



Les Documents de Travail de l'IREDU
Working Papers

Institut de Recherche sur l'Education
Sociologie et Economie de l'Education
Institute for Research in the Sociology and Economics of Education

**Performances linguistiques des enseignants et qualité d'apprentissage des
élèves au primaire : quelques éléments pour Madagascar**

Jean Bourdon

Mars 2011
DT 2011/3



Pôle AAFE – Esplanade Erasme – B.P. 26513 - F 21065 Dijon Cedex
Tél.+33 (0)3 80 39 54 50 - Fax +33 (0)3 80 39 54 79
iredu@u-bourgogne.fr- <http://iredu.u-bourgogne.fr>



Performances linguistiques des enseignants et qualité d'apprentissage des élèves au primaire : quelques éléments pour Madagascar

Résumé : De manière intrinsèque l'objectif de l'Éducation pour tous (EPT) n'est pas des plus évidents pour les pays les moins avancés et pourtant s'y ajoute, presque toujours, pour ces pays la difficulté supplémentaire d'assurer, dans les apprentissages initiaux, la transition de la langue locale à la langue d'enseignement. De plus, l'adaptation de l'offre d'éducation pour EPT s'est souvent réalisée, face à la contrainte financière, par l'arrivée de nouveaux enseignants avec des formations générales et professionnelles plus limitées, mais socialement plus proches des communautés. La seconde enquête PASEC sur le cas malgache permet d'évaluer ce contexte puisqu'elle teste la valeur ajoutée scolaire en 2^e année, là où la langue locale domine comme langue d'enseignement, et en 5^e année lorsque le français est devenu la principale langue d'enseignement. Par ailleurs, les maîtres affectés à des classes de l'échantillon PASEC ont fait l'objet d'une évaluation de leur capacité d'expression en langue française au moyen d'un test normalisé. Ce texte recherche donc à connaître l'impact de cette capacité du maître sur la qualité des apprentissages de ses élèves. La démarche adoptée est celle classique de la fonction de production d'école. De fait, un lien direct entre les capacités du maître et celles apportées aux élèves apparaît faible. Ce lien, lorsqu'il existe, passe par l'intermédiaire d'effets de gestion et d'organisation scolaires différents dans le cas malgache. Les principales conclusions montrent qu'il n'existe pas d'impact homogène et constant entre la compétence du maître et les apprentissages des élèves. L'élève en recevra un bénéfice conditionné, et souvent dilué, à travers des effets structurels et de mode de gestion de l'école. Par ailleurs et surtout, cette transmission de savoir sera inégale suivant la position de l'élève sur l'échelle des performances et, sur ce point, les conclusions sont conformes à la littérature : la question de la langue d'enseignement des apprentissages fondamentaux peut-être un facteur d'aggravation de l'inégalité scolaire. Ce constat sera étayé par l'emploi d'analyses de type semi-paramétriques autour de la régression par quantiles. Ainsi on parvient à mesurer la pénalité sur la performance scolaire des limites de l'enseignant. Ce lien n'est pas à rejeter surtout lors des apprentissages initiaux en langue française.

Mots clés : Education pour tous, Madagascar, fonction de production d'école, Effet maître

Abstract: In a broad sense Education for All (EFA) is a hazardous issue for to the least developed countries, and yet it adds, almost always, for these countries to provide additional difficulty for initial learning periods when majority in pupils has to assume the route from the local language to the teaching one. Besides, adapting in this context the provision of education has often done under the financial constraint. The hiring for supplementary teachers, as to reach EFA goal, less paid in comparison to their older colleagues. So now the teacher staff is consequently represented by new teachers with fewer initial education and pedagogical training, but definitely closer to the communities. The recent investigation on the case of Madagascar, done by PASEC, as to evaluate this context observes the value added in pupils' assessments for the 2nd grade school, where the dominant teaching language is Malagasy, and the 5th grade where French took place as the main teaching language. Opportunely, in this survey, teachers assigned to classes sampled by PASEC were tested on their ability in French language practice through a standardized test (TCF). This research's aim is to know the impact of the learning language capacities of the teacher on the assessments of learning within their students. The approach chooses the classical production function view of education as economists are familiar with. In initial results, the presence for a link between the capacities of the teacher and students' progress appears deeply scarce. This link, if any, pass through various effects in the school management and sectoral organization inside different types of school, in which Madagascar presents a deeper variety. The main findings show that there is no uniform and constant impact from competences of the teacher toward pupil learning. The student will receive a value added conditioning, and frequently diluted, through structural effects and norms of management at the class and school levels. Moreover, the process for transmission of knowledge will be following the unequal position of the pupil on the scale and performance on this domain; the findings are consistent with the literature: the question of choice in teaching language for basic skills may be a significant factor in increasing inequality. This tendency is here underpinned using analysis in semi parametric process around the quantiles regression analysis. So we can measure the penalty effect on pupils' performance due to French fluency limits endowment by the teacher. This link is not to be rejected, especially during the initial learning period in French apprenticeship. Beyond in the school path, this link still exists, but there may exist a lot of compensation and penalty effects for diluting a link in respect to teachers' skills..

Key words: Education for all, Madagascar, school production function, Teacher's effects.

JEL : C31, I21

Introduction

Pays insulaire de vaste étendue géographique, Madagascar présente une variété assez grande d'inégalités géographiques et sociales. Classé dans le groupe des pays les moins avancés, ce pays se caractérise par un PIB par habitant faible et guère supérieur à 250 US\$. Toutefois si l'on prend en compte l'indice de développement humain le plus récent, le pays est classé au 135^e rang sur 169 ; position peu favorable dans l'absolu, mais témoignant d'un décollage des derniers rangs ces dernières années. Madagascar a en effet réalisé de très sensibles progrès en matière de marche vers la scolarisation universelle avec un taux d'achèvement de l'éducation primaire qui est passé de 34% à 59% au cours des quinze dernières années¹. Cette progression quantitative semble s'être déroulée avec une sauvegarde des objectifs qualitatifs, car si l'on suit les deux vagues distantes de dix années des évaluations PASEC², la performance moyenne des élèves de 2^e et 5^e année se maintient à un niveau appréciable depuis 1995, voir PASEC (2008). Pourtant et peut-être plus qu'ailleurs, les enseignants y ont connu de profondes mutations dans leurs statuts et leur formation pédagogique. Une caractéristique forte est aussi la quasi-homogénéité d'une langue nationale le Malgache (Malagassy) ce qui a conduit, avec un certain nombre d'ajustements historiques, que cette langue nationale soit aussi une langue d'immersion dans l'enseignement avant de s'estomper devant le français. Dans ce texte après avoir situé le contexte des rapports entre l'enseignant et la langue d'enseignement, nous détaillerons la variété des enseignants du primaire malgache avant d'apporter un essai de modélisation liant les progrès des élèves à la performance de leur maître dans la langue d'enseignement. Aussi le cas de l'enseignement malgache, par cette originalité et diversité, a fait l'objet de nombreuses analyses. L'annexe C de ce texte en donne le rappel, ainsi que quelques repères sur l'évolution récente de l'organisation scolaire dans le pays. On notera aussi depuis 2006, date de recueil de ces données, une dégradation du contexte sociopolitique local.

1. Le maître et la langue d'enseignement dans les apprentissages initiaux

1.1 Contexte du cas malgache

Dans l'enseignement primaire malgache en 2005, le français était toujours utilisé comme langue d'enseignement essentielle à partir de la 3^e année. L'apprentissage de la langue française se fait dès la première année à l'oral et l'apprentissage de la lecture à partir de la 2^e année. Cette organisation pédagogique a réintroduit, en 1992, le français dans l'enseignement primaire après les seize années (1976-1992) d'utilisation unique de la langue malgache comme langue d'enseignement. Cette mutation a été inspirée par une remise en cause de la « malgachisation » semble-t-il responsable d'une chute du taux de réussite au certificat de fin d'études primaires (CEPE). En 2005, les mathématiques sont enseignées en malagasy en 2^e année qui est la langue principale d'enseignement à ce niveau. Le PASEC, étudiant les apprentissages en 2^e et 5^e année, a donc traduit les items du test de mathématiques de 2^e année en malagasy, ce qui permet de conserver une dimension comparative pour cette discipline. Le test de Français de 2^e année a été maintenu tel quel. Ainsi les élèves de 2^e année sont évalués en Français, en Mathématiques (dont les items ont donc été traduits en malagasy). En 5^e année, les élèves sont évalués en Français, en Mathématiques (dont les items sont établis en français) et en Malagasy. On peut aussi noter contrairement aux autres pays de l'Afrique

¹ Ces indicateurs sont repris de la « fiche pays » établie par le pôle de Dakar (accédée le 20/10/2008) à l'adresse : http://www.poledakar.org/IMG/pdf/Madagascar_Dak_7_Fr.pdf

² PASEC : programme d'analyse des systèmes éducatifs de la CONFEMEN (Conférence des ministres de l'Éducation ayant le français en partage).

francophone que le cycle primaire à Madagascar a été ramené de 6 ans à 5 ans en 1992 (2 années de CP, une de CE et 2 année de CM), donc ici la 5^e année est année terminale avec examen final du CEPE³. Depuis 2005, une nouvelle restructuration des enseignants de base est mise en place tend à assurer une scolarisation de base durant un cycle de 7 années.

Le Ministère malgache de l'éducation a aussi décidé d'évaluer les compétences des enseignants à partir du Test de Connaissance du Français (TCF) ; ceci dans la perspective de croiser les résultats obtenus avec ceux récoltés auprès des élèves de 2^e année et de 5^e année de l'évaluation PASEC VII et de voir ainsi dans quelles mesures le niveau en français du maître influence les résultats scolaires des enfants. La mise en œuvre et les principales conclusions de l'application du TCF sont présentées dans la thèse de Nicot-Guillorel (2009), analysant cette question de l'environnement multilingue de l'enseignement malgache.

1.2 La qualité de l'éducation vue comme mesure de l'efficacité enseignante

Dans le sujet de la « production d'école », l'aléa autour de la qualité du service éducatif est souvent centré sur le rapport enseignant élève comme cœur du service éducatif. Dans l'enseignement de base, un moment crucial repose sur la qualité de l'apprentissage de la lecture et de la compréhension de la langue d'enseignement. A l'origine de l'enseignement moderne, ces apprentissages reposaient sur la reconnaissance et la compréhension de textes existants. L'histoire de l'enseignement montre que l'on est passé d'une lecture intensive à une lecture extensive et expressive, Prost (2008) ; la lecture rejoignait alors l'instruction en permettant par l'approche des textes une découverte du monde et ceci dans une langue d'instruction qui souvent n'était pas courante dans la vie quotidienne de l'élève. Ceci permet toujours à Prost (2008, p. 65) de rappeler le jugement de Jaurès comme quoi il suffisait de faire lire les écoliers d'une classe pour juger leur maître. Evidemment, dans cette évolution, en parallèle le rôle de l'enseignant se transforme ; le rôle du moniteur ou du répétiteur s'estompe pour passer dans un système de coproduction de savoirs. Ceci reprend la définition du passage, selon Chevillard (1985), d'un savoir savant à un savoir pour enseigner. La logique n'est plus séquentielle avec la transition entre le savoir à enseigner (le programme), le savoir enseigné (travail de l'enseignant) et les savoirs assimilés (travail de l'élève), mais plus dans une interaction où le contexte, les interactions entre élèves, conduisent à relativiser le travail de l'enseignant, si ce n'est les objectifs du programme en fonction du contexte de la classe. En particulier, il est évident que dans le cas africain les classes de taille pléthorique limitent largement toute possibilité de travaux s'appuyant sur la co production avec les élèves et la transition vers une lecture extensive dans les pratiques de classe, voir Pole de Dakar (2009), chapitre 4.

Avec la réflexion et l'évolution sur les IUFM, dans le cas français, ce débat rejoint les recommandations pour la formation des maîtres, émises par le Haut conseil de l'éducation⁴. Le référentiel proposé évoque à la fois des compétences générales comme la maîtrise des savoirs enseignés et de culture générale, de maîtrise de la langue d'enseignement, de compétences sur les difficultés des processus d'apprentissage et à y remédier ; mais aussi des compétences de gestion de la classe, de prise en compte et d'adaptation du savoir enseigné par rapport à la diversité des élèves. Pour ce dernier objectif, l'enseignant doit s'adapter aux signaux que lui retourne l'évaluation du travail de ses élèves et aussi le travail en équipe et la communication avec les partenaires de l'école (équipe pédagogique, parents,...). L'enseignant n'est pas uniquement celui qui sait transmettre un savoir, il doit aussi stimuler la co production de savoirs dans le groupe pédagogique qu'il anime.

³ À partir de 2009, Madagascar devrait passer du système 5+4+3 au système 7+3+2 et il est prévu que les enseignants communautaires (FRAM) assurent l'essentiel du service pédagogique des 5 premières années.

⁴ Texte accédé le 22/09/2008 à l'adresse : http://www.hce.education.fr/gallery_files/site/19/33.pdf

Si ce savoir-faire enseignant est complexe dans un pays développé que peut-il en être pour les pays moins avancés. Les objectifs du millénaire (ODM) fixent à chaque pays d'assurer une formation de base universelle aux enfants d'âge scolaire qui soit d'une qualité suffisante pour échapper à l'analphabétisme durant l'âge adulte. Cet ample mouvement reporte une bonne part de l'effort sur le recrutement des enseignants puisque l'ISU/UNESCO estime que plus de 1,5 million d'emplois d'enseignants vont devoir être créés ; ce qui implique compte tenu des mouvements de mobilité et de l'attrition, au moins 3,5 millions d'ici à 2015 (UNESCO/UIS 2006, p.41). Pour certains pays les moins avancés, l'expansion liée et le renouvellement du stock actuel d'enseignants créeraient un besoin d'enseignant, en flux annuel, proche du nombre d'élèves qui sortent diplômés à la fin du secondaire. Hélas pour l'essentiel ces pays n'ont pas abordé sans problème cette phase de considérable besoin en enseignants. Le contrôle de la dépense publique imposé par les organisations financières internationales depuis près de 30 ans, a conduit l'essentiel de ces pays à reconsidérer l'organisation de leur fonction publique enseignante ; ceci afin d'en réduire le coût salarial moyen afin à charge budgétaire inchangée d'accroître l'offre. Madagascar n'a pas échappé à cette évolution avec l'extinction du recrutement fonctionnaires ; leur remplacement par des contractuels plus rapidement formés et largement complétés par des enseignements qui sont recrutés et gérés par les associations de parents d'élèves. Souvent ces nouveaux enseignants recrutés le sont sans garantie de l'emploi, ni de carrière et ne reçoivent, dans les meilleurs cas, qu'une formation professionnelle de durée limitée ce que nous préciserons par la suite. Un rappel de cette situation est donné par Bourdon et Nkengné-Nkengné (2008). Pour le cas malgache, on peut noter que ce glissement vers de nouveaux statuts de maître a été plus précoce qu'ailleurs avec une plus forte influence des communautés, Nkengné-Nkengné (2011).

1.3 Au centre du service d'éducation : la coproduction

La recherche pédagogique peut être globalement divisée en deux principales voies. La première traite de la scolarité comme quelque chose qui est fait pour les élèves plutôt que quelque chose ce qui est fait par les élèves, ceci correspond en gros à la notion de production d'école, au sens de Monk (1990), où l'élève est considéré comme la "matière première" qui est combinée avec d'autres apports (en général de ressources scolaires) pour produire une valeur ajoutée mesurée en termes de scolarisation. La seconde voie s'inspire de comportements psychologiques et pédagogiques basés sur des études de cas où l'élève et l'enseignant sont au cœur du processus d'apprentissage et qui, typiquement, se refusent toute généralisation à travers les élèves, les écoles ou les pays. Peut-on concilier les deux volets de la littérature ? De la seconde on peut conserver l'idée de la centralité de l'élève et de la compétence pédagogique qui assure une relation positive entre le groupe d'apprentissage et des connaissances. Ceci a permis à des pédagogues comme Jacotot de dissocier la valeur ajoutée scolaire du savoir de l'enseignant, Rancière(2004).

En se plaçant dans la première voie : la production d'école, celle-ci est usuelle des approches économiques, largement popularisée par les travaux d'Hanusheck (1979), les travaux sur la fonction de production ont fait l'objet d'une abondante littérature parfois très critique. Peu de consensus existent notamment sur l'effet d'inputs essentiels comme l'effet du maître. Si dans les systèmes éducatifs du Nord, à partir d'évaluations nationales des apprentissages ou le recours à des enquêtes internationales comme TIMSS ou PIRLS, la variété constatée sur les tests cognitifs réalisés auprès des élèves montre que l'impact lié aux caractéristiques du maître est limité (expliquant de 4 à 6% de la variété des apprentissages). Dans les terrains du Sud, décrits en particulier par les enquêtes PASEC, Bernard, Kouak et Vianou (2004), cet impact est beaucoup plus ample (souvent 20%) et approche de 40% dans certains pays dont Madagascar sans que l'on puisse vraiment distinguer s'il s'agit d'un effet pur

ou de l'effet d'un biais lié à une description imparfaite du contexte du milieu scolaire, Bernard (2007). En effet les variables qui décrivent le maître (formation, expérience,...) ne peuvent expliquer que le quart de cette variété enregistrée au niveau classe. De cette approche de fonction de production, il peut être aussi admis que les études sur l'école s'attachent à considérer des apprentissages individuels où l'élève s'implique en fonction de sa propre demande d'éducation⁵. Ceci est complété par des apprentissages de groupe qui sont motivés par la conjonction dans le groupe pédagogique de ces investissements individuels et qui peuvent être relativement favorisés ou découragés par le mode de gestion de la classe ou d'organisation scolaire, modes comme ceux importants d'utilisation du temps scolaire qui sont mal décrits dans ces enquêtes d'évaluation des apprentissages. Dans une approche économique, l'effort de l'élève peut relever de la logique du passager clandestin. Son comportement rationnel sera de privilégier l'investissement dans des activités individuelles, soit un temps p_i , pour lesquels il recevra un gain direct, alors qu'il peut être réticent à des apprentissages de groupes où il peut estimer qu'il y consacre du temps, soit s_i , et qu'il doit en partager les acquis. C'est ici que l'on retrouve le rôle de l'enseignant et de l'organisation scolaire qui peuvent ou favoriser un esprit individuel de compétition, d'une part, ou, d'autre part encourager le travail en interaction. Ici se situe la compétence du maître, rappelée par le HCE(2008), de créer des interactions qui peuvent induire des externalités positives dans la classe donc chaque membre du groupe pédagogique bénéficie. Usuellement l'approche microéconomique de l'utilité de l'élève traduit ceci par une fonction d'utilité individuelle de type : $U_i = \alpha_i \cdot p_i + \bar{s} - \frac{1}{2}(p_i)^2 - \frac{1}{2}(s_i)^2$ où α_i représente les capacités de l'élève i , p_i l'intensité

de son investissement éducatif et \bar{s} la capacité de travail collectif du groupe pédagogique. L'utilité individuelle est alors la somme de l'investissement éducatif personnel de l'élève, de ce qu'il reçoit de son appartenance au groupe diminué de la pénalisation à la participation en termes d'implication aux travaux propres et à ceux de groupe⁶. Reste à préciser la création de savoir collectif, celle-ci va essentiellement dépendre de l'homogénéité du groupe pédagogique. On admet en effet la plus grande existence d'interactions, ou effets de pairs, dans la mesure où la dispersion inter élèves des capacités individuelles est faible dans une classe de taille n :

$$\bar{s} = \frac{1}{\sigma_\alpha n} \sum_{i=1}^n \alpha_i s_i$$

Cette notion d'interaction au sein du groupe pédagogique renvoie à la question de la composition du groupe ou de mélange des élèves (school mix). Ce thème pour les économistes de l'éducation est examiné et discuté par Hanushek (1986). Ceci par un parallèle avec l'organisation de l'entreprise et des goulots d'étranglement : le contexte et le climat social peuvent contraindre l'entité à produire à un niveau sous son potentiel. L'interaction sociale dans la classe, en parallèle, semble largement impactée par les aspirations, les attitudes et les valeurs qui sont partagées dans l'école. Considérant les effets de groupe comme un facteur catalyseur pour la fonction de production d'éducation, Henderson, Mieszkowski et Sauvageau (1978) ont à l'origine rapproché le niveau de l'interaction sociale à l'école avec l'efficacité de l'éducation, ceci à partir de données provenant d'environ sept mille élèves de Montréal entre la première et la troisième année du primaire, les effets de pairs identifiés étaient à la fois substantiel et non linéaire. Des travaux inspirés par des théories sociologiques soulignent l'impact des enseignants dans l'effet de pairs. Le groupe pédagogique, de manière

⁵ C'est-à-dire l'intensité qu'il place dans son investissement éducatif par un calcul d'utilité propre ou celui que lui fait adapter son entourage social.

⁶ Cette représentation est courante dans l'étude des phénomènes d'allocation productive sous contraintes de ressources ici le temps

implicite ou explicite, pourrait mettre une pression sur l'objectif de l'enseignement, et ainsi de l'enseignant de s'y adapter ; en ce sens l'effet de pairs pourrait n'être que l'impact d'un changement dans le processus pédagogique utilisé dans la classe, Perrenoud (1987). Dans les limites, certaines théories affirment la nature endogène des effets de pairs en raison que chaque enseignant est lui-même contraint par l'appréciation globale qu'il reçoit de l'ensemble de la classe (comme l'effet Pygmalion). Certains analystes, comme Slavin (1987), sont également réticents à la question de l'interaction sociale estimant que les mesures d'homogénéité dans la classe sont trop restrictives et pourraient cacher de nombreux facteurs qui ne sont pas observés dans le protocole de recherche. Compte tenu de ces limites, les chercheurs ont axé leur approche sur la relation unique entre l'homogénéité de la classe et la performance. Pour la France, sur la première année d'études dans l'enseignement primaire, Mingat (1987) constate le lien significatif entre l'hétérogénéité initiale de la classe et les progrès réalisés dans l'année scolaire. D'autre part, sur le cas des États-Unis à partir de données PISA 2000, Fertig (2003) constate un effet négatif de l'hétérogénéité de la classe sur l'apprentissage individuel.

Ces éléments précisés on peut remarquer, de la fonction d'utilité adoptée, que le gain d'utilité individuelle liée à l'effort individuel est une fonction de la capacité α_i , le gain lié à l'interaction sera lui lié à la capacité individuelle diluée par l'effet d'hétérogénéité $\alpha_i / \sigma_\alpha n$. L'utilité peut aussi être apportée par le service de l'enseignant, et ici il faut évoquer sa pratique pédagogique. Si l'on fait référence à une activité avec peu d'interaction dans la classe comme la lecture intensive, il semble réaliste de supposer que l'utilité de l'apprenant restera conditionnée par sa capacité α_i , mais éventuellement catalysée par le « savoir du maître », soit β , éventuellement prise en compte par un effet d'interaction $\alpha_i \beta$ ⁷, effet en parti lié aux capacités d'interactions dans la langue d'enseignement. Si la pédagogie retenue conduit à plus d'interaction ; ceci suivant la compétence de gestion de classe que saura exercer l'enseignant ou non, on peut admettre que la « pénalisation » des interactions par l'hétérogénéité des élèves sera modulée par cette compétence soit β' . D'où une transformation de la fonction d'utilité, généralisée sur des classes j à effectifs n_j :

$$U_{ij} = \alpha_{ij} \cdot p_{ij} \cdot \beta + \bar{s}_j - \frac{1}{2} (p_{ij})^2 - \frac{1}{2} (s_{ij})^2 \text{ avec } \bar{s}_j = \frac{\beta'}{\sigma_\alpha n_j} \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} \cdot s_{ij}$$

On peut admettre que β et β' peuvent être substituables ou exclusifs l'un par rapport à l'autre. Ce qui semble évident c'est que leur mise en œuvre relative dans la classe dépend des compétences acquises par le maître, mais aussi d'un effet taille puisque à caractéristiques de l'enseignant données plus la taille de la classe sera élevée plus β sera important en rapport à β' . La question des populations différenciées de maîtres telle qu'elle existe à Madagascar va donc jouer sur ce paramètre β' . Un enseignant recruté sous les nouveaux statuts, donc moins formé à la pédagogie sera-t-il en mesure de développer cette interaction ? A contrario ces nouveaux profils d'enseignants issus de la communauté locale ne seront-ils pas avantagés pour initier un enseignement facilitant la transition entre la langue locale et la langue d'enseignement ? L'approche, ici choisie, est de se centrer sur la compétence du maître dans la pratique de la langue d'enseignement et tenter de mesurer comment cette compétence interagit avec les autres compétences pédagogiques. Toutefois dans le terrain objet de ce travail, la compétence pédagogique doit tenir compte du fait que la langue d'enseignement n'est pas pour la plupart la langue locale, qu'en est-il alors sur l'efficacité de la production d'école ? Ceci pour être validé demande à minima un compte rendu des attitudes du maître : a-t-il un comportement magistral, interagit-il avec le groupe. Hélas dans un protocole

⁷ Ce terme β peut fort bien être pris en compte par le savoir du maître à l'exemple de son capital humain général et de sa formation pédagogique initiale, mais il contient "l'art pédagogique" par lequel cette interaction entre α et β lui fait adapter sa pédagogie à la réalité du groupe des élèves auquel il fait face.

d'évaluation comme le PASEC, l'observation de la classe est absente. Jacotot montrait qu'une technique pédagogique contraignante compensait la barrière de la maîtrise de la langue. Peut-on montrer dans le cas ici traité que des lacunes dans la langue d'enseignement peuvent être compensées ? Avant d'aborder ceci, tentons de synthétiser la position de la littérature en regard de ce lien entre la maîtrise par le maître de cette langue et la qualité des apprentissages qu'il assume en enseignement dans cette langue.

