



**Groupe d'économie
Lare-Efi
du développement**

Université Montesquieu-Bordeaux IV

Document de travail

DT/151/2010

**Dynamique des profits des micro-entreprises
urbaines et genre à Madagascar.
Une approche de régressions quantiles**

par

Jean-Pierre Lachaud

*Professeur, Responsable du Groupe d'économie du développement - GED
LARE-Efi - Université Montesquieu-Bordeaux IV*

Dynamique des profits des micro-entreprises urbaines et genre à Madagascar.

Une approche de régressions quantiles

Jean-Pierre Lachaud, Professeur

*Responsable du Groupe d'économie du développement – GED
LARE-Efi – Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*

Résumé :

Fondée sur les enquêtes prioritaires de Madagascar de 2001 et 2005, la présente recherche examine la dynamique des profits des micro-entreprises urbaines selon le genre. Premièrement, la dualité des systèmes productifs à propre compte urbains selon le genre est assez stable au cours de la période 2001-2005, le rôle des micro-entreprises ayant à leur tête une femme étant probablement beaucoup plus résiduel en termes d'apport de revenus au sein du ménage. En outre, bien que les gains des micro-entreprises féminines ont, en moyenne, progressé un peu plus rapidement que ceux des entreprises dirigées par un homme au cours de la période, la diminution de l'inégalité des profits est plus prononcée pour les secondes, comparativement aux premières. Deuxièmement, indépendamment de la méthode d'analyse, le différentiel des profits entre les micro-entreprises gérées par un homme et celles ayant à leur tête une femme varie selon la distribution des gains des unités de production. D'une part, en admettant que le rendement des dotations des entreprises et des individus est identique entre les hommes et les femmes, l'estimation des fonctions de profits selon les quantiles suggère, par exemple en 2005, que les gains masculins sont supérieurs de 26,5 et de 54,5 pour cent, respectivement, aux 50^{ème} et 95^{ème} percentiles. D'autre part, les approches de Oaxaca-Blinder – décomposition à la moyenne des variables – et de Machado-Mata – décomposition quantile par quantile –, appréhendant deux sources de gains à différents points de la distribution – rendements et dotations –, suggèrent que l'écart du log des profits entre les hommes et les femmes croît avec le niveau des percentiles. De tels résultats confortent l'opportunité des régressions quantiles en présence d'une forte dispersion de la variable d'intérêt. Troisièmement, l'approche des régressions quantiles met en évidence une forte variation de la contribution des dotations et des rendements selon les percentiles. Par exemple, pour 2005, le différentiel des gains masculins et féminins dû aux rendements est de 3,3 et 66,7 pour cent, respectivement, aux 10^{ème} et 95^{ème} percentiles. Inversement, on constate une forte baisse de la contribution des dotations dans l'explication de l'écart des profits entre les hommes et les femmes : 93,7 et 30,9 pour cent, respectivement, aux 10^{ème} et 95^{ème} percentiles. Dans ce contexte, plusieurs éléments d'analyse permettent d'appréhender le rôle des divers paramètres pris en compte, à la fois en termes de rendements et de caractéristiques.

Abstract : The dynamics of Profits of Urban Micro-Enterprises and Gender in Madagascar. A Quantile Regressions Approach

Based on the Madagascar priority surveys of 2001 and 2005, this research examines the dynamics of profits of urban micro-enterprises by gender. First, the duality of own account urban labour according to gender is fairly stable over the period 2001-2005, the role of micro-enterprises headed by women being probably more residual in terms of contribution of incomes within the household. In addition, while the earnings of women's micro-enterprises rose, on average, slightly faster than those of the enterprises managed by a man during the period, the reduction of the inequality of the profits is more pronounced for the latter compared to the former. Secondly, regardless of the method of analysis, the differential of profits between micro-enterprises managed by men and those headed by a woman varies according to the distribution of the earnings of the enterprises. First, assuming that the returns of endowments of enterprises and individuals are similar between men and women, the estimation of the profit functions according to quantiles suggests, for example in 2005, that male earnings are higher 26.5 and 54.5 percent, respectively, for 50th and 95th percentiles. On the other hand, the approach of Blinder-Oaxaca – decomposition at the means of variables - and of Machado-Mata – decomposition quantile by quantile –, apprehending two sources of earnings at different points of the profit distribution – returns and endowments –, indicate that the differential of log of earnings between men and women increases with the level of percentiles. Such results support the appropriateness of the quantile regression model in the presence of a strong dispersion of the variable of interest. Thirdly, the approach of quantile regression reveals a significant variation in the contribution of endowments and returns according to percentiles. For example, for 2005, the differential of male and female earnings due to returns is 3.3 and 66.7 percent, respectively, for 10th and 95th percentiles. Conversely, one notes a sharp decline in the contribution of endowments in explaining the difference of the profits between men and women: 93.7 and 30.9 percent, respectively, for 10th and 95th percentiles. In this context, several analytical elements make it possible to apprehend the role of various parameters taken into account, both in terms of returns and endowments.

Mots-clés : Micro-entreprises ; Régressions quantiles ; Profits ; Genre ; Madagascar
Keywords : Micro-Enterprises; Quantile Regression; Profit; Gender; Madagascar
JEL classification : J01, J31, O17, O18

Sommaire

1.	Introduction.....	1
2.	Données et statistiques descriptives	2
1.	<i>Sources des données.</i>	2
2.	<i>Statistiques descriptives.....</i>	2
A.	Caractéristiques des travailleurs et des entreprises.....	3
B.	Distribution et évolution des profits.....	4
3.	Estimation de fonctions de profits.....	6
1.	<i>Méthode d'analyse : fonctions de profits et régressions quantiles.</i>	6
2.	<i>Déterminants des profits.</i>	8
A.	Analyse relative à l'ensemble des individus.	8
B.	Analyse selon le genre des micro-entrepreneurs.....	12
4.	Décomposition des sources des profits et genre.....	15
1.	<i>Méthodes d'analyse</i>	15
2.	<i>Sources des profits.</i>	16
A.	Décomposition Oaxaca-Blinder.....	16
B.	Décomposition Machado-Mata.....	19
5.	Conclusion.....	22
	<i>Références bibliographiques.</i>	24
	<i>Annexes.</i>	26

1. Introduction

Dans les pays en développement, l'« urbanisation » de la pauvreté et la « féminisation » des privations dans les villes semblent révéler une double dynamique associée au processus de Kuznets. En effet, la littérature met en évidence, non seulement une part croissante des pauvres vivant les agglomérations (Lachaud, 2006 ; Ravallion, Chen, Sangraula, 2007 ; Lachaud, 2006), mais également un processus générant un écart grandissant des niveaux de pauvreté urbaine dans le temps entre les femmes et les hommes (Medeiros, Costa, 2008 ; Lachaud, 2009a). Par exemple, dans les grands centres urbains de Madagascar en 2005, il a été observé que le différentiel du ratio de pauvreté régionale des chefs de ménage [femmes-hommes] croît de 0,81 points de pourcentage lorsque le taux d'urbanisation régionale augmente de 1 pour cent (Lachaud, 2009a). Dans ce contexte, le marché du travail étant l'un des mécanismes de transmission majeurs par lequel les bénéficiaires de la croissance peuvent profiter aux pauvres, de tels changements structurels quant à la composition des privations renforce l'idée d'une relation étroite entre le niveau de vie des ménages et l'accès à l'emploi en milieu urbain.

A cet égard, quelques éléments d'analyse, fondés sur la configuration dualiste du marché du travail urbain, semblent accréditer la thèse de l'interférence probable du fonctionnement de ce dernier sur le bien-être des familles en relation avec le genre. Ainsi, des études récentes mettent en relief la vulnérabilité croissante des emplois féminins des grands centres urbains de Madagascar. S'agissant de l'emploi salarié féminin, qui occupe environ trois femmes sur cinq, un déclin de la qualité des emplois salariés, affectant plus que proportionnellement les femmes, une croissance plus rapide du chômage urbain féminin, et des disparités croissantes selon le sexe du taux de sous-occupation globale, prenant en compte à la fois les chômeurs et les employés salariés, ont été observés au cours de la période 2001-2005 (Lachaud, 2006)¹. Par ailleurs, dans la mesure où près de 20 pour cent des hommes et des femmes employés exercent une activité à propre compte non agricole dans les grands centres urbains², la relation entre la féminisation de la pauvreté et l'emploi indépendant doit être questionnée. A cet égard, une recherche, fondée sur l'estimation de frontières stochastiques de profits, révèle au cours de la même période une dynamique des taux d'efficience économique défavorables aux femmes, comparativement aux hommes, ce qui signifie que la situation des micro-entreprises féminines s'est dégradée *relativement* aux micro-entreprises masculines (Lachaud, 2009b)³.

La présente recherche s'inscrit dans cette dernière perspective, et propose, en mobilisant les données des enquêtes prioritaires auprès des ménages de 2001 et 2005 de Madagascar, d'explorer les déterminants des profits des micro-entreprises urbaines selon le genre, en fonction de deux éléments d'analyse. D'une part, tout en reconnaissant que de nombreuses contraintes techniques et sociales, souvent défavorables aux femmes, affectent le processus de transformation de l'actif essentiel qu'est le travail en revenus et bien-être du ménage (Kabeer, 2008), l'étude met l'accent sur certains aspects du processus productif des micro-entreprises urbaines, susceptibles d'influencer le niveau de vie des familles, et tente d'expliquer le niveau et la dynamique des profits au cours de la période en tenant compte leur hétérogénéité. En d'autres termes, la dispersion des profits des micro-entreprises urbaines conduit à tester l'opportunité et la fécondité des *régressions quantiles*. D'autre part, l'étude suggère d'identifier les sources de divergence des profits des micro-entreprises selon le genre via un exercice de décomposition, ce qui implique l'identification des parts relatives de l'écart des gains dues, respectivement, aux caractéristiques des entreprises et des individus, et aux rendements de ces

¹ La part de l'emploi salarié féminin dans l'emploi total féminin est importante, tout en étant légèrement inférieure à celle des hommes – par exemple, en 2005, 60,8 et 70,3 pour cent, respectivement. Voir également Nordman, Rakotomanana, Robillard (2009).

² Moins de 10 pour cent dans les petites villes. Ainsi, en 2005 dans les grands centres urbains, le solde est constitué par les statuts d'aide familial – 18,3 et 7,1 pour cent, respectivement, pour les femmes et les hommes –, et d'exploitant agricole – 2,1 et 2,8 pour cent, respectivement, pour les femmes et les hommes.

³ On rappelle que le taux d'efficience économique mesure le profit de la *i*ème micro-entreprise relativement au profit qui pourrait être obtenu par une micro-entreprise totalement efficiente utilisant le même vecteur de facteurs de production. Par exemple, un taux calculé de 0,55 implique, qu'en moyenne, la micro-entreprise réalise 55 pour cent des profits possibles, comparativement à une autre unité de production pleinement efficiente ayant des valeurs des facteurs comparables. Il est à remarquer que le taux d'efficience économique est un peu plus élevé pour les micro-entreprises gérées par une femme, que celles qui ont un homme à leur tête, notamment en 2001.

dotations. Les sources des données et les statistiques descriptives sont présentées dans la section 2, tandis que la méthode d'analyse des régressions quantiles et les estimations des fonctions de profits sont exposées dans la section 3. La section 4 est consacrée à la décomposition des déterminants des profits selon le genre du chef d'entreprise.

2. Données et statistiques descriptives

1. Sources des données

L'étude est fondée sur les données des deux enquêtes prioritaires auprès des ménages (EPM) de 2001 et 2005. L'EPM de 2001, représentative selon les provinces et le milieu rural et urbain, a été réalisée auprès de 5 080 ménages au cours de la période de novembre-décembre 2001. L'EPM de 2005, effectuée entre septembre et novembre de la même année, concerne 11 780 ménages, et est représentative selon les 22 régions et les zones rurale et urbaine. Compte tenu de la configuration du questionnaire et de la méthodologie des enquêtes, les informations collectées par les deux investigations statistiques, notamment celles relatives aux entreprises non-agricoles, sont, a priori, relativement comparables. Toutefois, certaines informations collectées en 2005 semblent appréhendées de manière plus précise. Tel est le cas du capital des entreprises qui, contrairement à 2001, tient compte de la valeur des terrains et immeubles. Dans l'étude, les échantillons de 2001 et 2005 portent, respectivement, sur 23 171 et 54 995 personnes. Ces deux bases de données permettent d'appréhender, respectivement, 1 026 et 1 923 entreprises non-agricoles urbaines en 2001 et 2005. Dans le premier cas, 470 et 556 d'entre elles sont gérées, respectivement, par un homme et une femme, tandis que dans le second cas, la répartition selon le sexe est, respectivement, de 979 et 944 individus. Dans certains cas, plusieurs personnes sont déclarées comme s'occupant de la micro-entreprise, mais les informations du questionnaire permettent de les classer par ordre d'importance. Dans l'étude, la personne principale responsable est prise en compte. Le tableau 1, commenté ci-après, affiche les statistiques descriptives relatives aux estimations des fonctions de profits des micro-entreprises urbaines.

