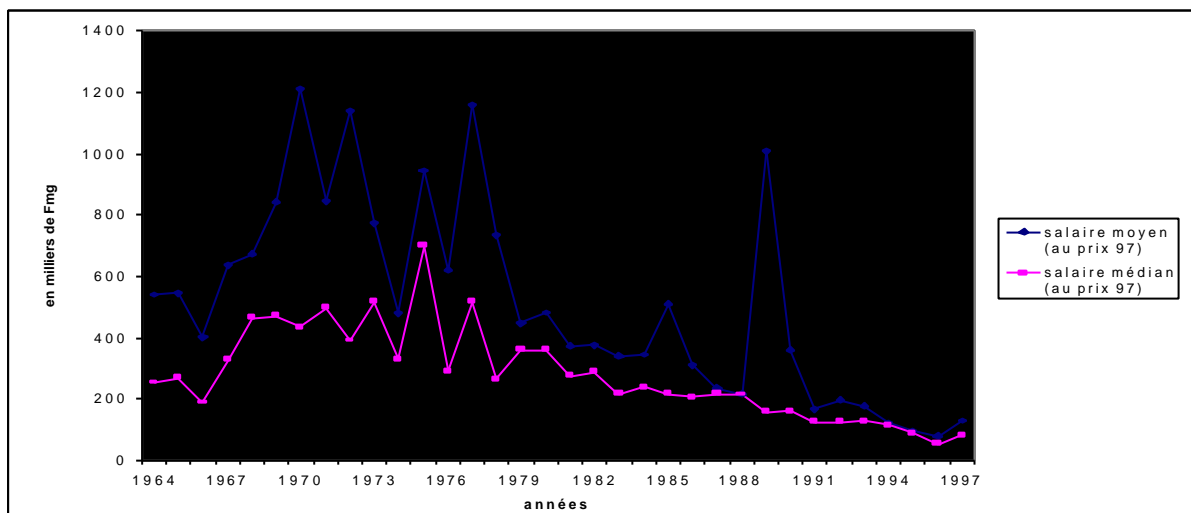
De plus, à ces problèmes de mesure, s'ajoutent les difficultés intrinsèques aux enquêtes rétrospectives, qui sont d'autant plus exacerbées que le premier emploi relève d'un passé lointain.

2.1.1. Présentation du premier emploi

Parmi l'ensemble des caractéristiques du premier emploi, les revenus mensuels d'embauche constituent une information d'autant plus intéressante qu'à Madagascar, seuls les salaires administrés sont disponibles en séries temporelles. Ayant été perçus par chacun des individus à différents moments du temps, l'étude de leur évolution suppose de les déflater afin de raisonner en revenus réels aux prix de 1997. Pour ce faire, nous utilisons l'indice des prix à la consommation disponible pour la ville d'Antananarivo de 1964 à 1997, calculé par le Projet MADIO. L'analyse du premier emploi ne porte donc que sur les individus dont le premier emploi stabilisé est postérieur à 1963.

Après avoir augmenté de façon irrégulière pendant la Première République, le revenu réel perçu lors du premier emploi stabilisé commence à baisser à partir de 1978 (figure 8). L'évolution des salaires d'embauche depuis l'Indépendance épouse donc celle du PIB par tête, avec quelques années de décalage ce qui assure une relative cohérence aux informations collectées.

? Graphique 8 : Evolution des revenus réels d'embauche aux prix de 1997 (en milliers de Fmg)



Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Le revenu mensuel moyen passe de 774 000 Fmg entre 1964 et 1979 (aux prix de 1997) à 302 000 Fmg depuis 1980 ce qui représente une perte de pouvoir d'achat moyen de 61% entre ces deux périodes. Toutefois, entre 1996 et 1997, il semble que les revenus du premier emploi connaissent un léger accroissement.

Le salaire médian suit la même évolution que le salaire moyen mais à un niveau inférieur. Nous pouvons alors supposer que la population tananarivienne occupée se compose d'une population nombreuse percevant de relativement faibles salaires d'embauche et d'une population de petite taille percevant au contraire des salaires d'embauche élevés.

Parmi les critères déterminant le niveau des salaires d'embauche, le type d'emploi occupe une place de choix.

Presque la moitié des jeunes travailleurs à Antananarivo entament leur parcours professionnel dans le secteur des services. La rémunération moyenne par mois y est plus élevée qu'ailleurs atteignant 555 400 Fmg aux prix de 1997, soit 2,6 fois plus que

dans l'agriculture et 1,3 fois plus que dans l'industrie. Le plus souvent salariés comme manœuvres, employés ou ouvriers, soit essentiellement des emplois peu ou pas qualifiés, ils sont 59% à exercer au sein de PME ou de micro-entreprises.

La prédominance du secteur privé s'est accentuée depuis 1990, date de la mise en œuvre des restrictions budgétaires conduisant à l'arrêt du recrutement des fonctionnaires. L'administration et les entreprises publiques deviennent alors marginales dans la création de postes : de 14% des premiers emplois stabilisés entre 1975 et 1989, leur poids est passé à 5% depuis 1990. Pourtant, toutes générations confondues, le secteur public offre un revenu réel de 961 000 Fmg en moyenne, contre 359 600 Fmg dans le secteur privé formel et 537 500 Fmg dans le privé informel. Dans ce dernier cas, il convient cependant de rappeler que seuls les emplois stabilisés sont pris en considération ce qui tend à surestimer considérablement la rémunération moyenne calculée. La définition du secteur informel que nous avons adoptée contribue aussi à expliquer pourquoi les travailleurs informels disposent d'un pouvoir d'achat moyen supérieur à celui des travailleurs formels. En effet, **nous considérons comme travailleurs du secteur informel, les individus qui exercent leur premier emploi dans une micro-entreprise, à leur propre compte, ou en tant que personnel de maison dans un ménage.** Le secteur formel comprend alors les autres emplois privés et l'ensemble des emplois dans l'administration ou une entreprise publique.

A secteur institutionnel donné, la hiérarchie salariale est toujours respectée, des cadres supérieurs aux manœuvres. Ce sont bien sûr les cadres et les dirigeants qui gagnent le plus. Au bas de l'échelle salariale, on trouve les emplois ne nécessitant aucune qualification, c'est-à-dire le personnel de maison et les manœuvres, qui perçoivent un revenu mensuel d'environ 200 000 Fmg en moyenne, mais aussi les apprentis ou aides familiaux, qui offrent leur force de travail quasiment sans aucune contrepartie financière.

2.1.2. Caractéristiques du premier emploi et niveau d'éducation²¹

En toute logique, le revenu auquel peut prétendre un individu qui entre sur le marché des emplois stabilisés croît fortement avec le niveau d'études.

? Tableau 4 : Revenu réel mensuel aux prix de 1997 et niveau d'études

en milliers de Fmg	Primaire sans CEPE	CEPE	Secondaire 1 ^{er} cycle sans BEPC	BEPC	Secondaire 2 nd cycle sans bac.	Baccalauréat	Supérieur
Moyen	238	344	421	477	438	546	1055
Médian	98	160	216	233	252	346	396

Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Note : BEPC = BEPC ou autres diplômes de 1^{er} cycle du secondaire ; baccalauréat = baccalauréat ou autres diplômes de 2nd cycle du secondaire.

Le tableau 4 présente le revenu réel moyen et médian (par mois) selon le niveau d'éducation et plus précisément, selon que les individus aient obtenu ou non le diplôme validant la fin de leur dernier cycle d'études.

Alors qu'un sortant du primaire n'ayant pas obtenu le CEPE recevra un salaire réel moyen de 238 000 Fmg par mois, cette rémunération passe à 344 000 Fmg pour celui qui possède ce diplôme, soit un accroissement de 44,5%. Ce pourcentage se réduit au niveau secondaire mais la surenchère résultant de la possession d'un diplôme demeure non négligeable.