1.4. Langue maternelle et langue d'enseignement : quel impact sur la qualité des apprentissages ?

La question du choix de la langue d'enseignement dans les systèmes éducatifs subsahariens ne s'est jamais présentée comme une question simple tant cette question est aussi traversée de réflexions identitaires donc subjectives. En règle générale, la psychopédagogie souligne les fortes différences, dans les comportements d'apprentissage, lorsque ceux-ci se font dans la langue maternelle ou dans une langue seconde. Dans ce second cas, l'apprentissage passera par un effort, conscient ou non, de traduction. Pour le cas africain, la question de l'apprentissage scolaire des langues locales s'est vite heurtée à l'adaptation de ces langues aux médias pédagogiques. Reprenons uniquement quelques éléments du débat, mais centrés sur l'impact du choix de langue sur la qualité des apprentissages. Analysant la position de la Banque mondiale par rapport à l'usage des langues locales dans l'enseignement, Mazrui (2000) souligne que parfois la Banque a défendu l'utilisation d'une langue locale comme premier langage d'enseignement. L'auteur reconnaissant à un tel choix une transition plus aisée entre le contexte familial et le contexte scolaire. Toutefois, cette position a été largement mise en difficulté par l'émergence des politiques d'ajustement, le développement de programmes et de médias d'enseignement dans les langues locales apparaissant une source de dépenses supplémentaires contestables. Dans certaines comparaisons des performances au secondaire, les institutions de Washington sont suspectées de mettre en avant la faiblesse de performance du système tanzanien comme causé par le choix du Kiswahili en tant que langage principal d'enseignement au primaire depuis 1976 ; alors qu'en comparaison le Kenya qui conservait l'usage dominant de la langue anglaise enregistrait des performances scolaires supérieures. Mazrui, pour la zone francophone, souligne aussi les pressions des bailleurs internationaux pour adopter des manuels rédigés en langue française dans la mesure où la production et l'acheminement des de ces manuels apparaît moins risqué que de mettre sur pied une filière d'édition en langue locale dont l'effectivité paraît assez aléatoire. Toujours pour Mazrui, la langue européenne apparaissait toutefois neutre et pouvait éviter certains choix douloureux en fonction de la multiplicité ou du poids dominant des idiomes locaux en un lieu ; ceci d'autant plus que ces langues locales ne posent pas les mêmes problèmes pour leur adaptation à la forme écrite utilisable en enseignement de base. Souvent des raisons assez obscures jouent. En Haïti, les efforts de donner une place plus grande au Créole en rapport au Français comme langue d'enseignement ont été contrariés par la hiérarchie supposée entre la langue de l'élite et celle du peuple. Ce clivage biaise l'essentiel des arguments pédagogiques sur le choix, alors que, analysant les essais d'introduction du Créole comme langue d'enseignement Bentolila et Gani (1981) soulignent que seule une complémentarité des deux langues pourrait être efficace.,

La question de l'utilisation d'une langue d'enseignement différente de la langue d'expression dans la famille pose à l'évidence la question de l'attitude du maître qui doit ainsi assurer cette transition langagière. Les synthèses des travaux sur l'Afrique subsaharienne, Alidou et al.(2006), révèlent que l'utilisation de langues non familières oblige les enseignants à utiliser des méthodes d'enseignement inefficaces qui sapent les efforts déployés pour la coproduction de savoirs dans la classe. Comme les enfants ne parlent pas les langues d'enseignement, les enseignants sont obligés d'utiliser des techniques d'enseignement

inefficaces comme faire répéter le groupe à voix haute, reprendre les explications, faire apprendre par cœur. Cette situation suivant la littérature est en grande partie responsable de l'inefficacité des écoles et des mauvais résultats scolaires des élèves en Afrique. La transition des langues y est mal réalisée et permet de constater dans la synthèse des travaux soit que cette transition forcée de l'expression vers la langue d'enseignement exacerbe les inégalités sociales, ou alors que des maîtres proches de la communauté, à l'exemple des maîtres de parents et non pédagogiquement formés sont plus efficace que ceux qui sont professionnellement formés. Ainsi, Alidou et Maman (2003), Komarek (1998) et Brock-Utne (2005) sur des terrains variés de la région subsaharienne concluent que les élèves sont beaucoup plus actifs lorsque l'enseignement est dispensé en langues locales que lorsqu'il est dispensé dans les langues nationales néanmoins étrangères. Un enseignement dans la langue maternelle est beaucoup plus efficace et permet un apprentissage de qualité pour les élèves, qui apprennent quand ils peuvent mêler leurs connaissances et les connaissances nouvelles. Confirmant ceci à partir des expériences pilotes du Burkina, Iboulo (2003) souligne une moindre déperdition scolaire et une meilleure réussite aux examens de fin de primaire. Les auteurs soulignent que les études montrent que dans la plupart des cas, les enseignants ne comprennent pas clairement le phénomène du bilinguisme et la manière dont les enfants acquièrent une alphabétisation fonctionnelle. Les enseignants s'appuient principalement sur les méthodes d'enseignement des langues utilisées dans les écoles traditionnelles. En raison du manque de formation adéquate, les enseignants bi/multilingues s'appuient sur leur propre expérience d'apprenants pour enseigner à leurs élèves. Toutefois dans la mesure où le choc avec la langue d'enseignement arrivera tôt ou tard ; Alidou et Maman (2003) reconnaissent qu'il s'agit d'un handicap considérable qui obligerait en premier à mieux adapter les curricula. Cette transition de la langue locale à la langue d'enseignement peut induire des inefficacités profondes dans le groupe pédagogique, Chekaroua (2004) trouve que les enseignants mutés dans des écoles utilisant la langue locale ont une perception négative des interactions enseignant-élève, car ils sont accoutumés à des classes qu'ils contrôlent puisqu'ils y utilisent des langues non familières aux enfants. Même si les conclusions viennent de l'analyse monographique, elles renforcent ce besoin de formation spécifique du maître. Sur un échantillon conséquent, Mekonnen (2005) montre, par l'analyse de variance qu'il existe une différence significative de résultats entre les élèves recevant leur enseignement dans leur langue locale et ceux à qui il est dispensé dans une langue étrangère. L'étude est basée sur le cas éthiopien où l'immersion dans la langue anglaise est décalée, dans le cycle primaire, suivant les provinces. La comparaison dans ce cas des évaluations inter provinciales des élèves pour un même grade validerait la supériorité d'une approche initiale du calcul et des mathématiques en langue locale. A l'inverse, il existe selon Mekonnen un biais d'analyse pour la lecture et la compréhension, car les progrès en langue locale sont souvent biaisés dans leur approche, ceci dans la mesure où ils sont surtout évalués en regard de la finalité qui elle s'établit en performance dans la langue d'enseignement. Ceci renvoie donc à d'autres dimensions, comme la segmentation sociale par la langue ou l'apprentissage de « compétences » utiles par rapport à des compétences abstraites qui découragent l'élève. Ceci renvoie aussi à la question de la réforme curriculaire. Cette question du risque de segmentation est aussi mise en avant par Alidou (2003) qui observe un handicap spécifique des apprentissages en langue non locale en s'appuyant sur des évaluations des résultats scolaires, comme celles de MLA et du PASEC, particulièrement dans des pays où la langue d'enseignement est peu pratiquée dans la population ; à l'exemple de l'anglais pour le Nigéria ou du Français pour le Mali. Ceci peut conduire à une situation de stigmatisation par les apprentissages initiaux des populations défavorisées alors que le choix de la langue d'enseignement internationale accroîtrait l'impact de l'inégalité sociale dans l'accès à l'éducation en laissant un avantage aux familles aisées et urbaines où l'immersion de l'enfant

aux langues d'enseignement est considérablement plus élevée. Donc pour notre sujet on peut retenir que si la question du choix de la langue d'enseignement est souvent dictée par des choix d'organisation efficace de l'enseignement, elle risque aussi de créer de l'inégalité et donc d'introduire un facteur d'hétérogénéité entre élèves. En réalisant une méta analyse sur les données PASEC et celles du SACMEQ, Fehler, Michaelowa et Wechtler (2009) soulignent la difficulté de mettre en avant un impact sur la qualité des apprentissages des élèves des niveaux différenciés de formation initiale et pédagogique des formateurs⁸.

Dans un contexte proche, Spencer-Charoles (2008) présente les résultats d'une étude effectuée avec des enfants sénégalais ayant appris à lire en français (502 enfants, Grades 1, 2 et 3) ou en wolof (186 enfants, Grades 1 et 3). Cette étude tend à tester l'impact d'une méthode facilitant les apprentissages fondamentaux dans un contexte bilingue ainsi que des suggestions, basées sur l'analyse des résultats, visant à améliorer le protocole d'apprentissage. Le constat de la comparaison montre que le fait d'appartenir à un groupe SES plus favorisé n'a une incidence positive que chez les enfants ayant appris à lire en wolof. Le fait d'avoir au moins un parent lecteur n'a une incidence positive que chez les enfants ayant appris à lire en français. Enfin, les comparaisons, entre les enfants ayant appris à lire en wolof et ceux ayant appris à lire en français, indiquent que, dans certaines tâches impliquant le langage oral, les premiers surpassent les seconds alors que la tendance inverse a été relevée pour certaines tâches impliquant le langage écrit. Spencer-Charoles explique ce constat par le fait que la plupart d'entre eux parlent wolof à la maison tandis que peu d'enfants de l'autre groupe parlent français chez eux. De manière générale les corrélations entre compréhensions écrite et orale sont élevées, et la compréhension orale est la seule capacité qui ajoute une part unique de la variance expliquée en compréhension écrite. De ces éléments la question du rapport et du choix de la langue pour les apprentissages fondamentaux est cruciale. Évidemment une partie de bilinguisme dans les apprentissages initiaux est lié aux 'inégalités sociales et à la structure des territoires ; face à ces problèmes peu tangibles, tentons de préciser comment peut y agir la compétence des enseignants.

Ceci conduit à se poser la question de la formation des enseignants idoine pour assurer cette transition de langue d'enseignement. Le sujet est largement traité dans la littérature du Nord, mais s'adresse à l'usage de la langue maternelle pour mieux estomper l'intégration par l'école des populations d'immigration récente. Sur le Sud, cette question apparaît peu. Prenant exemple sur des expériences au Burkina, Traoré, Kaboré et Rouamba (2008), soulignent la double nécessité de former un enseignant exogène au milieu de la classe sur ce milieu, mais aussi de parfaire les techniques pédagogiques des maîtres de parents. Sur ce point Halaoui (2003) pense que cette formation des enseignants est à lié à la nécessaire réforme des programmes, même si cette question du bilinguisme peut renforcer les coûts de formation, mais aussi rendre plus difficile la gestion du corps enseignant avec la mosaïque des langues locales. Dans ce sens, ceci est intimement lié à la difficulté d'observer la classe, dans le contexte subsaharien.

2. Le cas malgache

Cette seconde section présente l'application à Madagascar autour des questions de la compétence du maître et de sa maîtrise de la langue. Les résultats principaux de l'évaluation du PASEC sont rappelés en premier, puis sera approfondie la question des différences entre

⁸ Un point d'intérêt pour la recherche est que les enquêtes du PASEC renseignent l'éventuelle utilisation de la langue locale dans la classe. Les analyse sur ce point ne sont pas significatives sur les apprentissages et d'ailleurs l'éventuel impact négatif laisserait plus à penser à une corrélation indiquant que plus la langue locale doit être utilisée plus le milieu est défavorisé.

catégories d'enseignants et leurs caractéristiques quant à leurs profils de compétences. La suite de la section sera consacrée à un essai de modélisation entre compétences du maître et performance de ses élèves.

2.1 Les principales conclusions de l'étude PASEC

De manière générale, l'étude du PASEC (2008) sur l'année 2004 conduit à décrire une presque absence de relation entre le niveau académique de l'enseignant et les acquisitions scolaires en 2^e année. Ce constat, comme ceci a été souligné ici, est assez usuel dans les études PASEC⁹ et est donc confirmé ici dans le cas de Madagascar. L'unique impact validé se limite ici aux mathématiques, en 5^e année, avec un effet positif réduit, significatif à 10 % de risque, pour les apprentissages des élèves dont le maître possède une formation supérieure au niveau BEPC.

Sur la formation pédagogique, à Madagascar, les données collectées par le PASEC permettent de constater que près de la moitié des enseignants de 2^e année n'ont pas bénéficié de formation pédagogique initiale (FPI). En 5^e année, ils sont près du quart à n'avoir pas reçu de FPI. Pour les deux niveaux, lorsque les maîtres ont bénéficié d'une FPI, celle-ci n'est que de courte durée (moins de 1 an). Très peu d'enseignants ont suivi une FPI de plus d'un an (5% en 2^e année et 8% en 5^e année). On s'aperçoit que suivant l'intensité de la FPI de l'enseignant, ceci n'entraîne pas de différence significative d'acquisition en 2^e année. En 5^e année par contre, est trouvé curieusement un lien indiquant que les élèves pris en charge par les maîtres sans FPI présentent en moyenne de meilleurs résultats. Sur le statut du maître, il ressort des résultats du PASEC qu'en moyenne, les élèves de 2^e année et de 5^e année enregistrent de moins bons résultats dans toutes les disciplines lorsque le maître est FRAM. Depuis 1975, à Madagascar le ministère de l'Éducation ne parvenant plus à répondre aux besoins de postes d'enseignants des écoles publiques ; des associations de parents d'élèves FRAM créées de manière ad hoc recrutent et rémunèrent des enseignants pour prendre en charge l'enseignement de leurs enfants¹⁰. Depuis cette date le nombre d'enseignants a cru de manière régulière, puis s'accélère après 2000 dans la logique de l'EPT ; de 8000 maîtres FRAM en 2002, ce nombre est passé 13 000 en 2004 et 35 000 en 2007. Selon Rakotonandrasana (2007), les maîtres FRAM représentent 53% des enseignants des écoles primaires. L'association des parents d'élèves s'engageait à les rémunérer en fonction de leurs possibilités souvent en nourriture ou par mise à disposition d'une parcelle de terre à cultiver. Voulant faire de ce statut de maître un volet de la réussite de l'EPT, depuis 2003, l'Etat a décidé de subventionner les maîtres FRAM, par le biais d'une indemnité mensuelle payée pendant 9 mois ; sous réserve d'un contrôle sur le recrutement. En 2007, selon Rakotonandrasana (2007), le montant de la subvention est de 27,5 Dollars US par maître FRAM par mois et pendant 9 mois. Ceci correspond à 1,8 fois le PIB par tête, à comparer au niveau 3,1 pour les enseignants fonctionnaires. Le processus Fasttrack prévoyait que cette subvention serait prise en charge par le fonds catalytique géré par la Banque Mondiale ; mais

⁹ On pourra se reporter à la note de synthèse : « De la problématique enseignante aux questions de gestion », document PASEC/CONFEMEN, 2007 accédé en ligne le 12/10/2008 à :

http://www.confemen.org/IMG/pdf/plaquette_profils_enseignants-2.pdf

¹⁰ Ces enseignants communautaires sont appelés « enseignants FRAM » du fait qu'au début ils étaient payés par l'Association des parents d'élève de l'école ou FRAM (*Fikambanan'ny Raimandrenin'ny Mpianatra*). Actuellement plus de 30 000, le ministère de l'Éducation contribue à la prise en charge de leur rémunération. On peut estimer que l'état finance actuellement les 2/3 de la charge salariale, 1/3 restant aux FRAM. Un départ à la retraite, ou le dédoublement de classes, conduit souvent à une prise en charge totale temporaire par la communauté. La contribution annuelle des parents, variable d'école en école, paraît s'élever en moyenne 10 000 ariary par élève (près de 1€).

Encadré : la maternelle malgache

Relativement importante à Madagascar la place de la maternelle surprend quelque peu en effet dans l'échantillon PASEC, plus de 19% des élèves auraient fréquenté l'enseignement maternel et nous verrons par la suite que ceci n'est pas neutre par rapport aux apprentissages du primaire. Ce qui est net vient de la conjonction, de la participation à l'enseignement préscolaire, avec la structure privée des écoles. En effet les élèves de l'échantillon PASEC qui sont scolarisés dans une école privée ont fréquenté au taux de 51% l'école maternelle ; par comparaison ce taux n'est que de 6% pour les enfants d'une classe tenue par un maître FRAM. De fait, cette participation à la maternelle s'explique pour des raisons de choix d'école. Si l'on simule, sur les 3600 élèves enquêtés, le fait ou non d'avoir fréquenté l'école maternelle, on explique 28% de la variété du phénomène, ceci avec une estimation robuste corrigeant des effets de groupement. Les variables explicatives sont le fait d'être localisé dans une zone rurale, avec un effet marginal négatif sur la participation à la maternelle de -14%, la solarisation dans une école privée, avec un effet marginal positif de 13%. Par ailleurs, l'indice de possession de « biens modernes » par la famille de l'élève entraînerait un effet marginal positif de 9%, alors qu'une progression de 10% de la moyenne de cet indice sur la classe de l'élève aurait un impact majorant lui de 3% la participation. On retrouve donc, à travers ce double effet, un classique comportement d'imitation dans un milieu social. Toutes ces variables sont significatives au seuil de 1 pour mille et à l'inverse l'effet de pratiquer la langue française dans la famille n'entraîne aucun effet significatif sur la participation à l'enseignement préscolaire.

avec la dégradation de la situation politique en 2009 et la suspension de l'activité de la Banque dans l'île, ces fonds ont pu être sauvegardés et transitent par l'UNICEF.

Cependant malgré ce statut spécifique, en prenant en compte l'ensemble des facteurs susceptibles d'influencer les acquisitions scolaires, le statut, FRAM ou non de l'enseignant n'a pas d'effet significatif sur les acquisitions des élèves de 2^e année. Par contre, on enregistre un effet systématiquement négatif du statut FRAM en 5^e année, comme par ailleurs du statut de fonctionnaire.

Les résultats de l'étude PASEC indiquent un effet positif du genre de l'enseignant en 2^e année, mais l'effet est non significatif en 5^e année. Lorsque le maître est une femme en 2^e année, elle fait plus progresser les élèves de près de 21% d'écart type en français maths, ceci comparé à un collègue masculin toutes choses gales par ailleurs ; ce résultat est assez courant, mais est ici assez sensible par son intensité.

Ces éléments, variable par variable, caractérisant l'enseignant se retrouvent en partie une fois introduits dans l'analyse multivariée prenant en compte les autres variables caractérisant l'élève, son contexte de vie, sa classe et son école.

En 2^e année, le niveau de vie et l'alphabétisation parentale influencent positivement les acquisitions scolaires en français et mathématiques. De même, le tutorat affecte positivement les acquisitions. Il en est de même lorsque le maître est une femme, ou

lorsque le directeur a bénéficié d'une formation complémentaire en gestion, ou encore lorsque l'école dispose d'un conseil d'établissement actif. Par contre, à l'image d'autres pays francophones de l'Afrique subsaharienne, le redoublement affecte négativement les acquisitions. On note également que les écoles bénéficiant d'aides ou de programmes spécifiques sont associées à une moins bonne progression scolaire, ce qui peut montrer aussi que ces programmes ciblent bien les écoles localisées dans des zones défavorisées.

En 5^e année, le niveau de vie en termes de milieu socio-économique des parents influence positivement les acquisitions scolaires en français et mathématiques. Un âge avancé de l'élève,

et son corollaire le redoublement, vont influencer négativement les apprentissages. L'analyse du PASEC souligne l'effet très important (0,47 écart type) de la possession et de l'utilisation du guide de français. Lorsqu'on considère plutôt le guide de mathématique dans le modèle, l'effet positif est toujours significatif, mais devient moins important (+21 points d'écart type).

Ces résultats principaux rappelés, nous allons tenter d'introduire l'impact du test TCF, donc variable caractérisant le maître dans la fonction de production d'école.

2.2 Introduction du score TCF dans la fonction de production d'école.

La prise en compte de la performance du maître conduit à deux voies de questionnement :

La première est celle d'une liaison entre la performance du maître au test, ses caractéristiques individuelles et d'emploi. Ainsi peut-on supposer que pourraient influencer sa performance en langue française son niveau de formation initiale et le milieu socio-économique d'implantation de l'école où est situé son poste.

La seconde question revient à mesurer si la performance du maître au test TCF influence les acquisitions des élèves du groupe pédagogique qui lui est confié ; ceci en considérant que la maîtrise de la langue d'enseignement est un facteur influant dans la fonction de production scolaire. Examinons successivement ces deux points.

Pour les facteurs de la performance de l'enseignant, il est évident que le TCF est un exercice général de maîtrise de la langue¹¹, ceci repose sur la performance pour divers modes d'expression et de compréhension, mais ne mesure pas une quelconque performance pédagogique. Aussi est-il logique de penser que la maîtrise de la langue française peut être liée à la formation générale initiale de l'enseignant, au milieu socio-économique dans lequel il est immergé et à différents aléas et opportunités de sa vie. A l'inverse ce niveau de pratique peut être lié à sa fonction de formateur en français, avec des apports qui viennent tout autant de ses formations pédagogiques initiales, de recyclages et où de la pratique quotidienne de son enseignement. Notons donc simplement que le TCF n'est nullement construit pour mesurer une performance dans un contexte pédagogique.

Toutefois, les changements intervenus à Madagascar dans l'utilisation du français comme langue d'enseignement peuvent constituer un facteur d'influence de la maîtrise du français par les enseignants avec évidemment des changements structurels suivant les générations d'enseignants. Comme à partir de 1985, l'enseignement du français a été relancé, l'hypothèse serait donc que des déficits de pratiques pourraient exister soit parmi les enseignants les plus âgés ou ceux qui ont connu dans leur cursus scolaire la période de malgachisation de l'enseignement.

Pour les facteurs de la performance de l'élève, par rapport à ce jeu de données, est testé un modèle à double indice avec niveau de groupement sur les classes. De manière générale les relations testées l'ont été avec utilisation d'un modèle à effet aléatoire. Le test d'Hausman a été mis en œuvre et conduit à rejeter l'hypothèse d'écarts significatifs des coefficients entre effets fixes et effets aléatoires. La modélisation est partie des résultats présentés par le rapport du PASEC et repris dans le paragraphe précédent. Toutefois, des variables différentes ont été introduites ceci essentiellement afin de traduire l'impact du contexte socio-économique et des effets de pairs. Ainsi prend-on en compte comme mesure d'hétérogénéité, pour chaque niveau initial (pré test) la moyenne de la classe et la covariation, à savoir la variété de la performance au pré test dans la classe (écart-type) divisée par la moyenne. Pour l'environnement économique et social (SES), l'ensemble des variables décrivant le contexte socio-économique familial renseigné par le questionnaire élève fait l'objet d'une analyse factorielle en composante principale. La projection de chaque élève sur le premier axe

¹¹ Une rapide présentation du contenu du test est donnée dans l'annexe D.

factoriel est reprise comme variable synthétique. Dans un second temps, les variables individuelles ainsi générées sont exploitées comme moyenne et comme dispersion dans chaque classe. Cet essai de modélisation est détaillé dans l'annexe A et montre la difficulté d'introduire l'impact du test TCF dans la fonction de production d'école, tel que celle-ci pouvait être définie à partir du rapport du PASEC. Il est évident que la compétence en langue française des maîtres est intimement liée à leur formation, leur statut et leur mode de vie. Tentons donc de démêler certains de ces liens.

2.3 Les maîtres, une combinaison d'effets de structure

Avec les divers changements, sur le long terme, du degré d'utilisation de la langue française comme langue d'enseignement, on peut supposer que celle-ci est pratiquée de manière différente par les enseignants suivant les générations. Aussi, l'éventuelle possibilité d'un biais de structure apporté par les générations des 224 maîtres de l'échantillon PASEC a été analysée. Les différences entre l'échantillon PASEC VII et les enseignants recensés sur la base 2003-2004 du MENRS sont marginales. Le seul écart de plus de trois points de structure concerne les strates « moins de cinq ans d'ancienneté » et « plus de vingt ans d'ancienneté ». L'échantillon PASEC minorerait d'un quart le poids des enseignants de moins de 5 années d'ancienneté et majorerait celui des plus de 20 ans d'ancienneté, Nicot-Guilloreau (2009) ; ce qui conduit à une certaine compensation dans la mesure où l'ancienneté moyenne de l'échantillon PASEC à 17 années ne se différencie pas de celle calculée à partir de la base exhaustive. Notons aussi que l'échantillon PASEC sous-estimerait de 3% la classe d'âge des 46-55 ans et majorerait la structure des enseignantes de 3%.. Ces données correspondent aux écoles sous tutelle du MENRS. L'échantillon PASEC englobe aussi 57 enseignants du privé, mais pour lesquels on ne dispose pas d'une base de contrôle permettant d'évaluer la représentativité structurelle de l'échantillon.

2.3.1 Un lien non immédiat entre la performance du maître et celle des élèves

La recherche immédiate d'un lien entre le score d'une classe au test PASEC et le niveau au test TCF du maître qui lui assure le service d'enseignement est inexistant. Tant pour la 2^e que la 5^e année, la corrélation entre ces deux variables est strictement nulle. Plus surprenant encore, il en est de même si l'on ne retient dans le test PASEC que les seuls items en rapport avec l'évaluation de l'expression française des élèves¹². Un tel résultat se confirme si l'on enrichit le modèle par les niveaux de pré test des élèves et des variables de structure comme l'ancienneté professionnelle du maître. Cette absence de liaison vaut tout autant si l'on abandonne la référence à un score moyen de classe pour faire référence à une mesure qui évalue si la performance scolaire devient plus ou moins homogène entre les élèves au cours de l'année scolaire. Dans aucun cas la compétence en français du maître telle que mesurée par le TCF ne parvient à expliquer un quelconque niveau de résultat scolaire. A l'évidence un tel résultat pourrait confirmer l'abondante littérature qui comme nous l'avons entre aperçus rejette l'idée de liens directs et étroits entre performances des élèves et les performances d'expression du maître. Ceci pourrait aussi conduire à penser que les tests PASEC et TCF sont inadaptés à cette mesure croisant les performances du maître et du groupe pédagogique qui lui est confié. Au moins avant de conclure sur une note négative est-il possible d'aller plus en avant sur la description des hétérogénéités de notre échantillon et tenter d'apercevoir si ceci ne provient pas de la variété du système éducatif étudié et des règles de gestion et d'affectation du personnel enseignant dans cette variété d'écoles.

Alors que les enseignants FRAM représentent aujourd'hui près de la moitié des enseignants du primaire, on observe dans l'échantillon PASEC que seuls 25% des enseignants

¹² L'annexe B présente le détail des items des test PASEC.

de 2^{ème} année et 8% des enseignants de 5^{ème} année déclarent être des maîtres FRAM. En 2005 lors de l'enquête PASEC, les maîtres FRAM représentaient, selon les diverses données exploitables, autour de 35% des effectifs. On remarque donc une sous-représentation de ce statut dans l'échantillon PASEC, ceci s'explique par le fait que la stratégie d'échantillonnage du PASEC est basée sur une représentation des élèves sur des strates régionales et de secteur de scolarisation (privé et public) et non du statut des maîtres¹³. Le tableau 1 ci-après reprend le croisement du statut déclaré des 250 maîtres, ceci suivant l'année d'enseignement et les niveaux types du test¹⁴. Pour des raisons pratiques, il apparaît nécessaire de ne reconnaître qu'un nombre limité de statuts ici, et dans la suite du texte, quatre statuts seront différenciés :

- Les « fonctionnaires », 54% de l'échantillon, reprenant l'ensemble des instituteurs et instituteurs adjoints de la fonction publique malgache, cette catégorie comprend aussi les stagiaires (élèves-maîtres) ;
- Les enseignants du privé, 16% de l'échantillon, en regroupant les enseignants dit titulaires avec un contrat de durée indéterminée et ceux à contrats annuels reconductibles ;
- Les enseignants dits « contractuels », 13% de l'échantillon, ceci correspond pour Madagascar à la fois aux enseignants en contrat annuel avec l'Etat dans les écoles publiques et aux vacataires ou suppléants des écoles publiques recrutés toujours sous contrat annuel à un niveau décentralisé par les écoles publiques ;
- Les maîtres FRAM donc pour 17% de l'échantillon¹⁵.

De fait, en niveau de score TCF, ce sont les maîtres du privé qui obtiennent le meilleur score moyen de 268 ; les FRAM sont moyennement les moins performants avec un score de 228. Toutefois pour chaque catégorie une plage d'un écart type autour de la moyenne d'un groupe recouvre les moyennes des autres groupes. Ceci montre que la variété est en premier entre les individus et non entre les statuts. Ceci est confirmé par le graphique 1 qui présente les « boîtes à moustaches » des distributions du score par statut et sexe. Ce graphique doit toutefois être relativisé par la dépendance au statut du genre des enseignants. La structure des enseignants du privé apparaît fortement féminisée (75%), alors que si les maîtres FRAM se répartissent presque également entre hommes et femmes, les statuts de fonctionnaires et de contractuels présentent des taux de féminisation voisins de 60%. Si la présence d'une meilleure performance relative des enseignantes est présente, l'idée reste celle d'une sensible dispersion de la performance présente dans chaque statut.

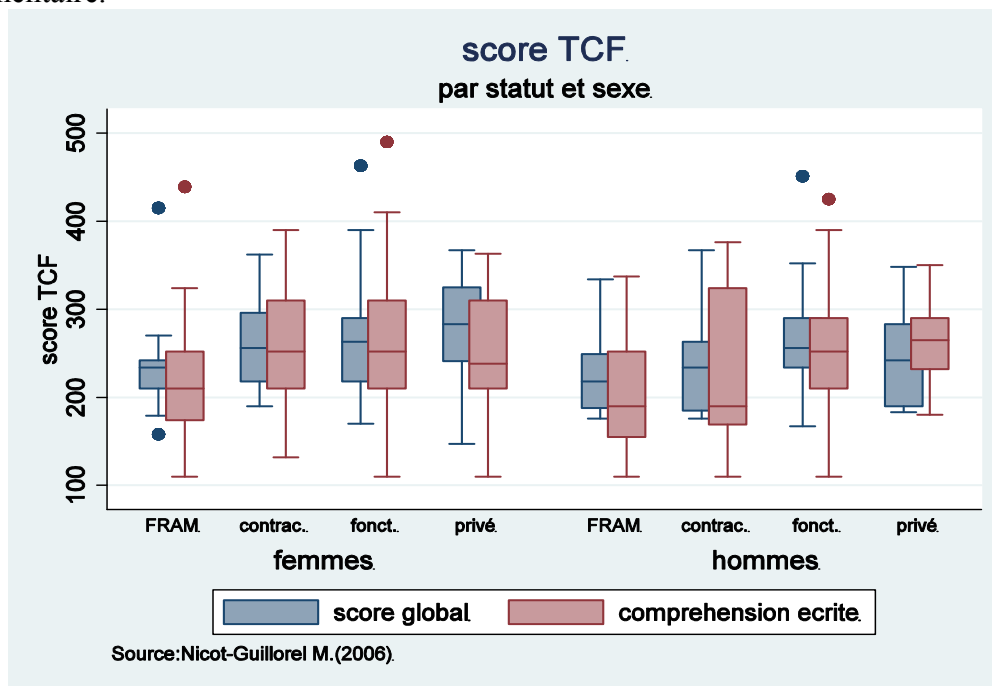
Le tableau 1 reprend la même information, mais s'intéresse aux groupes de performance. Dans l'analyse des résultats au TCF dont le score peut atteindre le plafond théorique de 700, il est logique suivant le niveau de classifier la performance suivant des groupes, ceux-ci sont présentés dans l'annexe D consacrée au contenu du test TCF. Les groupes couverts par les enseignants de l'échantillon PASEC correspondent aux niveaux : élémentaire, élémentaire avancé, intermédiaire et intermédiaire avancé, comme ce dernier groupe comporte moins de 10 enseignants, il est ici regroupé avec le groupe intermédiaire. Les usages du TCF comme norme soulignent le niveau 300 au test comme une sorte de norme médiane ; avec l'expérience il apparaît aux experts que ce niveau représente un seuil minimum de capacité pour l'enseignement du et en français. Le tableau 1 montre que seulement 12% des enseignants de 2^e année et 22% de ceux de 5^e année (soit 17% du total) répondraient à ce critère plancher pour une activité d'enseignement en français.

¹³ Ceci contrairement aux enquêtes dites thématiques du PASEC dont la base d'échantillonnage était représentative des statuts des enseignants.

¹⁴ Sur le détail de ceux-ci voir annexe D.

¹⁵ Suivant les données disponibles, il y aurait dans cet échantillon de l'enquête une sous-représentation des FRAM puisqu'ils sont estimés en 2005 à près de 50% des 77 000 enseignants du primaire à Madagascar, Banque Mondiale (2010, chapitre 1).