Dans ce contexte, il est à souligner que l'objet de la recherche n'est pas d'expliquer les déterminants des profits de l'univers du secteur informel, mais de tenter de mettre en évidence le différentiel selon le sexe du fonctionnement des entreprises non-agricoles urbaines, quelle que soit la nature du système productif auxquelles elles sont susceptibles d'être rattachées. En effet, le manuel de l'enquêteur de l'Institut national de la statistique précise qu'une « entreprise non-agricole n'a pas besoin d'être une grande entreprise formelle. Elle peut être un petit commerce (épicerie), un atelier de menuiserie ou de forge, la mise en location d'une voiture comme taxi, la transformation de produits agricoles (fitotoam-bary), une activité dans l'artisanat...Des questions permettent d'établir si l'entreprise appartient au secteur moderne structuré (enregistrement à l'INSTAT, relation avec les établissements bancaires ou de crédit, emploi selon les règlements sociaux, etc.) ou si l'entreprise appartient au secteur informel » (INSTAT, 2005, p.30). Bien que la plupart des entreprises non-agricoles urbaines appartiennent au secteur informel, l'étude suggère qu'il est plus opportun de considérer que les systèmes productifs urbains constituent un continuum d'activités dont la segmentation est la plupart du temps relativement incertaine (Masakure, Cranfield, Henson, 2008 ; Henley, Arabsheibani, Carneiro, 2009). Compte tenu de l'environnement économique des villes malgaches, le terme de « micro-entreprise » est préféré.

2. Statistiques descriptives

Préalablement à l'estimation des fonctions de profits, quelques statistiques descriptives relatives aux travailleurs, aux entreprises et à la distribution des profits au cours de la période 2001-2005, selon le sexe de celui qui gère la micro-entreprise, sont présentées.

Tableau 1 : Caractéristiques des travailleurs des micro-entreprises et des unités de production urbaines selon le genre – Madagascar 2001-2005

Paramètre	Ensemble				Hommes				Femmes			
	2001		2005		2001		2005		2001		2005	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
Entreprise												
Profits ¹	205,423	1010,660	1251,570	2169,350	280,202	1386,180	1544,050	2612,790	139,342	467,871	905,977	1408,860
Capital ²	319,329	1916,31	319,147	1607,48	538,517	2699,40	493,139	2050,50	125,634	637,059	113,563	770,660
Emploi ³	1,609	1,987	1,448	0,913	1,896	2,659	1,564	0,979	1,356	1,031	1,312	0,809
Durée d'activité (années)	6,374	9,425	6,189	7,412	6,097	7,459	6,343	7,598	6,618	10,872	6,008	7,187
Tenue d'une comptabilité ⁴	-	-	0,255	0,436	-	-	0,292	0,454	-	-	0,212	0,409
Disponibilité numéro statistique	0,196	0,397	0,168	0,374	0,268	0,443	0,187	0,390	0,133	0,340	0,144	0,352
Branche d'activité												
Agriculture ⁵	0,117	0,321	0,008	0,091	0,133	0,340	0,012	0,112	0,102	0,303	0,003	0,057
Industrie	0,221	0,415	0,092	0,289	0,217	0,412	0,153	0,360	0,224	0,417	0,020	0,141
Commerce/services	0,661	0,473	0,899	0,301	0,648	0,477	0,833	0,372	0,673	0,469	0,976	0,152
Province												
Antananrivo	0,381	0,486	0,450	0,497	0,451	0,498	0,493	0,500	0,320	0,467	0,400	0,490
Fianarantsoa	0,173	0,379	0,163	0,370	0,145	0,353	0,149	0,357	0,198	0,399	0,180	0,384
Toamasina	0,104	0,305	0,102	0,302	0,083	0,276	0,092	0,289	0,122	0,328	0,114	0,317
Mahajanga	0,139	0,347	0,128	0,334	0,124	0,330	0,134	0,340	0,153	0,361	0,121	0,327
Toliara	0,144	0,351	0,117	0,321	0,152	0,360	0,096	0,295	0,136	0,344	0,141	0,348
Antsiranana	0,055	0,229	0,037	0,190	0,042	0,202	0,033	0,180	0,067	0,250	0,042	0,200
Grand centre urbain⁵	0,544	0,498	0,500	0,500	0,570	0,495	0,551	0,497	0,521	0,499	0,439	0,496
Entrepreneur												
Sexe ⁶	0,469	0,499	0,541	0,498	-	-	-	-	-	-	-	-
Chef de ménage	0,604	0,489	0,690	0,462	0,870	0,335	0,931	0,252	0,369	0,483	0,406	0,491
Age (années)	37,7	12,3	39,1	12,6	37,4	11,8	38,9	12,3	37,9	12,6	39,2	13,0
Education												
Sans instruction	0,125	0,331	0,146	0,353	0,077	0,267	0,113	0,317	0,167	0,374	0,185	0,389
Primaire	0,332	0,471	0,463	0,498	0,320	0,467	0,451	0,497	0,342	0,475	0,477	0,499
Secondaire ⁷	0,542	0,498	0,326	0,469	0,602	0,489	0,351	0,477	0,489	0,500	0,296	0,456
Supérieur	-	-	0,063	0,243	-	-	0,082	0,275	-	-	0,040	0,198
N	1 026		1923		470		979		556		944	

(1) Milliers d'ariary pour les 12 derniers mois, déflatés par un indice régional des prix -, c'est-à-dire la différence entre, d'une part, le chiffre d'affaires, et, d'autre part, la somme des achats pour revente, les consommations intermédiaires, les salaires versés, et les impôts indirects ; (2) Milliers d'ariary en valeurs réelles - déflaté par un indice régional des prix -, et évalué aux prix du marché ; (3) Nombre de personnes travaillant habituellement dans l'entreprise au cours des 12 derniers mois, homogénéisé en considérant que la main-d'oeuvre salariée - y compris l'entrepreneur et les associés - est deux fois plus productive que la main-d'oeuvre non salariée - apprentis et aides familiaux ; (4) Comptabilité simple ou d'entreprise (sauf pour 2001, l'information n'étant pas renseignée) ; (5) Capitale des provinces ; (6) Masculin ; (7) Y compris le supérieur pour 2001 ; (8) En principe, il s'agit d'entreprises non-agricoles, mais quelques activités primaires comme la pêche ou l'élevage ont été prises en compte.

Source : EPM 2001 et 2005.

A. Caractéristiques des travailleurs et des entreprises

Le tableau 1 affiche quelques statistiques descriptives relatives aux travailleurs et aux micro-entreprises des centres urbains de Madagascar, et appelle plusieurs commentaires.

Premièrement, s'agissant des caractéristiques des travailleurs, on observe que la part des hommes à la tête des micro-entreprises est un peu plus élevée que celles des femmes en 2005 - 54,1 pour cent -, contrairement à 2001 - 46,9 pour cent. Cette évolution s'explique probablement, en partie, par les changements relatifs à l'échantillonnage entre les deux dates, et, en partie, par le fait que l'expansion de l'emploi dans les zones franches sur la période 1997-2002 a favorisé des emplois féminins mieux rémunérés que dans le secteur informel, impliquant une mobilité de la main-d'oeuvre féminine de ce dernier vers le secteur moderne (Glick, Roubaud, 2004). En fait, le tableau 1 montre une différenciation majeure de l'emploi à propre compte par rapport au statut des individus dans les ménages. En 2005, les hommes qui gèrent les micro-entreprises urbaines sont dans 93,1 pour cent des cas des chefs de ménage, alors que seulement 40,6 pour cent des femmes chefs d'entreprise ont ce statut dans le ménage. Un tel constat, relativement indépendant de l'âge des individus ou de la durée d'activité, suggère qu'une forte proportion de micro-entreprises gérées par les femmes ont pour principale vocation l'apport d'un complément de gains au sein des familles. D'ailleurs, le tableau 1 indique que, quelle que soit l'année considérée, le niveau des profits, du capital et de l'emploi est considérablement plus élevé dans les micro-entreprises masculines que féminines. Dans ce contexte, en moyenne, les femmes à la tête des micro-entreprises ont un niveau d'instruction plus faible que les hommes. En effet, le tableau 1 montre, par exemple, qu'en 2005 seulement un tiers des femmes avaient

un niveau d'instruction égal ou supérieur au cycle secondaire, contre 43,3 pour cent des hommes. Ce différentiel d'instruction selon le sexe prévalait aussi en 2001, mais, curieusement, on observe que, d'une manière générale, le niveau d'éducation des individus est plus faible en 2005 qu'en 2001⁴. Les éléments d'analyse disponibles ne permettent pas d'expliquer une telle évolution.

Deuxièmement, les caractéristiques des micro-entreprises gérées par les femmes et les hommes divergent considérablement. Tout d'abord, comme cela a été précédemment évoqué, quelle que soit l'année considérée, le montant des profits, et les niveaux du capital et de l'emploi sont beaucoup plus élevés dans les micro-entreprises masculines que dans celles qui sont gérées par une femme. Par exemple, en 2005, les ratios entre les hommes et les femmes en termes de profits annuels générés, et de capital et d'emploi mobilisés sont, respectivement, de 1,7, 4,3 et 1,2. Ensuite, la « formalisation » des micro-entreprises apparaît un peu plus répandue dans celles qui sont gérées par un homme. Ainsi, en 2005, 29,2 pour cent des unités de production masculines tenaient une comptabilité simple ou d'entreprise, contre seulement 21,2 pour cent pour les femmes. De même, 18,7 et 14,4 pour cent, respectivement, des micro-entreprises masculines et féminines disposaient d'un numéro statistique attestant une inscription à la Direction régionale de l'INSTAT. Enfin, l'activité des micro-entreprises gérées par un homme est un plus diversifiée, comparativement à ce qui prévaut pour les entreprises féminines. A cet égard, on observe qu'en 2005, 97,6 pour cent de ces dernières avaient une activité dans le commerce ou les services, contre 83,3 pour cent pour les premières. En d'autres termes, la présence des micro-entreprises dans l'industrie ne concerne quasiment que les hommes – 15,3 pour cent –, le rôle de l'agriculture étant très marginal pour des raisons évidentes. Corrélativement, en 2005, la présence des micro-entreprises masculines prévaut davantage dans les grands centres urbains – 55,1 pour cent –, notamment dans la province d'Antananarivo, comparativement à celles qui ont une femme à leur tête – 43,9 pour cent. En définitive, ces quelques éléments d'analyse tendent à mettre en évidence la dualité des systèmes productifs selon le genre, le rôle des micro-entreprises ayant à leur tête une femme étant probablement beaucoup plus résiduel en termes d'apport de revenus au sein du ménage.

B. Distribution et évolution des profits

Malgré les incertitudes inhérentes à l'évaluation des profits du secteur informel dans les pays en développement, en général, et à Madagascar, en particulier, il est possible de présenter quelques éléments relatifs à la distribution des gains annuels et à leur évolution au cours de la période 2001-2005.

En premier lieu, le tableau 2 montre que l'inégalité des profits des micro-entreprises urbaines était plus forte en 2001 qu'en 2005, et que cette réduction des disparités concerne à la fois celles qui sont gérées par un homme et une femme. Néanmoins, la diminution de l'inégalité des profits est plus prononcée pour les micro-entreprises masculines, comparativement aux unités de production féminines. Ainsi, au cours de la période, le coefficient de Gini des profits est passé de 0,737 à 0,538 pour les premières, et de 0,711 à 0,586 pour les secondes. L'examen des rapports entre les moyennes et les écarts types, ainsi que les ratios des percentiles, confirment cette évolution. Par exemple, entre 2001 et 2005, les ratios des percentiles P90/P10 et P90/P50 ont augmenté pour les entreprises féminines et diminué pour les unités de production masculines. La figure 1 reproduit les fonctions de densité kernel du log des profits pour les deux années selon le sexe du chef d'entreprise⁵. Elles montrent également la plus grande dispersion des profits pour les unités gérées par les femmes en 2005, alors que pour les hommes la distribution est caractérisée par une fonction de densité plus élevée autour du mode.

En deuxième lieu, le tableau 3 affiche les taux de croissance des profits annuels réels et appelle plusieurs commentaires⁶. Tout d'abord, on note que la variation annuelle des profits des micro-entreprises est assez élevée – 40,9 pour cent –, un résultat susceptible de questionner la validité réelle

⁴ Par exemple, en 2001, 60,2 et 48,9 pour cent, respectivement, des hommes et des femmes avaient le niveau d'instruction secondaire et plus. Or, en 2005, les pourcentages sont, respectivement, de 43,3 et 33,6 pour cent.

⁵ Les fonctions de densité sont obtenues avec les fonctions kernel Epanechnikov (Greene, 2007).

⁶ Il est à noter que les informations disponibles ne permettent pas d'affirmer que les données relatives aux profits des deux années soient exactement comparables, bien que la structure du questionnaire n'ait pas changé.