? Tableau 5 : Revenu réel moyen au prix de 1997 et niveau d'études, avant et depuis 1981

en milliers de Fmg	Primaire	Secondaire 1 ^{er} cycle	Secondaire 2 nd cycle	Supérieur
Avant 1981	352	763	817	1911
Depuis 1981	112	190	295	872

Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

²¹ Nous rappelons que les analyses visant à mettre en avant un effet de l'éducation reposent sur un échantillon d'individus non migrants, âgés d'au moins 18 ans et n'étant plus scolarisés.

Quand nous décomposons notre échantillon selon que l’insertion professionnelle a eu lieu avant ou depuis 1981 (tableau 5)²², nous constatons que l’effet du niveau d’éducation demeure mais que la rémunération réelle a fortement chuté lorsque le pays est entré dans la récession économique.

? Tableau 6 : Catégorie socio-professionnelle, secteur institutionnel, et niveau d’études

en %	Primaire	Secondaire 1 ^{er} cycle	Secondaire 2 nd cycle ou supérieur
CSP			
Cadre et ouvrier/employé qualifié	3	19,2	52
Ouvrier/employé semi-qualifié et manœuvre	56	44	25,2
Patron et travailleur à son propre compte	15,7	25,9	14,8
Aide familial ou apprenti	25,3	10,9	8
Total	100%	100%	100%
Secteur institutionnel			
Public	2	7,4	20,2
Privé formel	42,2	49,5	56,8
Privé informel	55,8	43,1	23
Total	100%	100%	100%

Source: Enquête SET97, nos propres calculs.

Note: Le secteur public comprend l’administration publique et les entreprises publiques et parapubliques ; le secteur privé formel comprend les grandes sociétés privées, les PME et les entreprises associatives ; et le secteur informel comprend les micro-entreprises ou entreprises individuelles et le personnel de maison.

D’après le tableau 6, le niveau d’éducation conditionne aussi le degré de responsabilité et le secteur institutionnel du poste obtenu. Conformément aux résultats attendus, plus le cycle d’études atteint est élevé, et plus la probabilité d’occuper un poste de cadre (ou employé qualifié) et de travailler dans le secteur public s’accroît. Au contraire, les aides familiaux (ou apprentis) se recrutent plus aisément chez les individus qui ne sont pas allés au-delà du primaire. Il en va de même pour les travailleurs du secteur informel. Enfin, les dirigeants et les travailleurs à leur propre compte²³ occupent une position intermédiaire puisque la proportion de sortants du primaire est peu différente de celle des sortants du lycée ou du cycle supérieur. Ces indépendants étant souvent assimilés aux membres du secteur informel, le fait que nombre d’entre eux soient éduqués laisse alors supposer qu’il existe un réel dynamisme dans ce secteur. De fait, 23% des

²² Le nombre d’observations dont nous disposons ne nous permet pas distinguer les niveaux d’études aussi précisément que dans le tableau 4.

²³ La différence tient uniquement au fait que les patrons disposent de main d’œuvre ce qui n’est pas le cas des travailleurs à leur propre compte.

individus qui ont atteint le 2nd cycle du secondaire ou le cycle supérieur sont absorbés par le secteur informel, ce phénomène s'étant amplifié avec la crise économique.

2.1.3. Caractéristiques du premier emploi et type d'éducation

Sur l'échantillon total, le tableau 7 montre que quel que soit le cycle d'études atteint, une scolarité majoritairement privée assure un revenu réel moyen (aux prix de 1997) supérieur à celui que l'on constate après une éducation publique. La différence est telle qu'il semble préférable d'entrer sur le marché du travail avec un niveau primaire (ou 1^{er} cycle du secondaire) après avoir reçu une éducation privée, plutôt qu'avec un niveau 1^{er} cycle du secondaire (ou 2nd cycle du secondaire) après avoir reçu une éducation publique.

De par l'efficacité interne de l'éducation privée [Arestoff et Bommier (2000)], nous pourrions envisager les performances de l'enseignement privé mises en évidence dans le tableau 7 comme les simples contreparties de résultats scolaires relativement plus probants dans les établissements privés. Les estimations économétriques nous éclairerons à ce propos.

? Tableau 7 : Revenu réel moyen aux prix de 1997 et type d'éducation, par niveau d'études atteint

en milliers de Fmg	Primaire		Secondaire 1 ^{er} cycle		Secondaire 2 nd cycle et supérieur	
	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé
Echantillon total	229	344	338	560	550	904
Avant 1981	350	375	655	721	1192	977
Depuis 1981	96	226	206	190	370	859

Source: Enquête SET97, nos propres calculs.

L'avantage relatif de l'éducation privée n'a toutefois pas toujours été vérifié. Avant 1981, les individus les plus éduqués (secondaire 2nd cycle et supérieur) se trouvaient privilégiés en termes de revenu mensuel perçu s'ils avaient reçu une éducation publique plutôt que privée. Il est alors probable que la fonction publique recrutait alors plus aisément des lycéens et étudiants issus de l'enseignement public, par souci de justice

sociale, ou parce que leur formation concordait davantage avec les besoins de l'administration.

En termes d'emploi exercé, le tableau 8 met en évidence une préférence pour certains secteurs d'activité qui varie selon que l'éducation reçue a été plutôt publique ou plutôt privée, à niveau d'études donné.

? Tableau 8 : Secteur d'activité et type d'éducation, par niveau d'études atteint

en %	Primaire		Secondaire 1 ^{er} cycle		Secondaire 2 nd cycle ou supérieur	
	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé
Agriculture	21,4	12,7	6,8	3,8	0,6	1,7
Industrie	14,1	20,6	29,8	36,6	22,8	25,2
Commerce	16,4	17,9	23,6	15,6	19,2	19,3
Services	48,1	48,8	39,8	44	57,4	53,8
Total	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Les jeunes ayant opté pour une éducation publique exercent relativement plus souvent leur premier emploi dans l'agriculture²⁴ alors que ceux qui ont préféré une éducation privée s'orienteront plus fréquemment vers le secteur industriel.

Dans le commerce et les services, la discrimination selon le type d'éducation s'avère favorable à l'enseignement privé pour un niveau d'études primaires. En revanche, pour quiconque a atteint le secondaire, les effets du type d'éducation sont variables selon que les individus aient abandonné les études au collège ou plus tard.

? Tableau 9 : Secteur institutionnel et type d'éducation, par niveau d'études atteint

en %	Primaire		Secondaire 1 ^{er} cycle		Secondaire 2 nd cycle ou supérieur	
	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé
Public	2,6	0,7	4,1	9,8	19,5	22,6
Privé formel	40,3	42,5	47,8	54,6	56,4	56,6
Privé informel	57,1	56,8	48,1	35,6	24,1	20,8
Total	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

²⁴ Les individus de niveau 2nd cycle du secondaire ou supérieur qui entrent dans le secteur agricole sont trop peu nombreux pour que l'on puisse analyser avec justesse les pourcentages correspondants.

Enfin, quel que soit le niveau d'études atteint, nous constatons une plus forte probabilité d'intégrer le secteur informel après une éducation publique. Ce résultat vaut à la fois sur la population totale (tableau 9) et quand nous distinguons les individus entrés sur le marché du travail avant ou après le début de la crise. En contrepartie, le secteur privé formel accueille relativement plus les anciens élèves du privé.

Le tableau 9 montre aussi que, pour un niveau primaire, il est plus probable de devenir fonctionnaire après une éducation publique alors que pour un niveau secondaire ou supérieur, l'éducation privée accroît la probabilité d'intégrer le secteur public. Ce résultat s'oppose à celui de Fourcade *et al.* (1994) qui montrent que pour les sortants du cycle supérieur au Brésil, il existe une correspondance entre le type de l'établissement supérieur (public ou privé) et le type du premier employeur (public ou privé).