Un premier test de structure du tableau à partir d'un Chi2 montre que l'on peut accepter, en 2^e année ; la non-indépendance du niveau TCF en fonction du statut sous cette classification de quatre modalités, ceci au risque de 8% ; alors que globalement cette indépendance est acceptable en 5^e année¹⁶. Si les enseignants du privé sont ceux qui présentent la structure de répartition la plus favorable, les enseignants FRAM sont les moins performants, avec plus du tiers des enseignants affectés en 2^e année en niveau TCF élémentaire.



Graphique 1 Amplitude dans le score au TCF par statut et genre

Tableau 1 : Statut des enseignants et niveau atteint au test TCF

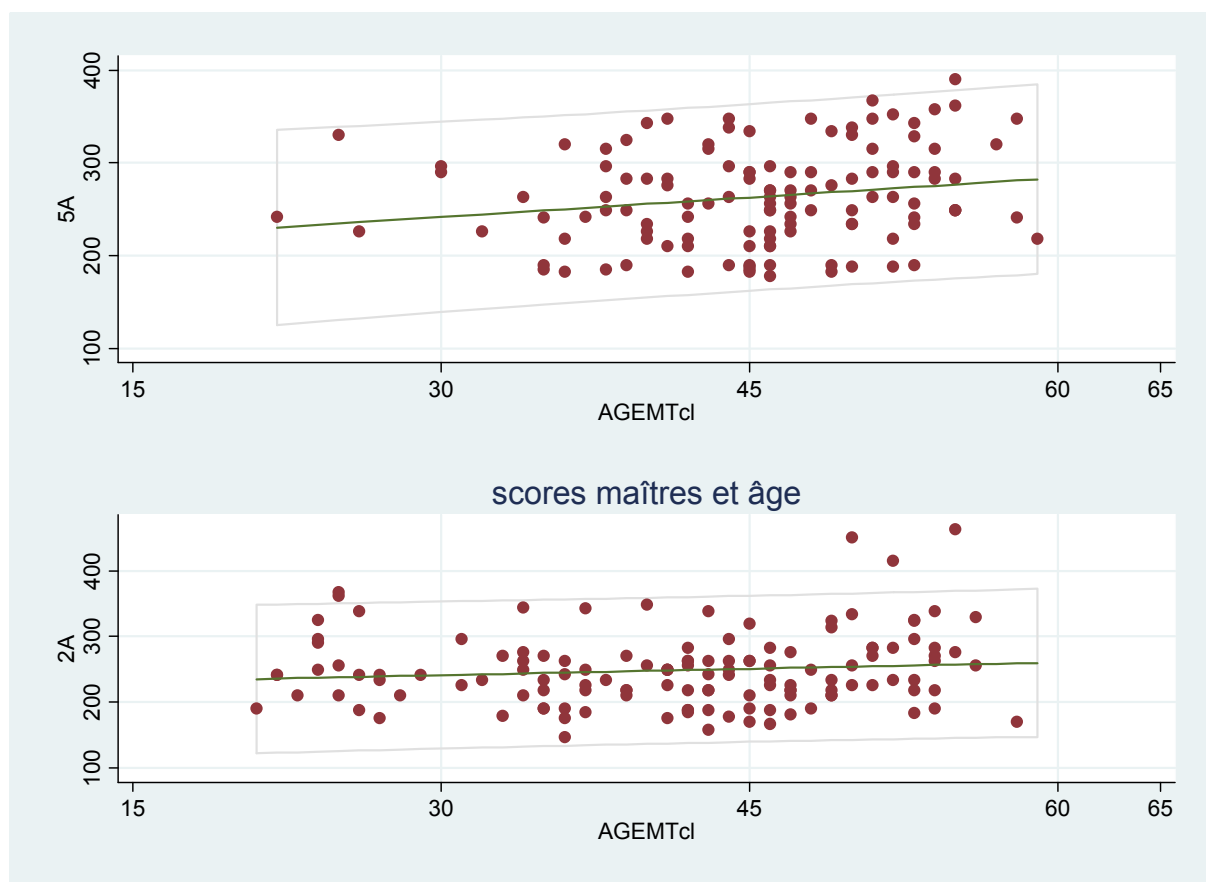
Niveau TCF\		2e année				5e année			
		Elémentaire	Elémentaire avancé	Intermédiaire	Total	Elémentaire	Elémentaire avancé	Intermédiaire	Total
Fonction Publique	N	9	42	8	59	10	49	16	75
	% ligne	15,2	71,19	13,5	100	13,3	65,3	21,3	100
	% col.	34,6	48,84	50	46,	55,5	63,6	59,2	61,4
Privé	N	3	13	5	21	3	9	7	19
	% ligne	14,2	61,9	23,8	100	15,7	47,3	36,8	100
	% col.	11,5	15,1	31,2	16,4	16,6	11,6	25,9	15,5
/s Contrat	N	3	10	3	16	3	11	2	16
	% ligne	18,7	62,5	18,7	100	18,7	68,7	12,5	100
	% col.	11,5	11,6	18,7	12,5	16,6	14,2	7,4	13,1
FRAM	N	11	21	0	32	2	8	2	12
	% ligne	34,3	65,6	0	100	16,6	66,6	16,6	100
	% col.	42,3	24,4	0	25	11,1	10,3	7,4	9,8
Total	N	26	86	16	128	18	77	27	122
	% ligne	20,3	67,1	12,5	100	14,7	63,1	22,1	100
	% col.	100	100	100	100	100	100	100	100

Note : l'information pour chaque statut dans l'échantillon comporte trois lignes : la première indique l'effectif, la seconde la structure par niveau TCF et la troisième la structure de répartition entre les statuts pour un niveau TCF donné.

¹⁶ On remarque évidemment que certains effectifs de croisement sont inférieurs à 5.

Par rapport à cette répartition suivant les niveaux TCF, on peut remarquer globalement qu'un quartile appartient au niveau élémentaire et un second au niveau élémentaire avancé ; une concentration importante se situe au niveau élémentaire et seul pour les enseignants du privé en 5e année il n'est pas majoritaire. L'analyse de la répartition entre statuts et catégorisation du TCF est celle d'une affectation prioritaire, entre les statuts, en 5e année des enseignants les plus qualifiés en français. Si l'hypothèse d'indépendance entre statuts et niveaux TCF, déterminée par un test de Chi2, peut être acceptée avec 3% de risque en 2^e année, elle conduirait à un risque de 70% en 5^e année.

Ce tableau indique évidemment une dépendance entre le statut et la performance en français. Ceci implique, en fonction de l'importance relative des recrutements pour chaque statut suivant l'époque, que l'on va rencontrer des effets prononcés de dépendance entre ces variables, d'où un fort risque d'invalidation de certaines modélisations par la présence de colinéarités. Cet effet de niveau peut donc posséder un lien fort avec l'âge de l'enseignant. Dans la mesure où l'intensité d'utilisation du français comme langue d'enseignement a varié dans le temps, on peut supposer que la pratique du français pour les enseignants a évolué suivant les époques. Dans ce sens, le graphique 2 ci-dessous représente les scores au test pour les maîtres, distingués suivant leur âge et les deux niveaux 2^e et 5^e années, respectivement zones inférieure et supérieure du graphique. Si un lien en 5^e année positif du score TCF suivant l'âge peut être validé par une liaison linéaire¹⁷, rien n'est conclusif pour la 2^e année. Ce graphique combiné permet aussi d'apprécier un point assez sensible, la différence de la structure d'âge des maîtres de l'échantillon, plus jeunes pour la 2^e année, moyenne de 41 ans avec un écart-type de 6 ans, contre respectivement 46 et 9 ans pour la 5^e année.

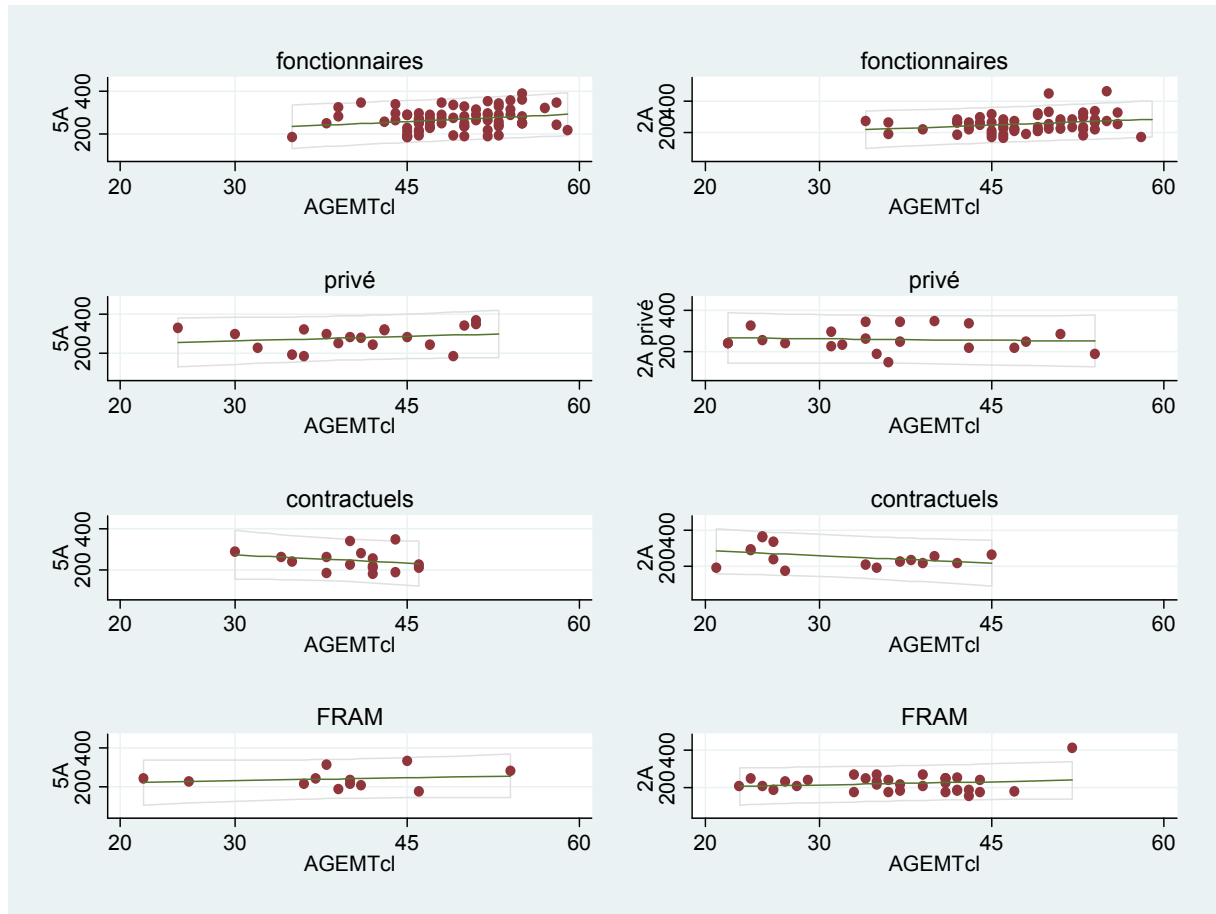


Graphique 2 Age des enseignants en 2^e et 5^e années

¹⁷ Avec un seuil de risque de 3% et une liaison à l'âge qui n'expliquerait que 4% de la variété des scores TCF.

2.3.2 Des combinaisons variées suivant les statuts

Si l'affectation des maîtres entre les niveaux de 2^e et 5^e est loin d'être aléatoire, ces effets de structure sont-ils aussi dépendants du statut de l'emploi d'enseignant ? Le graphique 3 combine cette répartition par âge, le statut et le niveau d'enseignement, les graphiques de la partie gauche décrivent les enseignants affectés à des classes de 5^e année et évidemment ceux de droite pour la 2^e année¹⁸. Certaines différences de structure apparaissent clairement à l'exemple de l'impact sur l'âge de l'arrêt du recrutement des fonctionnaires. A contrario, même si la catégorie des maîtres FRAM n'est pas de création très récente¹⁹, les flux de recrutement massif sous ce statut le sont eux. Aussi aurait-on pu penser que la structure d'âge de ces maîtres eut été plus jeune, il n'en est rien. L'âge médian de recrutement des maîtres FRAM de l'échantillon PASEC a été de 29 ans, de 31 ans pour les maîtres contractuels ; alors qu'il était de 24 ans pour les fonctionnaires et de 25 ans pour les maîtres du privé. Si l'affectation à la classe de 5^e année concerne des maîtres plus avancés en âge pour les contractuels, ceci ne touche pas les enseignants du privé ; alors que l'affectation des FRAM se réalise pour l'essentiel en 2^e année. Quant au lien entre le résultat au TCF et à l'âge il se différencie fortement suivant les statuts, graphique 3 ; non apparent pour le privé, il serait nettement négatif pour les contractuels, très faiblement positif pour les FRAM et les fonctionnaires affectés en 5^e année.



Graphique 3 Performance au TCF des enseignants suivant l'âge et le statut

Évidemment certains résultats sont contestables puisque l'échantillonnage n'a pas été construit sur une représentativité par génération des différents statuts. La répartition de la

¹⁸ Dans ces graphiques une droite de tendance est ajustée et elle est encadrée par la zone d'acceptabilité au seuil de 5% de risque.

¹⁹ D'après un constat de Nkengné-Nkengné (2011, p. 60), le gouvernement malgache avait de fait admis le recrutement de maîtres, et leur rémunération, par les associations de parents dès 1975.

performance au TCF suivant les âges et les statuts ne montre pas de tendance lourde concernant l'ensemble des statuts. Le lien âge performance au TCF paraît de fait opposer deux regroupements de statuts, les FRAM et fonctionnaires²⁰, d'une part, et privé et contractuels d'autre part. On peut donc penser que les marchés du travail, les modes de recrutement et de gestion des personnels sont assez différenciés suivant le statut. Ceci somme toute est plausible tant pour une raison objective : la compétence en expression française n'est pas une norme de recrutement, que subjective puisque l'échantillon des maîtres est ici assez réduit dès qu'il est analysé sous divers croisements, ce qui pose la question de la représentativité des écarts constatés entre sous-groupes. Ceci n'empêche pas de penser aussi de ces répartitions l'importance de choix de gestions des personnels, en particulier pour le privé : l'affectation aux classes de 5^e année des enseignants les plus performants en français.

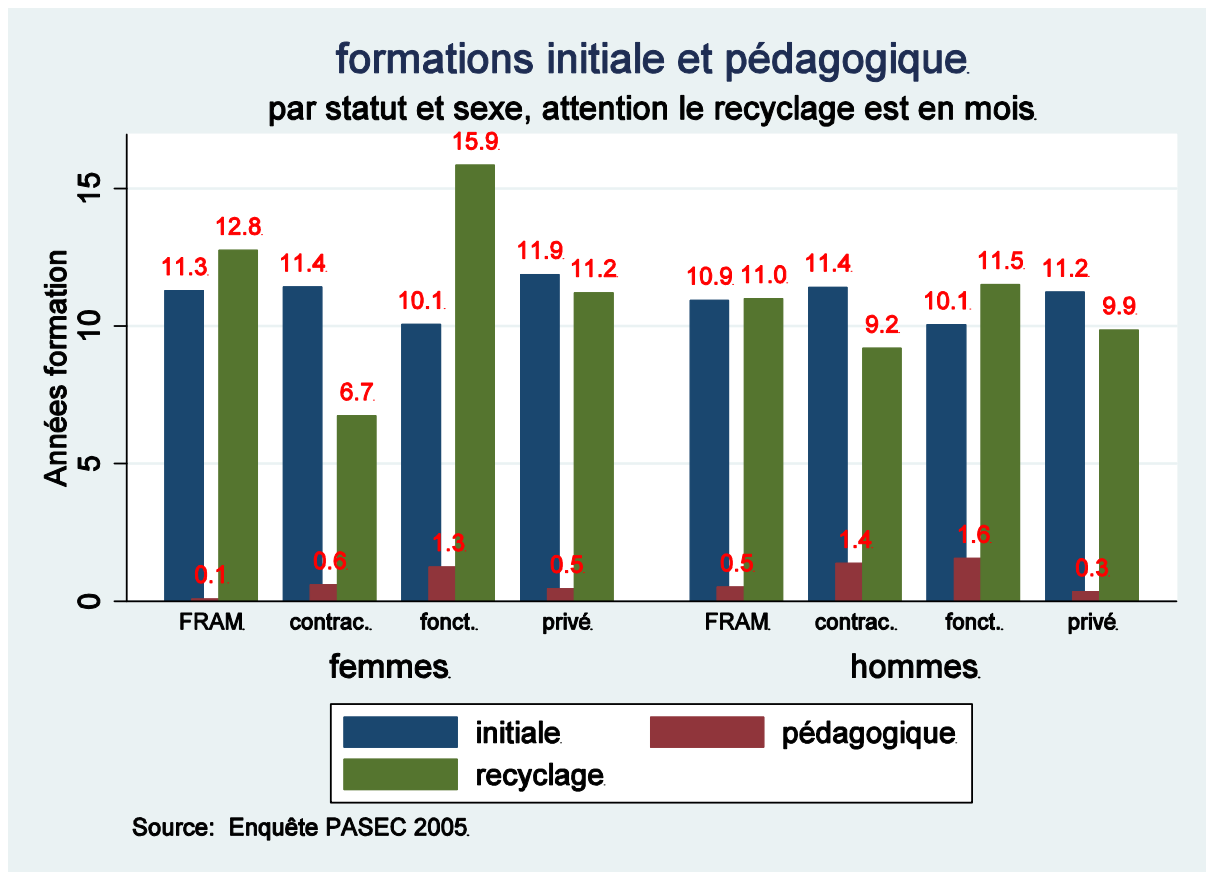
2.4 Statuts et accès à la formation

Un autre point d'intérêt, presque trivial dans la mesure où l'enseignement avancé à Madagascar est en langue française, serait de vérifier que le score TCF dépend du niveau de formation initiale reçu par chaque enseignant. Là aussi le résultat se différencie suivant le niveau d'enseignement. Une relation juste significative existe pour les enseignants de 5^e année qui induirait un gain marginal moyen de 6 points au test TCF pour toute année d'enseignement général reçue par le maître. En comparaison pour la seconde année, aucun lien n'est perceptible. On retrouve donc une liaison, toutefois assez distante, entre âge, capital humain et affectation des enseignants : les plus qualifiés et plus expérimentés seraient affectés au niveau supérieur alors que les enseignants les plus jeunes en âge et expérience assureraient les enseignements de 2^e année. L'examen de la simple liaison entre le capital humain de l'enseignement général n'est pas sans intérêt. Pour les 176 enseignants de 2^e année, on obtient une relation largement significative entre ce capital humain général et l'âge, 10 années d'âge induiraient toutes choses égales par ailleurs 0,7 année supplémentaire de formation et 0,9 année pour les 160 enseignants affectés en 5^e année²¹. Ce constat conduit à préciser davantage les liens entre les statuts d'enseignant et ces variables structurelles. Ces premiers résultats indiquent le poids du recrutement récent d'enseignants jeunes et disposant d'un moindre capital de formation que leurs aînés ; ceci renforce donc l'idée de larges interactions dans la question ici étudiée.

Les différences de statut se matérialisent aussi par un accès différencié à la formation pédagogique. Sur ce point, l'enquête PASEC enregistre les actions de formation professionnelle continue, pour chaque enseignant, au cours des trois dernières années. Le graphique 4 recherche si cet accès est différencié suivant les statuts ; y est donc comparé pour les quatre statuts identifiés, les durées respectives des formations initiales, générale et pédagogique, exprimées en années, et l'accès récent à la formation professionnelle continue exprimée en mois.

²⁰ Avant 2003, tous les maîtres FRAM prenaient leur fonction sans formation pédagogique initiale, mais participaient aux programmes de formation continue organisés à l'intention des enseignants des écoles primaires (3 à 5 jours par bimestre) organisés par la circonscription scolaire. Entre 2004 et 2006, deux mille maîtres FRAM par an ont été sélectionnés par voie de concours pour suivre une formation initiale d'un an dans un des 18 centres régionaux de l'institut national de formation pédagogique (CRINFP) : 6 mois de cours intra-muros et 6 mois de stage pratique ; à l'issue de leur formation, ils auront le statut de contractuels de l'Etat pendant 6 ans, avant d'accéder au statut de fonctionnaire. En 2005, les sept mille cinq cents nouveaux maîtres FRAM recrutés ont reçu une formation initiale courte de 12 jours, assurée par des ONG, la formation n'a pas été reconduite depuis. Si lié au processus Fasttrack une formation systématique des FRAM nouvellement recrutés durant un an semblait être actée à partir de 2005. Les aléas récents de la politique intérieure font qu'il n'est guère possible de s'assurer de l'effectivité de ceci.

²¹ La liaison n'est pas de qualité identique, la seule référence à l'âge expliquerait le cinquième de la variété du capital humain général des enseignants de 2^e année contre le sixième pour ceux de 5^e année.



Graphique 4 Nombre d'années de formation initiale générale et pédagogique (en années), nombre de mois de recyclage au cours des 3 dernières années de carrière (en mois)

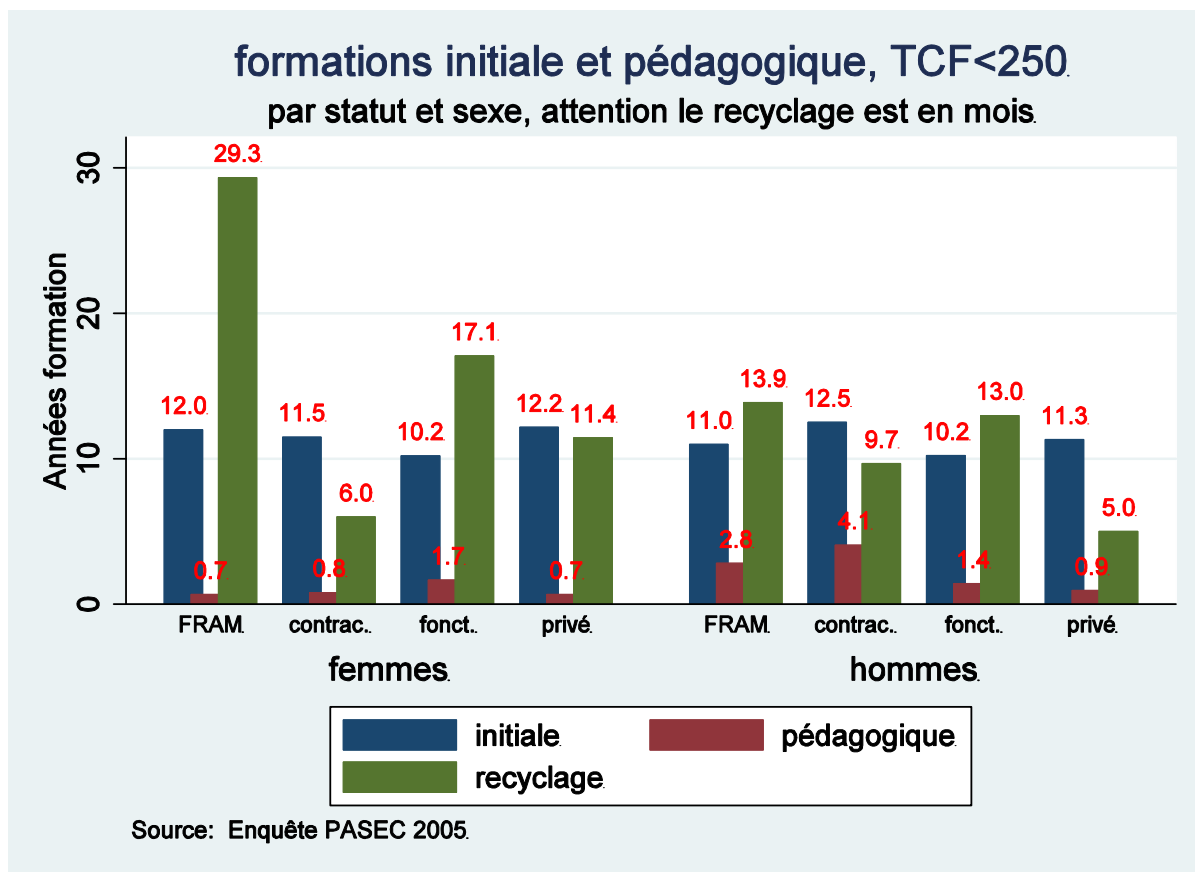
Ici le constat, outre les différences attendues dans la formation pédagogique initiale, est celui d'un relatif accès égalitaire à la formation continue ; on se rend aisément compte d'un certain ciblage de ces stages suivant le genre, avec pour les enseignantes ces situations extrêmes de la catégorie fonctionnaire et des contractuelles²².

Une autre question intéressante est celle de l'existence d'un ciblage éventuel des maîtres éligibles à cette formation. Pour tester ceci est reprise, dans le graphique 5, une information identique à celle du graphique 4 ; toutefois n'y sont repris que les enseignants qui obtiennent un score inférieur à 250 au TCF²³. Sachant que les effectifs concernés de l'échantillon restent dans les « petits nombres » et donc rendent délicats la portée de certaines comparaisons, on retrouve cette relative indépendance entre le résultat au TCF et la formation initiale. Il n'apparaît pas qu'une discrimination positive ou négative s'est produite dans l'accès au recyclage suivant la compétence dans la maîtrise du français, telle que, du moins, elle est ici représentée par le score TCF²⁴.

²² L'accès plus ample des femmes au recyclage paraît en particulier influencé par des actions ciblées d'ONG en zones rurales sur la période 2000-2005.

²³ Cette position étant de fait la valeur médiane de la performance pour l'ensemble des enseignants de l'échantillon, il eut été certainement plus adéquat de prendre comme référence le niveau 300 vu les implications qu'il possède à dire d'expert sur la capacité à l'enseignement, mais ceci eut été trop discriminant pour certains statuts comme les FRAM affectés en 2^e année.

²⁴ Ceci pourrait donner des arguments aussi sur une certaine inefficacité apparente de la formation professionnelle continue.



Graphique 5

Dans ces liens divers entre variables, un point à signaler vient du lien entre l'absentéisme et le statut du maître. Si de manière générale l'absentéisme paraît particulièrement faible pour les enseignants du privé, il est caractéristique des maîtres FRAM pour la 2^e année et des fonctionnaires pour la 5^e année²⁵.

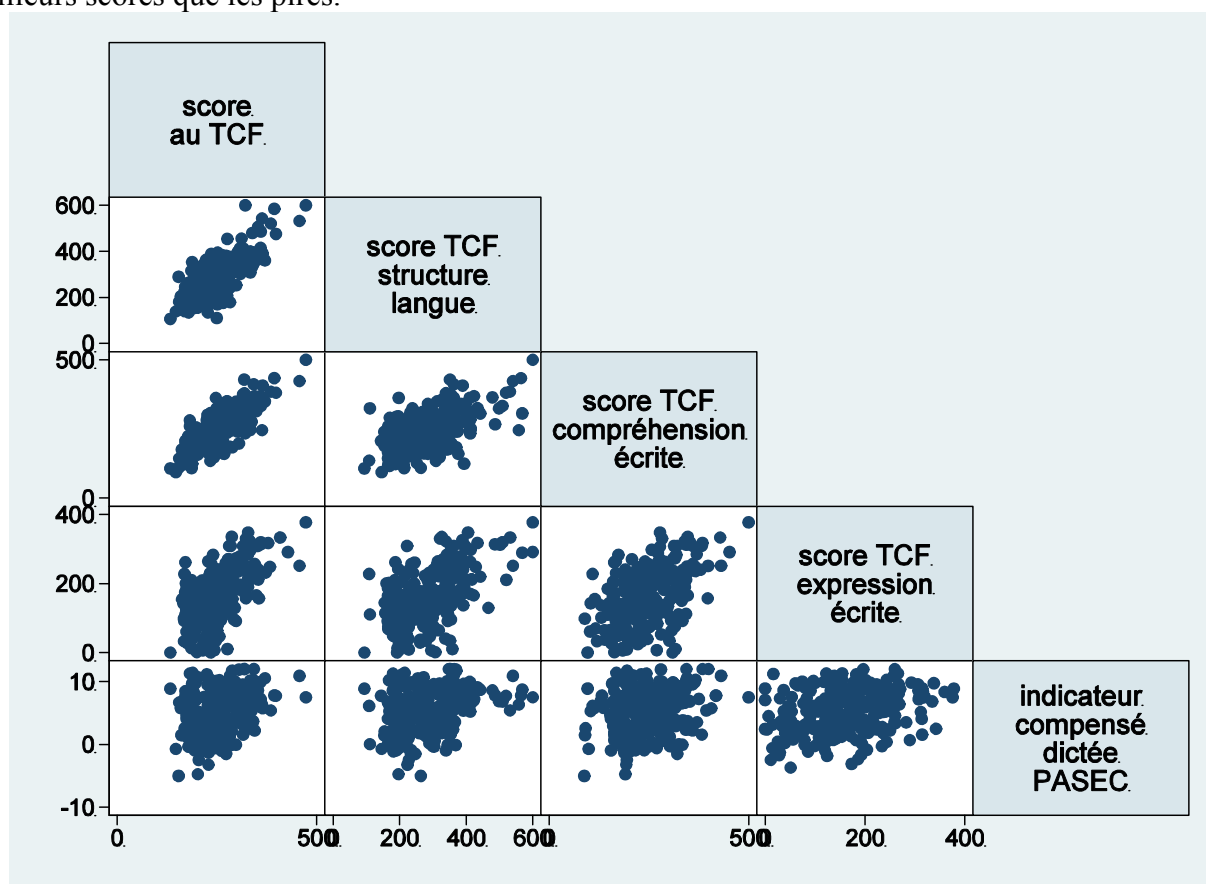
2.5 Mesures parallèles des compétences des maîtres

L'enquête PASEC comporte un test de compétence pour le maître qui n'est pas sans intérêt en rapport à notre présent sujet. Lorsqu'il complète avec l'enquêteur son questionnaire, le maître se voit soumettre, pendant cinq minutes, un texte en langue française d'une longueur de 100 mots et comportant 16 fautes à découvrir. Ceci est présenté comme une dictée type non corrigée, il est demandé au maître de souligner les fautes du texte et en fonction de ceci de noter cette dictée sur une échelle de 0 à 20. Le dépouillement de l'enquête permet de calculer le nombre de fautes effectivement découvertes, d'une part, et aussi le nombre de fautes indument signalées par le maître, d'autre part. La différence de ces deux nombres donnerait un score borné supérieurement à 16 appréciant la maîtrise de l'expression écrite, nous avons suivi les traitements antérieurs du PASEC en comptant double les mauvais signalements, ce qui fait que ce score peut être évidemment négatif²⁶.