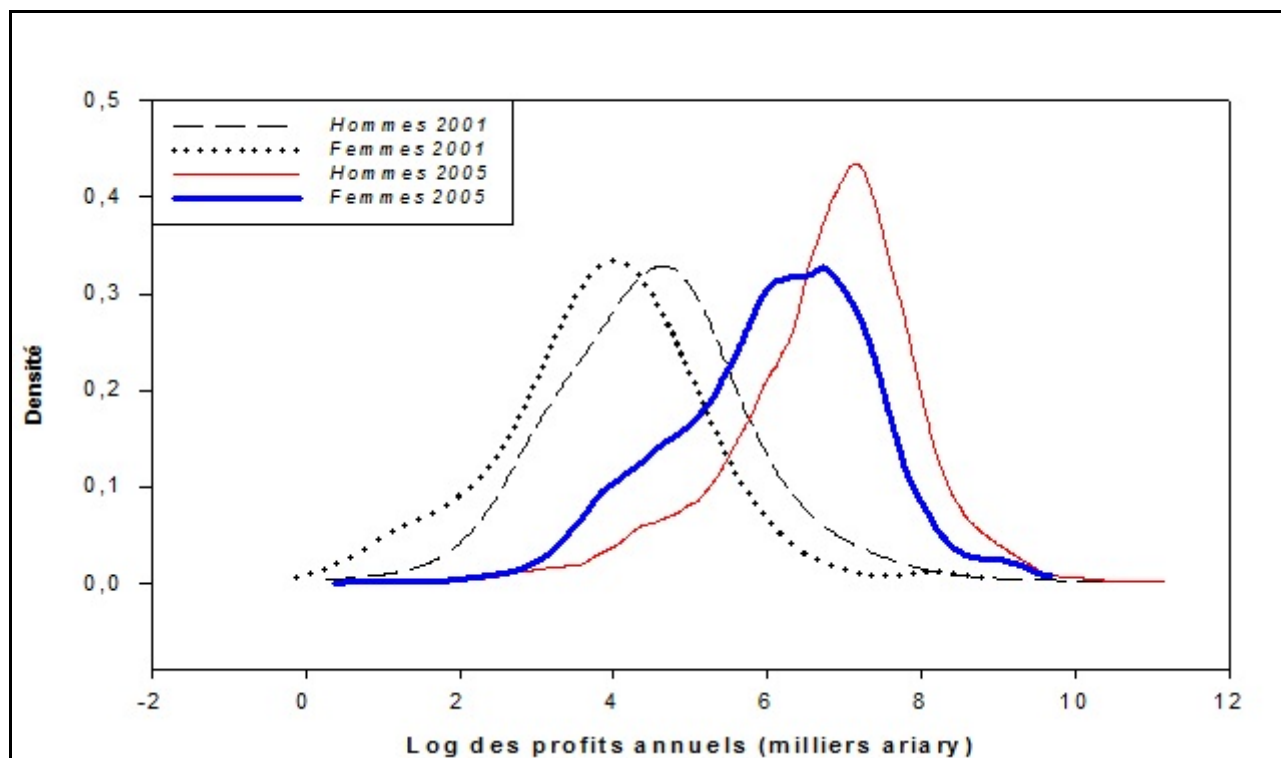


Figure 1 : Fonctions de densité kernel du log des profits des micro-entreprises urbaines selon le genre – Madagascar 2001-2005

Tableau 2 : Distribution des profits annuels des micro-entreprises urbaines selon le genre – milliers d’ariary, sauf indication contraire – Madagascar 2001-2005

Paramètre	Ensemble		Hommes		Femmes	
	2001	2005	2001	2005	2001	2005
Variable						
Moyenne¹ (écart type)	205,4 (1010,7)	1251,6 (2169,3)	280,2 (1386,2)	1544,0 (493,1)	139,3 (467,9)	905,9 (1408,9)
Percentiles^{1,2}						
5ème	6,5	57,8	14,0	83,1	4,5	44,7
10ème	13,5	103,9	21,1	170,8	8,9	70,3
25ème	30,2	304,4	40,5	460,0	24,6	187,3
50ème	67,5	778,8	93,1	1017,8	51,0	506,0
75ème	140,0	1429,9	179,9	1788,3	99,6	1101,9
90ème	294,5	2459,3	397,4	2999,6	183,6	1939,9
95ème	512,1	3676,6	788,0	4342,9	350,6	2776,8
Gini	0,739	0,570	0,737	0,538	0,711	0,586
P95/P5	78,9	63,6	56,3	52,3	77,9	62,1
P90/P10	21,8	23,7	18,8	17,6	20,6	27,6
P90/P50	4,4	3,2	4,3	2,9	3,6	3,8
P50/P10	5,0	7,5	4,4	6,0	5,7	7,2
P75/P25	4,6	4,7	4,4	3,9	4,0	5,9
N	1 026	1 923	470	979	556	944

(1) Milliers d’ariary pour les 12 derniers mois, déflatés par un indice régional des prix –, c’est-à-dire la différence entre, d’une part, le chiffre d’affaires, et, d’autre part, la somme des achats pour revente, les consommations intermédiaires, les salaires versés, et les impôts indirects ; (2) Valeur en dessous de laquelle le pourcentage de cas spécifié se situe.

Source : EPM 2001 et 2005.

des comparaisons entre les deux dates. Quoi qu’il en soit, on observe que les gains des micro-entreprises féminines ont progressé un peu plus rapidement que celles des entreprises dirigées par un homme – 43,2 et 37,4 pour cent, respectivement. Par ailleurs, la colonne « ratio hommes/femmes » indique que les profits annuels des entreprises masculines ont augmenté plus rapidement que ceux de leurs homologues féminines dans les quantiles les plus bas, et inversement pour les quantiles les plus hauts de la distribution⁷.

⁷ Ainsi, en ce qui concerne le 25^{ème} percentile, les taux de croissance annuels des profits entre 2001 et 2005 sont de 64,7 à 49,0 pour cent, respectivement, pour les entreprises masculines et féminines.

Tableau 3 : Taux de croissance des profits annuels des micro-entreprises urbaines selon le genre et les quantiles – Madagascar 2001-2005

Paramètre	2001	2005 - nominal	2005 - réel ²	Variation 2005/2001		
				Percentiles - période (%)	Percentiles - annuel (%)	Ratio hommes /femmes ³
Percentiles - ensemble des profits¹						
5ème	6,5	57,8	37,4	475,7	54,9	-
10ème	13,5	103,9	67,3	398,2	49,4	-
25ème	30,2	304,4	197,1	552,5	59,8	-
50ème	67,5	778,8	504,2	646,9	65,3	-
75ème	140,0	1429,9	925,7	561,2	60,4	-
90ème	294,5	2459,3	1592,1	440,6	52,5	-
95ème	512,1	3676,6	2380,1	364,8	46,8	-
Moyenne	205,4	1251,6	810,3	294,5	40,9	-
Percentiles - profits des hommes¹						
5ème	14,0	83,1	53,8	284,3	40,0	0,523
10ème	21,1	170,8	110,6	424,0	51,3	1,030
25ème	40,5	460,0	297,8	635,3	64,7	1,617
50ème	93,1	1017,8	658,9	607,7	63,1	1,121
75ème	179,9	1788,3	1157,7	543,5	59,3	0,882
90ème	397,4	2999,6	1941,9	388,6	48,7	0,665
95ème	788,0	4342,9	2811,5	256,8	37,4	0,622
Moyenne	280,2	1544,0	999,5	256,7	37,4	0,800
Percentiles - profits des femmes¹						
5ème	4,5	44,7	28,9	543,1	59,2	-
10ème	8,9	70,3	45,5	411,4	50,4	-
25ème	24,6	187,3	121,3	392,9	49,0	-
50ème	51,0	506,0	327,6	542,3	59,2	-
75ème	99,6	1101,9	713,3	616,2	63,6	-
90ème	183,6	1939,9	1255,8	584,0	61,7	-
95ème	350,6	2776,8	1797,6	412,7	50,5	-
Moyenne	139,3	905,9	586,4	321,0	43,2	-

(1) Milliers d'ariary pour les 12 derniers mois, déflatés par un indice régional des prix -, c'est-à-dire la différence entre, d'une part, le chiffre d'affaires, et, d'autre part, la somme des achats pour revente, les consommations intermédiaires, les salaires versés, et les impôts indirects ; (2) Aux prix de 2001 - déflaté par l'indice général des prix ; (3) Pour un quantile donné, rapport entre le taux de variation des profits des hommes et le taux de variation des profits des femmes sur la période.

Source : EPM 2001 et 2005 ; tableau 1.

3. Estimation des fonctions de profits

1. Méthode d'analyse : fonctions de profits et régressions quantiles

L'appréhension des déterminants des profits des micro-entreprises urbaines est fonction de la nature des informations disponibles, ainsi que de la forme du modèle utilisé. Dans l'étude, les données relatives aux enquêtes auprès des ménages de Madagascar de 2001 et 2005 réduisent probablement la portée d'une telle analyse, comparativement à celles des enquêtes de type 1-2-3⁸. En effet, d'une part, la qualité des informations relatives aux profits et au capital est assez incertaine. D'autre part, la précarité de données inhérentes à l'accumulation du capital et au mode de gestion des micro-entreprises affaiblit, dans une certaine mesure, la validité des résultats obtenus⁹. En ce qui concerne le second élément, diverses tentatives ont montré qu'une spécification de la fonction de profits de type Cobb-Douglas donnait, a priori, les meilleurs résultats (Lachaud, 1995). De ce fait, la présente étude a estimé le modèle suivant [1]¹⁰ :

$$P_i = a K_i^\alpha L_i^\beta g(X_i) \varepsilon_i \quad [1]$$

où : P_i , K_i , L_i et X_i représentent, respectivement, les profits, la valeur du stock de capital, le travail utilisé et un ensemble de paramètres inhérents à l'entreprise ou à l'entrepreneur i ($i=1$ à n). Le terme aléatoire ε_i capture tous les déterminants des profits non pris en compte par les autres variables. Sous forme linéarisée, l'équation [1] peut s'écrire selon [2] :

⁸ Voir l'étude récente de Rakotomanana (2010).

⁹ La prise en compte de l'accumulation du capital varie selon les enquêtes. L'étude de House (1984) prend en compte l'accumulation du capital des entreprises du secteur informel à Nairobi.

¹⁰ Un modèle linéaire différent a déjà été utilisé pour la Côte d'Ivoire. Voir Vijverberg (1988).

$$\pi_i = c + \alpha k_i + \beta l_i + \gamma x_{i1} + \dots + \delta x_{im} + \eta_i \tag{2}$$

Dans l'équation [2], δ_i , k_i et l_i représentent le logarithme naturel, respectivement, des profits P_i , de la valeur du stock de capital utilisé K_i et de l'emploi total L_i de l'entreprise i . Les autres variables relatives à x_m prennent en considération plusieurs paramètres ci-après explicités. En fait, le modèle utilisé dans la présente étude suppose que toutes les entreprises ont la même fonction de production, qu'elles font face aux mêmes prix du marché des produits et des facteurs, et qu'elles maximisent, instantanément et parfaitement, leurs profits.

En principe, l'équation [2] est estimée par les moindres carrés ordinaires, à la fois pour les hommes et les femmes du milieu urbain, et les tests de Chow vérifient la stabilité des coefficients de régression. Dans ce contexte, les coefficients α et β représentent les élasticités, respectivement, du travail et du capital, et permettent de calculer la productivité marginale des facteurs, toutes choses égales par ailleurs¹¹. En réalité, cette approche produit des résultats acceptables lorsque la dispersion de la variable dépendante est assez faible. Or, les informations affichées aux tableaux 2 et 3 tendent à montrer que les profits des micro-entreprises urbaines sont relativement dispersés, bien que l'inégalité ait diminué au cours de la période. Dans ce contexte, l'estimation des fonctions de profits par les régressions quantiles peut se justifier, afin de tenir compte de l'hétérogénéité des gains des unités de production. De ce fait, l'équation [2] s'écrit selon le modèle de régression quantile [3].

$$Q^\theta(\pi_i|z_i) = c + \alpha^\theta k_i + \beta^\theta l_i + \gamma^\theta x_{i1} + \dots + \delta^\theta x_{im} + \eta_i^\theta \tag{3}$$

Dans l'équation [3], $\theta - 0 < \theta < 1$ est le $\theta^{\text{ème}}$ quantile de la distribution δ_i , z_i résume le vecteur des variables indépendantes $k_i \dots x_{im}$, et η_i^θ est le terme aléatoire inconnu. En faisant varier θ de 0 à 1, on obtient la distribution conditionnelle totale de δ_i compte tenu de z_i . En principe, un coefficient de régression donné, noté $\delta_{\theta s}$, associé avec la $\theta^{\text{ème}}$ variable indépendante du vecteur z_i , dénommée z_{is} , peut être interprété comme le changement de δ_i inhérent à son $\theta^{\text{ème}}$ quantile en fonction de la variation marginale de z_{is} ¹². La régression quantile, introduite par Koenker et Bassett (1978), incorpore plusieurs caractéristiques intéressantes (Buchinski, 1998 ; Koenker, Hallock, 2001 ; Koenker, 2005 ; Angrist, Pischke, 2009). Tout d'abord, alors que l'estimation par les moindres carrés ordinaires est obtenue à l'aide d'hypothèses restrictives¹³, lorsque la distribution des erreurs s'écarte de la loi normale, l'approche par la régression quantile est plus efficace. Ensuite, puisque la régression quantile est générée en minimisant une somme pondérée de déviations absolues, les paramètres obtenus sont moins sensibles aux valeurs extrêmes et à l'étalement de la distribution des données¹⁴. Enfin, il importe de souligner que, pour chaque quantile, toutes les observations de l'échantillon sont utilisées, ce qui différencie l'approche du cas où la variable dépendante est segmentée.