2.2. Estimations des revenus du premier emploi

2.2.1. Equation estimée

Pour estimer l'impact du type d'éducation sur la rémunération mensuelle du premier emploi, nous retenons un modèle de gains issu de Mincer (1974), qui prend la forme d'une équation semi-logarithmique²⁵.

$$\ln Y_i = \mathbf{a}_1 T_i + \mathbf{a}_2 S_i + \mathbf{a}_3 X_i + u_i \quad (1)$$

avec Y_i , le revenu réel mensuel (aux prix de 1997) de l'individu i ²⁶,

T_i , le type d'éducation, public ou privé,

²⁵ On utilise le log népérien des revenus afin de pouvoir interpréter les coefficients en termes de proportions.

²⁶ Il aurait été préférable d'analyser le revenu horaire plutôt que mensuel afin d'occulter les différences de temps de travail entre les individus mais, pour le premier emploi, nous ne disposons pas d'informations sur le nombre d'heures de travail par mois.

S_i , le niveau d'éducation,
 X_i , des variables explicatives individuelles ou familiales,
et u_i , le terme d'erreur supposé normalement distribué.

L'estimation de cette équation doit tenir compte du fait que **l'on n'observe $\ln Y_i$ que si l'individu a déjà exercé un emploi pendant au moins six mois**. Or, cette perspective n'est pas aléatoire puisqu'elle dépend de la façon dont chacun valorise le temps c'est-à-dire du salaire de réservation. Dès lors, l'estimation de ce modèle par les MCO est potentiellement soumise à un biais de sélection. Nous proposons la démonstration de cet argument en annexe 3.

Nous pouvons redresser ce biais de sélection en estimant un modèle Tobit ce qui revient à appliquer la procédure de Heckman (1979) à deux étapes. Ce faisant, nous cherchons à obtenir une évaluation des gains potentiels ou plus précisément de la productivité non observée de chaque individu, y compris de ceux qui n'ont jamais exercé d'emploi stabilisé.

La première étape consiste à estimer par un modèle Probit la participation au marché de l'emploi stabilisé. Les prédictions obtenues permettent de calculer λ , l'inverse du ratio de Mills²⁷.

Dans la seconde étape, nous estimons l'équation (1) en intégrant λ parmi les variables explicatives.

Nous renonçons donc à instrumenter la variable S alors qu'il est probable, en théorie tout au moins, qu'elle soit endogène au premier revenu perçu. Ce choix méthodologique est guidé par l'absence de variables identifiantes : l'enquête SET97 ne fournit pas de variables qui seraient à même d'expliquer la durée des études sans influencer ni sur la participation au marché du travail ni sur le revenu du premier emploi. De plus, d'après Schultz (1988), on peut considérer le niveau d'éducation comme un déterminant exogène des revenus dès lors que l'on suppose que le niveau d'éducation est déterminé par les parents. Sachant qu'à Antananarivo, 68% des non-migrants de 18

ans et plus ne sont pas allés au-delà du premier cycle du secondaire, cette hypothèse nous paraît acceptable.

2.2.2. Les variables retenues

Parmi les variables explicatives qui figurent dans l'équation de participation au marché des emplois stabilisés, on retrouve l'ensemble des variables utilisées dans le modèle de durée²⁸.

En y ajoutant la durée de chômage, nous aurions pu estimer la probabilité conditionnelle d'exercer un emploi stabilisé. Nous aurions alors répondu à une question similaire à celle posée dans la première section. Or, le modèle Probit utilisé ici ne permet pas de distinguer les durées de chômage censurées des durées non censurées. Nous abandonnons alors cette variable de contrôle supplémentaire car, quelle que soit la configuration choisie, les résultats obtenus ne pourront pas être comparés avec ceux du modèle de durée. Nous estimons donc la probabilité de sortir du chômage, quelle que soit la durée de chômage déjà vécue.

Parmi les variables explicatives du premier salaire mensuel, nous retenons la totalité du vecteur précédent à l'exception de la religion et de l'activité professionnelle des parents qui sont censées assurer l'identification du modèle. Elles nous semblent, en effet, à même de modifier les opportunités d'insertion sur le marché du travail sans affecter la rémunération du premier emploi stabilisé.

2.2.3. Résultats obtenus sur échantillon total et par périodes

Le modèle est estimé sur l'échantillon total mais aussi sur les sous-échantillons d'individus ayant terminé leurs études avant ou depuis 1981. Les résultats sont présentés dans le tableau 10.

²⁷ Il est explicité dans l'annexe 3.

²⁸ L'âge et la variable (type d'éducation * âge) sont introduits sous forme quadratique. Nous y avons renoncé dans l'estimation des fonctions de risque de sortie de chômage car les modèles de durée ne parvenaient alors pas à converger.

? Tableau 10 : Estimation de l'équation de revenu lnY depuis 1964 (MCO corrigés du biais de sélectivité), sur échantillon total et par périodes

	Echantillon total (modèle a)	Avant 1981 (modèle b)	Depuis 1981 (modèle b')
Constante	4,52** (1,99)	5,1*** (0,1)	3,35*** (0,92)
Type d'éducation			
Publique	-2,2* (1,17)	-1,36 (0,85)	-0,22 (0,49)
Privée	Ref	Ref	Ref
Age	0,004 (0,09)	0,05*** (0,02)	0,05* (0,03)
(Age)²	0,0008 (0,001)		
Age*type d'éducation	0,12* (0,07)	0,04** (0,02)	0,007 (0,02)
(Age)²*type d'éducation	-0,002* (0,0009)		
Niveau d'études			
Primaire	Ref	Ref	Ref
Secondaire 1 ^{er} cycle	0,18 (0,13)	0,16 (0,14)	0,29** (0,12)
Secondaire 2 nd cycle ou supérieur	0,19 (0,14)	0,13 (0,18)	0,39*** (0,13)
Nombre de redoublements	-0,13*** (0,03)	-0,19*** (0,05)	-0,09*** (0,04)
Sexe			
Homme	Ref	Ref	Ref
Femme	-0,3*** (0,09)	-0,35*** (0,11)	-0,3*** (0,11)
Niveau d'éducation du père	0,04*** (0,01)	0,01 (0,02)	0,04*** (0,02)
Niveau d'éducation de la mère	0,05*** (0,01)	-0,07 (0,04)	0,06*** (0,02)
Coefficient de sélection lié à la participation au marché du travail (l)	-0,66 (0,75)	-1,6*** (0,65)	-0,43 (0,6)
R ² corrigé (en %)	41,1	27,6	35,7
Nombre d'observations	899	364	534

Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Note : Ref = variable indicatrice de référence.

Seuil de significativité : ***1%, **5%, *10%. Les écarts-types sont notés entre parenthèses.

Selon les mêmes anticipations que pour le modèle de durée, nous cherchons donc à vérifier qu'en raison des changements structurels du marché du travail et du système scolaire inhérents à la récession économique, les déterminants de la rémunération mensuelle diffèrent d'une période à l'autre.

Les estimations de la participation au marché du travail, qui permettent de calculer le coefficient de sélection lié à l'obtention d'un premier emploi stabilisé (λ) sont présentées en annexe 4²⁹.

²⁹ L'identification de chacun des modèles présentés dans le tableau 10 est assurée puisque pour chacun des échantillons étudiés, au moins l'une des trois variables supposées identifiantes (religion et activité professionnelle du père et de la mère) remplit effectivement son rôle.

2.2.3.1. Tests de la stabilité du modèle entre les deux sous-périodes

Pour étudier l'intérêt de la désagrégation de l'échantillon en deux périodes, avant et après 1981, nous disposons du test de la variance, communément appelé test de Chow, et du test de prédiction de la stabilité de Chow.