²⁵ L'enquête PASEC comprend deux déclarations de l'absentéisme, une auto déclaration par le maître et une seconde venant du responsable de l'école. En général l'une assez divergente de l'autre, il est convenu dans les exploitations des données PASEC de prendre seule la seconde en compte.

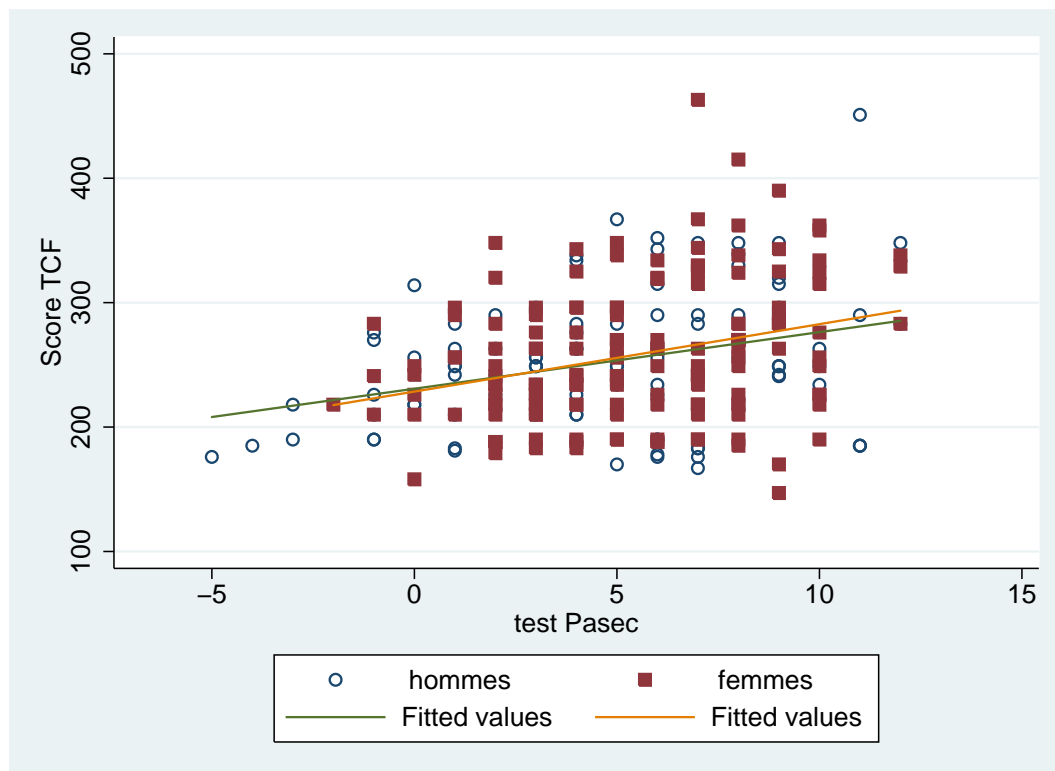
²⁶ 251 maîtres de l'échantillon PASEC ont à la fois « corrigé » la dictée et complétés le TCF.

Évidemment, la première idée est de croiser les deux mesures de compétences en français, le TCF et la dictée PASEC, que nous avons ainsi. Le résultat de ceci est donné dans le graphique matriciel ci-dessous. Ce graphique 6 croise pour chaque enseignant le résultat au TCF global, le score de structure de la langue et de compréhension écrite, toujours au TCF avec l'indicateur compensé sur la dictée PASEC. De fait, la liaison entre le score TCF global et ceux de compréhension et d'expression écrites (qui toutefois en sont des composantes) est assez intime puisque plus de 40% de la variété de l'un explique l'autre. Si l'on fait référence au score sur la « dictée » PASEC les liens s'estompent avec un score à la dictée qui explique seulement 10% de la variété du score TCF, mais près de 20% (corrélation de 0,42) pour l'expression écrite. Graphiquement, sur la dernière ligne du graphique, il est visible les médiocres correspondances entre le score TCF, ses sous éléments, et celui de la dictée PASEC. Si à peine plus de 10% de la variété du score TCF est prise en compte par celle du résultat à la dictée, on remarque aussi aisément que pour un maître ayant obtenu le score très honorable de 10 à la « dictée » PASEC, son score TCF peut lui être tout autant dans les meilleurs scores que les pires.



Graphique 6 : Croisement entre le score TCF et ses composantes et l'exercice de la « dictée » du PASEC

En distinguant les résultats suivant le niveau de la classe enseignée, il est indéniable que la corrélation de ces deux tests dépend du niveau, puisqu'elle dépasse en termes de coefficient de corrélation 0,35 pour la cinquième année et n'atteint pas 0,25 pour la seconde année. A l'inverse, du graphe ci-dessous, on remarque qu'il n'y a guère de différences entre les liens de performance suivant le sexe du maître. Ces écarts de performances interrogent, bien sûr l'on peut mettre en avant des différences dans les modes d'administration de ces deux mesures ; l'on peut, tout autant, soulever des biais de comparaison en rapport à la capacité de visualisation auquel fait appel l'un des exercices.



Graphique 7 : lien entre score TCF et note « dictée PASEC », différenciation par genre de l'enseignant

Le TCF, en effet, est un test général de compétence en français, éloigné de toute mesure de la pédagogie et de la reproduction et du transfert des connaissances. L'exercice de la « dictée » PASEC est certes plus en accord avec un contexte pédagogique, mais elle peut être considérée comme étant un exercice faisant plus appel à des questions de compétences pratiques du métier d'enseignement que de qualité pédagogique de l'enseignement du français. Aussi il est indéniable qu'existe dans tout ceci une question de mesure entre l'impact qu'il est nécessaire de cerner, la qualité de l'enseignement à travers la valeur ajoutée scolaire, et les moyens effectivement utilisés pour cette mesure.

Cette question rejoint, les interrogations de la littérature évoquées au début de ce texte entre savoirs acquis et compétences pédagogiques effectives, dans ce contexte les résultats d'une étude récente pour la Guinée méritent d'être cités. La République de Guinée pour pallier la disponibilité des maîtres dans le cadre de la stratégie ETP à initié le programme de formation des maîtres FIMG avec l'aide de la Banque mondiale. Une étude, Blondiaux et al (2006), teste pour deux régions de Guinée, les compétences de 350 maîtres du cycle supérieur de l'enseignement primaire ; maîtres contractuels qui ont été recrutés comme contractuels après avoir suivi le programme local FIMG de formation pédagogique courte. Ici le test auquel ils sont soumis est directement inspiré du programme enseigné par les maîtres. Les principaux résultats montrent un niveau légèrement plus favorable aux capacités en français par rapport aux mathématiques. Sur une échelle de 100 le score moyen en français est de 40 avec un coefficient de variation de 45%. Les auteurs du rapport sont particulièrement négatifs en rapport aux faibles niveaux enregistrés pour environ 30% de l'échantillon. Ce niveau ne semble pas permettre pour cette population, selon les auteurs de l'étude, une solution par des actions de recyclage ; ceci du moins dans la mesure où ces actions courtes sont construites sur le modèle des actions présentes de perfectionnement alors qu'il faudrait remédier à de profondes déficiences.

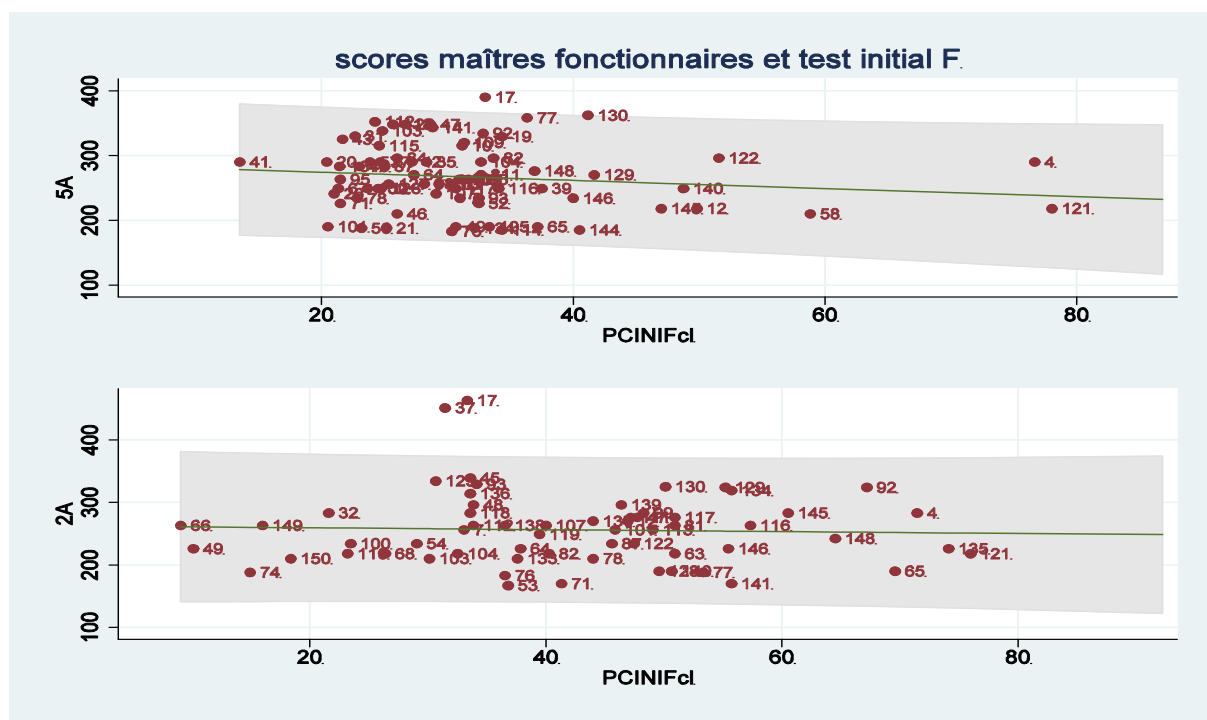
2.6 Quel lien entre compétences du maître, groupement et progrès des élèves

Cet exemple guinéen précité paraît un argument pour une formation solide des maîtres, mais a-t-on la certitude, toutes choses égales par ailleurs, qu'un maître enregistrant un faible score en expression française nuit au progrès de ses élèves ; ne peut-il pas par certaines attitudes pédagogiques ou la mise en œuvre de compétences professionnelles compensé ce déficit ; à l'image de ce que certaines conclusions des tests précédents nous laissent entendre ? Un premier élément de réponse serait de mesurer si le système incorpore cette prémonition en testant la possibilité d'effets de groupement. C'est-à-dire que l'affectation des élèves dans les classes ne se fait pas aléatoirement, mais en affectant les élèves faibles à un maître supposé faible et vice-versa. L'interprétation de ceci peut être donnée dans les deux grades par les graphiques 8a et 8b, respectivement pour les fonctionnaires et maîtres du privé. Ces graphes croisent le niveau initial des élèves et le score TCF du maître. Pour le 8a, les fonctionnaires, aucun lien n'apparaît pour les deux niveaux. Pour l'enseignement privé, à l'inverse, les groupes les plus performants semblent se voir affecter les maîtres les plus performants. Il semble donc que la gestion des classes soit largement différente entre les deux secteurs. Comme ces graphiques 8 comportent aussi l'indice de l'école, on peut assez aisément remarquer que pour ces deux secteurs il existe d'assez forts effets-écoles puisque la hiérarchie des écoles est assez similaire entre les grades 2 et 5. Toujours par rapport à la composition des classes, on peut étudier le croisement entre scores TCF et hétérogénéité de classes au score initial, une différence nette se remarque entre les deux niveaux. Si aucune liaison n'existe en 2^e année, elle est plus nette et significative au seuil de 1% de risque pour la 5^e année. Ceci pourrait s'expliquer par un signalement progressif des élèves au cours de la scolarité qui ferait que les meilleurs enseignants sont affectés aux groupes pédagogiques identifiés comme les plus hétérogènes. Ceci est possible, mais dépend du fait que la taille des écoles permettrait ou non de tels groupements. Le seul élément qui puisse apporter argument à ceci reste la présomption d'affectation des élèves par niveau. En effet l'hétérogénéité enregistrée au test initial en 5^e année (traduite comme le coefficient de variation intra classe) diminue de 5% pour chaque classe supplémentaire de ce grade enregistrée dans l'école²⁷ et justifierait, là où évidemment, les effectifs le permettent, de forts effets de groupements.

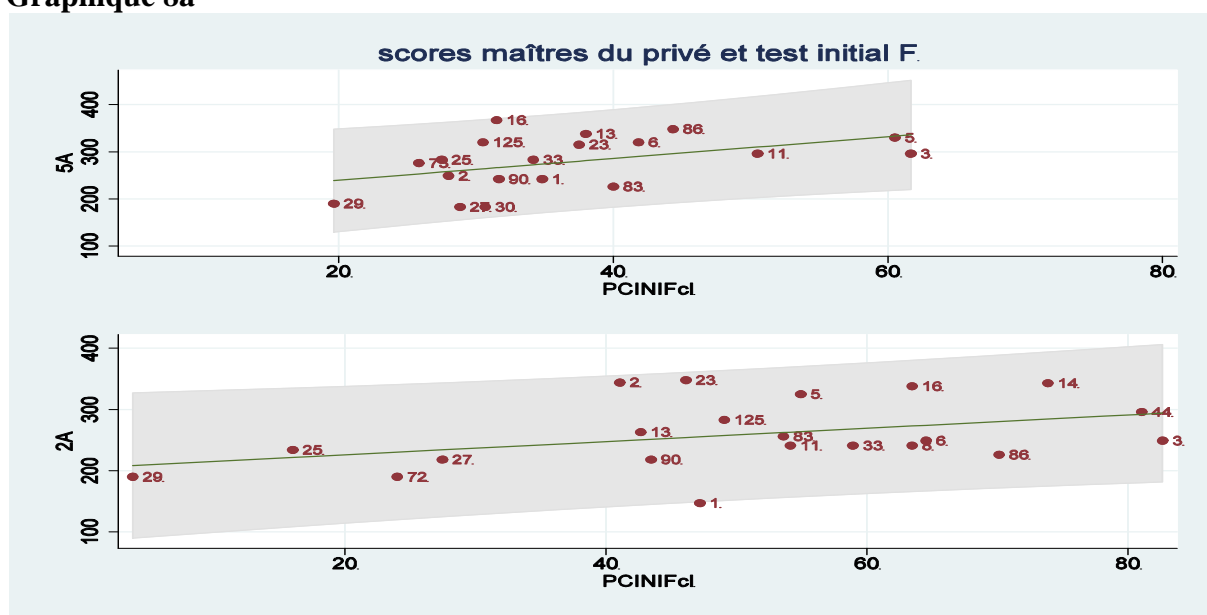
Une seconde analyse intéressante est liée à la diffusion de la valeur ajoutée scolaire suivant les secteurs d'enseignement. Ceci conduit à évoquer la critique sur les modèles de valeur ajoutée, comme le protocole PASEC ; cette approche est partiellement contestée, car la valeur ajoutée n'est pas uniquement une mesure en différence, mais est aussi influencée par les inerties du progrès scolaire. Si ceci est à peu près neutre au niveau de l'élève, les effets maîtres eux seraient relativement biaisés, car il serait délicat de rattacher la variation de la performance des élèves d'une classe entre début et fin d'année au seul maître de l'année. Ainsi Rothstein (2010) montre aisément pour la valeur ajoutée du groupe à l'année t, un large impact par les caractéristiques des maîtres qui ont éduqué le groupe les années antérieures. Ceci amplifié par les phénomènes de groupement dans les écoles peut donc influencer la démarche que nous suivons ici de mise en relation de la performance de la classe avec les caractéristiques du maître. Ceci est à relativiser suivant les secteurs et les pratiques de groupement des élèves. Prenons un exemple : une différence est visible pour le secteur privé, la corrélation des notes entre le pré et le post test y est de 85% (respectivement 87% en 2^e année et 80% en 5^e année) contre 63% pour une classe tenue par un maître FRAM (67% en 2^e année et 49% en 5^e année), 58% pour une classe tenue par un fonctionnaire (59% en 2^e année et 44% en 5^e année) et seulement 45% dans le cas des contractuels (34% en 2^e année et 63% en 5^e année).

²⁷ Significatif au risque de 8 pour mille et ajusté sur 122 classes de 5^e année.

Qu'en est-il si l'on conserve la même analyse à la différence de faire référence à la valeur ajoutée scolaire durant l'année limitée aux tests de français ? Des corrélations sont établies entre le pré et le post test pour les seuls items de français, graphique 8 ; les différences entre 2^e et 5^e années s'estompent quelque peu, avec un maintien des écarts relatifs entre secteurs²⁸. Ceci vient conforter l'idée, connue par ailleurs dans les constats empiriques, qu'existe certainement une plus forte stratégie de constitution des classes et d'allocation des maîtres aux élèves dans le secteur privé qu'ailleurs. Aller plus dans le détail sur ces constats sur le progrès relatif au cours de l'année serait délicat, tant ici ces comparaisons sont conditionnées par la structure des tests.



Graphique 8a



Graphique 8b

²⁸ On peut toutefois signaler, sur ces items de français, une très faible corrélation en seconde année sur le cas des classes tenues par un maître contractuel.

Si les résultats précédents sont relatifs à des niveaux, qu'en est-il en termes de progrès dans l'année; ceux-ci étant mesurés par l'écart entre les deux performances aux tests²⁹. Un premier test simple revient à mesurer si un groupe d'enseignant tend à donner une meilleure valeur ajoutée en réalisant un test de moyenne en l'opposant à l'ensemble des autres enseignants. Les résultats de ces tests de moyenne sont repris dans le tableau 2, le constat essentiel vient de la différence en croisant secteur et grade. Le seul élément d'homogénéité serait pour les maîtres FRAM où l'impact en termes de valeur ajoutée dans l'année serait neutre tant en 2^e que 5^e année. Par ailleurs comme l'étude initiale du PASEC l'a déjà constaté (cf 2.1) le statut de fonctionnaire en 5^e année paraît pénaliser la performance des élèves. On peut aussi remarquer la certaine incohérence des indications sur le progrès en 5^e année suivant que référence soit faite à l'ensemble des tests ou aux seuls items communs entre pré et posttest, ceci ne fait que confirmer les questions de cohérence de la mesure déjà évoquées.

	2e année			5e année			
	Valeur ajoutée	Valeur ajoutée français	N	Valeur ajoutée	Valeur ajoutée français	Items « ancrés»	N
Fonctionnaires	NS	NS	59	-3,6 **	-3,6% **	NS	75
Privé	6,3% **	5,6% *	21	NS	NS	-1,1%*	19
Contractuels	-5,4% **	-6,0% *	16	6,0 **	7,0% ***	Ecart nul**	16
FRAM	NS	Ecart nul *	32	Ecart nul *	Ecart nul **	NS	12

NS : aucune différence significative ne peut être mesurée aux seuils critiques des tests, pour les autres cas la différence est établie au seuil de confiance de 90% : *, 95% : **, 99% : ***

Note : N effectif d'enseignants concernés

Encadré : tentative de modélisation du score TCF

Une tentative annexe revient à tenter de trouver une explication à la variété des performances au TCF entre les enseignants. Existe-t-il des variables d'environnement ou de situation qui permettent d'expliquer le score TCF d'un enseignant ? Ceci en dehors de l'effet de structure qui montre que les enseignants affectés pour la 5^e année possèdent des niveaux de performance de plus de 50 points au test TCF que ceux de 2^e année. En dehors de ceci on trouve un ensemble de variables qui restent toujours significatives pour expliquer cette variété. Il s'agit du contexte géographique, ainsi exercer dans la région de Antananarivo conduit à un gain de 30 points, auquel s'ajoute 25 points si l'on exerce dans une zone urbaine. D'autres influences significatives viennent des variables liées à l'âge. Ainsi, une ancienneté accrue de 1 an permettrait un gain sur le score TCF de 2 points. Chaque année de formation pédagogique initiale apporterait un gain de 4 points. Plus significative serait la composition sociale de la classe, ainsi les diverses variables établies à travers les possessions familiales induisent un effet assez élevé qui montre qu'en moyenne entre une classe du quintile inférieur de richesse et le quintile supérieur, la performance TCF de l'enseignant serait différente de 60 points. Ceci confirme un effet de structure qui fait que les maîtres d'une certaine expérience et d'une certaine qualification se concentreraient dans les zones économiques les plus favorisées. Ce résultat attendu reste fragile et indique clairement qu'en dehors de cette concentration dans les zones « favorisées », il existe une variété assez large. Enfin on peut noter que ce score est lié avec l'estimation, que donne le maître, sur la part de la population qui parle le français dans le district de l'école.

Tableau 2 : Test de différence de valeur ajoutée moyenne par classe suivant les secteurs

Toujours en référence à cette notion de valeur ajoutée, maintenant que nous avons aperçu les effets de variété sectorielle qu'en est-il en croisant cette variété dans les progrès et le score TCF. Un tel croisement se heurte à une différence structurelle forte entre les secteurs. Il est évident que la moyenne et la variété de la valeur ajoutée d'une classe sont largement impactées par la taille de cette classe. Or dans

²⁹ De fait la précision de cette analyse est limitée en comparatif, car dans les tests PASEC aucun calibrage n'est réalisé entre le deux niveaux (2^e et 5^e années), ni entre l'échelle comparée de difficulté entre le pré et le post tests de chaque année.

l'échantillon PASEC les classes de petite taille définies comme des classes de moins de 15 élèves se rencontrent dans le secteur public. Donc il est évident que les effets de pénalisation des effets taille évoqués plus en avant en 1.2 peuvent être structurellement biaisés par la méthode de construction de l'échantillon PASEC. Si l'on reprend les calculs en éliminant ces petites classes de l'analyse, il reste un constat assez fort d'une moins grande variété de la valeur ajoutée de la classe dans le secteur privé et pour les classes tenues par un maître FRAM. Toutefois, même en tentant de purger ces effets de structure, il n'est guère possible de dégager un lien évident entre la valeur ajoutée et la capacité d'expression du maître en Français. Comme mesure du progrès est fait référence à la valeur ajoutée scolaire³⁰ moyenne enregistrée dans la classe. En prenant un seuil de confiance de 95%, la corrélation du progrès scolaire des élèves avec le score TCF n'apparaît significative que dans deux cas. Les maîtres du privé en 5^e année sur l'ensemble des tests et les maîtres FRAM de 2^e année si la valeur ajoutée est déterminée sur les seuls items de français. Une seconde approche confirmatoire peut revenir à réaliser des tests de différence de moyennes entre celles des élèves dont le maître possède un niveau TCF intermédiaire par rapport à celles des élèves dont le maître possède un niveau élémentaire. Est donc réalisée l'hypothèse simple où un maître dont le score au TCF est élémentaire ferait moins progresser sa classe qu'un maître atteignant le niveau intermédiaire³¹. Sur l'ensemble des maîtres, aucune différence n'apparaît significative, sauf celle qui est sur la valeur ajoutée calculée sur les items de français en 5^e année, avec une probabilité de confiance de 79%. La possibilité d'une différence sur une valeur ajoutée basée sur les seuls items « ancrés » (communs aux deux tests) en 5^e année ressort aussi avec un degré de confiance proche.

	2e année			5e année			
	Valeur ajoutée	Valeur ajoutée français	N	Valeur ajoutée	Valeur ajoutée français	Items « ancrés » ³²	N
Fonctionnaires	Ecart nul	Ns	59	Ecart nul	-2	NS	75
Privé	ns	nul **	21	-3	-4 *	-1 **	19
Contrat	nul **	nul *	16	nul *	NS	nul *	16
FRAM			32	0	-5	Ecart nul	12

Ns : aucune écart ne peut être clairement mesurée, différence établie au seuil de confiance de 90% : *, 95% : **

Tableau 3 : Test de différence des valeurs ajoutées moyennes par classe suivant que le maître possède un niveau élémentaire ou intermédiaire au TCF

Ces résultats peuvent-ils être confirmés par une approche croisant les divers statuts des maîtres. Le tableau 3 synthétise ces résultats et montre surtout un large gain en confiance dans les tests, notamment les enseignants contractuels avec une situation de non-différence des moyennes de classe suivant que le score du maître au TCF soit en deçà ou au-delà du niveau 300. En 5^e année la situation des maîtres FRAM ne permet de dégager aucune différence digne de confiance³³. À l'inverse pour le privé, il apparaît, en 5^e année une certaine pénalisation pour la moyenne des classes tenues par un maître au score TCF « élémentaire », alors que tout laisse à penser que la différence de traitement ne joue pas en 2^e année. Pour la référence sur les seuls items ancrés, seule une légère pénalisation des moyennes apparaît

³⁰ C'est-à-dire en logique du PASEC la différence entre le score du post-test et celui du pré test.

³¹ Les maîtres sont donc ici discriminés par rapport au niveau 300 du test.

³² Les items ancrés de 5^e année sont donnés en annexe B.

³³ Pour la 2^e année, le clivage apporté par cette coupure du niveau 300 est trop discriminant pour la catégorie FRAM puisque seuls deux maîtres se situeraient au-dessus de ce seuil. Une baisse du seuil à 250 ne permet pas plus de mettre en évidence une différence significative des scores moyens.

significative pour les classes du privé tenues par un maître de performance sous le seuil de 300 au TCF.

En conclusion ces résultats sont relativement mitigés et la mise en évidence d'un effet significatif du score du maître sur les apprentissages des élèves qui lui sont confiés s'est avérée laborieuse et largement instable suivant les secteurs. De manière générale l'impact de la compétence en expression française du maître apparaît peu en 2^e année, élément logique, car le français n'est pas à ce niveau la langue d'enseignement de base. Quand l'impact de cette compétence apparaît significatif en 5^e année sur les apprentissages, cet impact semble recouvert par divers effets de structure ou de mode de gestion différents des écoles suivant chaque secteur, avec la spécificité sur ce point du secteur privé. Ce constat conduit à retourner vers une modélisation multivariée où seraient contrôlées, en premier lieu, les diverses sources de variété de phénomènes apparemment complexes et imbriqués comme le lien choix d'un secteur d'enseignement et milieu socio-économique ; puis dans un second temps de mesurer l'impact sur les scores individuels de la capacité en expression française du maître qui tient la classe dans une logique toutes choses égales par ailleurs.

3. Essais de modélisation multivariée

On se rend compte de la section qui précède que les sources de variété sont largement imbriquées : le statut du maître est intimement lié à sa génération, ce qui a conditionné son accès à la formation que celle-ci soit générale ou professionnelle. Au-delà de ce constat pouvons-nous sortir des éléments tangibles de cette complexité par une analyse multivariée ? Dans cette section nous présenterons en premier des modèles parcimonieux de la valeur ajoutée scolaire, ceux-ci du fait de la forte influence des statuts des maîtres ne conduisent pas à des résultats significatifs quant à la prise en compte de la performance du maître en français. Dans une seconde section nous tenterons, à l'aide d'une modélisation de type multiniveau, de mesurer si cette capacité du maître ne s'exerce pas différemment entre les élèves forts et moins forts ou autrement dit peut-on introduire le score TCF comme facteur explicatif des pentes aléatoires décrivant, entre écoles, le progrès scolaire. Cette voie s'avérant aussi fragile la fin de cette section viendra à reconsidérer l'approche en supposant que les effets sont différents en fonction des capacités de l'élève et donc que le « traitement » de se voir ou non enseigné par un maître aux compétences en français adéquates ou moins avait un impact différencié suivant le potentiel de l'élève. La modélisation par quantile permet ici de rendre compte que les impacts de la compétence linguistique du maître sont fort variables suivant la "performance" de l'élève.