¹¹ Par exemple, la productivité marginale du travail est : $P_{ml} = \hat{a}(\hat{Y}/\hat{L})$, si \hat{Y} et \hat{L} représentent, respectivement, la moyenne géométrique du profit et du travail. De même, la productivité marginale du capital est : $P_{mk} = \hat{a}(\hat{Y}/\hat{S})$, si \hat{S} représente la moyenne géométrique du capital. Néanmoins, l'évaluation des produits marginaux des facteurs est soumise à deux contraintes. D'une part, la conclusion que l'on peut porter sur l'ampleur des produits marginaux – en particulier sur le travail – des facteurs actuellement utilisés, n'est valable que sous l'hypothèse de l'égalité entre les montants des facteurs utilisés et requis. D'autre part, bien que la différence de qualité du travail soit ajustée, il n'est pas certain que le type d'ajustement réalisé prend en considération toutes les différences possibles quant à la qualité du travail.

¹² Néanmoins, la variation de z_{is} peut induire une mobilité de δ_i vers un autre quantile, ce qui justifie l'utilisation de données de panel.

¹³ Notamment, l'indépendance et la distribution normale des erreurs. L'estimation du vecteur des paramètres z^θ est obtenue par la minimisation d'une somme pondérée des erreurs absolues, soit :

$$\min_{\lambda, \theta} \left(\sum_{i: \pi_i \geq z'_i \lambda} \theta [\pi_i - z'_i \lambda] + \sum_{i: \pi_i < z'_i \lambda} (1 - \theta) [\pi_i - z'_i \lambda] \right) = \min_{\lambda, \theta} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(\eta_{\theta i})$$

où $\tilde{\eta}_\theta(\zeta_{\theta i})$ est une fonction de correction définie comme $\tilde{\eta}_\theta(\zeta_{\theta i}) = \zeta_{\theta i}$ si $\zeta_{\theta i} \geq 0$ ou $\tilde{\eta}_\theta(\zeta_{\theta i}) = (\theta - 1)\zeta_{\theta i}$ si $\zeta_{\theta i} < 0$. Si le résidu est négatif, il est pondéré par $(\theta - 1)$, et par θ s'il est positif.

¹⁴ En d'autres termes, le risque d'hétéroscédasticité est moindre pour les résidus.

Sur un plan pratique, les équations ont été estimées séparément pour chaque quantile à l'aide de LIMDEP. Par ailleurs, les écarts types des coefficients sont estimés par la technique de « bootstrap », en choisissant 200 réplifications (Greene, 2007). Notons également que différentes statistiques de Wald ont été générées, notamment pour tester l'égalité des coefficients à travers les quantiles et les vecteurs des variables pour des couples de régressions inter-quantiles.

Ainsi, les données des enquêtes auprès des ménages de 2001 et 2005 permettent de prendre en compte les informations suivantes. Tout d'abord, indiquons que ces dernières sont relatives au module des « entreprises non-agricoles », lorsqu'un membre du ménage s'est déclaré responsable de l'une d'entre elles. Par ailleurs, seules les entreprises non-agricoles urbaines constituent l'objet de la présente recherche. Dans ces conditions, les micro-entreprises urbaines ne recourent pas totalement l'univers du secteur informel, et aucune tentative n'a été faite en ce sens¹⁵. Les profits correspondent au montant du revenu généré par l'entreprise durant les 12 derniers mois. Ce dernier a été directement évalué au niveau du questionnaire¹⁶, et déflaté ensuite par un indice régional des prix. Les équipements se réfèrent à la valeur du stock de capital au prix du marché. De ce fait, on suppose que les services du capital utilisés dans le processus de production sont proportionnels au stock de capital disponible. Il est à remarquer que l'estimation des actifs physiques est plus précise pour 2005, puisque la valeur des équipements est obtenue en faisant la somme des équipements en début d'activité, des investissements au cours des 12 derniers mois, d'autres équipements non encore pris en compte, et de la valeur des terrains – moins ceux qui ont été vendus¹⁷. Or, pour 2001, on ne dispose que d'une information relative à la « valeur totale actuelle des équipements de l'entreprise »¹⁸. En ce qui concerne l'emploi, il s'agit du nombre de personnes travaillant habituellement dans l'entreprise au cours des 12 derniers mois, homogénéisé en considérant que la main-d'œuvre salariée – y compris l'entrepreneur et les associés – est deux fois plus productive que la main-d'œuvre non salariée – apprentis et aides familiaux. Les variables inhérentes à x_m concernent deux paramètres. D'une part, l'entreprise : (i) durée d'activité, ajustée en fonction de la date de création de l'entreprise ; (ii) tenue d'une comptabilité simple ou d'entreprise – sauf pour 2001, l'information n'étant pas renseignée ; (iii) disponibilité d'un numéro statistique ; (iv) branche d'activité regroupée selon l'agriculture, l'industrie, et le commerce et les services ; (v) localisation provinciale ; (vi) situation selon l'importance des centres urbains. D'autre part, le responsable de l'entreprise est appréhendé selon le sexe, l'âge, la situation par rapport au chef de ménage et le niveau d'instruction.

2. Déterminants des profits

Les résultats seront successivement présentés pour l'ensemble de l'échantillon et selon le sexe du chef des micro-entreprises.

A. Analyse relative à ensemble des individus

L'analyse des régressions quantiles inhérentes aux deux années pour l'ensemble des micro-entreprises appelle plusieurs commentaires.

En premier lieu, le tableau 4 présente les tests de Wald relatifs à l'égalité des coefficients selon les différents quantiles – $\hat{\alpha}_5 = \hat{\alpha}_{10} = \hat{\alpha}_{25} = \hat{\alpha}_{50} = \hat{\alpha}_{75} = \hat{\alpha}_{90} = \hat{\alpha}_{95}$ – pour les deux années¹⁹. On observe

¹⁵ Une étude récente sur le Brésil a tenté de rendre plus opérationnelle la mesure du secteur informel (Henley, Arabsheibani, Carneiro, 2009).

¹⁶ En 2001 et 2005, le revenu annuel a été évalué par différence entre, d'une part, le chiffre d'affaires (recettes des ventes au comptant ou à crédit), et, d'autre part, la somme des achats pour revente, les consommations intermédiaires, les salaires versés et les impôts indirects. Les valeurs de 2001, en FMG, ont été converties en milliers d'ariary.

¹⁷ Par contre, des incertitudes dans les données suggèrent de ne pas prendre en compte les aides financières et les matériels et véhicules cédés au cours des 12 derniers mois.

¹⁸ Il s'agit de la question S6Q22.

¹⁹ Le tableau A1, en annexes, affiche les statistiques de Wald relatives aux coefficients des vecteurs de l'ensemble des variables des régressions inter-quantiles de la totalité des micro-entreprises urbaines.

Tableau 4 : Tests de Wald relatifs à l'égalité des coefficients des variables selon les différents quantiles de l'ensemble des micro-entreprises urbaines – Madagascar 2001-2005¹

Paramètre	2001		2005	
	F	p ²	F	p ²
Entreprise				
Log du capital ³	0,65	0,687	1,12	0,346
Log du travail ⁴	0,72	0,631	1,49	0,179
Durée d'activité				
Durée (années)	1,54	0,162	0,85	0,527
(Durée) ² /100	0,84	0,539	0,89	0,508
Comptabilité⁵				
Disp. num. statistique ⁶	4,50	0,000**	0,76	0,729
Branche d'activité⁷				
Industrie	0,85	0,532	0,47	0,834
Commerce/services	0,78	0,585	1,36	0,229
Province⁸				
Fianarantsoa	1,83	0,090*	5,99	0,000**
Toamasina	1,64	0,132	0,77	0,590
Mahajanga	2,33	0,031**	1,45	0,192
Toliara	1,83	0,090*	1,31	0,248
Antsiranana	3,10	0,005*	1,98	0,064*
Grand centre urbain	2,37	0,028**	0,43	0,861
Entrepreneur				
Sexe				
Chef de ménage	2,13	0,047**	2,06	0,055*
Age	1,77	0,101	1,82	0,091*
Age				
Age (années)	0,65	0,689	0,92	0,481
(Age) ² /100	0,57	0,751	0,84	0,538
Education⁹				
Primaire	0,65	0,687	0,63	0,708
Secondaire	0,79	0,579	0,75	0,612
Supérieur	-	-	0,71	0,641

(1) Pour chaque variable du modèle, l'hypothèse suivante est testée : H0 : $\hat{\alpha}_5 = \hat{\alpha}_{10} = \hat{\alpha}_{25} = \hat{\alpha}_{50} = \hat{\alpha}_{75} = \hat{\alpha}_{90} = \hat{\alpha}_{95}$; (2) Prob > F. Les valeurs de p sont fondées sur la « méthode delta » qui est appropriée pour les grands échantillons.

Note : ** = significatif à 5 pour cent au moins ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EPM 2001 et 2005.

Tableau 5 : Statistiques de Wald relatives aux comparaison inter-quantiles de la variable inhérente au genre pour l'ensemble des micro-entreprises urbaines – Madagascar 2001-2005¹

Paramètre	Quantiles θ											
	10ème		25ème		50ème		75ème		90ème		95ème	
	t ¹	p ²	t ¹	p ²	t ¹	p ²	t ¹	p ²	t ¹	p ²	t ¹	p ²
2001												
5ème	0,00	0,981	2,02	0,160	4,25	0,039**	3,15	0,076*	0,20	0,651	0,00	0,982
10ème	-	-	3,80	0,051*	6,95	0,08**	3,94	0,047**	0,22	0,638	0,00	0,969
25ème	-	-	-	-	1,56	0,211	0,32	0,572	0,78	0,379	1,85	0,174
50ème	-	-	-	-	-	-	0,16	0,690	2,64	0,104	4,49	0,034**
75ème	-	-	-	-	-	-	-	-	2,37	0,124	3,42	0,064*
90ème	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,53	0,465
2005												
5ème	5,36	0,021**	1,55	0,214	4,00	0,046**	4,96	0,026**	5,04	0,025**	6,41	0,011**
10ème	-	-	0,57	0,449	0,05	0,822	0,43	0,514	0,42	0,519	1,25	0,264
25ème	-	-	-	-	2,17	0,141	3,88	0,049**	3,66	0,056*	5,38	0,020**
50ème	-	-	-	-	-	-	1,01	0,316	0,72	0,397	1,88	0,171
75ème	-	-	-	-	-	-	-	-	0,00	0,971	0,75	0,385
90ème	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,53	0,216

(1) Statistique des Wald ; (2) Probabilité du Chi².

Note : ** = significatif à 5 pour cent au moins ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EPM 2001 et 2005.

que parmi les paramètres considérés, la différence entre les quantiles n'est statistiquement significative que pour le sexe, le statut de chef de ménage, la disponibilité d'un numéro statistique – uniquement pour 2001 – et localisation géographique. Cela signifie que pour les autres paramètres – capital, travail, durée d'activité, existence d'une comptabilité, branche d'activité, âge et instruction du chef d'entreprise – les estimations économétriques vérifient l'homogénéité des coefficients à travers les différents quantiles. On notera que selon les informations du tableau 4, les différences entre les quantiles sont les plus importantes pour la variable inhérente au sexe du chef de la micro-entreprise urbaine. Dans

Tableau 6 : Coefficients des régressions des déterminants du log des profits de l'ensemble des micro-entreprises urbaines à la moyenne et selon différents quantiles – Madagascar 2001¹