L'analyse de la variance permet de mettre en évidence l'existence d'une différence significative entre la somme des carrés des résidus de l'ensemble de la période (SCR) et l'addition de la somme des carrés des résidus de chacune des deux sous-périodes (SCR₁ et SCR₂). Les hypothèses posées sont alors :

$$\begin{cases} H_0 : SCR = SCR_1 + SCR_2 \\ H_1 : SCR \neq SCR_1 + SCR_2 \end{cases}$$

Nous disposons des informations suivantes :

Somme des carrés des résidus (SCR)	Nombre d'observations (n) et nombre de variables explicatives (k)
SCR = 743,5	n ₁ = 364
SCR ₁ = 350,6	n ₂ = 534
SCR ₂ = 380,7	k ³⁰ = 10

La méthode consiste à comparer le Fisher empirique F* avec le Fisher théorique.

$$F^* = \frac{SCR - (SCR_1 + SCR_2)/(k + 1)}{(SCR_1 + SCR_2)/(n_1 + n_2 - 2k - 2)}$$

Nous obtenons F* = 1,34.

Or, pour un degré de liberté au numérateur de 11 (arrondi à 12) et au dénominateur de 876, les Fisher théoriques au seuil de 1% et de 5% valent respectivement :

$$F_{12,\infty}^{0,01} = 2,18 \text{ et } F_{12,\infty}^{0,05} = 1,75$$

³⁰ Sur l'échantillon total, nous estimons donc un modèle ne conservant que les variables explicatives retenues dans les modèles (b) et (b').

Aux seuils de 1% et de 5%, $F^* < F$ donc H_0 est acceptée : les coefficients sont significativement stables sur l'échantillon total.

Parallèlement à l'analyse de la variance, le test prédictif de Chow permet aussi de tester la stabilité des coefficients. Le principe est le suivant : les coefficients estimés sur les n_1 observations de la première sous-période sont affectés aux n_2 observations de la seconde sous-période. Nous testons alors l'hypothèse que les erreurs d'estimation aient une moyenne nulle.

$$F^* = \frac{(SCR - SCR_1)/n_2}{SCR_1/(n_1 - k - 1)} = 0,74$$

Avec des degrés de libertés de 534 et 353 au numérateur et au dénominateur,

$$F_{\infty, \infty}^{0,01} = F_{\infty, \infty}^{0,05} = 1.$$

Aux seuils de 1% et de 5%, $F^* < F$ donc on ne rejette pas l'hypothèse de la stabilité des coefficients d'une période à l'autre.

Selon ces deux tests, **le fait de scinder en deux l'échantillon n'améliore pas significativement la qualité du modèle**. C'est pourquoi nous commenterons plus particulièrement le modèle (a), qui porte sur l'échantillon total.

2.2.3.2 Effets du type d'éducation

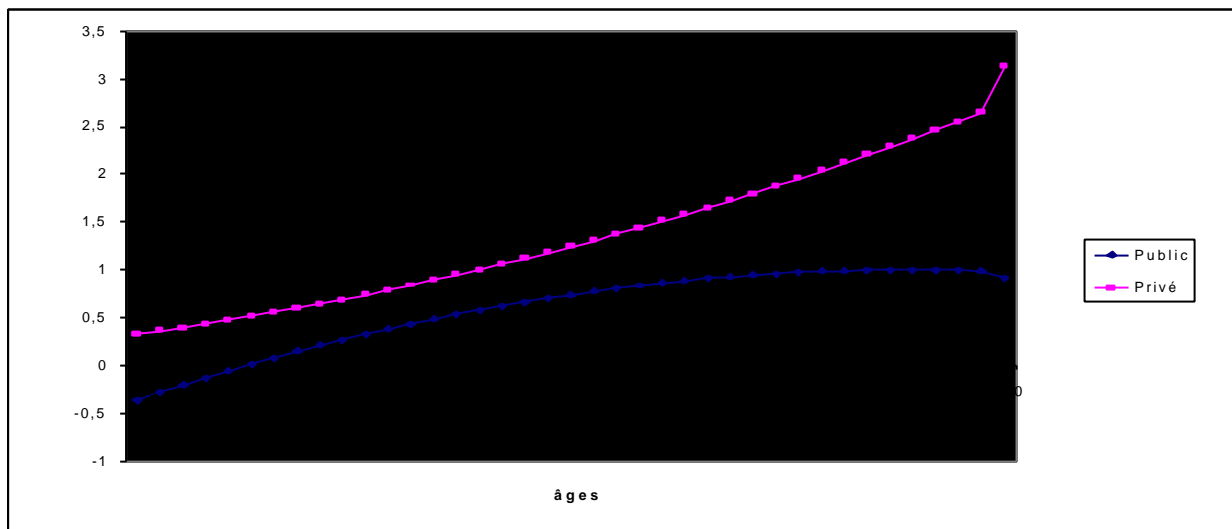
Le modèle (a) met en évidence un **effet significatif et très fortement négatif de l'éducation publique sur le logarithme du premier revenu qui résulte de la détérioration relative de ce type d'éducation dans le temps**. En revanche, l'absence de significativité des variables âge et (âge)² indique que les revenus réels n'ont pas évolué de façon significative au cours du temps.

Afin de préciser ces phénomènes, nous représentons dans la figure 9, l'effet total de l'enseignement public et privé sur le logarithme du premier revenu, en fonction de l'âge.

Effet total de l'éducation publique dans le modèle (a) = $-2,2 + (0,004 \cdot \text{Age}) + (0,0008 \cdot \text{Age}^2) + (0,12 \cdot \text{Age}) - (0,002 \cdot \text{Age}^2) = -2,2 + (0,124 \cdot \text{Age}) - (0,0012 \cdot \text{Age}^2)$.

Effet total de l'éducation privée dans le modèle (a) = $(0,004 \cdot \text{Age}) + (0,0008 \cdot \text{Age}^2)$.

? Graphique 9 : Effet de l'éducation publique sur lnY, en fonction de l'âge, pour l'échantillon total



Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Nous constatons alors que l'éducation privée a toujours assuré une première rémunération plus élevée que l'éducation publique. Si l'écart était particulièrement élevé pour les anciens, il s'est ensuite amoindri devenant minimum pour les trentenaires, donc pour les individus qui ont vraisemblablement intégré le marché du travail à partir du milieu des années 70. Depuis lors, il semblerait que la prédominance de l'éducation privée regagne du terrain toutes choses égales par ailleurs, car les deux courbes divergent sensiblement pour les générations de moins de trente ans.

Le modèle (a) supposant donnés le niveau d'études atteint et le nombre de redoublements, plusieurs arguments sont à même d'expliquer pourquoi la rémunération aujourd'hui offerte aux sortants du privé est supérieure à celle qui revient aux sortants du public. D'une part, les premiers sont supposés maîtriser relativement mieux le français, les écoles privées ayant assis leur réputation sur l'enseignement et la promotion de cette langue. D'autre part, face à la déliquescence de l'éducation publique, l'éducation privée est aussi devenue plus à même d'assurer l'obtention de

diplômes à ses élèves, au niveau primaire tout au moins. Nous savons, en effet, que l'inscription dans un établissement scolaire privé accroît significativement la probabilité d'obtenir le CEPE, le BEPC et/ou le baccalauréat. Nous pouvons alors aisément supposer qu'à même niveau d'études et à mêmes caractéristiques individuelles, un ancien élève du privé possesseur d'un diplôme sera relativement mieux rémunéré que son homologue issu du public et ne possédant pas ce diplôme.

2.2.3.3. *Effets des autres variables*

Le coefficient de sélection λ n'est significatif qu'avant 1981. Entre 1964 et 1980, la probabilité d'avoir déjà exercé un emploi pendant au moins six mois n'est donc pas aléatoire ce qui justifie l'adoption de la procédure d'Heckman (1979). Au contraire, pour l'échantillon total et depuis 1981, les estimations obtenues par des MCO simples, présentées en annexe 5, seraient non biaisées³¹.