3.1 Une analyse simple de la valeur ajoutée scolaire

Pour commencer, nous utilisons un modèle des plus simples, au niveau élève, pour lequel le score de fin d'année est expliqué uniquement par celui de début d'année et un effet de la dispersion dans la classe de ce score en début d'année afin d'en apprécier son hétérogénéité³⁴. Si l'on introduit une indicatrice du statut du maître, on obtient les effets moyens suivants, établies en référence à l'élève dont le maître est fonctionnaire. En dehors d'un avantage structurel au privé, on constate à nouveau, dans le tableau 4, la situation d'une relative défaillance du statut de fonctionnaire propre à la 5^e année. La même modélisation est reprise

³⁴ Cet effet d'hétérogénéité est relativement identique entre la deuxième et la cinquième année. Un écart type marginal dans la dispersion des notes au pré test induirait une baisse de performance pour chaque élève de la classe de 0,5 point

pour le seul résultat aux épreuves de français, sauf la perte de significativité pour l'effet FRAM, on y remarque des résultats proches, toutefois à relativiser en distance à l'écart type du fait de la plus grande variété des notes de français en seconde année. Si en complément est ajoutée la variable évoquée précédemment : le nombre d'années d'études générales du maître, l'impact positif ici de 0,6 point par élève par année complémentaire de formation se conserve uniquement pour la cinquième année en entraîne une perte de significativité de l'effet fixe du maître FRAM. L'impact sur les seules épreuves de français, de la formation générale, reste du même ordre, mais est à l'origine d'un lien plus significatif dans les deux niveaux scolaires. Si au lieu, mais aussi en complément de cet effet formation générale, est introduit le score au TCF, aucun n'impact significatif de cette dernière variable apparaît ; ceci tant pour la performance globale que pour la performance sur les seuls items de français. Il en est de même si l'on fait référence à la durée de la formation pédagogique³⁵.

Le second chiffre entre parenthèses s'applique à la seule explication de la performance en français, ceci estimé avec une correction d'estimation dite robuste de l'effet de groupement en classes.

Statut	2e année		5e année	
	En écart de note absolu	Exprimé en écart-type	En écart de note absolu	Exprimé en écart-type
Fonction. Pub.	Référence	Référence	Référence	Référence
Privé	6,4% (9,4%)	1,25 (0,49)	6,3% (5,6%)	0,48 (0,35)
Contractuel	-4,1% (-6,3%)	0,82 (0,27)	7,6% (7,5%)	0,54 (0,58)
FRAM	-2,3% (-3,7%)	0,47 (0,15)	1,0 (ns)	0,13 (ns)

Tableau 4 Comparaison d'un modèle simple avec effet fixe du type d'emploi du maître : score de fin d'année expliqué par le score en début d'année et un effet de variété initiale dans la classe.

Une démarche plus ciblée revient à s'attacher aux détails des axes de la compétence que décrivent les tests PASEC, ceux-ci peuvent se décliner en quelques macros-compétences comme : la compréhension de texte, la compréhension de phrase, la grammaire, l'orthographe et la conjugaison. Ces dernières sont définies à partir d'une classification des divers items du test PASEC comme précisé dans l'annexe B. Comme par ailleurs le test TCF, voir annexe D, peut se décomposer entre trois groupes d'items décrivant la compréhension orale, la maîtrise des structures de la langue et la compréhension écrite. La somme du résultat à ces trois groupes forme le score TCF. Indépendamment s'ajoute le score en expression orale.

	2 ^e année	5 ^e année	
	Orthographe	Orthographe	Compréhension de phrase
Compréhension orale	0.22 **	0.12 *	
Expression orale	0.11 *		
Compréhension écrite			0,105 *

Tableau 5 : Corrélation entre les compétences du maître (en ligne) et celles de la moyenne de la classe (en colonne)

³⁵ Avec toutefois un coefficient à la limite de significativité à 10% de risque pour les maîtres de 2^e année.

Le tableau 5 présente des corrélations qui ont été établies entre les compétences réciproques du maître et de la moyenne de sa classe au post test du PASEC. Seules les corrélations les plus nettes ont été reprises³⁶. Dans notre démarche, ceci indique un impact dominant en 2^e année de la compréhension et de l'expression orales du maître sur les capacités en orthographe de l'élève. Ceci est à rapprocher d'une recherche de Morlaix et Suchaut (2007) qui permet de dresser un ordonnancement des compétences des élèves à l'école élémentaire et de repérer celles qui apparaissent essentielles puisque conditionnant la réussite scolaire. Ce travail est conduit sur la base d'échantillons d'élèves dans le cycle primaire, en France, dont on dispose des résultats aux évaluations nationales. La méthode revient à mettre en évidence des variables latentes qui rendent compte des macros compétences des élèves sur la base des corrélations entre les items issus de la chronologie des évaluations. Au niveau de la troisième année les compétences les plus prédictives du futur niveau global des élèves et centrales dans les mécanismes d'apprentissage au primaire se regroupent dans trois grands domaines : le calcul mental, les capacités attentionnelles et l'orthographe. D'où la déclinaison en termes d'action pédagogique : accentuer en début du cycle primaire la maîtrise la plus homogène de ses compétences qui peuvent être considérées comme primordiales dans les acquisitions ultérieures. Si l'on transcrit sur le constat malgache, ceci conduira à favoriser l'affectation des maîtres performants en expression française en classe de 2^e année pour fortifier les bases en orthographe des élèves, mesure qui ne correspond pas à la pratique observée d'après ce qui a été décrit antérieurement.

3.2 Limites de la modélisation multi-niveau

Comme les effets de structure pénalisent assez largement les estimations jusqu'à présent, une possibilité revient alors de passer vers une représentation multiniveau. Comme de manière générale une classe de chaque niveau est enquêtée dans chaque école, ce fichier présente trois niveaux imbriqués : ceux de l'école, de la classe et de l'élève. Nous avons des données, au niveau de j classes (niveau 2), avec un nombre différent n_j d'élèves dans chaque classe, le niveau individuel (niveau 1) décrit les élèves par les variables exogènes. Les valeurs de la variable expliquée Y par les variables s'expriment $Y_{i,j} = \beta_{0,j} + \beta_{1,j} X_{i,j} + \varepsilon_{i,j}$. Dans cette équation de régression, $\beta_{0,j}$ est la constante habituelle, $\beta_{1,j}$ est le coefficient habituel de régression (pente de régression) pour le genre variable explicative, et $\varepsilon_{i,j}$ est le terme habituel d'erreur résiduelle. L'indice j est pour les classes ($j=1... J$) et l'indice i est pour les différents élèves ($i=1,...n$). La différence avec le modèle habituel de régression est qu'ici nous supposons que chaque classe a un coefficient différent $\beta_{1,j}$ d'interception (constante), et un $\beta_{2,j}$ coefficient de pente lui aussi différent suivant les classes.

L'application de ceci est faite pour les données PASEC avec en premier un modèle vide pour tester les effets de classe. Celui-ci enseigne qu'il existe des différences significatives de performance entre les classes³⁷ et que la part de la variance interclasses est de 43% pour la 2^e année et de 54% pour la 5^e année. De fait, puisque dans la mesure PASEC nous nous situons dans une logique de valeur ajoutée, notre question doit se limiter à l'apport de la compétence du maître dans la création du progrès scolaire, c'est-à-dire la transition entre pré et post tests. Cette transition où progrès scolaire est donc testée par la démarche multiniveau précisée techniquement en annexe F. L'intérêt d'une telle démarche revient à tester la significativité des

³⁶ Cette présentation est très synthétique et de fait chaque croisement de compétences (maître x élèves) devrait être précisé avec en particulier l'impact de la compétence du maître pour créer de l'homogénéité sur la compétence des élèves, mais aussi l'assez fort impact de l'expression orale du maître sur les résultats en mathématiques des élèves en 5^e année. Toutefois, ceci n'est pas repris ici, car nous éloignant du sujet de cette note.

³⁷ Si l'on juge de ceci par le rapport de la variance des constantes en regard de son écart type d'estimation.

pentés aléatoires. Cette modélisation va offrir des paramètres d'impact sur le progrès des élèves (valeur ajoutée) qui sont propres au niveau de la classe. Ici le progrès revient donc à expliquer le post test avec comme seule explicative (x_{ij}) la performance de l'élève au prétest. Dans ce type de modélisation mixte ou multiniveau, le coefficient β_{2j} de pente lié aux classes, peut se décomposer (annexe F) entre un terme erratique et un l'aléa des pentes ζ_{2j} qui pourrait alors expliquer l'impact, différencié par classe j , d'une variable x décrivant par exemple la compétence du maître, donc ici sa maîtrise de l'expression française.

Dans le cas des enquêtes PASEC, une telle démarche se heurte à un point celui de l'aléa autour des effectifs pris en compte dans chaque classe. Ces démarches de modélisation sont très sensibles à la taille des classes et évidemment la présence d'un faible nombre de présents au post test et aussi d'une très grande hétérogénéité de l'effectif n dans chaque classe j conduit à présenter quelques évolutions « surprenantes » de la valeur ajoutée d'une classe donc de l'estimation des pentes liées aux classes (ζ_{2j}). Ceci nous a conduits à éliminer les classes où le nombre d'élèves au post test est inférieur à 6. Hélas ceci n'est pas neutre par rapport à notre protocole puisque ces « petites classes » sont spécifiques aussi des classes tenues par des enseignants fonctionnaires en milieu rural.

En cinquième année la corrélation intra classe contrôlée par le score initial serait de 0,4 dans le modèle à seules constantes aléatoires et de 0,56 dans le modèle à pentes de classes aléatoires. Les pentes aléatoires pour 95% des classes se situeraient dans l'intervalle [0,342 ; 0,743] ; comme cet intervalle est large, il indiquerait que les courbes de progrès scolaires peuvent se croiser. Une classe peut créer plus de valeur ajoutée qu'une autre pour des élèves faibles alors qu'elle en créera moins pour des élèves forts. Un test de vraisemblance sur ceci, à partir des valeurs des covariances (annexe F) montre que dans le cas de la cinquième année, l'hypothèse H_0 peut être admise donc le modèle à coefficient fixe n'a pas à être rejeté au bénéfice du modèle à pentes aléatoires.

En deuxième année la corrélation intra classe contrôlée par le score initial serait de 0,34 dans le modèle à seules constantes aléatoires et de 0,67 dans le modèle à pentes aléatoires. Les pentes aléatoires toujours avec la même marge de confiance se situeraient dans l'intervalle ici considérable de [0,26 ; 0,98]. Le test de vraisemblance sur l'hypothèse H_0 montre que dans le cas de la seconde année le modèle à pente aléatoire est plus efficient. Les effets classe/ecole sont donc plus sensibles en fin de cycle qu'au début ; mais avec une situation d'extrême variété entre classes.

	5 ^e année		2 ^e année	
	Constantes aléatoires	Pentes aléatoires	Constantes aléatoires	Pentes aléatoires
Pré test γ_2	0,545	0,545	0,624	0,627
Cte γ_1	17,5	17,7	25,4	21,3

Tableau 6 : constantes et pentes aléatoires

L'objet serait donc de mesurer si les pentes aléatoires de classe ainsi estimées pouvaient s'expliquer par la distribution des scores TCF des enseignants tenant ces classes ζ_{2j} . Les conclusions en ont été très décevantes. Les pentes aléatoires apparaissent aussi largement conditionnées dans leur variété par le statut du maître qui tient la classe, et a contrario non influencées par la variété du score du maître au TCF. La prise en compte de la performance du maître au test TCF conduit à des résultats de modélisation multiniveau non satisfaisante pour la 2^e année ; tous les essais de modélisation apparaissent instables et l'effet du score TCF sur le progrès, lorsqu'il est significatif ressort négatif. En 5^e année l'impact du score TCF serait positif sur les apprentissages des élèves, mais uniquement pour l'enseignement privé et les classes tenues par un contractuel. Dans le cas d'un niveau supérieur de 10% au test TCF

d'un enseignant : dans le privé ceci impliquerait un gain de 3,5% au score final des élèves de sa classe, alors qu'il serait marginal moins de 1%, mais significatif au seuil de 5% de risque pour les classes tenues par un contractuel³⁸.

Il apparaît donc que nous avons une interdépendance entre le statut du maître et sa capacité à faire progresser la classe, mais très variable suivant les écoles et présente pour la seule 5e année. Mais comme le statut conditionne aussi la gestion de l'école et donc la capacité à faire progresser les élèves, ce type de démarche logique s'avère aléatoire. La question dans les tests PASEC de l'incertitude sur la valeur ajoutée, comme les tests initiaux et finaux ne sont pas ancrés, est ici posée. Ceci nous renvoie à l'objection de Rohstein (2010) comme quoi il serait difficile de séparer ce qui dans le progrès est un effet maître de l'année, ou alors la rémanence d'un effet d'école. Hélas beaucoup d'interrogation de mesure et d'hétérogénéité des tailles de classe rendent ici fragile cette approche multiniveau centrée sur cette vision des pentes aléatoires, tant ces méthodes ici peuvent être biaisées par des effets de structure.

3.3 La compétence du maître vue comme un traitement

Une grande variété existe donc entre les classes et les écoles, ce constat nous contraint donc dans certaines analyses pour mesurer de manière homogène le progrès des élèves. Dans la mesure où cette diversité dans le progrès existe, on peut supposer que la capacité du maître n'aura pas le même effet suivant la position de l'élève sur l'échelle de la connaissance suivant le principe que l'apport du maître sera différent suivant cette position et que la littérature nous enseigne qu'il existe un lien entre l'effectivité de l'effet maître et l'homogénéité de la classe.

Dans la vision du TCF, l'usage est de reconnaître comme norme le niveau 300 (voir paragraphe 2.3.1) comme un seuil à la capacité d'enseigner en Français. Dans ce contexte la mesure de la performance scolaire ne peut-elle pas être aperçue comme une expérimentation. Le traitement, auquel sont soumis les élèves, peut être donc spécifié ainsi : soit être dans une classe tenue ou non par un enseignant dont le score au TCF est inférieur ou égal à 300. Dans l'échantillon PASEC global, près de 3000 élèves recevaient l'enseignement d'un maître qui ne dépassait pas ce score de 300, alors que 680 recevaient l'enseignement d'un maître qui atteignait cette norme. Si la taille de la classe était neutre par rapport à ce critère, on remarque en distinguant 2^e et 5^e années qu'il existe un écart plus sensible en 2^e année, les classes conduites par un maître satisfaisant la norme de 300 étant à une taille moyenne de 47 contre 53 dans le cas contraire. De manière générale, on remarque aussi que les classes de taille spécifiquement élevée sont tenues par des maîtres ne satisfaisant pas cette norme de 300.

En comparant pour la seule cinquième année l'évolution de la performance, entre le pré test et le post test, calculée sur les seuls items qui sont répétés sur les deux tests de début et fin d'année on peut définir une vision du progrès de l'élève. Ce progrès apparaît assez nettement antinomique avec une classe tenue par un maître de performance élémentaire au TCF (moins de 300) puisque la corrélation est de -0,075.

Dans un test scolaire, les évaluations collectées peuvent être assimilées à des courbes de réponse, les mesures étant relevées sur des échelles de compétences. Ici nous nous situons dans une approche de valeur ajoutée, or il est évident qu'un maître ne peut pas faire progresser à un même rythme l'ensemble du groupe pédagogique qui lui est confié. Les fortes différences enregistrées à la section précédente sur les pentes aléatoires n'en sont que l'illustration. Dans ce sens notre problématique n'est pas de mesurer la capacité du maître par rapport à une moyenne de classe, mais de mesurer si cette capacité (ou manque de capacité)

³⁸ Notons que l'hétérogénéité de la classe (traduite par la dispersion des notes au test initial entre les élèves de la classe) apparaît très pénalisante sur les scores de 5^e année : le score moyen d'un élève qui est dans le quartile des classes les plus hétérogènes serait majoré de près de 6% toutes choses égales par ailleurs s'il était rattaché à une classe dans le quartile de celles qui sont le plus homogènes..

est profitable (ou pénalisante) à un niveau donné de la distribution de la performance des élèves. L'effet de la compétence du maître sur un élève qui atteint le quantile q d'un test normalisé est-il différent pour ceux qui sont en deçà de ce quantile et aussi différent pour ceux qui se situent au-delà ? Telles sont les conclusions que peuvent apporter les méthodes de régression par quantiles. Cette approche, dont la technique est précisée dans l'encadré, permet donc de ne pas raisonner toutes choses égales par ailleurs sur une variation au point moyen, mais de rechercher les impacts pour différents points de la distribution : les quantiles retenus. Ici nous allons donc étudier la répartition des scores, entre τ quantiles, au test scolaire d'élèves qui sont conditionnés par diverses variables du contexte scolaire et extrascolaire. Pour rester simple et en fonction la taille de l'échantillon il est ici préférable de se limiter à une séparation de l'étendue en quartiles et donc de réaliser une référence au 25, 50 et 75 %.

Reste à déterminer l'impact du traitement aux différents quartiles. Une fois estimés les paramètres β de la régression par quantiles, on s'attache à séparer la différence, entre les deux cas, de résultats aux tests conditionnés par la "performance" de l'enseignant, suivant ce qui est lié aux variables caractérisant l'enseignant de ce qui est lié aux variables décrivant les différences entre élèves en dehors de l'enseignant (distribution contre factuelle). Comme l'intérêt de la démarche revient à tester l'impact du traitement, éventuellement différent, de la compétence en français sur les élèves forts ou les élèves faibles, suivant leur appartenance à un quantile. Pour dégager l'impact du traitement (élève appartenant à une classe tenue par un maître performant à moins de 300 au TCF), Melly (2006) propose une procédure qui décompose les différences pour des quantiles donnés de la distribution non conditionnelle. Pour ceci dans un premier temps est estimée, des paramètres de la régression de quantiles, la distribution conditionnelle, ceci suivant l'algorithme présenté par Koenker (2005). La distribution conditionnelle suivant les caractéristiques décrites par les exogènes est estimée, dans un premier temps, par un balayage des régressions par quantiles.

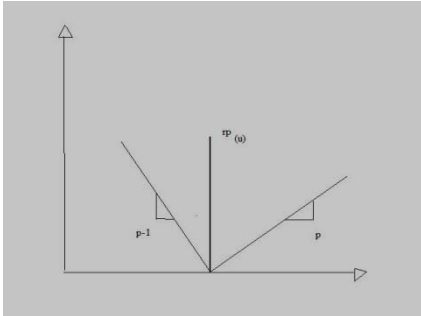
Dans un second temps, la distribution conditionnelle des performances scolaires est intégrée le long de l'étendue des variables explicatives. Le coefficient estimé d'une caractéristique représente la contribution à la performance de cette dernière dans la détermination de l'évaluation scolaire du groupe. Ensuite l'écart, entre les performances des deux groupes, peut-être décomposé en une composante expliquée par la différence des caractéristiques (la part de la différence entre la performance due aux caractéristiques des deux groupes) et une composante expliquée par la différence de rendement scolaire des caractéristiques (la part de la différence entre les performances due aux rendements).

Soit les paramètres $\hat{\beta} = \left[\hat{\beta}_{\tau_1}, \hat{\beta}_{\tau_2}, \dots, \hat{\beta}_{\tau_j}, \dots, \hat{\beta}_{\tau_J} \right]$ de la régression estimée pour les J quantiles $0 < \tau_j < 1$ pour $j=1, \dots, J$, s'ils sont sommés sur l'ensemble des quantiles et observations une estimation du quantile inconditionnel θ est donné par la formule $q(\theta, x, \beta) = \text{Inf} \left[q : \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (\tau_j - \tau_{j-1}) 1(x_i, \beta(\tau_j) \leq q) \geq \theta \right]$, où $1(\cdot)$ est fonction indicatrice.

Puis nous pouvons estimer la distribution contrefactuelle en substituant les paramètres estimés de la distribution des caractéristiques de la population témoin (contrefactuelle). Lorsque l'on prend les caractéristiques de distribution pour le groupe test (variable de traitement =1) et celles venant des coefficients estimés à l'aide des observations menées sur le groupe témoin (variable de traitement = 0), nous pouvons estimer la distribution contrefactuelle, ceci revient à mesurer les écarts de distribution que nous observerions si le groupe test avait la même fonction de distribution que le groupe témoin.

Encadré : Méthode de régression par quantile

La régression par quantile a été développée par Koenker et Basset (1978) en réaction au caractère peu réaliste de l'hypothèse de normalité des résidus. Les phénomènes étudiés s'accompagnent souvent de points singuliers dans les extrêmes des distributions des phénomènes observés. Aussi plus que de ramener à la projection d'un point moyen, ne faut-il pas étudier des estimateurs qui balaièrent la distribution de la variable expliquée en divers points caractéristiques : les quantiles. Hammermesh (1999) a souligné l'aspect réducteur du modèle gaussien et ceci a contrario d'une approche commune aux sciences sociales qui met en avant des comportements différenciés suivant la position des individus le long de la distribution du phénomène à étudier. Pour ramener cet usage à l'analyse de la fonction de production d'école, nous citerons Eide et Scowalter (1998) : « même si la dépense par élève n'a pas d'effet sur les scores moyens, il peut être intéressant de connaître si cette dépense a un effet différent suivant la répartition par niveau des élèves, soit rapidement dit ne pas se limiter à la question les moyens alloués sont-ils efficaces pour l'élève médian, mais de savoir éventuellement pour qui ces moyens sont-ils efficaces ».



Dans la régression linéaire classique d'un modèle $y = \mu(x, \beta)$, on abandonne l'idée de l'estimation séparée par moyenne des groupes et il est supposé que ces moyennes se projettent sur une ligne ou une surface linéaire, et nous estimons plutôt les paramètres de ce modèle linéaire. La méthode des moindres carrés fournit une méthode d'estimation de la moyenne conditionnelle de tels modèles. La régression par quantile fournit un moyen pratique pour l'estimation de fonctions décrivant des modèles de quantiles conditionnels.

De manière usuelle cette approche est vue comme une optimisation. Les moindres carrés ordinaires montrent que la moyenne d'une série représente le point qui minimise la somme des carrés des distances calculées sur l'ensemble des observations d'une série. La médiane ξ sera elle la solution d'un programme qui minimise la somme des valeurs absolues des écarts. Ceci impose une symétrie, car la minimisation de cette somme des écarts doit assurer l'égalité entre le nombre des valeurs positives et celui des valeurs négatives, donc la notion de médiane s'impose. Qu'en est-il pour des divisions plus fines de la population.

Si est considéré le quantile τ , la généralisation de la fonction médiane conduit au système $\text{Min}_{\xi \in \mathbb{R}} \sum \rho_{\tau}(y_i - \xi)$ où la fonction

ρ_{τ} est la fonction valeur absolue $\rho(u)$ représentée dans la figure ci-dessus qui donne le τ^{eme} quantile comme solution ou de manière formelle la direction de la dérivée en ce point par rapport à ξ . Cette définition de quantiles non conditionnels sert de manière analogue à définir le cas conditionnel. Toujours par analogie au MCO, si l'on prend en compte une variable aléatoire

vue comme un échantillon de n observations (y_1, y_2, \dots, y_n) la régression conduit au programme $\text{Min}_{\mu \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2$. La solution

sera la moyenne de la variable, celle-ci est une estimation inconditionnelle de la moyenne de la population $E(Y)$. Si l'on

substitue μ par la fonction $\mu(x, \beta)$ et en résolvant le problème $\text{Min}_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu(x_i, \beta))^2$, l'on obtient une estimation de la

fonction d'espérance mathématique $E(Y | x)$. En appliquant ceci à l'approche des quantiles, pour obtenir une fonction

conditionnelle de la médiane l'on remplace les valeurs absolues par la fonction ρ_{τ} soit $\text{Min}_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \xi(x_i, \beta))$. Ce

programme du moins quand $\xi(x, \beta)$ est linéaire en rapport aux paramètres peut être résolu par application des méthodes de programmation linéaire. Comme l'intérêt de la démarche revient à tester l'impact, éventuellement différent, de la compétence en français sur les élèves forts ou les élèves faibles nous avons utilisé la procédure **sqreg** de Stata. Cette procédure estime simultanément pour différents quantiles prédéterminés le modèle. A chaque quantile la procédure estime par itérations *bootstrap* la matrice de variance covariance des estimateurs qui inclut les éléments inter quantiles. Aussi peut-on construire des intervalles de confiance comparant les coefficients qui s'attachent à différents quantiles et donc séparer les variétés de niveaux de réponse pour chaque exogène. La qualité de l'ajustement pour chaque quantile est approchée par un R^2 calculé comme $[1 - (\text{somme des écarts pondérés concernant le quantile de référence}) / (\text{somme des écarts pondérés concernant le quantile en rapport au modèle vide})]$. Les écarts autour du quantile font référence aux écarts absolus pondérés obtenus du modèle complet et ceux en rapport au modèle vide ; ils ne prennent en compte que l'effet du seul terme constant.

Dans un second temps, on distingue l'écart, à chaque quantile, de la distribution inconditionnelle. Cet écart est basé sur la différence de performance scolaire des deux groupes (expérimental et témoin). Pour chacun des quantiles définis par l'analyse, la différence observée entre les deux groupes, sur les distributions inconditionnelles entre les quantiles, pour la variable dépendante est décomposée en une partie expliquée par les différentes caractéristiques de distribution du rendement scolaire et une partie expliquée par les différents coefficients déterminés pour chacun des 2 groupes. Cela peut être considéré comme une extension à chaque point de la distribution de la décomposition structure/tendance connue en économie sous le terme de décomposition de Oaxaca et Blinder. Cette technique de décomposition permet ici d'identifier d'une part les causes des écarts de performance entre groupes (structure) et d'autre part, de quantifier les contributions séparées dues aux différences de groupe dans les caractéristiques mesurables de la *fonction de production d'école* et la contribution des différences de rendement de ces caractéristiques liées au traitement. Une description plus complète de l'estimateur et de ses propriétés statistiques peut être trouvée dans Melly (2006) dont nous avons directement repris la procédure **qrdeco**³⁹ implémentée sous STATA.

3.4 Adaptation et résultats

Dans une approche en quantile, un problème assez redoutable est celui des distributions au sein des classes. Contrairement à d'autres enquêtes internationales, le PASEC ne fixe pas de taille minimale des classes. Dans l'approche de modélisation retenue, nous donnons une importance certaine aux questions d'interaction et une des bases de ceci repose sur l'hétérogénéité de la classe⁴⁰. Il est évident que dans le cas où très peu d'élèves sont présents au post test, soit du fait de petites classes, ou du fait de fortes déperditions, la référence à une homogénéité de classe peut devenir hasardeuse. Aussi a-t-on retenu de ne plus prendre en compte les classes de moins de 6 élèves ayant participé au post test. Évidemment, ceci crée une distorsion puisque le nombre d'élèves pris en compte en 2^e année va chuter de 80 élèves et 19 classes seront perdues, en seconde année la correction est moins ample avec une perte de seulement 60 élèves et 14 classes.

	Année	Moyenne et dispersion	1 ^{er} quartile	médiane	3 ^e quartile
Français et mathématiques	2 ^e	53,1 (20,5)	39,2	55,7	68,3
	5 ^e	42,6 (13,1)	33,8	42,3	51,8
Français	2 ^e	50,5 (20,3)	37,5	52,5	65,0
	5 ^e	30,1 (12,8)	23,8	31,0	40,5

Tableau 7 : Principaux points de la distribution du score au post test

La première étape consiste donc à reprendre des analyses en termes de fonction de production d'école telles que celles de l'annexe A ; les méthodes de régression par quantiles disponibles en pratique ne permettent de corriger les erreurs d'estimation biaisée par une structure de groupement. Le tableau 7 rappelle les scores aux tests dans les limites de quartiles, ceci confirme une plus grande étendue des notes inférieures, constat commun à l'essentiel des tests scolaires.

Les résultats, tableau 8 pour la 2^e et 9 pour la 5^e année, des modèles par quartiles et montrent comme dans l'approche usuelle le lien entre pré et post tests apparaît avec des

³⁹ Ici le nombre de répliquions (bootstrap) pour obtenir la matrice de covariance des estimateurs a été fixée à 100.

⁴⁰ Donc l'analyse serait biaisée par des classes à faible effectifs, mais présentant une forte hétérogénéité.

coefficients assez remarquablement stables le long de la distribution de la performance, toutefois en seconde année le progrès dans l'année paraît plus limité pour les meilleurs. En conformité avec la vision théorique de la fonction de production d'école, un effet négatif très net, du moins pour l'ensemble du test, de l'hétérogénéité initiale de la classe et l'on retrouve bien l'effet dominant de la littérature suivant lequel les moins performants sont les plus pénalisés par l'hétérogénéité.

Les variables liées aux maîtres dégagent surtout un très fort effet pénalisant de la formation générale limitée de l'enseignant. Une moindre compétence d'expression française du maître de deuxième année pénaliserait les élèves forts pour le français, alors que ceci désavantagerait les élèves faibles pour les mathématiques⁴¹. A contrario le « capital humain du maître » décompté comme l'estimation de son nombre d'années de formation initiale possède un impact négatif, quelque peu instable en deuxième année, l'effet est plus net en cinquième année. On retrouve une non-linéarité de cet effet formation, un effet de seuil le brevet puis une décroissance continue au-delà, constat commun à bien des études sur données PASEC. L'effet positif du maître de sexe féminin apparaît aussi nettement en 2^e année. L'effet pénalisant de la fréquence des absences du maître se retrouve, avec un effet assez différencié suivant les modèles, donc instable.