Paramètre	MCO ¹⁰		Quantiles 0													
			5ème		10ème		25ème		50ème		75ème		90ème		95ème	
	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²
Constante	2,957	9,464**	-0,157	-0,204	1,042	1,460	2,385	4,361**	3,242	8,514**	3,977	10,763**	4,651	7,492**	5,363	7,295**
Entreprise																
Log du capital ³	0,028	5,468**	0,043	3,297**	0,040	3,936**	0,035	5,153**	0,024	4,014**	0,024	4,334**	0,027	2,968**	0,031	2,999**
Log du travail ⁴	0,507	6,731**	0,321	1,183	0,463	2,827**	0,591	5,475**	0,557	5,939**	0,651	5,659**	0,698	4,581**	0,548	4,084**
Durée d'activité																
Durée (années)	0,003	0,522	0,022	1,087	-0,002	-0,165	0,001	0,119	-0,000	-0,074	0,008	0,878	-0,012	-0,939	-0,010	-0,700
(Durée) ² /100	0,005	0,698	-0,010	-0,363	0,014	0,781	0,008	0,477	0,008	0,479	-0,002	-0,147	0,009	0,614	0,004	0,155
Comptabilité⁵																
Disp. num. statistique ⁶	0,756	7,526**	0,600	2,467**	0,755	3,282**	0,406	3,465**	0,487	5,093**	0,715	6,191**	0,934	5,920**	1,308	4,184**
Branche d'activité⁷																
Industrie	0,264	2,192**	-0,080	-0,286	-0,249	-1,077	0,055	0,300	0,168	1,252	0,218	1,101	0,231	0,872	0,197	0,744
Commerce/services	0,370	3,445**	0,377	1,563	0,173	0,807	0,328	2,233**	0,400	2,995**	0,358	1,824*	0,100	0,390	0,114	0,478
Province⁸																
Fianarantsoa	-0,443	-3,947**	-0,010	-0,044	-0,409	-2,381**	-0,663	-4,408**	-0,623	-5,463**	-0,447	-3,975**	-0,542	3,001**	-0,384	-1,471
Toamasina	-0,458	-4,080**	0,076	0,233	-0,242	-0,892	-0,494	-2,815**	-0,245	-1,200	-0,089	-0,461	-0,186	-0,774	-0,341	-1,362
Mahajanga	0,185	1,775*	0,437	1,800*	0,234	1,220	0,008	0,079	0,035	0,232	0,350	2,256**	0,426	1,870*	0,160	0,653
Toliara	0,186	1,787*	0,380	1,379	0,252	1,418	-0,103	-0,971	-0,117	-0,972	0,090	0,588	0,327	1,347	0,454	1,482
Antsiranana	0,404	3,129**	0,990	4,550**	0,573	3,075**	0,189	0,669	0,484	3,652**	0,387	3,057**	0,076	0,432	-0,223	-0,473
Grand centre urbain	-0,324	-4,475**	-0,039	-0,210	-0,125	-0,945	-0,308	-2,837**	-0,194	-2,415**	-0,151	-1,379	-0,462	3,002**	-0,645	-2,757**
Entrepreneur																
Sexe	0,129	1,644*	-0,060	-0,327	-0,056	-0,453	0,196	2,002**	0,313	3,270**	0,269	2,396**	0,041	0,244	-0,065	-0,285
Chef de ménage	0,301	3,761**	0,654	2,997**	0,529	3,304**	0,227	1,986**	0,173	2,044**	0,286	2,436**	0,329	2,009**	0,412	1,799*
Age																
Age (années)	0,008	0,584	0,055	1,536	0,039	1,153	0,026	1,059	0,007	0,489	-0,008	-0,593	0,007	0,298	-0,002	-0,062
(Age) ² /100	-0,017	-0,973	-0,069	-1,464	-0,046	-1,082	-0,037	-1,270	-0,011	-0,632	0,004	0,258	-0,012	-0,436	-0,000	-0,013
Education⁹																
Primaire	0,370	3,159**	0,499	1,771*	0,425	1,507	0,315	1,791*	0,155	0,948	0,048	0,353	0,187	0,928	0,124	0,428
Secondaire/supérieur	0,749	6,627**	0,905	3,051**	0,841	3,226**	0,578	3,697**	0,380	2,317**	0,362	2,410**	0,388	1,717*	0,309	1,188
R ² ajusté		0,367		0,284		0,331		0,353		0,346		0,349		0,314		0,254
Pseudo-R ²		-		0,259		0,231		0,209		0,201		0,203		0,236		0,276
F (sig)		32,23 (0,000)		-		-		-		-		-		-		-
Chi ² Breusch - Pagan		86,55		-		-		-		-		-		-		-
N		1 026		1026		1026		1026		1026		1026		1026		1026

(1) La variable dépendante est le log des profits réels – revenus en milliers d'ariary pour les 12 derniers mois, déflatés par un indice régional des prix –, c'est-à-dire la différence entre, d'une part, le chiffre d'affaires, et, d'autre part, la somme des achats pour revente, les consommations intermédiaires, les salaires versés, et les impôts indirects ; (2) Le t est le rapport entre le â et l'erreur type, cette dernière étant calculée selon la technique de bootstrap (Greene, 2007) ; (3) Le capital est en milliers d'ariary en valeurs réelles – déflaté par un indice régional des prix –, et évalué aux prix du marché ; (4) Nombre de personnes travaillant habituellement dans l'entreprise au cours des 12 derniers mois, homogénéisé en considérant que la main-d'oeuvre salariée – y compris l'entrepreneur et les associés – est deux fois plus productive que la main-d'oeuvre non salariée – apprentis et aides familiaux ; (5) Pour 2001, l'information n'étant pas renseignée ; (6) Oui = 1 ; (7) Base = agriculture & divers. En principe, il s'agit d'entreprises non-agricoles, mais quelques activités primaires comme la pêche ou l'élevage ont été prises en compte. ; (8) Base = Antananarivo ; (9) Base = sans instruction. Pour 2001, les niveaux du supérieur et du secondaire sont assemblés ; (10) Moindres carrés ordinaires.

Note : ** = significatif à 5 pour cent au moins ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EPM 2001.

ce contexte, le tableau 5 produit les statistiques de Wald relatives aux comparaisons inter-quantiles de la variable inhérente au genre pour l'ensemble des micro-entreprises urbaines. Il apparaît, notamment pour 2005, que les différences entre les quantiles prévalent surtout entre, d'une part, les 5^{èmes} et/ou les 25^{èmes} percentiles, et, d'autre part, les quantiles situés au moins au-delà du 50^{ème} percentile. En d'autres termes, l'impact de la variable genre sur le log des profits est relativement homogène à travers la distribution située au-delà du 50^{ème} percentile.

En deuxième lieu, les tableaux 6 et 7 affichent les résultats des estimations des fonctions de profits des régressions quantiles, tout en indiquant, pour information, les estimations à la moyenne inhérentes aux moindres carrés ordinaires. Plusieurs commentaires peuvent être formulés.

Tout d'abord, considérons les variables qui, selon le test de Wald – tableau 4 –, ont un impact hétérogène à travers la distribution des profits. A cet égard, compte tenu des objectifs de l'étude, le résultat le plus important est de mettre en évidence la variation du différentiel des profits selon le genre à travers la distribution, lorsque l'on contrôle par un ensemble de paramètres, et en admettant implicitement que le rendement de ces derniers est identique entre les hommes et les femmes²⁰. En effet, pour 2005, par exemple, on constate que, toutes choses égales par ailleurs, les gains masculins

²⁰ Cette dernière hypothèse est ensuite levée.

Tableau 7 : Coefficients des régressions des déterminants du log des profits de l'ensemble des micro-entreprises urbaines à la moyenne et selon différents quantiles – Madagascar 2005¹

Paramètre	MCO ¹⁰		Quantiles θ													
			5ème		10ème		25ème		50ème		75ème		90ème		95ème	
	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²
Constante	4,306	12,605**	3,739	5,541**	3,488	6,558**	3,453	9,189**	3,791	8,469**	4,411	7,686**	5,594	9,723**	6,585	7,506**
Entreprise																
Log du capital ³	0,038	4,621**	0,074	2,815**	0,067	3,498**	0,066	3,956**	0,069	6,506**	0,051	4,541**	0,039	4,125**	0,023	1,533
Log du travail ⁴	0,573	7,563**	0,414	1,832*	0,760	3,440**	0,653	5,672**	0,559	5,192**	0,539	7,361**	0,663	5,669**	0,689	4,345**
Durée d'activité																
Durée (années)	0,016	1,759*	0,065	2,140**	0,068	2,699**	0,031	1,584	0,021	2,037**	0,007	0,705	0,010	1,149	0,002	0,140
(Durée) ² /100	-0,032	-1,055	-0,197	-1,759*	-0,203	-1,943*	-0,059	-0,841	-0,046	-1,471	-0,001	-0,060	-0,011	-0,550	-0,007	-0,161
Comptabilité⁵	0,125	2,156**	0,211	1,059	0,158	1,059	0,234	2,379**	0,235	3,016**	0,106	1,194	0,141	1,802*	0,164	1,167
Disp. num. statistique⁶	0,591	8,454**	0,556	2,256**	0,321	1,640*	0,483	3,759**	0,500	6,929**	0,402	4,964**	0,361	3,406**	0,453	2,610**
Branche d'activité⁷																
Industrie	0,403	1,493	0,031	0,093	0,261	0,725	0,531	1,892*	0,584	1,658*	0,492	1,117	0,139	0,257	0,026	0,037
Commerce/services	0,461	1,772*	-0,386	-1,391	0,014	0,045	0,336	1,223	0,683	1,962**	0,578	1,423	0,314	0,574	0,208	0,285
Province⁸																
Fianarantsoa	-0,270	-2,945**	-0,691	-3,862**	-0,780	-4,501**	-0,526	-3,401**	-0,211	-2,090**	0,059	0,441	0,095	0,850	-0,001	-0,012
Toamasina	-0,137	-1,345	-0,166	-0,465	-0,293	-1,285	-0,342	-1,989**	-0,076	-0,679	-0,039	-0,307	-0,013	-0,094	-0,068	-0,353
Mahajanga	-0,112	-1,281	-0,168	-0,749	-0,320	-2,011**	-0,295	-2,782**	-0,173	-1,725*	0,041	0,336	-0,102	-0,897	-0,075	-0,454
Toliara	0,016	0,177	-0,474	-1,606	-0,382	-1,649*	0,045	0,316	0,181	2,108**	0,167	1,714*	0,056	0,512	-0,013	-0,062
Antsiranana	0,020	0,151	0,002	0,007	-0,391	-1,491	-0,139	-0,763	-0,088	-0,679	0,109	0,608	-0,108	-0,678	-0,237	-1,024
Grand centre urbain	0,449	7,045**	0,378	1,991**	0,286	1,432	0,420	3,915**	0,314	3,684**	0,268	2,944**	0,275	2,423**	0,291	2,257**
Entrepreneur																
Sexe	0,286	4,516**	-0,149	-0,532	0,198	1,010	0,082	0,672	0,235	3,083**	0,319	3,711**	0,315	3,551**	0,435	3,793**
Chef de ménage	0,153	2,223**	0,183	0,714	0,285	1,819*	0,496	4,643**	0,408	4,644**	0,248	2,282**	0,172	1,834*	0,125	1,126
Age																
Age (années)	0,023	2,177**	-0,001	-0,053	0,013	0,597	0,028	1,735*	0,029	2,131**	0,043	2,363**	0,029	2,041**	0,012	0,578
(Age) ² /100	-0,029	-2,360**	-0,001	-0,031	-0,019	-0,747	-0,036	-1,770*	-0,035	-2,339**	-0,051	-2,292**	-0,031	-1,908*	-0,013	-0,556
Education⁹																
Primaire	0,366	4,659**	0,495	2,410**	0,370	2,170**	0,367	3,113**	0,413	3,840**	0,422	4,451**	0,327	3,170**	0,163	0,959
Secondaire	0,594	6,981**	0,605	1,907*	0,795	2,667**	0,783	5,465**	0,740	6,039**	0,668	6,249**	0,562	5,159**	0,432	2,635**
Supérieur	0,785	6,471**	1,175	3,932**	0,688	2,578**	0,776	4,157**	0,710	4,435**	0,750	5,614**	0,653	3,701**	0,642	2,451**
R ² ajusté		0,301		0,142		0,187		0,277		0,287		0,278		0,268		0,259
Pseudo-R ²		-		0,137		0,160		0,189		0,183		0,157		0,172		0,190
F (sig)	40,41	(0,000)		-		-		-		-		-		-		-
Chi ² Breusch - Pagan		159,89		-		-		-		-		-		-		-
N		1 923		1923		1923		1923		1923		1923		1923		1923

(1) La variable dépendante est le log des profits réels – revenus en milliers d'ariary pour les 12 derniers mois, déflatés par un indice régional des prix –, c'est-à-dire la différence entre, d'une part, le chiffre d'affaires, et, d'autre part, la somme des achats pour revente, les consommations intermédiaires, les salaires versés, et les impôts indirects ; (2) Le t est le rapport entre le â et l'erreur type, cette dernière étant calculée selon la technique de bootstrap (Greene, 2007) ; (3) Le capital est en milliers d'ariary en valeurs réelles – déflaté par un indice régional des prix –, et évalué au prix du marché ; (4) Nombre de personnes travaillant habituellement dans l'entreprise au cours des 12 derniers mois, homogénéisé en considérant que la main-d'oeuvre salariée – y compris l'entrepreneur et les associés – est deux fois plus productive que la main-d'oeuvre non salariée – apprentis et aides familiaux ; (5) Comptabilité simple ou d'entreprise ; (6) Oui = 1 ; (7) Base = agriculture & divers. En principe, il s'agit d'entreprises non-agricoles, mais quelques activités primaires comme la pêche ou l'élevage ont été prises en compte ; (8) Base = Antananarivo ; (9) Base = sans instruction ; (10) Moindres carrés ordinaires.

Note : ** = significatif à 5 pour cent au moins ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EPM 2005.

sont supérieurs de 26,5, 37,6, 37,0 et 54,5 pour cent, respectivement, aux 50^{ème}, 75^{ème}, 90^{ème} et 95^{ème} percentiles – tableau 7. Or, l'estimation par les moindres carrés ordinaires produit un différentiel de profits entre les hommes et les femmes de seulement 33,1 pour cent – tableau 7, colonne de gauche. S'agissant de l'année 2001, une tendance similaire prévaut, bien que les écarts de profits selon le genre entre l'estimation à la moyenne et celles des 50^{ème} et 75^{ème} percentiles soient encore plus élevés – tableau 6²¹. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, l'écart des profits entre les chefs des micro-entreprises masculins et féminins croît avec le niveau de la distribution des gains, en particulier lorsque l'on considère cette dernière à partir du 50^{ème} percentile. Un tel résultat est susceptible de relativiser les analyses qui ne considèrent pas la dispersion des profits (Nordman, Rakotomanana, Robillard, 2009). S'agissant du statut de chef de ménage, les estimations de 2005 montrent un résultat un peu différent : l'avantage en termes de profits des chefs de ménage est d'autant moins important que l'on se place dans le haut de la distribution, toutes choses égales par ailleurs. Compte tenu des informations affichées au tableau 1, cela peut suggérer que les micro-entreprises féminines générant des profits élevés ont un rôle prépondérant dans la contribution des revenus du ménage – tableau 7. Enfin, les tableaux 6 et 7

²¹ Par exemple, selon l'estimation par les MCO, le différentiel de gains entre les hommes et les femmes est de 13,8 pour cent, et de 31,9 pour cent pour le 75^{ème} percentile – tableau 6.

montrent que le différentiel spatial des profits varie selon le point de la distribution. Par exemple, on observe que l'écart des gains entre les provinces d'Antananarivo et de Fianarantsoa diminue avec l'élévation de ϵ , tant pour 2001 que pour 2005²².