Alors qu'avant la crise économique (et sur l'échantillon total), l'impact des résultats scolaires sur les revenus se limite aux redoublements, le niveau d'études devient fortement significatif depuis 1981. Il apparaît alors que plus le niveau d'éducation atteint est élevé et plus son poids dans la détermination du revenu individuel est conséquent. Les individus ayant suivi des études secondaires perçoivent des gains significativement plus élevés que les individus qui ont abandonné en primaire et, s'ils ont pu atteindre le lycée ou le cycle supérieur, l'écart se creuse encore.

En contrepartie, les redoublements exercent une influence négative sur $\ln Y$. Au moment de déterminer la rémunération offerte à l'employé, les redoublements semblent donc être considérés par l'employeur plus comme un indicateur de la capacité de travail de l'individu que comme un indicateur de sa maturité. L'hypothèse que nous avons formulée dans la première section se trouve donc vérifiée : la probabilité conditionnelle de sortir du chômage augmente avec le nombre de redoublements car l'employeur préfère embaucher un redoublant qu'il rémunérera moins qu'un non redoublant.

Les résultats obtenus dans cette section nous conduisent donc à penser que, dans le cadre du premier emploi stabilisé, l'éducation privée permet de dégager des revenus plus élevés que l'éducation publique. Pourtant, cette conclusion ne vaut que dans la mesure où nous supposons un marché du travail homogène, donc assurant à tous les individus ayant des caractéristiques identiques, une même probabilité d'intégrer tel ou tel secteur d'activité. En vertu de la théorie de la segmentation, tel n'est pas forcément le cas. De plus, sachant qu'à Madagascar, les salariés du secteur formel bénéficient d'un salaire minimum et que dans la fonction publique, les taux de rémunération sont administrés, on peut envisager que les déterminants des revenus soient distincts selon le type d'emploi exercé. Il devient alors intéressant de s'interroger sur les déterminants de l'obtention d'un premier emploi dans les secteurs formel ou informel, puis sur les conséquences en terme de revenu d'une embauche dans l'un ou l'autre de ces secteurs.

2.2.4 Résultats obtenus dans les secteurs formel et informel

Pour chacun des deux sous-échantillons de travailleurs formels et informels, nous résolvons désormais un système de trois équations. En effet, l'estimation de $\ln Y$ pour les travailleurs des secteurs formel ou informel est conditionnée à la probabilité de travailler dans l'un ou l'autre secteur, qui dépend elle-même de la probabilité d'avoir déjà exercé un emploi stabilisé. Trois étapes sont donc nécessaires :

- La première consiste à estimer l'équation de participation au marché des emplois stabilisés par un modèle Probit (annexe 4, échantillon total) puis à déduire le coefficient de sélectivité λ_1 .
- La seconde revient à estimer la probabilité de travailler dans le secteur formel, en insérant le coefficient λ_1 parmi les variables explicatives afin de corriger le biais d'attrition ou la troncature de l'échantillon [modèle (c) du tableau 11]³². L'utilisation d'un modèle séquentiel nous conduit à faire l'hypothèse que les variables qui influencent le fait d'avoir déjà exercé un premier emploi stabilisé sont

³¹ Dans le cas de l'échantillon total, cette possibilité est peu plausible car la significativité des variables varie fortement selon que l'équation de revenu est corrigée du biais de sélection ou non.

³² Notons qu'au modèle (c) est implicitement associé un modèle (c') visant à estimer la probabilité de travailler dans le secteur informel. Entre (c) et (c'), les coefficients estimés sont les mêmes au signe près.

(footnote continued)

indépendantes de celles qui influencent le fait de travailler dans les secteurs formel ou informel. A partir de l'estimation du modèle (c), nous calculons un coefficient de sélectivité λ_2 .

- A son tour, λ_2 est introduit dans les équations de revenus propres aux travailleurs de chacun des deux secteurs [modèles (d) et (d') du tableau 11]. Si l'on admet que les individus choisissent leur secteur d'emploi de manière à maximiser leurs revenus potentiels dans le cadre d'un marché concurrentiel, ce coefficient d'affectation sectorielle devrait avoir un signe positif.

? Tableau 11 : Estimation du modèle de gains dans les secteurs formel et informel depuis 1964, avec correction des biais de sélectivité

	Affectation dans le secteur formel (Probit)	LnY dans le secteur formel (MCO)	LnY dans le secteur informel (MCO)
	(c)	(d)	(d')
Constante	0,84 (5,35)	3,94*** (0,8)	0,34 (2,47)
Type d'éducation			
Publique	0,23 (2,66)	-2,56*** (1,01)	0,79 (2)
Privée	Ref	Ref	Ref
Age	-0,07 (0,24)	0,004 (0,05)	0,22* (0,12)
(Age)²	0,001 (0,003)	0,001 (0,0007)	-0,002 (0,002)
Age*type d'éducation	-0,02 (0,15)	0,15*** (0,06)	-0,06 (0,13)
(Age)²*type d'éducation	0,0005 (0,002)	-0,002** (0,0009)	0,001 (0,002)
Niveau d'études			
Primaire	Ref	Ref	Ref
Secondaire 1 ^{er} cycle	0,49 (0,32)	0,18 (0,15)	0,36 (0,23)
Secondaire 2 nd cycle ou supérieur	1,12*** (0,34)	0,32 (0,26)	0,32 (0,57)
Nombre de redoublements	-0,07 (0,05)	-0,14*** (0,03)	-0,16*** (0,07)
Sexe			
Homme	Ref	Ref	Ref
Femme	-0,7*** (0,22)	-0,32** (0,16)	-0,51 (0,36)
Niveau d'éducation du père	0,02 (0,03)	0,04*** (0,01)	0,04 (0,03)
Niveau d'éducation de la mère	-0,04* (0,02)	0,02 (0,02)	0,07** (0,03)
Activité professionnelle du père			
Microentrepreneur ou à son compte	-0,08 (0,19)		
Autre	Ref		
Activité professionnelle de la mère			
Microentrepreneur ou à son compte	-0,2** (0,1)		
Autre	Ref		
Coefficient de sélection lié à la participation au marché du travail (l₁)	0,61 (2,09)		
Coefficient d'affectation sectorielle (l₂)		0,48 (0,47)	0,14 (0,77)
Log vraisemblance	181,23		
R ² corrigé (en %)		40	39
Nombre d'observations	900	567	331

Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Note : Ref = variable indicatrice de référence.

Seuil de significativité : ***1%, **5%, *10%. Les écarts-types sont notés entre parenthèses.

2.2.4.1. Orientation vers les secteurs formel ou informel

A l'exception de la religion, les variables supposées explicatives de la probabilité de travailler dans le secteur formel sont les mêmes que celles retenues dans l'équation de participation au marché des emplois stabilisés. Les informations fournies par l'enquête, quant aux caractéristiques de l'individu à la fin de ses études, sont en effet très peu nombreuses et rares sont celles qui nous permettent de supposer qu'elles pourraient

expliquer significativement la probabilité d'obtenir un emploi stabilisé sans influencer le type d'emploi obtenu.

Effets du type d'éducation

Contrairement à ce que montrait l'analyse descriptive (tableau 9), **le type d'éducation n'exerce aucune influence sur la probabilité de travailler dans le secteur formel ou informel**. De ce fait, l'identification du modèle (c) est assurée.

Le coefficient de sélection λ_1 étant parallèlement non significatif, on ne peut considérer que l'effet du type d'éducation mis en évidence dans l'analyse descriptive résulte uniquement d'une probabilité différente de participer au marché du travail après une éducation plutôt publique ou plutôt privée. Le décalage entre analyse descriptive et analyse économétrique trouverait donc sa justification dans les variables de contrôle significatives dont les tableaux croisés ne font pas cas. Ainsi, pour des individus de même niveau d'études et de même sexe, la probabilité de travailler dans le secteur formel ne varie pas selon que l'éducation reçue ait été publique ou privée.