Sur le statut des enseignants, la variété des effets est à signaler. En seconde année un maître FRAM aurait un impact positif et ceci en particulier pour les élèves les plus faibles ; mais l'effet d'un enseignant du privé serait encore plus positif et en particulier pour l'avantage du français avec un effet d'un demi-écart type. Les maîtres contractuels et fonctionnaires étant ici la référence. En cinquième année, le statut privé est devenu la modalité de référence, le maître fonctionnaire apparaît toujours comme une pénalité dans la performance scolaire. Ici le maître FRAM devient aussi une pénalité en rapport aux progrès scolaires et ceci sur toute l'étendue de la distribution et les maîtres contractuels supportent largement la comparaison par rapport aux maîtres du privé, et ceci, quelle que soit la position de l'élève dans les quartiles. Un essai a été tenté pour introduire, à partir d'opinions exprimées par les maîtres leurs attitudes plus ou moins rigides et leur position en rapport avec l'interactivité en classe, ceci afin de reprendre les points avancés précédemment en 1.3. les détails en sont repris annexe E. Des choix pédagogiques « non interactifs » de la part de l'enseignant paraissent pénaliser le progrès des élèves en seconde année, et ceci d'autant plus pour les élèves les plus faibles, alors qu'ils auront des effets inverses et plus instables en cinquième année.

En contrôlant par les statuts et les secteurs, ces résultats dégagent un impact très sensible de la formation initiale et ainsi les élèves pris en charge par un maître ne disposant que d'une formation égale ou inférieure au brevet secondaire (9 années de formation initiale) se voient largement pénalisés et ce plus particulièrement pour les plus faibles dans l'apprentissage du français en 2^e année.

Sur les variables de moyens pédagogiques, le rôle positif de la dotation en livre apparaît en deuxième année et favorable aux plus faibles (au moins un quart d'écart type sur la note avec une dotation d'un livre par élève), mais reste largement instable en cinquième année. Toujours en cinquième année apparaît l'impact de la valeur du mobilier en classe, très significatif et d'effet ample pour le score en français⁴². On peut émettre toutefois quelques doutes sur cet impact et ceci pourrait signifier, de manière classique, qu'une classe bien dotée est le signal d'une école implantée dans un milieu favorisé. A l'image des autres tests sur données du PASEC, l'impact de la formation pédagogique reste flou.

⁴¹ Résultat surprenant puisque ces mathématiques sont enseignées en langue nationale, ceci connaîtrait-il des exceptions ?

⁴² Le questionnaire donne une liste visant à établir un inventaire des biens pédagogiques, cette liste a été cumulée en une somme en affectant une estimation de sa valeur marchande à chaque bien mentionné ;

Un constat général par rapport à cette méthode par quantile provient de la presque totale perte de significativité des variables liées à l'âge de l'élève, même si l'on peut techniquement admettre qu'une partie de la variété introduite par l'âge peut être captée par des effets fixes de quantiles sur la variable expliquée. Ainsi en deuxième année, l'effet de l'âge n'apparaît que marginalement pour l'explication de la performance en français. La part des élèves issus de ménages dans la classe détenant les biens modernes (voiture, télévision, ordinateur) joue un rôle assez significatif. L'influence du coefficient n'est pas trop liée au quantile de résultat scolaire. On note aussi l'effet assez influent de la taille de la classe comme facteur variant à l'inverse du résultat au test.

Dans les résultats certains sont en accord avec la synthèse de littérature donnée dans l'annexe C : effet négatif d'une APE par trop influente, rôle du contexte socioéconomique, mais plus en termes de moyenne pour la classe qu'en effet individuel. A l'inverse la fréquence des réunions de l'équipe pédagogique paraît très pertinente pour influencer le score de français en 2^e année. L'effet négatif, en deuxième année, et presque constant le long des quantiles de la cellule familiale « normale », l'élève vit avec ses deux parents, est mesuré comme élément de pénalisation sur les résultats scolaires. On peut toutefois expliquer ceci par la correspondance d'un nombre significatif des cas dans le secteur privé d'enseignement où des enfants pourraient être « confiés » à des proches pour se rapprocher d'un établissement scolaire réputé de qualité. L'impact négatif du redoublement en 5^e année joue de manière forte pour les élèves les moins performants, ce qui confirme tout autant une stigmatisation qu'un décrochage par rapport à la moyenne de classe.

Un point d'intérêt porte sur la pratique de la langue française décrite dans l'enquête PASEC ; tout en sachant qu'il est ici difficile de séparer ce qui rend compte de dimensions pédagogiques, mais aussi des influences de l'environnement social de l'école. Au niveau de l'élève, la pratique en famille de la langue française présente un impact négatif sur la performance scolaire, mais limité en significativité statistique. D'ailleurs, l'impact est alterné globalement non significatif pour la performance aux items de français en seconde année et inversement pour la 5^e année. On pourrait donc s'accorder à la dominance d'un effet sociétal : la pratique du français en famille est plus un aspect du signalement social assez orthogonal avec la classe et pourrait capter des effets structureaux comme des différences spatiales de pratique de la langue. Le questionnaire PASEC renseigne aussi sur une estimation, selon le maître, de la part de la population du secteur de l'école qui pratique la langue française⁴³. Cette variable paraît largement cohérente dans son impact, positive pour le test de français en 2^e année et traduisant l'apport du milieu à l'initiation à cette langue et toujours positive en 5^e année, mais pour l'ensemble du test alors que le français est devenu la langue principale d'enseignement. Sur la variable binaire, utilisation par le maître du français dans sa communication de la vie courante, on remarque un impact négatif en milieu de distribution en 2^e année pour la performance globale en mathématiques et Français. Ceci semblerait traduire dans ce cas une difficulté supplémentaire créée dans leur accès à l'école pour des populations issues de milieux peu immergés dans la langue française et ceci même si l'enseignement des mathématiques se réalise en langue locale. Enfin quatrième et dernière variables du contexte linguistique, l'indication de l'utilisation de la langue locale (Malagassy) comme alternative dans les enseignements normalement dispensés en langue française ; on remarque ce qui est attendu un fort impact négatif pour les plus faibles en 5^e année. Ce qui en fait implique la causalité inverse : la faiblesse des élèves conduit à utiliser la langue locale en palliatif pédagogique par le maître.

⁴³ Cette source est évidemment empreinte d'une part de subjectivité, mais au moins les tests de cohérence sur les réponses des maîtres de 2^e et 5^e années d'une même école sont largement rassurants.

Tableau 8 : Modèle par quantiles pour la 2^e année

	Français et mathématiques			Français		
	0,25	0,5	0,75	0,25	0,5	0,75
Limites de quartiles						
Note de l'élève au prétest	0.66 (22.91)***	0.60 (22.39)***	0.56 (13.61)***	0.47 (15.07)***	0.38 (14.89)***	0.35 (11.51)***
Covariation de la note prétest pour la classe	-0.593 (3.84)***	-0.46 (2.86)***	-0.33 (1.99)**	-0.431 (2.16)**	-0.24 (1.29)	-0.07 (0.47)
Taille de la classe (nombre)	-0.01 (0.44)	-0.03 (2.12)**	-0.05 (2.73)***	-0.03 (2.45)**	-0.01 (0.30)	0.01 (1.10)
Elèves vit avec ses 2 parents, (0,1)	-3.55 (1.99)**	-4.87 (3.26)***	-4.52 (2.95)***	-5.29 (2.14)**	-3.77 (3.28)***	-5.16 (3.74)***
Père alphabétisé, (0,1)	2.44 (2.31)**	2.47 (1.38)	2.14 (1.34)	4.30 (3.05)***	3.74 (2.22)**	3.99 (3.68)***
Pratique du français en famille, (0,1)	-0.61 (0.15)	-1.93 (0.54)	-8.26 (2.20)**			
Fréquence d'utilisation du français par le maître dans la vie courante, (0,1)	-0.40 (0.43)	-2.08 (1.97)**	-1.03 (1.40)			
Jours absence maître le mois avant L'enquête (nombre)	-0.51 (2.07)**	-0.02 (0.14)	0.16 (0.85)	-0.00 (0.01)	-0.36 (3.24)***	-0.44 (2.94)***
Pédagogie rigide, (0,1)	-4.23 (2.95)***	-3.20 (2.59)***	-1.53 (1.15)	-2.81 (1.74)*	-1.76 (0.43)	0.62 (1.36)
Maître : durée formation Pédagogique (nombre années)	-0.73 (1.83)*	-0.65 (2.02)**	0.24 (0.65)	-0.34 (0.64)	0.15 (0.45)	0.13 (0.20)
le maître possède une formation égale ou inférieure au niveau BEPC, (0,1)	-6.36 (3.12)***	-7.32 (4.24)***	-7.60 (3.87)***	-10.15 (3.22)***	-8.98 (4.22)***	-6.14 (2.66)***
Dotation livres dans la classe, Nombre par élève	6.52 (2.55)**	2.28 (1.51)	0.16 (0.11)	6.47 (0.22)	3.32 (1.71)*	0.28 (3.59)***
Maître femme, (0,1)	2.44 (1.80)*	3.74 (2.67)***	2.56 (1.76)*	4.25 (3.27)***	3.89 (3.13)***	4.93 (2.58)***
Maître : durée formation Générale (nombre années)	-1.86 (2.71)***	-1.74 (2.84)***	-1.18 (2.22)**	-1.32 (2.23)**	-1.46 (1.56)	-0.97 (1.85)*
Part de la population locale utilisant le français	11.63 (1.76)*	5.22 (0.97)	3.37 (0.83)	11.50 (2.02)**	11.33 (1.77)*	11.34 (2.60)***
Possessions Modernes détenues par les familles, moyenne classe	7.20 (2.42)**	6.67 (3.74)***	5.94 (3.92)***	8.31 (3.27)***	11.89 (1.38)	3.12 (4.59)***
Ecole privée, (0,1)	4.61 (2.02)**	3.31 (1.63)	2.70 (1.56)	11.13 (5.56)***	6.11 (3.98)***	8.08 (2.13)**
Maître FRAM(0,1)	3.11 (1.90)*	1.22 (0.61)	0.84 (0.52)	3.51 (2.53)**	2.50 (1.63)	5.03 (2.02)**
Travaux élève hors activités agricoles, (0,1)				-0.47 (0.33)	-0.21 (0.19)	-1.24 (1.67)*
Age de l'élève				0.38 (1.95)*	0.52 (1.43)	0.05 (0.19)
Plus d'une réunion pédagogique par mois, (0,1)	0.89 (1.38)	0.44 (0.85)	0.91 (1.93)*	2.38 (3.56)***	2.11 (3.72)***	2.11 (3.02)***
Constante	37.04 (4.30)***	54.98 (5.68)***	53.94 (6.82)***	48.35 (5.57)***	37.45 (2.57)**	29.22 (3.79)***
Pseudo R2	0,33	0,3	0,26	0,26	0,23	0,23
Observations	1440			1440		

Statistique de Student entre parenthèses, ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

Tableau 9 : Modèle par quantiles pour la 5^e année

Limites de quartiles	Français et mathématiques			Français		
	0,25	0,5	0,75	0,25	0,5	0,75
Note de l'élève au pré test	0,50 (15,43)***	0,44 (15,59)***	0,50 (11,13)***	0,20 (7,21)***	0,34 (7,27)***	0,26 (5,99)***
Covariation de la note pré test pour la classe	-0,86 (2,69)***	-0,74 (4,52)***	-0,717 (2,90)***	-0,78 (1,28)	-0,32 (1,27)	-0,304 (2,99)***
Taille de la classe	-0,05 (2,37)**	-0,06 (0,17)	-0,01 (3,06)***			
Mère alphabétisée	1,72 (1,65)*	1,23 (1,53)	1,47 (1,46)	0,34 (0,22)	2,49 (1,45)	1,39 (1,91)*
Pratique du français en famille				-2,60 (0,86)	-8,28 (0,57)	-2,24 (1,93)*
Utilisation langue locale Comme alternative				-11,59 (4,10)***	-5,70 (2,15)**	-3,41 (0,56)
Jours absence maître le mois avant L'enquête (nombre)	-0,01 (1,86)*	-0,02 (0,24)	-0,08 (0,02)	-0,10 (2,29)**	-0,01 (0,92)	0,02 (0,12)
Pédagogie rigide, (0,1)	3,16 (0,19)	0,15 (6,07)***	2,22 (2,54)**	1,32 (3,65)***	2,52 (2,64)***	3,12 (2,28)**
Interaction	1,62 (0,67)	-0,87 (0,49)	1,45 (1,90)*	-0,50 (0,62)	-1,36 (1,80)*	3,77 (0,18)
Maître : durée formation Pédagogique	-1,07 (4,36)***	-0,91 (3,20)***	-1,11 (5,42)***	-0,73 (2,49)**	-1,07 (3,57)***	-0,69 (2,91)***
le maître possède une formation égale ou inférieure au niveau BEPC	-2,84 (1,92)*	-3,55 (2,77)***	-4,41 (3,69)***	-2,38 (1,87)*	-2,36 (2,01)**	-2,95 (2,46)**
Dotation livres dans la classe	0,28 (1,07)	-1,66 (0,24)	2,32 (1,62)	-0,62 (0,64)	2,63 (1,95)*	-0,80 (0,47)
Maître femme	-1,18 (1,43)	-1,06 (2,77)***	-1,52 (1,52)	-0,93 (1,17)	-0,94 (1,25)	-1,29 (1,83)*
Maître : durée formation Générale (nombre années)	-0,98 (3,00)***	-1,35 (2,91)***	-1,18 (2,43)**	-0,82 (3,29)***	-1,11 (2,03)**	-1,26 (3,24)***
Part de la population locale utilisant le français	3,60 (1,09)	2,61 (2,05)**	7,68 (2,65)***			
Possessions Modernes détenues par les familles, moyenne	5,92 (3,73)***	6,33 (5,37)***	5,60 (5,49)***	9,57 (5,52)***	11,42 (4,74)***	9,46 (6,17)***
Maître Fonctionnaire	-2,73 (1,40)	-3,63 (3,60)***	-4,30 (2,75)***	-1,80 (0,95)	-4,18 (3,24)***	-5,13 (3,45)***
Maître Contractuel	5,28 (2,19)**	2,82 (2,08)**	5,91 (2,98)***	5,65 (0,81)	1,18 (1,65)*	2,43 (1,94)*
Maître FRAM	-3,39 (1,37)	-5,45 (2,65)***	-2,28 (0,93)	-5,03 (3,43)***	-6,49 (3,30)***	-4,22 (2,46)**
Part des filles dans la classe	7,74 (3,44)***	2,20 (0,78)	-1,97 (0,81)	-0,14 (0,10)	-5,34 (0,57)	-1,58 (1,94)*
Evaluation du mobilier de la classe	-0,07 (0,43)	0,09 (0,59)	0,45 (2,81)***	0,60 (2,78)***	0,57 (4,00)***	0,49 (2,24)**
L'élève redouble	-2,33 (2,37)**	-1,83 (1,87)*	-1,95 (1,67)*	-1,58 (3,06)***	-2,57 (3,23)***	-0,91 (1,40)
Age du Maître	0,05 (0,68)	0,04 (0,52)	0,03 (0,40)	0,03 (0,76)	-0,07 (0,99)	-0,08 (0,41)
APE considérée comme active	-1,37 (2,08)**	-0,09 (0,15)	-0,31 (0,39)	-0,89 (1,89)*	-0,33 (0,28)	0,56 (0,57)
Plus d'une réunion pédagogique par mois				0,46 (1,85)*	0,05 (0,26)	-0,11 (0,14)
Constante	31,25 (4,21)***	47,33 (3,97)***	41,88 (6,32)***	38,33 (6,70)***	53,69 (6,42)***	45,80 (5,59)***
Prseudo R2	0,23	0,27	0,29	0,14	0,19	0,23
Observations	1358			1354		

A partir de ces modèles, a été appliquée la décomposition pour identifier d'une part les causes des écarts de performance entre groupes test et témoin et d'autre part, de quantifier les contributions séparées dues aux différences de groupe parmi les composants mesurables de la *fonction de production d'école* et la contribution des différences de rendement de ces caractéristiques liées au traitement alternatif suivant le groupe.

Ici nous donnerons une interprétation essentiellement graphique de cette décomposition à partir d'une présentation des écarts par déciles⁴⁴.

En deuxième année, sur les tests de français et mathématiques PASEC la différence est de -1,2 point pour ceux qui reçoivent l'enseignement d'un maître à la performance élémentaire au TCF. Les caractéristiques de la fonction de production d'école prises en compte par les variables explicatives expliquent, toujours au point médian, que 3 points en majoration seraient liés aux dotations et contextes plus favorables des classes dont le maître est de performance élémentaire au TCF. Ceci explique toutes choses égales par ailleurs qu'un maître de ce niveau de performance élémentaire implique toujours au point médian un gain de performance de 1,8 [3,0 ; -1,2] point dû aux différences d'impact des coefficients entre les classes tenues par un maître dont le niveau TCF se situe au niveau élémentaire, ceci par rapport à celles dont le maître se situe au niveau intermédiaire⁴⁵. Ce gain serait de 5 points pour un élève au second décile de performance, mais par contre se traduirait par une perte de 2 points pour un élève au 8^e décile de performance. Évidemment comme les mathématiques sont enseignées en langue locale, l'impact sur les seuls items de français est à privilégier (voir partie inférieure du graphique 11), si la perte de performance ne s'installe qu'au-delà du premier quartile et reste à -3,6 points à la médiane, fourchette de confiance [1,1 ; -8,2] elle plonge à -25 points au 8^e décile (effet à plus d'un écart type).

Le graphique 11 reprend les simulations réalisées pour la cinquième année, un premier constat est celui d'une plus large bande sur l'incertitude de l'effet du traitement, un second constat est l'impact plus prononcé des effets de structure qu'il faut ici purger⁴⁶. Le premier constat est classique et montre simplement que les effets individuels de différenciation, créant donc de l'aléa, s'accroissent à mesure de l'avancement dans le cycle scolaire. Un premier constat est à réaliser sur la performance globale : l'impact de la maîtrise du français par le maître est assez partagé et surtout faible en amplitude; la pénalité sur le score n'apparaît que pour les quartiles médians. L'hypothèse d'une indifférence des situations ne peut être rejetée tout au long de la distribution. Le résultat est plus conforme aux attentes pour les seuls items de français ; avec toutefois une pénalisation, qui n'apparaît qu'au-delà du premier quartile et avec des impacts limités, puisque l'effet approximatif en limite du dernier quartile serait de -3 points soit environ $\frac{1}{4}$ d'écart type.

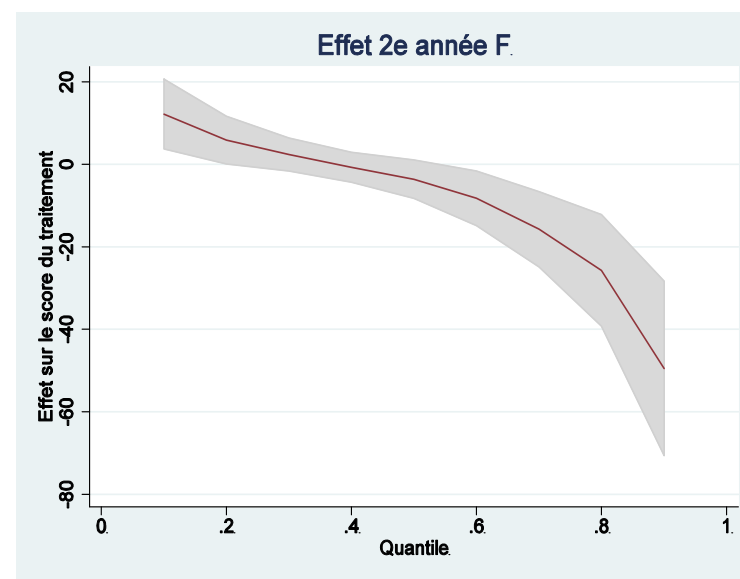
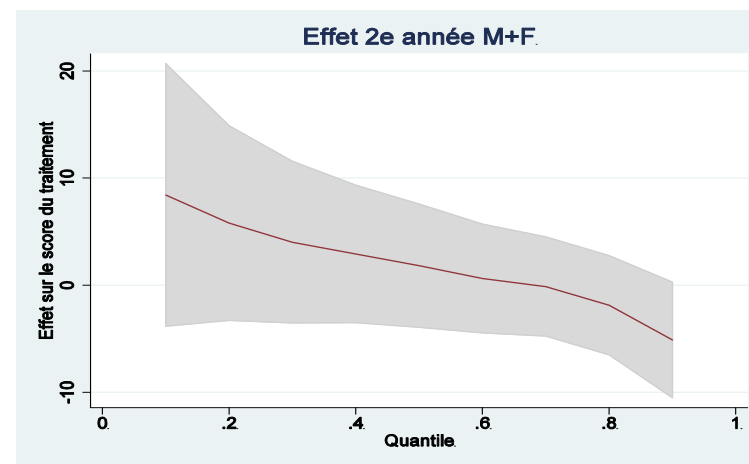
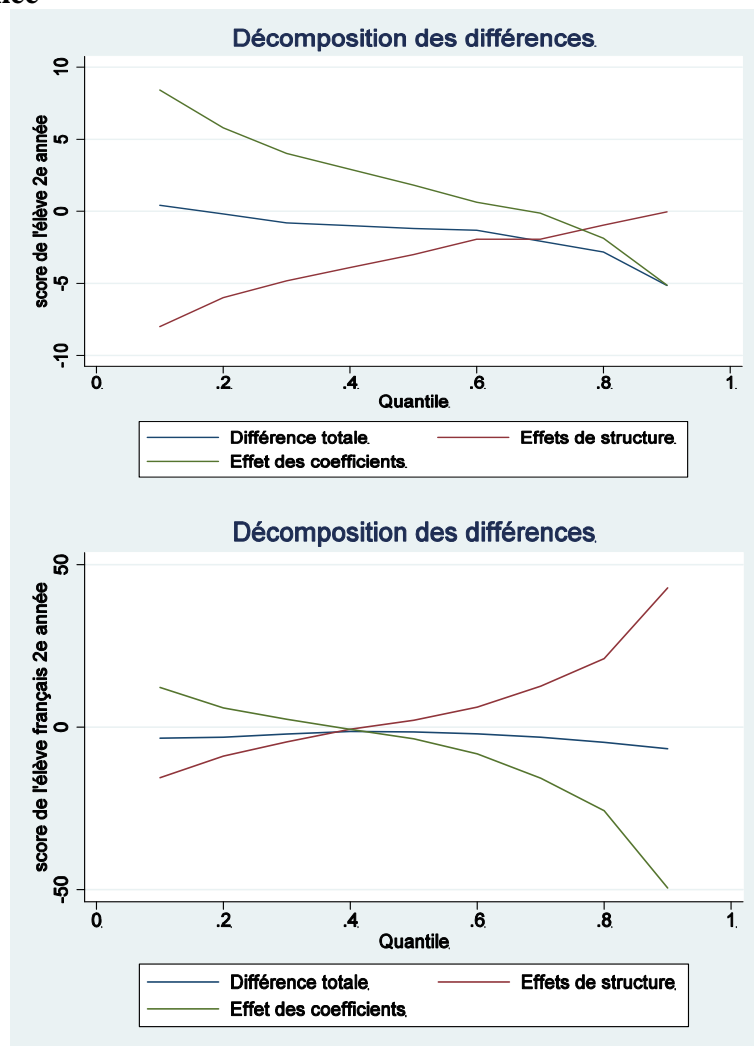
Un niveau du maître considéré comme insuffisant pour enseigner le Français ne pénaliserait vraiment que les étudiants de 2e année les plus performants en français par ailleurs ; élèves qui par ailleurs peuvent avoir ce bon niveau d'expression française car vivant dans un milieu francophone. Sur la 5e année alors que la langue française était, en 2005 lors du test PASEC, encore la langue d'enseignement dominante le résultat de l'impact est limité.

⁴⁴ Dans les graphiques de droite, la bande grisée indique la plage de confiance à 95% des différences d'effets entre les deux groupes.

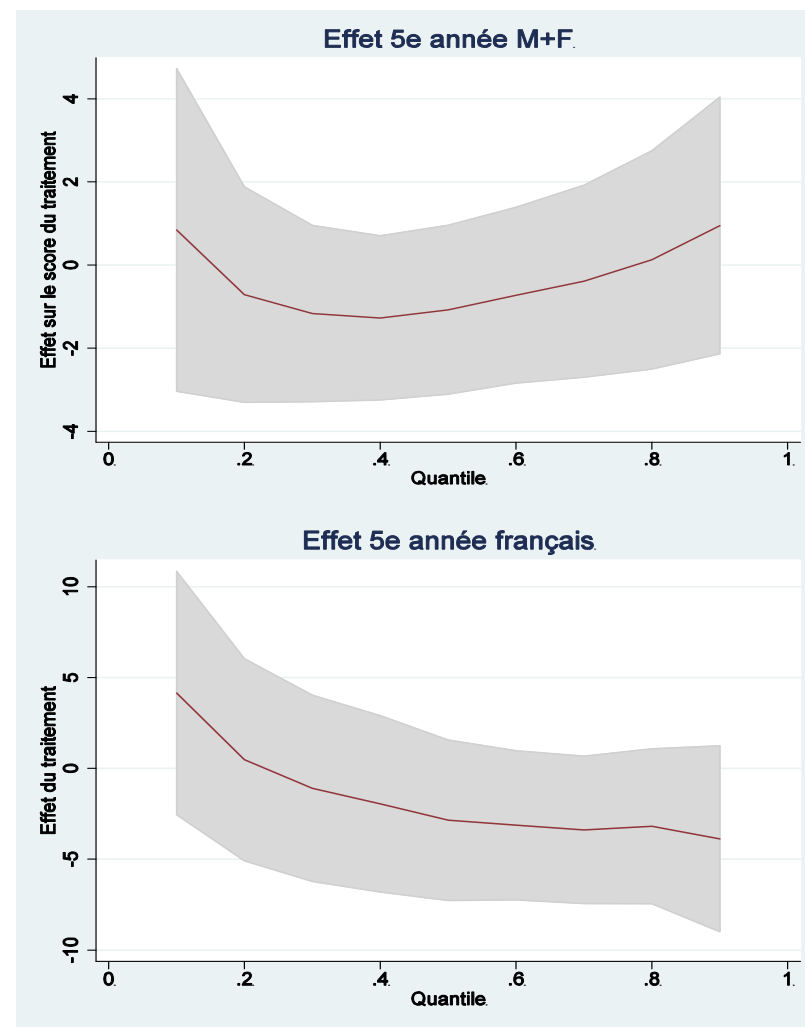
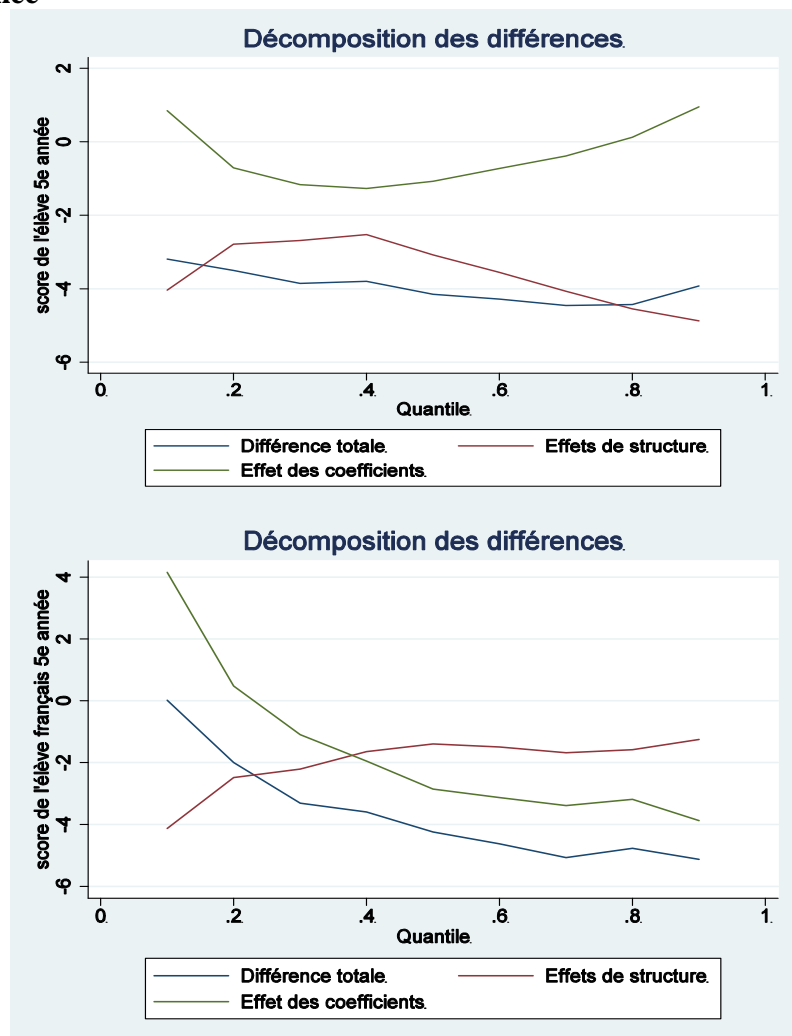
⁴⁵ Toutefois, on peut remarquer que ce seuil de 300 est une norme introduite dans une distribution continue, certainement faudrait-il améliorer le pouvoir séparateur, ce qui poserait aussi la question de la taille de l'échantillon en abandonnant les situations neutres.

⁴⁶ Ce qui est conforme à l'idée intuitive d'une accumulation de ces effets à mesure de l'avance dans la scolarité.