Ensuite, la configuration des coefficients des autres variables suggère des déterminants additionnels des profits, par ailleurs mis en évidence – Lachaud, 2009b. D'une part, l'estimation des fonctions de profits montre que l'élasticité des profits par rapport à l'emploi est nettement plus importante que pour le capital, et que cette sensibilité par rapport aux deux facteurs de production a crû au cours de la période. Cependant, pour 2005, l'élasticité-capital des profits semble diminuer avec le niveau de la distribution ϵ , contrairement à la sensibilité des gains par rapport au travail qui demeure relativement stable. Par ailleurs, l'étude montre que : (i) la tenue d'une comptabilité, la disponibilité d'un numéro statistique et la durée d'activité – seulement pour 2005 – rehaussent sensiblement le niveau des profits des micro-entreprises ; (ii) les profits des micro-entreprises sont les plus élevés dans les grands centres urbains, surtout dans la province d'Antananarivo et dans le commerce et les services. D'autre part, les caractéristiques des entrepreneurs ont aussi un impact sur les profits. A cet égard, outre le genre et le statut de chef de ménage des entrepreneurs indiqués ci-avant, le niveau d'instruction est un puissant facteur d'accroissement des profits. Mais, les statistiques de Wald affichées au tableau suggèrent que la différence entre les quantiles n'est pas statistiquement significative.

B. Analyse selon le genre des micro-entrepreneurs

L'étude considère qu'il importe d'examiner dans quelle mesure les rendements des variables prises en compte dans le modèle [3] diffèrent entre les micro-entrepreneurs masculins et féminins à travers différents points de la distribution des profits. Les résultats sont affichés aux tableaux 8 et 9, respectivement, pour 2001 et 2005, et appellent plusieurs commentaires.

Premièrement, les tests de Wald indiquent que les régressions quantiles entre les micro-entrepreneurs masculins et féminins sont statistiquement différentes aux niveaux du 50^{ème} percentile pour 2001 et des 50^{ème} et 90^{ème} percentiles pour 2005. A cet égard, on peut noter la fécondité de l'approche par les régressions quantiles puisque, pour 2001, le test de Chow relatif aux moindres carrés ordinaires n'est pas significatif. Par ailleurs, le tableau A2, en annexes, indique les tests de Wald relatifs à l'égalité des coefficients des variables selon les différents quantiles de l'ensemble des micro-entreprises urbaines selon le genre²³.

Deuxièmement, on observe des caractéristiques différentes des micro-entreprises quant aux déterminants des profits selon le sexe de celui qui en est à la tête. S'agissant de 2005, il apparaît que les élasticités relatives à l'emploi et au capital sont plus élevées pour les micro-entreprises gérées par les femmes, comparativement aux hommes. Par exemple, au niveau du 50^{ème} percentile, un accroissement de un pour cent du facteur travail induit, toutes choses égales par ailleurs, une élévation de 0,7 et 0,5 pour cent des profits, respectivement, pour les premières et les secondes. De même, pour le capital, au même endroit de la distribution, les élasticités sont, respectivement, de 0,07 et 0,04. A cet égard, on note que, quel que soit le sexe du chef d'entreprise, les élasticités-emploi sont beaucoup plus élevées que les élasticités-capital, un résultat qui prévaut aussi pour 2001. En même temps, les régressions quantiles montrent que : (i) les élasticités-emploi des micro-entreprises masculines croissent avec le niveau de la distribution ϵ , contrairement à leur homologues féminines qui auraient plutôt tendance à décliner, puis à se stabiliser à partir du 50^{ème} percentile – sauf pour 2001 ; (ii) les élasticités-capital des micro-entreprises masculines sont relativement stables aux divers endroits de la distribution, alors que celles relatives aux femmes décroissent avec le niveau de la distribution ϵ – y compris pour 2001. Alors que la durée d'activité semble affecter positivement les profits des micro-entreprises indépendamment du genre uniquement en dessous du 50^{ème} percentile de la distribution²⁴, l'effet de la

²² Les tests de Wald présentés au tableau 4 sont aussi significatifs

²³ Pour chaque variable du modèle spécifique à l'année et au genre du chef des micro-entreprises, l'hypothèse suivante est testée : $H_0 : \hat{\alpha}_{10} = \hat{\alpha}_{50} = \hat{\alpha}_{90}$.

²⁴ Cette variable n'est pas significative pour 2001.

Tableau 8 : Coefficients des régressions des déterminants du log des profits de l'ensemble des micro-entreprises urbaines à la moyenne et selon différents quantiles selon le genre – Madagascar 2001¹

Paramètre	Hommes								Femmes							
	MCO ¹⁰		Quantiles θ						MCO ¹⁰		Quantiles θ					
			10ème		50ème		90ème				10ème		50ème		90ème	
	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²
Constante	3,675	6,366**	2,215	2,302**	3,499	4,616**	5,131	4,698**	2,500	6,346**	0,001	0,000	3,186	5,270**	4,909	6,367**
Entreprise																
Log du capital ³	0,028	3,616**	0,043	2,704**	0,022	2,031**	0,025	1,883*	0,028	4,187**	0,038	2,964**	0,030	4,655**	0,020	1,834*
Log du travail ⁴	0,365	3,938**	0,504	1,831*	0,447	4,117**	0,533	3,027**	0,728	5,163**	0,377	1,518	0,463	2,611**	0,924	4,372**
Durée d'activité																
Durée (années)	0,001	0,116	-0,011	-0,465	0,010	0,421	-0,002	-0,111	0,009	0,991	0,014	0,774	-0,002	-0,156	0,012	0,587
(Durée) ² /100	0,003	0,238	0,031	0,638	-0,008	-0,086	-0,002	-0,039	-0,000	-0,012	-0,003	-0,093	0,018	0,483	-0,020	-0,508
Comptabilité ⁵	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Disp. num. statistique ⁶	0,782	5,718**	0,640	2,507**	0,533	3,068**	0,990	3,377**	0,733	5,109**	0,815	3,274**	0,471	4,157**	0,952	3,180**
Branche d'activité ⁷																
Industrie	0,310	1,892*	-0,244	-0,464	0,260	1,188	0,394	1,348	0,445	2,204**	-0,022	-0,064	0,260	1,208	-0,242	-0,437
Commerce/services	0,252	1,791*	0,062	0,169	0,245	1,231	0,330	1,412	0,656	3,548**	0,509	1,431	0,687	3,441**	-0,360	-0,597
Province ⁸																
Fianarantsoa	-0,204	-1,142	-0,331	-1,079	-0,570	-2,967**	-0,246	-0,740	-0,643	-4,578**	-0,270	-0,885	-0,608	-4,932**	-0,578	-2,212**
Toamasina	-0,659	-3,912**	-0,446	-1,256	-0,882	-3,046**	-0,481	-1,304	-0,281	-1,928*	-0,135	-0,348	-0,048	-0,329	-0,286	-0,856
Mahajanga	0,183	1,094	0,187	0,544	0,041	0,179	0,426	1,403	0,183	1,335	0,317	1,107	0,125	0,798	0,510	1,677*
Toliara	0,220	1,395	0,207	0,636	0,096	0,418	0,266	0,780	0,064	0,455	0,230	1,002	-0,269	-2,005**	0,469	1,154
Antsiranana	0,359	1,638	0,573	2,020**	0,280	1,036	0,074	0,205	0,365	2,279**	0,803	2,874**	0,543	3,299**	0,222	1,012
Grand centre urbain	-0,368	-3,300**	-0,277	-1,267	-0,327	-2,048**	-0,621	-3,442**	-0,314	-3,281**	0,002	0,012	-0,195	-1,770*	-0,189	-0,959
Entrepreneur																
Chef de ménage	0,502	3,233**	0,976	2,316**	0,447	2,994**	0,187	0,503	0,206	2,208**	0,350	2,084**	0,096	1,065	0,427	2,103**
Age																
Age (années)	-0,009	-0,367	0,003	0,066	0,010	0,305	-0,018	-0,368	0,014	0,757	0,050	1,086	0,005	0,291	0,003	0,120
(Age) ² /100	0,003	0,088	-0,012	-0,252	-0,014	-0,358	0,019	0,316	-0,021	-0,973	-0,056	-0,969	-0,010	-0,463	-0,012	-0,414
Education ⁹																
Primaire	0,053	0,248	-0,118	-0,211	0,001	0,004	0,257	0,614	0,554	3,877**	0,782	2,114**	0,127	0,598	-0,079	-0,226
Secondaire/supérieur	0,524	2,633**	0,331	0,601	0,340	1,281	0,480	1,204	0,817	5,744**	1,141	3,094**	0,282	1,224	0,231	0,653
R ² ajusté		0,287		0,287		0,297		0,273		0,331		0,278		0,317		0,230
Pseudo-R ²		-		0,168		0,161		0,268		-		0,278		0,207		0,184
F (sig)	11,53	(0,000)		-		-		-	8,24	(0,000)		-		-		-
Chi ² Breusch - Pagan	43,70			-		-		-	33,64			-		-		-
Wald (sig) ¹¹		-	12,47	(0,947)	45,09	(0,003)	10,18	(0,984)		-		-		-		-
Chow (sig) ¹²	1,43	(0,100)		-		-		-		-		-		-		-
N		470		470		470		470		556		556		556		556

(1) La variable dépendante est le log des profits réels – revenus en milliers d'ariary pour les 12 derniers mois, déflatés par un indice régional des prix –, c'est-à-dire la différence entre, d'une part, le chiffre d'affaires, et, d'autre part, la somme des achats pour revente, les consommations intermédiaires, les salaires versés, et les impôts indirects ; (2) Le t est le rapport entre le â et l'erreur type, cette dernière étant calculée selon la technique de bootstrap (Greene, 2007) ; (3) Le capital est en milliers d'ariary en valeurs réelles – déflaté par un indice régional des prix –, et évalué aux prix du marché ; (4) Nombre de personnes travaillant habituellement dans l'entreprise au cours des 12 derniers mois, homogénéisé en considérant que la main-d'oeuvre salariée – y compris l'entrepreneur et les associés – est deux fois plus productive que la main-d'oeuvre non salariée – apprentis et aides familiaux ; (5) Pour 2001, l'information n'étant pas renseignée ; (6) Oui = 1 ; (7) Base = agriculture & divers. En principe, il s'agit d'entreprises non-agricoles, mais quelques activités primaires comme la pêche ou l'élevage ont été prises en compte. ; (8) Base = Antananarivo ; (9) Base = sans instruction. Pour 2001, les niveaux du supérieur et du secondaire sont assemblés ; (10) Moindres carrés ordinaires ; (11) Statistique de Wald testant, pour un quantile donné, l'existence d'une différence significative entre les hommes et les femmes ; (12) Stabilité structurelle des coefficients relatifs aux MCO selon le genre pour une année donnée. Note : ** = significatif à 5 pour cent au moins ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EPM 2001.

disponibilité d'un numéro statistique prévaut pour les unités de production quelle que soit la valeur de la distribution, et l'impact est assez comparable selon le genre. Cependant, on note une différence entre les deux années : l'impact de la disponibilité du numéro statistique suit une courbe en U en 2001, contrairement à 2005. Ajoutons que pour 2005, la tenue d'une comptabilité rehausse seulement le profit des micro-entreprises gérées par un homme, un résultat qui conforte probablement l'idée que celles qui sont le fait des femmes contribuent à un revenu d'appoint des familles. D'ailleurs, contrairement aux unités de production masculines, ce sont surtout les micro-entreprises féminines du commerce et des services, localisées dans le haut de la distribution, qui génèrent les gains les plus élevés, notamment en 2005. Finalement, une autre différence selon le genre concerne l'effet de la localisation spatiale. En 2005, les micro-entreprises gérées par les femmes obtiennent les gains plus élevés dans les grands centres urbains, alors que l'effet pour les hommes est peu significatif, un résultat qui n'est pas observé pour 2001²⁵. Néanmoins, les effets de la localisation provinciale sont contrastés selon le genre. Bien

²⁵ La contribution est même négative en 2001.