Effets des autres variables

Le niveau d'éducation constitue la seule variable éducative influençant significativement l'affectation sectorielle, et encore est-il nécessaire d'atteindre au moins le second cycle du secondaire pour voir s'accroître la probabilité d'intégrer le secteur formel. Pour expliquer la forte présence de travailleurs éduqués dans le secteur formel, on peut considérer qu'ils recherchent une plus grande sécurité de l'emploi. De ce fait, ils préfèrent les emplois formels dans lesquels, de surcroît, les conditions de travail sont supposées être relativement meilleures.

Les femmes et les individus dont la mère était micro-entrepreneur ou travailleur à son propre compte accèdent significativement moins au secteur formel. Ce dernier phénomène traduit donc une hérédité sociale que l'on explique par l'importance du

contexte familial dans l'accès à l'information et dans la disponibilité de capital social et économique, qui sont autant de critères à même de faciliter l'insertion sur le marché du travail formel. Néanmoins, les mécanismes de la reproduction d'une génération à l'autre ne jouent pas à plein à Antananarivo. D'une part, l'activité professionnelle et le niveau d'études du père ne sont pas significatifs dans le modèle (c). D'autre part, l'étude sur l'emploi et les conditions d'activité de la population malgache (Projet MADIO, 1997a) montre qu'en 1997, de par la dynamique de crise qui affecte le pays, tous les jeunes entrant sur le marché du travail, quel que soit l'emploi du chef de ménage, sont touchés par l'informalisation de l'économie.

2.2.4.2. Equations de revenus des travailleurs formels et informels

Au vu des R^2 corrigés des modèles (d) et (d'), la qualité des estimations semble assez bonne.

Tests de la stabilité du modèle entre les deux secteurs

Si le comportement des travailleurs formels diffère significativement de celui des travailleurs informels, alors il est nécessaire d'estimer une équation de revenus par secteur. Pour confirmer ou infirmer la validité de cette hypothèse, nous recourons de nouveau aux tests de la stabilité des coefficients entre deux sous-populations.

Les données suivantes nous permettent de calculer le Fisher empirique F^* et de le comparer au Fisher théorique.

Somme des carrés des résidus (SCR)	Nombre d'observations (n) et de variables explicatives (k)
SCR = 739,1	$n_1 = 567$
$SCR_1 = 384,9$	$n_2 = 331$
$SCR_2 = 328,3$	$k = 12$

D'après l'analyse de la variance, $F^* = 2,44$. Or, rappelons que

$$F_{12, \infty}^{0,01} = 2,18 \text{ et } F_{12, \infty}^{0,05} = 1,75.$$

D'après le test de prédiction de Chow, $F^* = 1,54$ tandis que $F_{\infty,\infty}^{0,01} = F_{\infty,\infty}^{0,05} = 1$.

Dans les deux cas et quel que soit le seuil, $F^* > F$ donc l'hypothèse de stabilité des coefficients doit être rejetée. Les coefficients estimés dans les équations de salaire des travailleurs formels et informels varient significativement. De fait, d'une manière générale, les modèles (d) et (d') présentent peu de similitudes ce qui, par ailleurs, remet en cause l'hypothèse d'un marché du travail concurrentiel, sous-jacente à la théorie du capital humain.

Effets du type d'éducation

Suite aux travaux de Betts (1995) entre autres, l'hypothèse que nous avons faite quant à **l'existence d'un effet direct du type d'éducation sur les gains, se trouve vérifiée dans le secteur formel mais pas dans l'informel.**

L'éducation publique représente aujourd'hui un handicap en termes de gains pour les travailleurs formels. Au vu des variables croisées, ce handicap résulte d'une récente dégradation de l'effet de l'éducation publique sur les revenus. Pour les individus qui parviendront à intégrer le secteur formel, le choix d'une éducation privée s'avère donc aujourd'hui relativement plus judicieux car ses «rendements» en termes de revenu d'embauche sont supérieurs à ceux de l'éducation publique.

Les employés dans l'informel reçoivent, en revanche, une rémunération que le type d'éducation ne différencie pas significativement.

Effets des autres variables

Le niveau d'éducation n'est significatif ni dans le secteur formel, ni dans l'informel. Bien que surprenant, ce résultat n'est pas aberrant dans le cadre d'un premier emploi. En effet, l'ajustement de la rémunération du travail à sa productivité nécessite un certain temps qui ne s'est pas forcément déjà écoulé dans le cadre d'un premier emploi. Seul le nombre de redoublements a un coefficient significatif à la fois dans le formel et dans l'informel. Son poids sur $\ln Y$ se révèle particulièrement conséquent.

Nous constatons qu'à caractéristiques et compétences égales, les femmes employées dans le secteur formel sont moins rémunérées que leurs homologues masculins. Il n'en est rien dans le secteur informel où, en revanche, les travailleurs ont connu une diminution de leur rémunération réelle au cours du temps, si l'on en juge par le signe positif et significatif de l'âge.

Enfin, l'inverse du ratio de Mills λ_2 ne s'avère significatif dans aucun des deux secteurs ce qui signifie donc que les caractéristiques non observées affectant l'orientation de l'individu vers le secteur formel n'influent pas significativement sur le salaire qu'il obtiendra une fois entré dans ce secteur.

CONCLUSION

Dans ce papier, nous nous sommes attachés à estimer l'impact de l'éducation publique relativement à l'éducation privée sur le processus d'insertion professionnelle, celui-ci étant caractérisé par la durée de chômage préalable à l'obtention du premier emploi stabilisé, et par les caractéristiques de ce premier emploi.

Pour les individus qui se sont mis en quête de leur premier emploi avant le début de la crise économique, le type d'éducation (public ou privé) ne modifie pas significativement la durée de chômage. Ce n'est plus le cas depuis que Madagascar est entré dans une phase de récession économique. Pour une même durée de chômage vécue, l'éducation publique exerce désormais un effet significativement négatif sur la probabilité de trouver un emploi dans le mois qui suit. La déliquescence du système d'enseignement public, conséquence de la crise économique et des programmes d'ajustement structurels mis en place, condamnerait donc désormais les élèves choisissant de s'inscrire dans ce type d'école à rester plus longtemps que les autres au chômage avant l'obtention de leur premier emploi stabilisé.

Une fois entrés sur le marché du travail, les individus issus de l'éducation publique doivent s'attendre à un revenu plus faible que celui de leurs homologues issus de

l'éducation privée. Nous avons supposé une accentuation de cette relation depuis le début de la crise économique mais celle-ci n'est pas vérifiée.

Nous approfondissons ensuite notre analyse en levant l'hypothèse d'un marché du travail fonctionnant de manière concurrentielle. En effet, les caractéristiques du secteur informel à Antananarivo laissent à penser que le marché du travail est segmenté. Les travailleurs des secteurs formel et informel ne seraient donc pas confrontés au même modèle de gains. De fait, nous montrons tout d'abord que la probabilité d'accéder à un premier emploi dans le secteur formel ne varie pas significativement suite à une éducation publique ou privée. En revanche, dans le secteur formel, l'éducation publique assure un premier revenu inférieur à celui qui revient aux individus ayant reçu une éducation privée. Pour des individus de même niveau d'études et autres indicateurs de résultats scolaires, la dégradation progressive de l'éducation publique depuis une vingtaine d'années aurait donc incité les employeurs à valoriser de plus en plus les formations privées relativement aux formations publiques. Ce phénomène n'est pas vérifié dans le secteur informel où les salaires ne subissent nullement l'influence du type d'éducation.

L'ensemble de ces résultats justifierait alors le choix des ménages malgaches pour les établissements privés. En effet, dans la phase Emploi de l'enquête 1-2-3, les chômeurs interrogés sur leurs prétentions en termes d'emploi et de revenu mettent en avant une préférence pour le salariat et parmi les premiers emplois dans le secteur formel, 77,5% sont des emplois salariés. Nous pouvons donc supposer que l'insertion dans le secteur formel dès le premier emploi stabilisé fait partie des objectifs poursuivis par les parents d'élèves et les élèves eux-mêmes. Dans ce cas, investir dans l'éducation privée constituerait aujourd'hui un investissement rentable permettant à la fois de réduire la durée de chômage qui suit la fin des études mais aussi d'accroître le premier revenu perçu.