Graphique 10 : décomposition des impacts pour la deuxième année



Graphique 11 : décomposition des impacts pour la cinquième année



Conclusion

Au terme de cet essai, autour de la fonction de production d'école, limité à un point précis : le lien entre la maîtrise d'une compétence par un maître, dans l'absolu, et sa maîtrise à faire passer des savoirs mettant en oeuvre cette compétence le résultat est ténu. Ceci n'ajoute qu'une pierre au chemin semé d'embûche de dégager le rôle de l'enseignant dans cette fonction de production d'école. Conclusion logique dira-t-on puisque le service éducatif n'est pas une production intangible. Le niveau de service dépend surtout d'un appariement d'un maître et d'un groupe pédagogique dans une école ; cet appariement est unique et donc non reproductible à l'identique. Ce jeu de données original sur Madagascar permettait une approche assez directe d'un point essentiel : la qualité du service d'enseignement en rattachant l'efficacité des acquisitions scolaires à la performance de compréhension et d'expression du maître dans une langue d'enseignement minoritaire en 2^e année et majoritaire en 5^e année. La première approche d'un lien brut entre la performance des élèves et celle du maître qui leur enseignait, s'est avérée une large invalidation. Même en prenant une approche de valeur ajoutée scolaire, permise par les données PASEC, et en corrigeant par les effets de contexte et de structure, ce lien s'est avéré pas assez précis compte tenu des aléas de mesure et de biais et même quand, au détour d'un test statistique opportuniste, ce lien existait, une autre analyse le rendait instable ou contestable.

Comme souvent en tentant de rechercher un effet isolé, l'on se heurte ici à une imbrication d'effets de structure et d'hétérogénéité des écoles étudiées. En faisant appel à l'outil de la régression par quantile et à des méthodes d'analyse semi-paramétriques pour décomposer les effets, l'on parvient à mesurer la pénalité sur la performance scolaire que peut représenter un maître qui possède des limites dans la langue d'enseignement par rapport à un maître qui est moins contraint. Ce lien n'est pas à rejeter surtout lors des apprentissages initiaux en langue française. Ce qui prend un fort intérêt est de montrer que cet effet reste limité et qu'il peut exister des phénomènes de compensation et les effets pénalisants ne seraient effectifs que pour les élèves les plus performants ; ceux dont d'ailleurs les performances peuvent être essentiellement conditionnées par des facteurs extrascolaires.

Il en ressort toutefois quelques constats :

Il est évident qu'un maître peut par son expérience pédagogique corriger certaines de ses insuffisances de savoir et ceci en particulier pour les classes d'initiation par rapport à celles d'approfondissement.

Posséder un savoir n'implique pas que l'on possède en proportionnalité la capacité à transmettre ce savoir, ceci dans l'absolu, mais surtout dans notre sujet il s'avère très délicat pour le maître de transposer sa mesure absolue de performance en une mesure pédagogique.

Ces déficits de compétences du maître peuvent donc être facilement compensés par des effets d'établissement, ou de secteur éducatif, La fonction de production d'école est adaptable autour de modes d'organisation et de gestion qui sont pris au niveau de l'école.

En rapport à l'urgence de l'accès à l'éducation dans la perspective de l'EPT ceci implique, du moins dans la mesure où la question de la transition de la langue locale vers la langue d'enseignement reste posée, que certaines adaptations locales dans le pilotage des écoles entraînent, in fine, des situations moins critiques, que le simple état des ressources aurait fait présumer.

Références

- Alidou H. (2003), Medium of instruction in postcolonial Africa, pp. 195-215 in *Medium of Instruction Policies Which Agenda? Whose Agenda?* In J. W. Tollefson, A.B.M. Tsui eds (2003), Lawrence Erlbaum Associates, New York
- Alidou H., A. Boly, B. Brock-Utne, Y.S. Diallo, K. Heugh, H. E. Wolff (2006), Optimiser l'apprentissage et l'éducation en Afrique – le facteur langue : Etude/bilan sur l'enseignement en langue maternelle (LM) et l'éducation bilingue (EBL) en Afrique subsaharienne, document préparé pour la Biennale 2006 de l'ADEA (Libreville, Gabon, 27-31 Mars, accédé en ligne le 10/10/2008 à http://www.adeanet.org/biennial-2006/doc/document/B3_1_MTBLE_fr.pdf
- Alidou, H. et I. Jung (2002), Education Language Policies In : *Francophone Africa : What have We Learned from Field Experience?* In *Language Policy : Lessons from Global Models*, ed. by Steven Baker, 61-73. Monterey: Monterey Institute of International Studies.
- Alidou, H. et M. Garba Maman (2003), Evaluation et Enseignements des Expériences d'Utilisation des Langues Africaines Comme Langue d'Enseignement. Background Paper. Biennale de l'ADEA 2003, Grand Baie, Maurice, 3 – 6 décembre 2003.
- Banque Mondiale (2010) Améliorer La Gestion de l'enseignement Primaire à Madagascar, *Résultats d'une Expérimentation Randomisée*, document de travail de la Banque mondiale n o 1 9 7, Washington, Banque mondiale.
- Bentolila A. et L. Gani (1981), Langues et problèmes d'éducation en Haïti, *Langages*, 15 (n°61), 117-127.
- Bernard J.M. (2007), La fonction de production éducative revisitée dans le cadre de l'Education Pour Tous en Afrique subsaharienne : des limites théoriques et méthodologiques aux apports à la politique éducative, Thèse, Université de Bourgogne, lien TEL: <http://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00223023/fr/>
- Blondiaux M. , A. Diallo, F. K. Diallo et J.S. Tinguiano (2006), Evaluation Des Competences En français et calcul des Institueurs/-trices Contractuel/-lles de l'élémentaire (Ice) de la 4e Cohorte, Regions de Labe et de Mamou, Conakry, Décembre 2006, Miméo, Cellule Nationale De Coordination de L'évaluation des Systèmes Educatifs et GTZ.
- Bourdon J. et Nkengné-Nkengné A.P. (2008): *Les enseignants contractuels : avatars et fatalités de l'éducation pour tous* in Actes du Séminaire international CIEP du 11-15 juin 2007 : La Professionnalisation des Enseignants de L'éducation de Base : Les Recrutements sans Formation Initiale, accédé le 23/04/2008 à http://www.ciep.fr/conferences/CD_professionnalisation/bak/pages/docs/pdf_interv/Bourdon_Nkengne.pdf
- Bressoux, P., & Bianco, M. (2004). Long-term teacher effects on pupils' learning gains. *Oxford Review of Education*, 30, 327-345.
- Brock-Utne, B. (2005). Language-in-Education Policies and Practices in Africa with a Special Focus on Tanzania and South Africa – Insights from Research in Progress. In : *Decolonisation, Globalisation, Language in Education*, ed. by Angel M.Y. Lin and Peter Martin, 175 – 195. Clevedon, Buffalo, Toronto : Multilingual Matters.
- Chekaraou, I. (2004), Teachers' Appropriation of Bilingual Educational Reform Policy in Sub-Saharan Africa : A Socio-Cultural Study of Two Hausa-French Schools in Niger. Ph.D. thesis. Bloomington :Indiana University.
- Chevallard Y. (1985), La transposition didactique, Les éditions sauvages, Grenoble.
- Clignet R. et B. Ernst (1995), L'école à Madagascar : Evaluation de la qualité de l'enseignement primaire public, Kathala, Paris
- Duru-Bellat, M., & Mingat, A. (1997). La gestion de l'hétérogénéité des publics d'élèves au collège. Les cahiers de l'IRÉDU, n° 59. Dijon : CNRS.
- Eide E. et Showalter M. (1998), The effect of school quality on economic performance : a quantile regression approach, *Economics Letters*, 345-350.

- Fehrler S., K. Michaelowa et A. Wechtler (2009), The Effectiveness of Inputs in Primary Education: Insights from Recent Student Surveys for Sub-Saharan Africa, *Sebastian Journal of Development Studies*, Volume 45, n° 9, 1545–1578
- Fertig Michael (2003), Educational Production, Endogenous Peer Group Formation and Class Composition – Evidence from the PISA 2000 Study, IZA DP No. 714 <http://ftp.iza.org/dp714.pdf>
- Glick P. et D.E. Sahn (2006), The demand for primary schooling in Madagascar: Price, quality, and the choice between public and private providers, *Journal of Development Economics*, Volume 79(1), 118-145
- Guarino C., L. Santibañez et G. A. Daley (2006), Teacher Recruitment and Retention: A Review of the Recent Empirical Literature, *Review of Educational Research*, 76(2), 173–208
- HCE (Haut comité de l'éducation), Avis sur les programmes de l'école primaire, du 19 mai 2008, en ligne http://www.hce.education.fr/index.php?p=6&art_id=7 (accédé le 12/10/2009).
- Halaoui N. (2003), Relevance of Education : Adapting Curricula and Use of African Languages]. ADEA (Grand Baie, Maurice, 3–6 de cembre 2003).
- Hammermesh D. (1999), The art of laborometrics, Document de travail NBER 6927
- Hanushek, E.A. (1986) 'The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools', *Journal of Economic Literature* Vol. XXIV, pp.1141-1177.
- Heck R.H. (2007), Examining the Relationship Between Teacher Quality as an Organizational Property of Schools and Students' Achievement and Growth Rates, *Educational Administration Quarterly*, Vol. 43, No. 4 (October 2007) 399-432
- Henderson, J. V., P. Mieszkowski, and Y. Sauvageau, "Peer Group Effects and Educational Production Functions", *Journal of Public Economics*, 10:1 (1978), 97–196.
- Ilboudo, P. T. (2003). Pertinence de l'éducation. Adaptation des curricula et utilisation des langues africaines: Le cas de l'éducation bilingue au Burkina Faso [Relevance of Education. Adapting curricula and using African languages: The case of bilingual education in Burkina Faso
- Jarousse J-P. et C. Leroy-Audouin (1999), Les nouveaux outils d'évaluation : quel intérêt pour l'analyse des " effets-classe " ? in Jean Bourdon et Claude Thélot, (eds.), *Éducation et formation. L'apport de la recherche aux politiques éducatives*, Paris, CNRS.
- Koenker R. (2005): *Quantile Regression*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Koenker R. and K. F. Hallock (2001), Quantile Regression, *Journal of Economic Perspectives—Volume 15, Number 4—Fall 2001—Pages 143–156*
- Koenker R. et Basset G. (1978), Regression Quantiles, *Econometrica*, 46(1), 33-50.
- Komarek, K. (1998), Cost-Effectiveness and Sustainability of Contributions to MTT in Africa : The Malagasy Experience and its Strategical Consequences. In : *Mother Tongue Education : A Reader* (2nd Edition), ed. by Wolfgang Küper. Eschborn : GTZ.
- Mazrui A. (2000), The Worldbank, the language question and the future of African education, 43-59 in *A Thousand Flowers Social Struggles Against Structural Adjustment in African*, De Silvia Federici, George Caffentzis et H. Alidou eds, Africa World Press, 248 p.
- Mekonnen A. G. (2005), Socio-cultural and educational implications of using mother tongues as languages of instruction in Ethiopia. Master thesis. University of Oslo.
- Melly, B. (2006). "Estimation of Counterfactual Distributions using Quantile Regression", mimeo, University of St. Gallen, <http://www.alexandria.unisg.ch/Publikationen/22644>
- Mingat A., (1987), "Sur la dynamique des acquisitions à l'école élémentaire", *Revue Française de Pédagogie*, 79, 5- 14.
- Moisan, C., et Simon, J. (1997). Les déterminants de la réussite scolaire en zone d'éducation prioritaire. Rapports de l'Inspection Générale de l'Éducation Nationale.

- Morlaix S., Suchaut B. (2007), Identification des compétences à l'école élémentaire : une approche empirique à partir des évaluations institutionnelles, *Mesure et évaluation en éducation*. 30 (2)°, 1-22..
- Nicot-Guillorel M. (2009), L'appropriation de l'écrit en contexte scolaire multilingue. La situation de Madagascar. Des résultats des élèves en malgache et en français aux pratiques d'enseignement-apprentissage, thèse de l'Université de Haute Bretagne (Rennes 2), lien TEL : <http://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00370482/en/>
- Nkengné-Nkengné A.P. (2011), De l'information à la prise de décision, analyse du processus de politique publique en Afrique francophone, le cas de la politique des enseignants contractuels de l'Etat », thèse en cotutelle entre l'Université de Zürich et l'Université de Bourgogne.
- Plaisance, E. (1995). Échec et réussite scolaire. L'intelligence et l'évolution des problématiques. In G. Blanchet, J. Raffier et R. Voyazopoulos (Eds.), *Intelligence, scolarité et réussites*, (pp. 29-44). Aubenas : La pensée sauvage.
- Pole de Dakar (2009), La scolarisation primaire universelle en Afrique : le défi enseignant, Dakar, UNESCO-BREDA, accédé en ligne le 10/10/2008 à l'adresse : <http://www.poledakar.org/IMG/pdf/POL-%20Brochure%20FRBD.pdf>
- Prost A. (2008), Quand savoir lire devient obligatoire, *Le Monde de l'éducation*, n 373, septembre, 64-65.
- Rancière J. (2004), *Le maître ignorant*, Paris 10/18, 234p.
- Rothstein J. (2010), *Teacher Quality in Educational Production: Tracking, Decay, and Student Achievement*, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 125(1), pages 175-214,
- Santibañez L. (2006), Why we should care if teachers get A's: Teacher test scores and student achievement in Mexico, *Economics of Education Review* 25 (4), 510–520
- Seibel, C. (1984). Genèse et conséquence de l'échec scolaire : vers une politique de prévention. *Revue Française de Pédagogie*, n)67, 7-28.
- Slavin R., (1987, b), "Ability grouping in elementary schools : Do we really know nothing until we know everything ?" , *Review of Educational Research*, vol 57(3), 347-350.
- Sprenger-Charolles L. (2008), Résultats d'élèves sénégalais des trois premiers grades ayant appris à lire en français et en wolof, Rapport pour la Banque mondiale, accédé en ligne le 10/10/2008 à l'adresse : http://pdf.usaid.gov/pdf_docs/PNADL692.pdf
- Suchaut, B. (1996). La gestion du temps à l'école maternelle et primaire : diversité des pratiques et des effets sur les acquisitions des élèves. *L'année de la recherche en sciences de l'éducation*, 123-152.
- Traoré C., C. Kaboré et D. Rouamba (2008), The continuum of bilingual education in Burkina Faso:an educational innovation aimed at improving the quality of basic education for all *Prospects* (2008) 38:215–225.
- UNESCO-UIS (2006): *Teachers and Educational Quality: Monitoring Global Needs for 2015*, Montreal: UNESCO Institute for Statistics, accès le 21/2/2007 <http://www.uis.unesco.org/TEMPLATE/pdf/Teachers2006/TeachersReport.pdf> ,
- Williams, R. L. 2000. A note on robust variance estimation for cluster-correlated data. *Biometrics* 56: 645–646.

Annexe A : Estimation d'une fonction de production d'école

Le tableau suivant présente les résultats d'une estimation croisée (élèves x classes) inspirée des variables mises en évidence par l'étude du PASEC, sauf qu'ici sont introduit des effets sur la moyenne et la dispersion des résultats initiaux et de la variable SES par écoles. On retrouve l'importance de certaines variables (âge de l'élève, redoublement,...). Les variables expliquées sont les scores sur 100 obtenus au niveau de l'élève pour le post test, ceci pour les 2^e et 5^e années et à la fois pour les scores de français, mathématiques et globaux (français et mathématiques). Toutefois, l'introduction des variables d'hétérogénéité modifient assez largement l'impact de plusieurs variables.

Tableau A1 : résultats de l'estimation sans prise en compte test TCF

	Français et maths		Français		Français et maths	
	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année
Note de l'élève au pré test	0,64 (32,15)***	0,56 (25,76)***				
Covariation de la note pré test pour la classe	- 15,05043 -1,53	- 39,56802 (2,71)***				
Moyenne classe pré test	-0,29 (3,03)***	-0,35 (3,58)***				
Note de l'élève au pré test (expression et compréhension)			0,38 (20,8)***	0,32 (13,09)***		
Covariation de la note pré test pour la classe			-6,39098 -0,88	- 17,8731 (1,68)*		
Moyenne classe pré test			-0,12 -1,19	-0,19 (2,17)**		
Note de l'élève au pré test (mathématiques)					0,65 (27,83)***	0,47 (23,22)***
Covariation de la note pré test pour la classe					-24,82617 (2,05)**	-11,67537 -0,79
Moyenne classe pré test					-0,3 (2,86)***	-0,04 -0,4
Ecole de statut privé	2,92 -1,02	3,12 -1,39	6,1 (1,82)*	4,42 (1,96)*	0,51 -0,15	1,87 -0,7
Voiture et Possessions Modernes détenues par la famille	-0,05 0,07	0,05 0,11	0,31 0,39	-0,08 0,17	0,2 0,19	0,54 0,85
Redoublement	-1,34 (2,00)**	-0,18 -0,36	-0,71 -1,05	-0,17 -0,3	-2,35 (2,59)***	-0,4 -0,55
Activités extrascolaires	-0,66 -0,77	-0,58 -0,76	-1,01 -1	0,1 -0,13	-0,37 -0,37	-0,86 -0,93
Equipement classe	0,48 (1,68)*	0,14 -0,58	0,7 (2,09)**	0,45 (1,81)*	0,32 -0,97	-0,01 -0,05
Elève fille	0,76 -1,36	-0,55 -1,49	0,71 -1,25	0,26 -0,64	0,97 -1,26	-1,12 (2,13)**
Utilisation langue locale	-4,54	-3,84	-6,23	-1,15	-2	-7,27

	1,14	1,01	1,34	0,3	0,43	1,6
	0,24	-0,82	0,36	-0,76	0,77	-0,91
Age	1,25	(6,48)***	(1,91)*	(5,38)***	(3,04)***	(5,02)***
	18,48	6,77	17,88	5,08	20,74	9,7
Électricité maison	(2,86)***	(1,46)	(2,35)**	(1,1)	(2,77)***	(1,76)*
	2,44	0,63	2,31	-0,53	2,16	1,51
Dotation livres classe	0,83	0,24	0,68	0,2	0,63	0,49
	0,33	0,06	1,77	1,29	-1,05	1,76
Facteur SES classe	0,13	0,03	0,61	0,58	0,36	0,68
	-3,96	-1,54	-5,3	-1,17	-2,51	-1,52
Variété SES classe	(2,10)**	1,27	(2,41)**	0,96	1,14	1,06
	-3,63	-2,02	-3,45	-1,73	-3,89	-1,43
le maître possède une formation égale ou inférieure au BEPC	(1,86)*	1,33	1,52	1,15	(1,70)*	-0,79
	0,18	-0,06	0,24	-0,04	0,13	-0,03
Ancienneté maître dans l'école	1,45	-0,56	(1,70)*	0,39	0,91	0,27
	2,12	-0,7	3,1	0,4	0,6	-1,46
maître femme	1,05	0,51	1,32	0,29	0,25	0,88
	2,19	-1,46	1,78	-0,98	3,2	-2,24
APE active	1,31	1,09	0,9	0,73	1,62	1,4
	31,97	54,81	33,77	38,86	26,88	49,75
Constante	(3,56)***	(6,38)***	(3,84)***	(5,77)***	(2,35)**	(4,28)***
Observations	2020	1883	2020	1883	2020	1883
Nombre de classes	158	153	158	153	158	153
R2 Intra classes	0,39	0,29	0,21	0,11	0,33	0,25
R2 Interclasses	0,53	0,40	0,49	0,33	0,44	0,41
Croisé	0,45	0,37	0,38	0,25	0,36	0,33
sigma u variété entre classes	9,45	7,49	11,22	7,42	10,81	8,77
sigma e variété inter individus	12,05	7,56	12,15	8,39	16,48	10,82
Rho (coefficient d'homogénéité des classes)	0,38	0,50	0,46	0,44	0,30	0,40

*** coefficients significatifs au seuil de 1%, ** 5% et * 1%

Note : les coefficients en italiques et dans les cases légèrement grisées indiquent là où est enregistré un changement significatif si le modèle est estimé sur le sous échantillon des classes dont le maître a passé le test TCF. En effet dans l'enquête PASEC sont prises en compte respectivement 158 et 153 classes de 2^e et de 5^e année. Toutefois on ne dispose des tests TCF que pour 123 et 119 classes de 2^e et de 5^e année.

Le tableau A2 reprend la même forme d'estimation que le tableau A1, à la différence que le score du maître chargé de la classe au TCF est introduit. La solution la plus stable est introduite par la combinaison de deux variables : un effet linéaire représenté par le score normé TCF du maître affecté à la classe $TCF/600$, puis un effet quadratique avec le carré de cette variable. Certaines variables du premier modèle sont sérieusement impactées par ces deux nouvelles variables. Celles-ci sont distinguées par les cellules grisées du tableau A1. On parvient à un résultat quelque peu curieux comme quoi un très mauvais score du maître au test TCF donnerait un avantage aux élèves ; l'effet positif et croissant sur les acquisitions ne s'exprimant qu'au-delà du score moyen de 300 pour le maître (l'illustration en simulation en

est donnée dans le graphique A3). Ce résultat fragile s'explique par des effets de structure venant des interactions entre formation, générations des maîtres et différences d'organisation entre les différentes écoles.

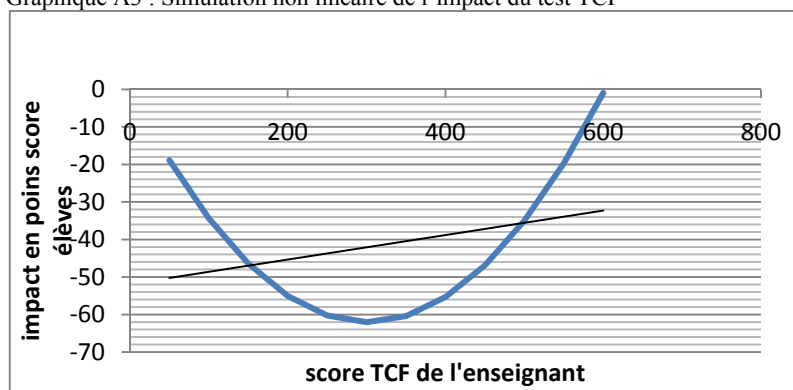
Taleau A2 : Estimation en panel aléatoire avec introduction du score TCF

	2e	5e	2e	5e	2e	5e
	année	année	année	année	année	année
	PCFINFM	PCFINFM	PCFINF	PCFINF	PCFINM	PCFINM
Note de l'élève au prétest	0,64 (27,95)***	0,56 (22,77)***				
Covariation de la note prétest pour la classe	-20,68087 (1,93)*	-52,76361 (3,26)***				
Moyenne classe prétest	-0,23 (2,21)**	-0,4 (3,46)***				
Note de l'élève au prétest (expression et compréhension)			0,38 (17,6)***	0,33 (11,6)***		
Covariation de la note prétest pour la classe			-9,960 -1,31	-27,49 (2,15)**		
Moyenne classe pré test			-0,09 -0,79	-0,22 (2,09)**		
Note de l'élève au prétest (mathématiques)					0,65 (24,44)***	0,48 (20,51)***
Covariation de la note prétest pour la classe					-33,1018 (2,60)***	28,766 (1,69)*
Moyenne classe prétest					-0,21 (1,94)*	-0,14 -1,05
Ecole de statut privé	1,17 -0,39	-0,45 -0,17	5,18 -1,43	-0,34 -0,13	-1,32 -0,39	-0,56 -0,18
Voiture et Possessions Modernes détenues par la famille	-0,27 -0,29	0,27 -0,49	0,01 -0,01	-0,23 -0,39	0,23 -0,18	1,14 -1,44
Redoublement	-1,54 (1,96)*	0,29 -0,48	-0,41 -0,51	0,47 -0,73	-3,31 (3,13)***	0 0
Activités extrascolaires	-0,26 -0,29	-1,39 -1,55	-0,46 -0,43	-0,14 -0,15	-0,15 -0,15	-2,03 (1,87)*
Equipeement classe	0,36 -1,2	0,13 -0,46	0,6 (1,65)*	0,49 (1,77)*	0,17 -0,49	-0,1 -0,31
Fille	0,5 -0,77	-0,63 -1,46	0,2 -0,31	0,47 -0,99	1,19 -1,36	-1,43 (2,33)**
Utilisation langue locale	-5,48 -1,12	-15,73 (1,87)*	-7,85 -1,33	-18,21 (2,12)**	-1,91 -0,34	-16 -1,61
Age	0,14 -0,65	-0,87 (5,79)***	0,33 -1,53	-0,83 (4,98)***	0,63 (2,22)**	-0,92 (4,23)***
Électricité maison	15,92 (2,33)**	10,61 (1,85)*	16,5 (1,99)**	8,5 -1,44	17,01 (2,22)**	14,12 (2,06)**
Dotation livres classe	0,35 -0,11	-1,21 -0,4	0,66 -0,17	-0,84 -0,27	-0,33 -0,09	-1,2 -0,33

Facteur SES classe	0,37	1,86	1,7	4	-1,17	-0,9
	0,14	0,73	0,52	1,52	0,38	0,3
Variété SES classe	-1,68	-3,09	-4,48	-2,48	1,45	-3,27
	0,74	(1,96)**	1,64	1,54	0,56	(1,74)*
Score maître TCF (normé à 1)	-144,36	16,22	-96,46	-13,63	-194,45	26,57
	(2,53)**	0,22	1,41	0,18	(3,01)***	-0,31
Score TCF normé au carré	119,15	-35,66	80,74	-9,67	158,17	-46,06
	(2,32)**	0,52	1,32	0,14	(2,72)***	-0,56
Le maître possède une formation égale ou inférieure au niveau BEPC	-4,82	-3,51	-5,91	-2,22	-3,83	-3,78
	(2,30)**	(1,86)*	(2,33)**	-1,17	-1,61	(1,66)*
Ancienneté maître dans l'école	0,14	-0,04	0,22	-0,04	0,1	0,02
	-1,06	-0,29	-1,33	-0,33	-0,68	-0,16
maître femme	2,68	-3,27	4,41	-1,69	0,13	-4,19
	-1,25	(2,00)**	(1,71)*	-1,01	-0,05	(2,10)**
APE active	2,06	-1,96	1,27	-1,41	3,69	-3,29
	-1,16	-1,24	-0,59	-0,88	(1,81)*	(1,74)*
Constante	75,21	78,97	64,21	73,01	83,29	73,76
	(4,19)***	(3,63)***	(3,00)***	(3,32)***	(4,08)***	(2,72)***
Observations	1565	1421	1565	1421	1565	1421
Nombre de classes	123	119	123	119	123	119
Intraclasse	0,38	0,30	0,20	0,11	0,33	0,25
Interclasse	0,63	0,49	0,54	0,40	0,59	0,49
Croisé	0,50	0,41	0,40	0,29	0,43	0,36
sigma u	8,67	7,50	10,69	7,57	9,44	8,82
sigma e	12,17	7,63	12,35	8,38	16,43	10,98
Rho	0,34	0,49	0,43	0,45	0,25	0,39

*** coefficients significatifs au seuil de 1%, ** 5% et * 1%

Graphique A3 : Simulation non linéaire de l'impact du test TCF



Annexe B : Analyse en termes de grandes compétences

En 2004 : les tests de mathématiques sont administrés en malagasy (tests maths PASEC traduits en malagasy) pour l'ensemble des élèves de la 2^e année (15 élèves par école), le malagasy étant la langue d'enseignement de cette discipline. En 5^e année : 15 élèves par école : les tests de mathématique ont été administrés en français des tests de malagasy ont été administrés en 2^e et 5^e année, élaborés par transposition des objectifs des tests de français PASEC

Pré test français 2^e année

Exercices	Items	Domaines	Objectifs	Questions ouvertes
1	A, B, C	Lecture/déchiffrement	Identifier un graphe dans une série de mots.	OUI
7	U, V, W		Repérer et écrire le mot qui manque dans une phrase	NON
2	D	Compréhension de phrase	Ecrire une phrase pour produire un sens à partir de mots donnés dans le désordre	NON
8	X		Identifier la phrase qui correspond à l'image donnée	NON
9	Y		Identifier la phrase qui correspond à l'image donnée	NON
3	E, F, G, H, I	Production d'écrits	Construire une syllabe à partir d'une lettre alphabétique donnée	OUI
4	J, K, L, M, N		Construire un mot à partir d'une lettre alphabétique donnée	OUI
5	O, P, Q	Vocabulaire	Identifier le mot qui correspond à l'image	NON
6	R, S, T	(Lecture/déchiffrement) -Compréhension de phrase	Discriminer visuellement un mot dans une série de mots voisins	NON

Post test français 2^e année

Exercices	Items	Domaines	Objectifs	Questions ouvertes
1	A, B, C, D, E, F	Compréhension de textes	Identifier l'image correspondant à un mot	NON
4	O, P, Q, R	Compréhension de phrases	Identifier le mot qui donne du sens à la phrase	NON
6	V, W		Ecrire une phrase pour produire du sens à partir de mots donnés dans le désordre	NON
9	AI, AJ, AK		A l'aide d'une image, identifier la préposition donnant du sens à la phrase	NON
2	G, H, I, J	Compréhension de texte (Lecture - Écriture)	Discriminer une correspondance phonographique simple : t - d	OUI
3	K, L, M, N		Discriminer une correspondance phonographique complexe : pr - br	OUI
8	AA, AB, AC, AD		Discriminer une correspondance phonographique simple: f-v/p-b	OUI
5	S, T, U	Conjugaison	Identifier le pronom personnel qui va avec le verbe conjugué	NON
7	X, Y, Z	Grammaire	Distinguer le singulier et le pluriel des noms	NON
10	AL, AM, AN	Compréhension de texte	Compléter le texte avec les mots proposés en désordre	NON

Pré test Français 5^e année

Exercices	Items	Domaines	Objectifs	Questions ouvertes
1	A, B, C	Compréhension de Phrases	Identifier le sens d'un mot dans une phrase	NON
2	D, E, F		Identifier la préposition correcte pour donner un sens à la phrase	NON
3	G, H	Grammaire	Accorder le participe passé - sans auxiliaire -avec auxiliaire	NON
4	I, J, K		Accorder le verbe dans une phrase	NON
5	L, M	Conjugaison	Identifier un verbe conjugué à un temps donné en contexte : imparfait de l'indicatif passé composé de l'indicatif	NON
6	N		Identifier une phrase écrite sans erreur orthographique dans le verbe	NON
7	O		Identifier le temps de conjugaison d'un verbe dans une phrase	NON
8	P, Q, R	Forme de la phrase	Transformer une phrase affirmative en une phrase interrogative	NON
9	S	Grammaire	Identifier le groupe fonctionnel (C.O.I) dans une phrase	OUI
10	T, U, V		Remplacer un groupe nominal par un pronom personnel	NON
11	W		Compléter la phrase avec l'adjectif possessif qui convient	NON
12	X		Identifier le nom qui se termine par "x" au pluriel	NON
13	Y		Reconnaître le groupe sujet	OUI
14	Z, AA, AB, AC	Orthographe	Orthographier correctement des homophones grammaticaux	NON
15	AD, AE, AF, AG, AH	Compréhension de texts	Répondre à des questions dont la réponse se trouve explicitement dans le texte.	NON
16	AI, AJ, AK,, AL, AM, AN		Lire et compléter un texte à partir d'une suite de mot donnée	NON

Post-test Français 5^e année

Exercices	Items	Domaines	Objectifs	Questions ouvertes
1	<i>A, B, C</i>	Compréhension de phrase	Identifier la préposition qui donne du sens à la phrase	NON
2	<i>D, E, F</i>	Grammaire	Accorder le verbe avec son sujet	NON
3	G, H, I		Remplacer un groupe nominal par un pronom personnel	OUI
5	<i>M, N, O</i>		Transformer une phrase affirmative en une phrase interrogative	OUI
8	W, X, Y		Identifier la nature d'un complément de verbe (COD – CCL - CCT)	NON
10	AE, AF, AG		Identifier la fonction d'un adjectif qualificatif	NON
11	AH, AI, AJ	Transformer 2 phrases indépendantes en 1 phrase complexe : proposition principale et proposition subordonnée relative	OUI	
4	J, K, L	Compréhension de texte	Donner un titre à un paragraphe. Répondre à une question dont la réponse est explicite dans le texte.	NON
9	<i>Z, AA, AB, AC, AD, AE</i>		Répondre à des questions dont la réponse se trouve explicitement dans le texte.	NON
12	AK, AL, AM, AN, AO, AP		Compléter un texte avec des mots proposés dans le désordre.	NON
6	<i>P, Q, R, S</i>	Orthographe	Orthographier correctement des homographes grammaticaux.	NON
7	T, U, V	Conjugaison	Identifier des verbes conjugués au présent du subjonctif	NON

Note : les items indiqués en italiques sont identiques dans leur formulation à des items du pré test, ils forment donc la catégories des items ancrés.