Tableau 9 : Coefficients des régressions des déterminants du log des profits de l'ensemble des micro-entreprises urbaines à la moyenne et selon différents quantiles selon le genre – Madagascar 2005¹

Paramètre Variable	Hommes								Femmes							
	MCO ¹⁰		Quantiles θ						MCO ¹⁰		Quantiles θ					
			10ème		50ème		90ème				10ème		50ème		90ème	
	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²	â	t ²
Constante	5,339	11,107**	4,193	4,395**	5,095	9,241**	6,941	7,876**	3,946	9,494**	4,036	6,011**	3,237	5,857**	4,117	6,051**
Entreprise																
Log du capital ³	0,034	2,994**	0,066	2,375**	0,042	3,094**	0,055	3,861**	0,049	3,974**	0,083	2,670**	0,073	3,807**	0,034	2,110**
Log du travail ⁴	0,490	4,998**	0,426	1,720*	0,530	4,678**	0,702	3,438**	0,687	5,676**	0,944	3,365**	0,696	4,142**	0,715	5,090**
Durée d'activité																
Durée (années)	0,035	3,305**	0,074	1,958**	0,030	2,256**	0,029	1,616	0,010	0,884	0,062	2,088**	0,014	0,825	-0,020	-1,136
(Durée) ² /100	-0,045	-1,452	-0,105	-0,683	-0,028	-0,721	-0,028	-0,630	-0,060	-1,673*	-0,217	-1,710*	-0,073	-1,290	0,038	0,625
Comptabilité⁵	0,197	2,385**	0,293	1,370	0,299	3,834**	0,246	2,000**	0,159	1,922*	0,172	0,935	0,128	1,014	0,041	0,268
Disp. num. statistique⁶	0,645	6,763**	0,383	1,714*	0,566	5,003**	0,303	1,713*	0,599	6,036**	0,347	1,276	0,538	3,267**	0,392	2,600**
Branche d'activité⁷																
Industrie	0,480	1,402	0,453	0,891	0,685	1,668*	0,023	0,034	0,199	0,468	-0,287	-0,246	0,643	1,621	1,512	3,261**
Commerce/services	0,526	1,575	0,240	0,526	0,850	2,090**	0,248	0,365	0,492	1,664*	-0,411	-1,179	0,648	1,964**	1,625	5,203**
Province⁸																
Fianarantsoa	-0,419	-3,429**	-0,927	-4,145**	-0,355	-2,914**	-0,142	-0,859	-0,001	-0,009	-0,461	-2,246**	-0,063	-0,401	0,294	1,738*
Toamasina	-0,412	-2,824**	-0,535	-1,529	-0,342	-1,816*	-0,206	-0,727	0,160	1,186	0,148	0,594	0,140	0,903	0,140	0,685
Mahajanga	-0,167	-1,426	-0,404	-1,309	-0,142	-1,158	-0,105	-0,650	0,038	0,310	0,012	0,059	-0,146	-0,922	-0,074	-0,430
Toliara	-0,144	-1,026	-0,494	-1,085	-0,092	-0,699	0,066	0,249	0,184	1,552	-0,296	-1,157	0,359	2,521**	0,239	1,584
Antsiranana	-0,022	-0,121	-0,242	-0,910	-0,176	-0,897	-0,285	-1,548	0,040	0,194	-0,424	-1,246	0,043	0,187	-0,069	-0,342
Grand centre urbain	0,209	2,427**	0,129	0,474	0,171	1,910*	0,148	0,791	0,657	7,209**	0,452	2,125**	0,494	3,060**	0,410	2,434**
Entrepreneur																
Chef de ménage	-0,359	-2,711**	-0,530	-1,077	-0,163	-0,874	-0,330	-1,134	0,267	3,353**	0,347	2,055**	0,424	4,024**	0,318	2,623**
Age																
Age (années)	0,028	1,630	0,037	1,013	0,026	1,261	0,009	0,405	0,013	0,931	-0,014	-0,451	0,038	1,880*	0,032	1,040
(Age) ² /100	-0,040	-2,019**	-0,059	-1,367	-0,038	-1,639	-0,014	-0,587	-0,009	-0,576	0,023	0,620	-0,036	-1,494	-0,030	-0,813
Education⁹																
Primaire	0,165	1,464	0,124	0,323	0,068	0,573	0,358	1,897*	0,469	4,356**	0,357	2,106**	0,514	3,833**	0,251	1,642
Secondaire	0,277	2,316**	0,612	1,329	0,243	1,916*	0,500	2,322**	0,822	6,605**	0,821	2,733**	1,037	5,733**	0,595	2,981**
Supérieur	0,400	2,629**	0,665	1,567	0,140	0,803	0,603	2,396**	1,409	7,000**	1,321	2,609**	1,181	4,856**	0,559	1,977**
R ² ajusté		0,234		0,184		0,229		0,219		0,328		0,222		0,281		0,239
Pseudo-R ²		-		0,157		0,139		0,152		-		0,154		0,204		0,167
F (sig)		15,96 (0,000)		-		-		-		23,96 (0,000)		-		-		-
Chi ² Breusch - Pagan		56,91		-		-		-		100,25		-		-		-
Wald (sig) ¹¹		-		26,62 (0,226)		114,98 (0,000)		56,87 (0,000)		-		-		-		-
Chow (sig) ¹²		4,03 (0,000)		-		-		-		-		-		-		-
N		979		979		979		979		944		944		944		944

(1) La variable dépendante est le log des profits réels – revenus en milliers d'ariary pour les 12 derniers mois, déflatés par un indice régional des prix –, c'est-à-dire la différence entre, d'une part, le chiffre d'affaires, et, d'autre part, la somme des achats pour revente, les consommations intermédiaires, les salaires versés, et les impôts indirects ; (2) Le t est le rapport entre le â et l'erreur type, cette dernière étant calculée selon la technique de bootstrap (Greene, 2007) ; (3) Le capital est en milliers d'ariary en valeurs réelles – déflaté par un indice régional des prix –, et évalué aux prix du marché ; (4) Nombre de personnes travaillant habituellement dans l'entreprise au cours des 12 derniers mois, homogénéisé en considérant que la main-d'oeuvre salariée – y compris l'entrepreneur et les associés – est deux fois plus productive que la main-d'oeuvre non salariée – apprentis et aides familiaux ; (5) Comptabilité simple ou d'entreprise ; (6) Oui = 1 ; (7) Base = agriculture & divers. En principe, il s'agit d'entreprises non-agricoles, mais quelques activités primaires comme la pêche ou l'élevage ont été prises en compte. ; (8) Base = Antananarivo ; (9) Base = sans instruction ; (10) Moindres carrés ordinaires ; (11) Statistique de Wald testant, pour un quantile donné, l'existence d'une différence significative entre les hommes et les femmes ; (12) Stabilité structurelle des coefficients relatifs aux estimations par les MCO selon le genre pour une année donnée.

Note : ** = significatif à 5 pour cent au moins ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EPM 2005.

que la localisation à Fianarantsoa soit défavorable aux deux types de micro-entreprises, comparativement à Antananarivo, les unités de production masculines semblent pénalisées dans d'autres agglomérations, notamment celle de Toamasina.

Troisièmement, les tableaux 8 et 9 suggèrent que les caractéristiques des chefs d'entreprise ont aussi un impact quant au différentiel des profits selon le genre. A cet égard, deux éléments sont à souligner, notamment pour 2005²⁶. D'une part, le statut de chef de ménage rehausse sensiblement les profits des micro-entreprises féminines, contrairement à celles qui sont gérées par les hommes. En moyenne, les gains des premières sont plus élevés de 40 à 50 pour cent environ, toutes choses égales par ailleurs. D'autre part, le rendement de l'instruction des femmes chefs d'entreprise est considérablement plus élevé que ceux des individus à la tête des micro-entreprises, notamment à partir

²⁶ Compte tenu de la signification des tests de Wald pour les 50^{ème} et 90^{ème} percentiles pour 2005.

du niveau secondaire²⁷. Par exemple, pour les unités de production situées au 50^{ème} percentile, le fait de passer du niveau « sans instruction » au niveau d'éducation « secondaire » rehausse les profits de 27,5 et 182,1 pour cent, respectivement, pour les hommes et les femmes, toutes choses égales par ailleurs. Il est vrai que le rendement de l'instruction décroît pour les secondes et croît pour les premiers avec le niveau de la distribution, puisque au 90^{ème} percentile les profits sont rehaussés pour les hommes et les femmes, respectivement, de 64,9 et 81,3 pour cent. La prise en compte du niveau d'éducation du supérieur produit des conclusions assez semblables. Alors que pour les hommes chefs d'entreprise du 50^{ème} percentile, le niveau d'instruction du supérieur, relativement à l'absence d'instruction, n'a pas d'impact sur les profits, ces derniers sont plus élevés de 225,8 pour cent pour les micro-entreprises féminines. Mais, au point du 90^{ème} percentile, le rendement de l'instruction du supérieur est assez comparable entre les chefs d'unités de production masculins et féminins. Les résultats pour 2001 sont un peu plus contrastés, bien que l'avantage des gains féminins semble se maintenir par rapport au statut de chef de ménage et à l'interférence du capital humain.

4. Décomposition des sources des profits et genre

La signification des tests de Wald selon le genre et niveau de la distribution $\hat{\epsilon}^{28}$, suggère de poursuivre l'analyse par un processus de décomposition des sources des profits des micro-entreprises. Après avoir exposé les différentes approches, les résultats seront explicités.

1. Méthodes d'analyse

La présente étude met en oeuvre deux méthodes d'analyse : l'approche de Oaxaca (1973) et Blinder (1973), et la décomposition de Machado, Mata (2005).

En premier lieu, dans l'esprit de Oaxaca (1973) et de Blinder (1973), le différentiel moyen des profits entre les micro-entreprises masculines et féminines peut être décomposé selon un écart dû aux caractéristiques des unités de production et des individus, et un écart attribuable aux rendements de ces dotations – les coefficients. Bien que cette approche soit fondée sur les différences de la moyenne des deux distributions des profits, elle peut être combinée avec les régressions quantiles pour déterminer les deux sources des gains à différents points de la distribution $\hat{\epsilon}$ (Mueller, 1998 ; Melly, 2005). Ainsi, à partir de l'équation [3], estimée pour les micro-entreprises masculines (H) et féminines (F), en 2001 et 2005, il est possible de décomposer au $\hat{\epsilon}^{ème}$ quantile la différence du log des profits entre les deux types d'unités de production selon [4].

$$Q^{\hat{\epsilon}}(\pi_i|z_i)^H - Q^{\hat{\epsilon}}(\pi_i|z_i)^F = (\bar{D}^H - \bar{D}^F) \beta_{\hat{\epsilon}}^F + (\beta_{\hat{\epsilon}}^H - \beta_{\hat{\epsilon}}^F) \bar{D}^H + \epsilon \quad [4]$$

où $Q^{\hat{\epsilon}}(\delta_i|z_i)^j$ est le $\hat{\epsilon}^{ème}$ quantile du log des profits, \bar{D}^j le vecteur des dotations moyennes de l'échantillon de la distribution des entreprises et individus qui en sont à leur tête, $\hat{\alpha}^j$ le vecteur des rendements des caractéristiques pour le sexe j (H = hommes ; F = femmes), et ϵ les résidus²⁹.

En deuxième lieu, malgré l'intérêt de cette approche aboutissant à identifier les sources des différences entre la moyenne des gains de deux distributions, il peut être opportun de la confronter à une explication des écarts, *quantile par quantile*, entre les distributions du log des profits des micro-entreprises masculines et féminines. En effet, considérer uniquement la moyenne de variables indépendantes peut conduire à omettre des éléments à l'origine d'un écart entre les deux distributions. Cela peut se produire, par exemple, lorsque deux régresseurs inhérents aux hommes et aux femmes ont la même moyenne, mais des variances différentes. Il peut en résulter une variance également plus

²⁷ Le tableau A2, en annexes, montre que les statistiques sont significatives pour le niveau secondaire des femmes.

²⁸ Voir notamment les tableaux 8 et 9.

²⁹ Melly (2005) fait remarquer que, si dans le cas de l'approche MCO, les valeurs prédites du log des profits, évaluées à la moyenne des dotations de l'échantillon, sont égales à la moyenne du log des profits de l'échantillon, il n'en n'est pas de même avec l'estimation conditionnelle en termes de quantiles.