Bibliographie

Antoine P., Bocquier P., Fall A.S., Guisse Y.M. et Nanitelamio J. (1995) : « Les familles dakaroises face à la crise », IFAN-ORSTOM-CEPED, Dakar.

Arestoff F. (2000) : « Efficacité comparée de l'éducation publique et privée. Une application micro-économétrique au cas de Madagascar », Thèse de doctorat, Université Paris X-Nanterre, Juin.

Arestoff F. et Bommier A. (2000) : « Efficacité relative des écoles publiques et privées à Madagascar. Etude d'une période de restriction budgétaire », *Revue d'Economie du Développement*, à paraître.

Betts J.R. (1995) : « Does School Quality Matter ? Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth », *The Review of Economics and Statistics*, Vol.127, n°2, %May, pp.231-250.

Bowles S. (1972) : « Schooling and Inequality from Generation to Generation », *Journal of Political Economy*, n°80, pp.S219-S251.

Cogneau D., Razafindrakoto M. et Roubaud F. (1996) : « Secteur informel et ajustement au Cameroun », *Revue d'Economie du Développement*, n°3, pp.27-63.

Cox D.R. (1972) : « Regression Models and Life-Tables (with discussion) », *Journal of Royal Statistical Society, SérieB*, 34, May/ August, pp.187-220.

Cox D.R. (1975) : « Partial Likelihood », *Biometrika*, n°62, pp.269-276.

Cox D.R. and Oakes D. (1984) : « Analysis of Survival Data », Chapman and Hall, London.

Fourcade B., Paul J.J. et Vernières M. (1994) : « L'insertion professionnelle dans les pays en développement : concepts, résultats, problèmes méthodologiques », *Revue Tiers-Monde*, t.XXXV, n°140, Octobre/Décembre, pp.725-750.

Guillot O. (1990) : « L'âge à l'accèsion : une application des méthodes statistiques de l'analyse des durées », *Economie et Prévision*, n°96, pp.83-91.

Heckman J.J. (1979) : « Sample Selection Bias as Specification Error », *Econometrica*, Vol.47, n°1, pp.153-161.

Joutard X. et Werquin P. (1992) : « Les déterminants individuels de la durée du chômage : de l'intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires », *Economie et Prévision*, n°102-103 (1/2), pp.143-156.

Kalbfleisch J. and Prentice R. (1980) : « The Statistical Analysis of failure Time Data », Wiley, New York.

Katz L.F. and Meyer B.D. (1990) : « The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment », *Journal of Public Economics*, n°41, pp.45-72.

Killingsworth M.R. and Heckman J.J. (1986) : « Female Labor Supply : A Survey », in Ashernfelter O. and Layard R. (eds), Handbook of Labor Economics, Vol.1, Chapter 2, Elsevier Science Publishers BV, Netherlands.

Lancaster T. (1979) : « Econometric Methods for the Duration of Unemployment », *Econometrica*, Vol. IIII, n°4, July, pp.939-956.

Lippman S.A. and McCall J.J. (1976) : « The Economics of Job Search : A Survey », *Economic Inquiry*, Vol.14, pp.155-367.

McCall J.J. (1970) : « Economics of Information and Job Search », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.84, pp.113-126.

Mincer J. (1974) : « Schooling, Experience and Earnings », New York, National Bureau of Economic Research.

Nickell S. (1979) : « Estimating the Probability of Leaving Unemployment », *Econometrica*, Vol. III, n°5, September, pp.1249-1266.

Paul J.J. et Vernières M. (1995) : « L'insertion dans les pays en développement » in Vernières M. (ed), « Ajustement, Education, Emploi », GDR-CNRS Emploi-Formation- Développement, Economica, Paris, pp.223-250.

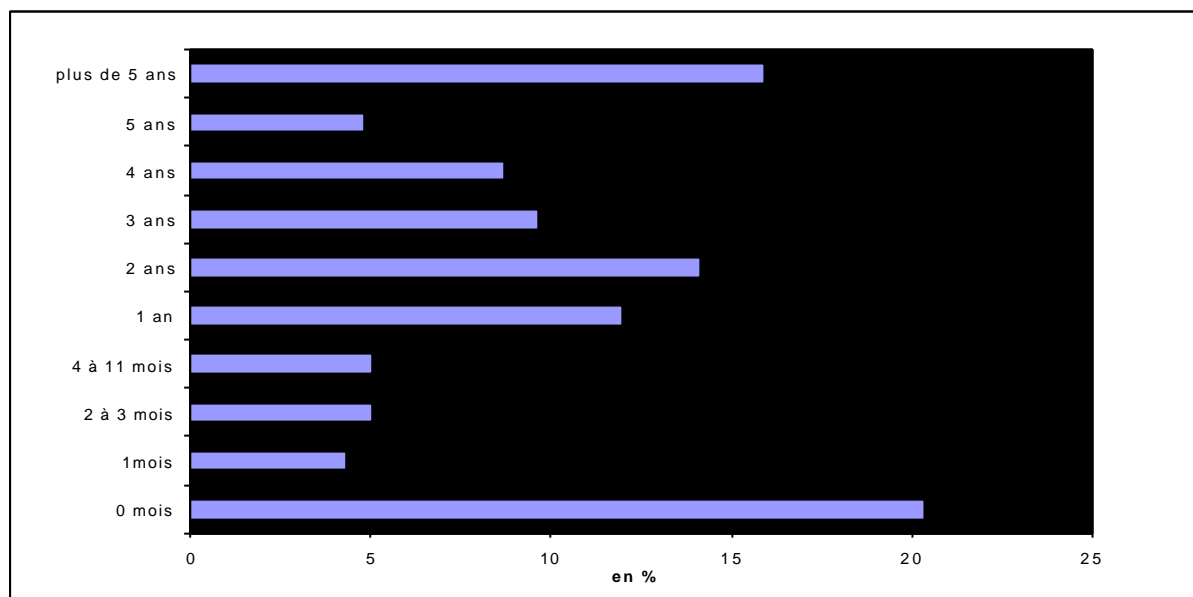
Projet MADIO (1997a) : « L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans l'agglomération d'Antananarivo. Premiers résultats de l'enquête emploi 1997 », Etude MADIO, n°9728/E, Juin.

Schultz T.P. (1988) : « Education Investments and Returns », in Chenery H., and Srinivasan T.N. (eds), « Handbook of Development Economics », Elsevier Science Publishers BV, Netherlands.

Stigler G.J. (1962) : « Information in the Labor Market », *Journal of Political Economy*, Vol.70, n°5, Supplement, pp.94-104.