Pré-test, Maths 2^e année

Exercices	Items	Domaines	Objectifs	Questions ouvertes
1&2	A, B	Géométrie	Repérer un objet parmi d'autres selon un critère donné (ici, la taille)	NON
3	C	Géométrie	Repérer un objet dans l'espace par rapport à un référentiel (notions de topologie)	NON
4	D			NON
5	E			NON
6	F	Numération	Reproduire un rythme	OUI
7	G	Numération	Compléter une suite de nombres dans un ordre donné (croissant ou décroissant)	OUI
8	H			OUI
9	I	Numération	Associer, par dénombrement, une collection à un nombre donné	NON
10	J	Opération	Nommer une collection à l'aide d'une écriture additive	OUI
11	K, L	Opération	Associer deux écritures additives d'un nombre	OUI
12	M, N	Opération	Trouver les images d'une liste de nombres par les fonctions "ajouter un nombre" ou "retrancher un nombre"	OUI
13	O, P			OUI
14	Q	Numération	Comparer deux nombres en utilisant les signes $>$, $<$, $=$ en se référant à des collections	NON
15	R			NON

Post-test, Maths 2^e année

<i>Exercices</i>	Items	Domaines	Objectifs	<i>Questions ouvertes</i>
<i>1</i>	A, B, C, D	Opération	Poser correctement des opérations en colonnes	<i>OUI</i>
<i>2</i>	E, F, G, H	Numération	Écrire en chiffres des nombres dictés	<i>OUI</i>
<i>3</i>	I, J, K, L	Opération	Identifier le bon opérateur	<i>OUI</i>
<i>4</i>	M	Problème	Choisir la bonne opération pour résoudre un problème	<i>NON</i>
<i>7</i>	U	Problème		<i>NON</i>
<i>5</i>	N, O, P	Numération	Compter de 3 en 3	<i>OUI</i>
<i>6</i>	Q, R, S, T	Opération	Calculer des soustractions sans retenue	<i>OUI</i>
<i>8</i>	V, W, X	Numération	Ecrire en chiffres des nombres écrits en lettres	<i>OUI</i>
<i>9</i>	Y, Z, AA	Opération	Trouver le résultat d'une division par le truchement de la multiplication	<i>OUI</i>
<i>10</i>	AB, AC, AD	Numération	Ranger des nombres dans l'ordre croissant	<i>OUI</i>
<i>11</i>	AE	Problème	Résoudre un problème faisant intervenir la soustraction sans retenue	<i>OUI</i>
<i>12</i>	AF, AG, AH, AI	Numération	Décomposer un nombre en dizaines et unités	<i>OUI</i>
<i>13</i>	AJ, AK, AL	Opération	Calculer une addition sans retenue et calculer des additions et des soustractions avec ou sans retenue	<i>OUI</i>

Pré-test, Maths 5^e année

Exercices	Items	Domaine	Objectifs	Questions ouvertes
1	A, B, C, D	Opération	Multiplier un nombre par 10	NON
2	E		Arrondir un nombre	OUI
3	F	Opération	Poser correctement une addition. Reconnaître une addition posée correctement	NON
4	G, H, I, J	Opération	Effectuer une addition Effectuer une soustraction Effectuer une multiplication Effectuer une division	NON
5	K, L, M, N	Numération	Ecrire en chiffres un nombre écrit en lettres	OUI
6	O, P, Q	Numération	Identifier la position d'un chiffre dans l'écriture d'un nombre	NON
7	R	Numération	Retrouver l'écriture décimale d'un nombre décomposé	NON
8	S, T, U, V	Numération	Comparer 2 nombres entiers à l'aide des symboles < ou >	NON
9	W, X	Numération	Calculer l'image d'un nombre par une fonction donnée Repérer un tableau correct connaissant des nombres et leurs images par une fonction donnée	NON
10	Y, Z, AA, AB	Opération	Convertir des mesures de grandeurs (longueur, masse, temps)	NON
11	AC, AD	Géométrie	Reconnaître un rectangle Reconnaître un triangle	NON
12	AE	Géométrie	Repérer un point dans un quadrillage connaissant ses coordonnées	NON
13	AF	Opération	Résoudre un problème concret faisant intervenir une division	NON
14	AG	Opération		OUI
15	AH	Opération	Résoudre un problème concret faisant intervenir une addition et une soustraction	NON

Post-test, Maths 5^e année

Exercices	Items	Compétences	Domaine	Objectifs	Questions ouvertes
	A, B, C, D		Numération	Calculer mentalement (multiplier deux nombres entiers ; multiplier et diviser par 0,5).	OUI
2	E, F	3 / 5	Numération	Ranger des nombres entiers dans l'ordre croissant.	NON
3	G, H, I			Ranger des nombres décimaux dans l'ordre décroissant.	NON
4	J, K, L, M	3 / 4	Opération	Convertir des mesures de grandeurs (masse, capacité, longueur).	NON
5	N, O		Problème	Résoudre un problème faisant intervenir des mesures agraires. Résoudre un problème faisant intervenir des mesures de capacités.	NON
6	P, Q, R, S	3 / 4	Opération	Effectuer des additions et des soustractions de nombres entiers et décimaux.	NON
7	T	1 / 1	Géométrie	Identifier un rectangle parmi plusieurs figures géométriques.	NON
8	U, V, W	1 / 1	Problème	Dans un problème concret : calculer le côté d'un carré connaissant son périmètre. calculer la surface d'un disque connaissant son rayon. calculer le diamètre d'un cercle connaissant sa circonférence.	NON
9	X, Y	1 / 2	Problème	Résoudre un problème concret faisant intervenir des prix. Résoudre un problème concret faisant intervenir des longueurs.	NON
10	Z, AC, AA, AB	2 / 4	Numération	Comparer des fractions de même numérateur. Comparer des fractions de même dénominateur.	NON
11	AD, AE, AF, AG		Numération	Simplifier des fractions.	NON
12	AH, AI		Opération	Estimer une quantité sur un dessin.	NON
13	AJ, AK, AL, AM, AN, AO	3 / 6	Géométrie	Tracer les médianes d'un losange. Tracer les médianes d'un rectangle et d'un carré. Tracer les diagonales d'un losange. Tracer les diagonales d'un rectangle et d'un carré.	OUI

Le contexte du sous-développement chronique, le poids des inégalités territoriales et les enjeux linguistiques font que le système éducatif malgache est souvent sujet à réformes. L'enquête du Pasec s'est réalisée dans une géométrie de durée sur 5 années du cycle primaire. Toutefois, comme ceci a été évoqué dans le texte au sujet des objectifs de répartition des enseignants suivant leur statut, en 2005 la décision est prise de restructurer l'enseignement suivant une logique d'école moyenne avec un cycle de base de 7 années répondant à la scolarisation universelle. L'objectif serait alors d'une langue d'enseignement qui serait la langue nationale le français restant introduit en troisième année comme langue étrangère. Ceci tend à rendre l'école juste et efficace en la rapprochant de la demande des familles. Si ceci vaut à l'évidence par le maintien de la qualité des apprentissages, sur ce point les deux vagues des enquêtes PASEC rassurent, ceci passe aussi par une amélioration du système. Dans ce sens la Banque mondiale, en logique avec le programme Fastrack a réalisé des travaux montrant le gain pour le système d'une amélioration de sa gestion, Banque Mondiale (2010)⁴⁷. Toutefois et totalement en accord avec les conclusions de Pritchett (2001), l'enjeu pour le futur passe par la nécessité de voir le système éducatif répondre aux attentes des familles. Question délicate dans ce contexte d'inégalité sociale et de mutations socio-politiques.

À Madagascar, plusieurs études réalisées à partir des données de l'EPM (enquête ménages) Glick et *al.* (2000), Glick et Razakamanantsoa (2001) montrent l'aspect déterminant du niveau de vie, appréhendé par le niveau de dépenses des ménages, dans l'accès à l'école. Les enfants des ménages des quantiles inférieurs connaissent des taux de fréquentation scolaire bien moindres que ceux des quintiles supérieurs. Ce constat semble ici plus sensible que ce qui est constaté dans la majorité des pays de la région subsaharienne, et ce quel que soit le milieu de résidence. Par ailleurs, d'une étude récente menée à partir des données des observatoires ruraux malgaches recueillies de 1995 à 2002, il ressort que si les chocs transitoires de revenu ont un impact significatif sur la probabilité de sortie de l'école, ces baisses de revenus n'en ont pas sur la probabilité d'entrer à l'école (Gubert et Robilliard, 2006). Sur un échantillon proche en taille de celui du PASEC, puisque constitué de 2 871 élèves répartis dans 181 écoles primaires publiques de Madagascar, les auteurs montrent que l'organisation des écoles explique, mieux que l'origine familiale, l'adaptation des élèves aux tâches intellectuelles demandées à la fin de leur scolarité primaire. De manière générale leur étude souligne la performance de l'enseignante malgache comparée à celle de ses collègues masculins. Effet des transitions des modes d'enseignement, un enseignant jeune paraît obtenir de meilleurs résultats dans l'enseignement en langue malgache ; alors que les plus anciens l'obtiennent dans l'enseignement en français.

Suivant Clignet et Ernst (1995), la formation des enseignants ne semble pas avoir d'influence notable sur le rendement des élèves, à l'inverse, ils notent (p. 180) un impact du contexte socioéconomique qui est aussi le lieu de vie des enseignants. Ceci pour les auteurs trouve ses racines dans les origines mêmes de l'école malgache et la continuité des grands modèles éducatifs qui la singularisent. Suivant les auteurs la logique de l'élitisme républicain, celle des frères des écoles chrétiennes ou du modèle presbytérien peut donner des résultats comparables avec des voies initiales disjointes.

⁴⁷ Le chapitre 1 de cette référence donne par ailleurs une excellente synthèse des forces et faiblesses de l'enseignement primaire malgache, avec la description analytique de ses récentes tendances.

La question de la nécessité de l'absence du maître pour toucher sa paie en fonction de l'absence de bancarisation du pays était avancée par Clignet et Ernst (1995) comme un facteur significatif d'absence. Expliquant par ailleurs que l'école efficace était souvent caractérisée par une école d'une taille significative et à cycle complet Clignet et Ernst (1995) en concluent que le système éducatif malgache est caractérisé dans sa performance surtout par des avantages de structure comme l'école urbaine. En termes d'organisation scolaire, un résultat présenté est d'intérêt en montrant que les écoles les plus performantes en termes de valeur ajoutée éducative sont celles qui paraissent le plus séparées de leur environnement et en particulier des parents d'élèves. Ce constat reste toutefois similaire à ce qui est mis en avant par Robin (1992) : importance du contexte socio-économique (significativement représenté par la disponibilité de l'électricité au domicile de l'élève) ; de manière générale, la structure familiale paraît revêtir une certaine importance, avec un avantage scolaire significatif à l'élève qui vit chez ses deux parents.

Annexe D : Le test de connaissances en Français (TCF) et son application

L'échantillon des maîtres PASEC pour l'évaluation du système éducatif malgache réalisée en 2004 a permis de recueillir la performance au test TCF des maîtres. Ce test évalue en particulier la compréhension orale et écrite ainsi que la maîtrise des structures de la langue. Le TCF se présente sous la forme de 80 questions à choix multiple, chaque question n'ayant qu'une seule réponse correcte. Deux épreuves supplémentaires permettent d'évaluer l'expression orale et écrite. La conception du TCF repose sur un test standardisé, calibré et étalonné. Les résultats assurent un positionnement des candidats sur une échelle de 6 niveaux de connaissance allant « d'élémentaire » à « supérieur avancé ». Ces niveaux correspondent à ceux définis par le Conseil de l'Europe dans le Cadre européen commun de référence⁴⁸. Le résultat obtenu au test donne lieu à la délivrance d'une attestation de niveau.

Les épreuves de base se présentent toujours dans l'ordre suivant :

80 items 1h30	Compréhension orale 30 items – 25 minutes
	Maîtrise des structures de la langue 20 items – 20 minutes
	Compréhension écrite 30 items – 45 minutes

L'ordre des épreuves complémentaires (expression écrite et expression orale) est arrêté par le centre agréé.

2 h 00	Expression orale 15 minutes
	Maîtrise des structures de la langue 1 h 45

Les tableaux ci-après présentent les scores en fonction des 5 compétences linguistiques que sont la compréhension orale et écrite, l'expression orale et écrite et le maniement des structures de la langue et permettent d'affiner les renseignements apportés par le score global TCF qui lui n'est calculé que sur la moyenne des trois domaines : compréhension écrite, structure de la langue, compréhension orale. Un problème technique a rendu inexploitable les supports d'enregistrement du test d'expression orale réalisé par les enseignants des provinces d'Antsiranana et Toamasina, ce qui explique l'écart dans le nombre d'évaluations individuelles.

⁴⁸ Cadre européen commun de référence pour les langues : apprendre, enseigner, évaluer. Conseil de l'Europe, 2001, Didier, Paris.

Nombre enseignants évalués	237				237					236			
Niveau	Compréhension écrite				Structures de la langue					Compréhension orale			
	1	2	3	4	1	2	3	4	5	1	2	3	4
Enseignants par compétence linguistique	66	117	49	5	43	92	81	10	11	53	135	47	1
% par niveau/	28%	49%	21%	2%	18%	39%	34%	4%	5%	22%	58%	20%	0%
inférieur ou égal à niveau 2 (%)	183		77%		135		57%			188		80%	
% de niveau 3			21%				34%					20%	
supérieur à niveau 3 (%)			2%				9%					0%	
supérieur ou égal à niveau 3 (%)	54		23%		102		43%			48		20%	

Nombre enseignants évalués	232				185				
Niveau	Expression écrite				Expression orale				
	1	2	3	4	1	2	3	4	5
Enseignants par compétence linguistique	7	44	97	17	24	63	70	25	3
% par niveau/	3%	19%	29%	7%	13%	34%	38%	14%	1%
inférieur ou égal à niveau 2 (%)	148		64%		87		47%		
% de niveau 3			29%				38%		
supérieur à niveau 3 (%)			7%				15%		
supérieur ou égal à niveau 3 (%)	84		36%		98		53%		

En italiques, le niveau suffisant pour enseigner le français. (en français ?)

Rappel de l'interprétation des niveaux TCF

Niveau 1 : élémentaire	(100 à 199 points) Maîtrise de base du français.
Niveau 2 : élémentaire avancé	(200 à 299 points) Maîtrise élémentaire de la langue.
Niveau 3 : intermédiaire	(300 à 399 points) Maîtrise efficace, mais limitée de la langue.
Niveau 4 : intermédiaire avancé	(400 à 499 points) Maîtrise générale et spontanée de la langue
Niveau 5 : supérieur	(500 à 599 points) Bonne maîtrise de la langue
Niveau 6 : Supérieur avancé	(600 à 699 points) Excellente maîtrise de la langue

Annexe E A la recherche de l'interaction

Devant la difficulté d'observer les comportements de classe, une approche peut se replier sur le recueil de l'attitude du maître envers le travail en interaction ou certaines attitudes ou opinions quant à l'innovation pédagogique. L'idée sous-jacente évidemment revient à estimer que la « compétence » du maître n'est que potentielle et ne peut être efficace qu'en fonction de ses pratiques pédagogiques. La richesse de l'enquête PASEC permet de disposer de plusieurs opinions qualitatives recueillies auprès du maître.

Un premier point tente de cerner un profil d'enseignant que nous appellerons « rigide » ; cette qualification est obtenue lorsque le maître répond favorablement pour au moins 3 des 5 opinions suivantes :

- Le châtiment corporel est parfois nécessaire pour certains élèves
- L'objectif de l'évaluation est de sanctionner les élèves
- Il faut maintenir les contenus actuels d'enseignement
- Le redoublement est très efficace pour l'élève
- N'utilise pas l'approche par les compétences.

Pour l'interaction, une ressource serait de situer le maître par rapport à son niveau d'accord sur des propositions relatives au travail de groupe reprises comme variables qualitatives dans l'enquête PASEC. Ainsi, il lui est demandé de se positionner sur une échelle à 4 modalités⁴⁹ sur les opinions suivantes :

- Avec des effectifs supérieurs à 50 élèves, l'interaction entre élèves est impossible
- Quand le sujet est nouveau, il est impossible de faire travailler les élèves en groupes
- Le temps consacré aux élèves faibles ralentit la progression de la classe
- L'enseignement est plus efficace lorsque les élèves présentent eux-mêmes leurs travaux

Ces réponses, réorganisées permettent une certaine approche des choix de l'enseignant vers une pédagogie plus participative. Il pouvait être tentant, en sommant chaque opinion pondérée par leur position d'intensité, de construire à partir de ces opinions du maître un indicateur d'intérêt pour une pédagogie plus participative. En hiérarchisant les modalités de 0 à 3 suivant l'opinion qu'elles supposent pour l'interaction dans la classe, on définit ainsi une échelle d'interaction qui s'étend de 0 à 9, normée à 1 dans un second temps. Si l'impact de cette variable est difficile à dégager de manière stable en 2^e année, en cinquième année suivant que le maître soit dans des attitudes opposées par rapport à l'interaction, le score de l'élève moyen des classes tenues par les plus favorables à l'interaction serait supérieur de 3 points par rapport à ceux qui adoptent les opinions les plus opposées à cette approximation de l'interaction⁵⁰.

Au niveau de 10% de risque, les attitudes de rigidité et d'interaction apparaissent comme indépendantes des statuts d'enseignants ; toutefois au niveau de 5%, les maîtres fonctionnaires paraissent tout autant moins rigides et pratiquants plus l'interactivité.

⁴⁹ Suivant la classique gradation : tout à fait d'accord, relativement d'accord, relativement en désaccord, tout à fait en désaccord.

⁵⁰ Dans le même esprit certaines questions qualitatives du questionnaire maître afin de sélectionner les questions qui peuvent traduire une attitude de « rigidité » par rapport aux questions de discipline et d'ordre ; arbitrairement ont été identifiés avec cette attitude les 25% qui étaient situés aux niveaux les plus élevés sur cette échelle de synthèse.

Annexe F Technique de l'approche multiniveau

Nous pouvons donc représenter des équations de régression dans chaque classe pour prévoir les résultats de la variable expliquée Y par la variable explicative comme suit: $Y_{ij} = \beta_{1,j} + \beta_{2,j} X_{ij} + \varepsilon_{ij}$. Dans cette équation de régression, $\beta_{0,j}$ est la constante habituelle, $\beta_{1,j}$ est le coefficient habituel de régression (pente de régression) pour le genre variable explicative, et ε_{ij} est le terme habituel d'erreur résiduelle. L'indice j est pour les classes ($j=1... J$) et l'indice i est pour les différents élèves ($i=1,...n$). La différence avec le modèle habituel de régression est qu'ici nous supposons que chaque classe a un coefficient différent $\beta_{1,j}$ d'interception (constante), et un $\beta_{2,j}$ coefficient de pente lui aussi différent. de manière générale, il est d'usage de centrer les variables de score dans cette approche pour faciliter l'interprétation. Suivant la recommandation de Bressoux (2008, p 328), le centrage est réalisé sur les moyennes générales et non les moyennes de classe. De manière classique on réalise un premier test sur le modèle vide. Un modèle parcimonieux de la valeur ajoutée scolaire peut s'écrire par la spécification d'un effet aléatoire ζ_{1j} au niveau classe et une tendance du progrès propre à chaque classe ζ_{2j} , soit :

$$POST_{ij} = y_{ij} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{ij} + \xi_{1j} + \xi_{2j} x_{ij} + \varepsilon_{ij} \text{ soit } (\gamma_1 + \xi_{1j}) + (\gamma_2 + \xi_{2j}) x_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

Dans les interactions entre les explicatives x_{ij} , ces variables exogènes comprenant au moins le score de pré test, les contraintes de l'estimation imposent pour que les ε_{ij} soit indépendant à la fois entre élèves et classes l'indépendance tel que :

$$E(\xi_{1j} | x_{ij}) = 0, E(\xi_{2j} | x_{ij}) = 0 \text{ et } E(\varepsilon_{ij} | \xi_{1j}, \xi_{2j}, x_{ij}) = 0$$

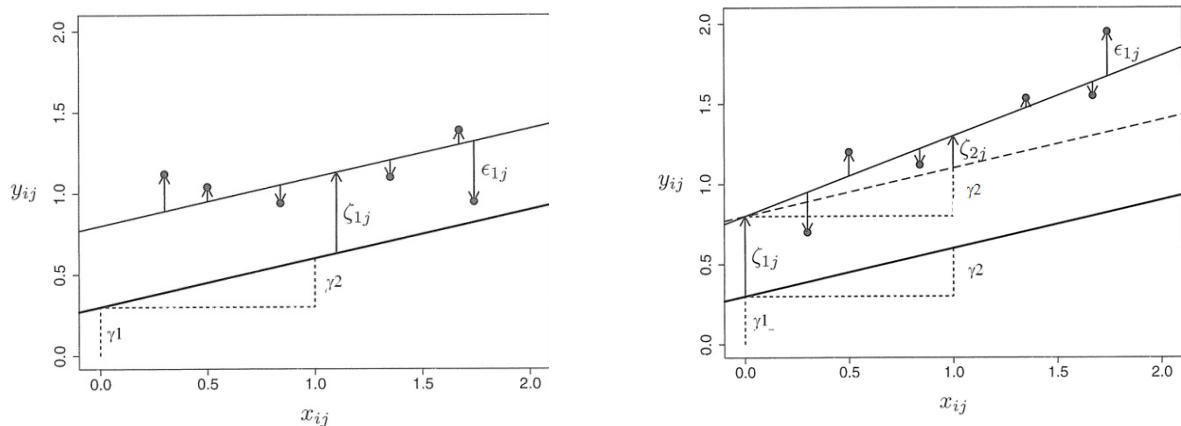
Dans ceci, ζ_{1j} représente l'écart propre à la classe j par rapport à la constante γ_1 et ζ_{2j} représente l'écart propre à la classe j par rapport à la pente de progrès scolaire γ_2 , où par rapport à l'écriture précédente $\beta_{1,j} = \zeta_{1j} + \gamma_1$ et $\beta_{2,j} = \zeta_{2j} + \gamma_2$. On a donc l'ajustement d'une relation moyenne de progrès scolaire sur le total de l'échantillon, celle-ci est représentée par la droite la plus épaisse dans le graphique 9 soit $E(y_{ij}|x_{ij}) = \gamma_1 + \gamma_2 x_{ij}$. Dans le graphique la ligne plus fine va représenter l'ajustement propre à la classe j . On distinguera deux cas, celui de gauche où les classes se différencient uniquement par un effet fixe aléatoire suivant la classe $E(y_{ij}|x_{ij}, \zeta_{1j}) = (\zeta_{1j} + \gamma_1) + \gamma_2 x_{ij}$ et le cas représenté par le graphique de droite où la droite décrivant l'école j n'est plus parallèle à l'ajustement toutes les écoles confondues, mais présente une pente propre à la classe j soit $E(y_{ij}|x_{ij}, \zeta_{1j}, \zeta_{2j}) = (\zeta_{1j} + \gamma_1) + (\gamma_2 + \zeta_{2j}) x_{ij}$. La question est alors l'analyse des covariations entre ζ_{1j} et ζ_{2j} , soit l'analyse d'une fonction bivariable de moyenne nulle et de matrice de covariance :

$$\Psi = \begin{bmatrix} \Psi_{11} & \Psi_{12} \\ \Psi_{21} & \Psi_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{Var}(\xi_{1j} | x_{ij}) & \text{Cov}(\xi_{1j}, \xi_{2j} | x_{ij}) \\ \text{Cov}(\xi_{2j}, \xi_{1j} | x_{ij}) & \text{Var}(\xi_{2j} | x_{ij}) \end{bmatrix} \text{ avec } \Psi_{12} = \Psi_{21}$$

Le coefficient de corrélation conditionnel entre pente et constante de classe sera : $\rho = \frac{\Psi_{12}}{\sqrt{\Psi_{11} + \Psi_{22}}}$

Un test utile revient à tester dans cette matrice de covariances l'hypothèse $H_0 : \Psi_{22} = \Psi_{21}$ qui si elle est validée montre que le modèle à coefficient aléatoire n'a pas à être rejeté au bénéfice du modèle à effets fixes indépendamment du niveau 2.

Graphique 9 : Constantes et pentes fixes et aléatoires



Sommaire

Résumé	1
Abstract	1
Introduction	2
1. Le maître et la langue d’enseignement dans les apprentissages initiaux	2
1.1 Contexte du cas malgache	2
1.2 La qualité de l’éducation vue comme mesure de l’efficacité enseignante	3
1.3 Au centre du service d’éducation : la coproduction	4
1.4. Langue maternelle et langue d’enseignement : quel impact sur la qualité des apprentissages ?	7
2. Le cas malgache	9
2.1 Les principales conclusions de l’étude PASEC	10
2.2 Introduction du score TCF dans la fonction de production d’école	12
2.3 Les maîtres, une combinaison d’effets de structure	13
2.3.1 Un lien non immédiat entre la performance du maître et celle des élèves	13
2.3.2 Des combinaisons variées suivant les statuts	17
2.4 Statuts et accès à la formation	18
2.5 Mesures parallèles des compétences des maîtres	20
2.6 Quel lien entre compétences du maître, groupement et progrès des élèves	23
3. Essais de modélisation multivariée	27
3.1 Une analyse simple de la valeur ajoutée scolaire	27
3.2 Limites de la modélisation multi-niveau	29
3.3 La compétence du maître vue comme un traitement	31
3.4 Adaptation et résultats	34
Conclusion	42
Références	43
Annexe A : Estimation d’une fonction de production d’école	46
Annexe B : Analyse en termes de grandes compétences	50
Annexe C Pauvreté et demande d’éducation à Madagascar	55
Annexe D : Le test de connaissances en Français (TCF) et son application	56
Annexe E A la recherche de l’interaction	58
Annexe F Technique de l’approche multiniveau	59