ANNEXES

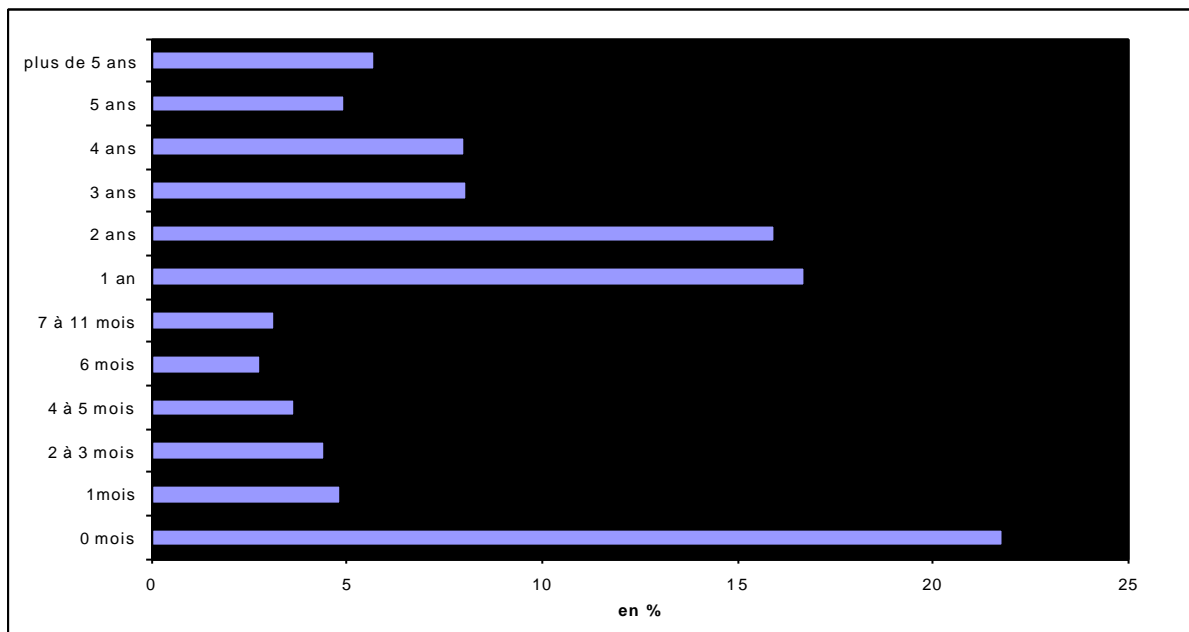
? Annexe 1: Durée passée au chômage pour les individus ayant terminé leurs études avant 1981 (en %)



Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

?

Annexe 2: Durée passée au chômage pour les individus ayant terminé leurs études depuis 1981 en (%)



Source: Enquête SET97, nos propres calculs.

Annexe 3: Démonstration de l'origine du biais de sélection dans le modèle de gains (ou de revenus)

L'équation que l'on cherche à estimer est la suivante :

$$\ln Y_i = a_1 T_i + a_2 S_i + a_3 X_i + u_i$$

Il s'agit de l'équation (1) explicitée dans la sous-section 2.2.1.

Parallèlement, on note :

$$\begin{cases} B_i = 1 \text{ si l'individu a déjà exercé un emploi de plus de six mois} \\ B_i = 0 \text{ sinon.} \end{cases}$$

En fait, $B_i = 1 \Leftrightarrow B^* = Y^* - Y_0 \geq 0$,

où Y^* représente le salaire potentiel et Y_0 , le salaire de réservation.

On suppose alors que $B^* = \theta_1 T + \theta_2 S + \theta_3 X + \theta_4 Z + \varepsilon$ ce qui revient implicitement à affirmer que le salaire de réservation dépend, entre autres arguments, de variables qui n'affectent pas le taux de salaire observé, notées Z .

Le modèle de participation au marché du travail s'écrit alors :

$$\begin{aligned} \text{? } \Pr ob[B_i = 1] &= \Pr ob[B^* > 0] = \Pr ob[\mathbf{e} > -\mathbf{q}_1 T - \mathbf{q}_2 S - \mathbf{q}_3 X - \mathbf{q}_4 Z] \\ &= \Pr ob\left[\frac{\mathbf{e}}{\mathbf{s}_e} > -\frac{\mathbf{q}_1}{\mathbf{s}_e} T - \frac{\mathbf{q}_2}{\mathbf{s}_e} S - \frac{\mathbf{q}_3}{\mathbf{s}_e} X - \frac{\mathbf{q}_4}{\mathbf{s}_e} Z\right] \\ &= \Phi\left[\frac{\mathbf{q}_1}{\mathbf{s}_e} T + \frac{\mathbf{q}_2}{\mathbf{s}_e} S + \frac{\mathbf{q}_3}{\mathbf{s}_e} X + \frac{\mathbf{q}_4}{\mathbf{s}_e} Z\right] \text{ si } \frac{\mathbf{e}}{\mathbf{s}_e} \rightarrow N(0,1) \end{aligned} \quad (2)$$

avec $\Phi(\cdot)$, la fonction de répartition de la loi normale,

et σ_ε l'écart-type des résidus.

Les équations (1) et (2) forment en fait un système de deux équations simultanées. Si le terme d'erreur u est corrélé avec ε , par exemple parce que des déterminants non observés des salaires affectent la probabilité d'exercer une activité, les MCO sont biaisés.

L'espérance de $\ln Y$ conditionnellement à l'observation de Y s'écrit :

$$\begin{aligned} E(\ln Y / B_i = 1) &= \mathbf{a}_1 T + \mathbf{a}_2 S + \mathbf{a}_3 X + E(u / B_i = 1) \\ &= \mathbf{a}_1 T + \mathbf{a}_2 S + \mathbf{a}_3 X + \text{cov}(u, \mathbf{e}) E(\mathbf{e} / B_i = 1) \\ &= \mathbf{a}_1 T + \mathbf{a}_2 S + \mathbf{a}_3 X + \frac{\text{cov}(u, \mathbf{e})}{\mathbf{s}_e} \cdot \frac{\mathbf{j}(\hat{\mathbf{q}}_1' T + \hat{\mathbf{q}}_2' S + \hat{\mathbf{q}}_3' X + \hat{\mathbf{q}}_4' Z)}{\Phi(\hat{\mathbf{q}}_1' T + \hat{\mathbf{q}}_2' S + \hat{\mathbf{q}}_3' X + \hat{\mathbf{q}}_4' Z)} \end{aligned}$$

où $\varphi(\cdot)$ correspond à la fonction de densité de la loi normale.

Le rapport de ces deux fonctions est égal à l'inverse du ratio de Mills, habituellement noté λ .

Lorsque $\text{cov}(u, \varepsilon)$ est non nulle, l'estimation est biaisée.

? Annexe 4: Estimation de la participation au marché du travail depuis 1964 (Probit), sur échantillon total et par périodes

	Echantillon total	Avant 1981	Depuis 1981
Constante	-3,11*** (0,82)	-0,93 (0,67)	-1,71*** (0,49)
Type d'éducation			
Publique	2,02** (1)	1,48* (0,82)	1,21** (0,53)
Privée	Ref	Ref	Ref
Age	0,21*** (0,05)	0,03* (0,02)	0,1*** (0,02)
(Age)²	-0,003*** (0,0007)		
Age*type d'éducation	-0,11* (0,06)	-0,04** (0,02)	-0,05** (0,02)
(Age)²*type d'éducation	0,001 (0,001)		
Niveau d'études			
Primaire	Ref	Ref	Ref
Secondaire 1 ^{er} cycle	0,27*** (0,1)	0,1 (0,15)	0,2 (0,14)
Secondaire 2 nd cycle ou supérieur	0,28*** (0,11)	0,2 (0,2)	-0,01 (0,16)
Nombre de redoublements	-0,02 (0,03)	0,02 (0,06)	-0,07* (0,04)
Sexe			
Homme	Ref	Ref	Ref
Femme	-0,19*** (0,07)	-0,07 (0,12)	-0,27*** (0,1)
Religion			
Catholique	-0,07 (0,08)	-0,21* (0,12)	0,03 (0,1)
Autre religion	Ref	Ref	Ref
Niveau d'éducation du père	-0,01 (0,01)	0,03 (0,03)	-0,03** (0,02)
Niveau d'éducation de la mère	-0,005 (0,02)	0,11*** (0,04)	-0,02 (0,02)
Activité professionnelle du père			
Microentrepreneur ou à son compte	-0,16* (0,08)	-0,22* (0,13)	-0,06 (0,11)
Autre	Ref	Ref	Ref
Activité professionnelle de la mère			
Microentrepreneur ou à son compte	0,03 (0,08)	-0,11 (0,12)	0,19* (0,1)
Autre	Ref	Ref	Ref
Log vraisemblance	75	43,4	86,2
Nombre d'observations	1318	522	796

Source : Enquête SET97, nos propres calculs.

Note : Ref = variable indicatrice de référence.

Seuil de significativité : ***1%, **5%, *10%. Les écarts-types sont notés entre parenthèses.