élevée de la variable dépendante inhérente au sexe ayant la variance la plus forte, sans que l'approche de type Oaxaca-Blinder soit en mesure de la prendre en compte. A cet égard, la littérature propose plusieurs techniques de décomposition (DiNardo, Fortin, Lemieux, 1996 ; Donald, Green, Paarrch, 2000 ; Fortin, Lemieux, 1998 ; Melly, 2005, 2006), mais la plus utilisée semble être celle de Machado, Mata (2005). Il s'agit de générer deux densités contrefactuelles : (i) la densité du log des profits des micro-entreprises féminines qui adviendrait si ces dernières avaient les dotations – entreprises et individus – des hommes, mais continuaient à obtenir les profits des femmes ; (ii) la densité qui se produirait si les femmes entrepreneurs gagnaient comme les hommes chefs d'entreprise, tout en ayant leurs propres dotations – entreprises et individus. La présente étude met en oeuvre une adaptation de cette dernière proposée par Albrecht, Björklund, Vroman (2001). En effet, plutôt que de générer n nombres aléatoires de $\delta \in (0,1)$, et d'estimer n vecteurs de coefficients des régressions quantiles, on estime les régressions quantiles du premier au 99^{ème} percentile. De ce fait, on détermine pour les micro-entreprises féminines et masculines δ coefficients de régressions quantiles $\hat{\alpha}_{\delta i}^F, \hat{\alpha}_{\delta i}^H$ avec $i = 1, \dots, 99$. Pour chacune des régressions quantiles δ , les dotations sont générées, soient : $\bar{D}_{\delta i}^F, \bar{D}_{\delta i}^H$. Par conséquent, les expressions $[\delta_{\delta i}^F = \bar{D}_{\delta i}^F \hat{\alpha}_{\delta i}^F]$ et $[\delta_{\delta i}^H = \bar{D}_{\delta i}^H \hat{\alpha}_{\delta i}^H]$ représentent les échantillons de dimension δ des distributions marginales de δ cohérent avec le modèle [3]. Ainsi, on peut déterminer pour une valeur de δ et une année données : (i) la distribution contrefactuelle des profits des femmes $[\delta^{FC1}_{\delta i} = \bar{D}_{\delta i}^H \hat{\alpha}_{\delta i}^F]$ ayant les caractéristiques des hommes, tout en obtenant les gains des femmes, et ; (ii) la distribution contrefactuelle des profits des femmes $[\delta^{FC2}_{\delta i} = \bar{D}_{\delta i}^F \hat{\alpha}_{\delta i}^H]$ ayant leurs propres dotations mais obtenant les profits des hommes. Dans l'étude, la décomposition est opérée en construisant le différentiel des gains entre la densité du log des profits des hommes et des femmes à divers quantiles et années selon [5]³⁰.

$$\begin{aligned} Q^0(\pi_i)^H - Q^0(\pi_i)^F &= [(\bar{D}_{\delta i}^H \beta_{\delta i}^H) - (\bar{D}_{\delta i}^H \beta_{\delta i}^F)] + [(\bar{D}_{\delta i}^H \beta_{\delta i}^F) - (\bar{D}_{\delta i}^F \beta_{\delta i}^F)] \\ &= [(\pi_i^H) - (\pi^{FC1}_i)] + [(\pi^{FC1}_i) - (\pi^F_i)] \end{aligned} \quad [5]$$

Le premier terme représente la contribution des coefficients et le second terme la contribution des dotations – entreprises et individus – au différentiel du log des profits au $\delta^{\text{ème}}$ quantile de la distribution des gains des micro-entreprises masculines et féminines.

2. Sources des profits

Les décompositions de type Oaxaca-Blinder et Machado-Mata sont successivement examinées ci-après.

A. Décomposition Oaxaca-Blinder

Les résultats de la décomposition selon l'approche de Oaxaca-Blinder – équation [4] – sont affichés aux tableaux 10 et 11, respectivement, pour les années 2001 et 2005. Un résumé est également reproduit par les figures 2 et 3. Plusieurs commentaires peuvent être formulés.

Premièrement, on constate que l'écart du log des profits entre les hommes et les femmes croît avec le niveau des percentiles, notamment pour 2005. Pour cette dernière année, l'écart des profits des micro-entreprises masculines par rapport à leurs homologues féminines est de 68,9 pour cent au 5^{ème} percentile, et de 118,1 pour cent au 95^{ème} percentile³¹. En fait, la croissance du différentiel des profits en faveur des hommes est assez régulière jusqu'au 50^{ème} percentile, puis diminue légèrement jusqu'au 90^{ème} percentile. On notera que selon l'estimation par les MCO – première colonne, tableau 11 –, l'écart moyen des profits entre les hommes et les femmes n'est que de 91,2 pour cent. S'agissant de 2001, la progression du différentiel des profits entre les micro-entreprises masculines et féminines est moins

³⁰ Les erreurs types ne sont pas présentées.

³¹ A partir des tableaux 10 et 11, la variation en pourcentage du différentiel du profit selon le sexe est donnée par : $[(e^{\delta} - 1) \times 100]$, si δ est le log de l'écart des gains. Par exemple, pour le 95^{ème} percentile de 2005, : $[(e^{0,780} - 1) \times 100] = 118,1$ pour cent.

Tableau 10 : Décomposition du différentiel selon le sexe du chef du log des profits des micro-entreprises urbaines à la moyenne – Oaxaca-Blinder – et pour différents quantiles – Madagascar 2001¹

Paramètre	MCO ²	Quantiles θ						
		5ème	10ème	25ème	50ème	75ème	90ème	95ème
Ecart du log des profits	0,644	0,625	0,660	0,640	0,659	0,742	0,685	0,738
Fonction – rendements	0,131	0,087	0,150	0,308	0,406	0,354	0,009	0,145
Constante	1,175	2,920	2,215	1,682	0,312	0,857	0,223	-0,779
Log du capital	0,001	-0,006	0,003	0,001	-0,006	0,003	0,003	0,013
Log du travail	-0,152	-0,058	0,053	-0,021	-0,005	-0,101	-0,162	-0,283
Durée d'activité	-0,047	-0,031	-0,128	0,015	0,052	-0,056	-0,079	-0,077
Disp. num. statistique	0,013	-0,017	-0,050	0,007	0,018	0,012	0,011	0,313
Branche d'activité	-0,292	-0,418	-0,332	-0,176	-0,276	-0,487	0,587	0,389
Province	0,056	-0,268	-0,066	-0,083	-0,029	-0,052	-0,011	0,102
Grand centre urbain	-0,031	-0,096	-0,178	-0,076	-0,084	-0,192	-0,275	-0,034
Chef de ménage	0,257	0,704	0,554	0,292	0,310	0,386	-0,212	0,154
Age	-0,512	-2,636	-1,135	-0,906	0,115	0,106	-0,334	0,412
Education	-0,338	-0,007	-0,784	-0,427	-0,001	-0,120	0,260	-0,068
Dotations – caractéristiques	0,513	0,538	0,510	0,332	0,253	0,388	0,676	0,593
Log du capital	0,072	0,086	0,075	0,067	0,058	0,046	0,039	0,026
Log du travail	0,160	0,104	0,088	0,122	0,108	0,181	0,215	0,202
Durée d'activité	-0,005	0,003	0,006	0,004	-0,004	0,003	0,008	0,002
Disp. num. statistique	0,099	0,127	0,131	0,052	0,076	0,111	0,154	0,117
Branche d'activité	-0,019	-0,030	-0,036	-0,047	-0,049	-0,062	0,026	0,006
Province	0,032	-0,090	-0,035	-0,011	-0,010	-0,026	-0,015	0,004
Grand centre urbain	-0,015	0,004	0,001	-0,007	-0,005	-0,003	-0,005	-0,013
Chef de ménage	0,104	0,243	0,176	0,079	0,048	0,097	0,214	0,210
Age	0,006	0,026	0,001	0,006	0,003	0,001	0,005	-0,008
Education	0,080	0,066	0,094	0,067	0,028	0,041	0,036	0,044

(1) Voir le tableau 1 pour la signification des variables. La variable relative à la comptabilité n'est pas renseignée. On peut obtenir la variation en pourcentage en prenant l'exponentielle des écarts logarithmiques des profits. Par exemple, pour les MCO, la variation en pourcentage due aux caractéristiques est de : $(e^{0,513} - 1) \times 100 = 67,0$ pour cent ; (2) Moindres carrés ordinaires.

Source : EPM 2001.

Tableau 11 : Décomposition du différentiel selon le sexe du chef du log des profits des micro-entreprises urbaines à la moyenne – Oaxaca-Blinder – et pour différents quantiles – Madagascar 2005¹

Paramètre	MCO ²	Quantiles θ						
		5ème	10ème	25ème	50ème	75ème	90ème	95ème
Ecart du log des profits	0,648	0,524	0,693	0,738	0,785	0,727	0,689	0,780
Fonction – rendements	0,198	-0,094	0,032	0,021	0,187	0,197	0,312	0,511
Constante	1,393	0,528	0,157	0,011	1,857	2,634	2,824	3,393
Log du capital	-0,067	0,113	-0,038	0,008	-0,067	-0,013	0,046	0,052
Log du travail	-0,052	0,052	-0,189	-0,152	-0,061	-0,018	-0,005	0,058
Durée d'activité	0,171	0,170	0,172	0,190	0,139	0,254	0,237	0,260
Comptabilité	0,011	-0,070	0,031	0,067	0,044	0,061	0,052	0,005
Disp. num. statistique	0,009	-0,003	0,007	0,009	0,006	-0,012	-0,018	0,059
Branche d'activité	0,071	0,777	0,654	0,537	0,170	-0,212	-1,368	-1,614
Province	-0,177	-0,328	-0,286	-0,156	-0,195	-0,258	-0,179	-0,176
Grand centre urbain	-0,247	-0,071	-0,057	-0,048	-0,057	-0,113	-0,046	-0,113
Chef de ménage	-0,583	-1,144	-0,838	-0,922	-0,562	-0,527	-0,620	-0,361
Age	0,063	0,527	0,657	0,020	-0,532	-1,303	-0,636	-1,023
Education	-0,413	-0,645	-0,237	-0,528	-0,555	-0,295	0,025	-0,028
Dotations – caractéristiques	0,450	0,618	0,661	0,717	0,598	0,530	0,377	0,269
Log du capital	0,063	0,080	0,124	0,098	0,109	0,073	0,051	0,026
Log du travail	0,101	0,050	0,156	0,139	0,114	0,099	0,118	0,091
Durée d'activité	-0,003	-0,015	-0,011	-0,009	-0,003	0,003	0,003	0,003
Comptabilité	0,013	0,022	0,011	0,005	0,008	-0,009	0,003	0,014
Disp. num. statistique	0,026	0,038	0,026	0,038	0,041	0,040	0,030	0,027
Branche d'activité	-0,044	0,077	0,270	0,048	-0,012	-0,033	-0,045	-0,078
Province	-0,012	0,043	0,012	-0,001	-0,019	-0,028	-0,024	-0,017
Grand centre urbain	0,073	0,016	0,008	0,015	0,013	0,016	0,011	0,015
Chef de ménage	0,140	0,172	0,168	0,247	0,205	0,225	0,154	0,090
Age	-0,001	-0,001	-0,008	0,002	0,006	0,011	0,005	0,007
Education	0,093	0,144	0,129	0,135	0,133	0,124	0,071	0,062

(1) Voir le tableau 1 pour la signification des variables ; (2) Moindres carrés ordinaires.

Source : EPM 2005.

marquée, les écarts étant de 86,8 et 109,2 pour cent, respectivement aux 5^{ème} et 95^{ème} percentiles. A cet égard, les tableaux 10 et 11 suggèrent que les écarts du log des profits entre les hommes et les femmes semblent assez proches pour les deux années, bien que pour 2005 la variation soit plus importante.

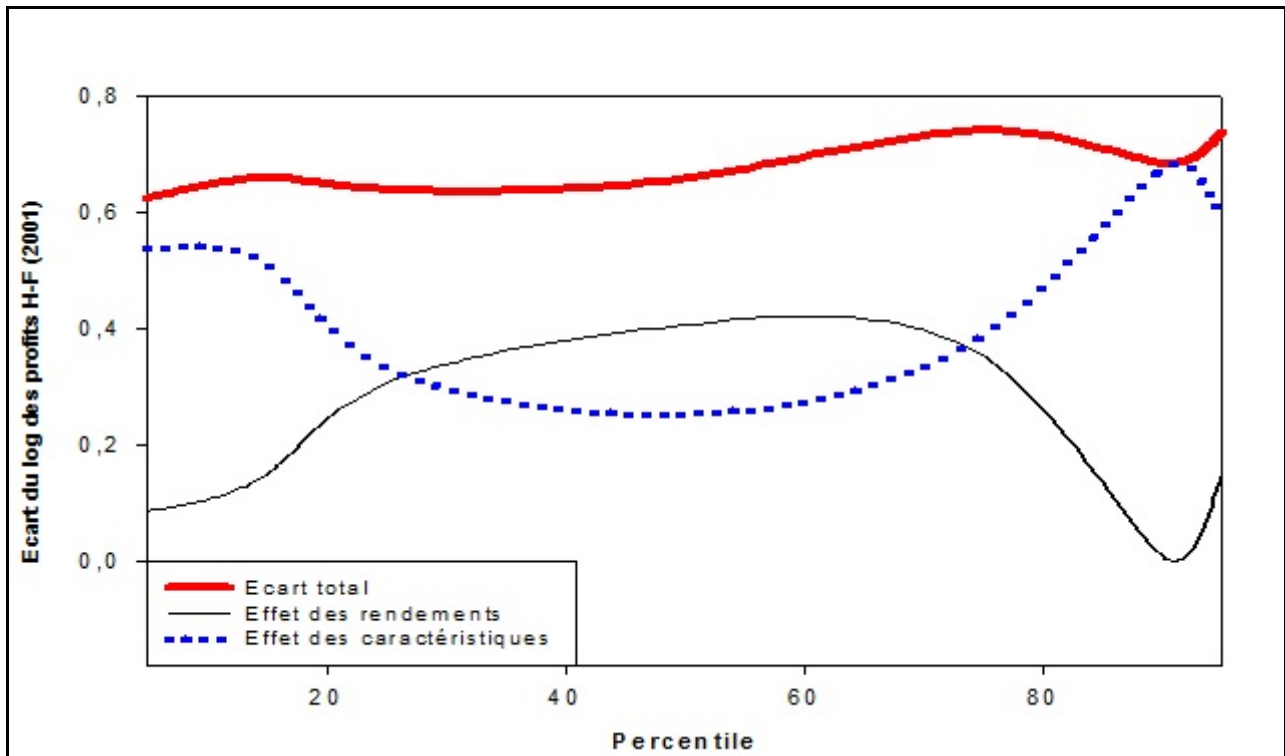


Figure 2 : Décomposition du différentiel du log des profits selon le genre des micro-entreprises par l'approche Oaxaca-Blinder – Madagascar 2001

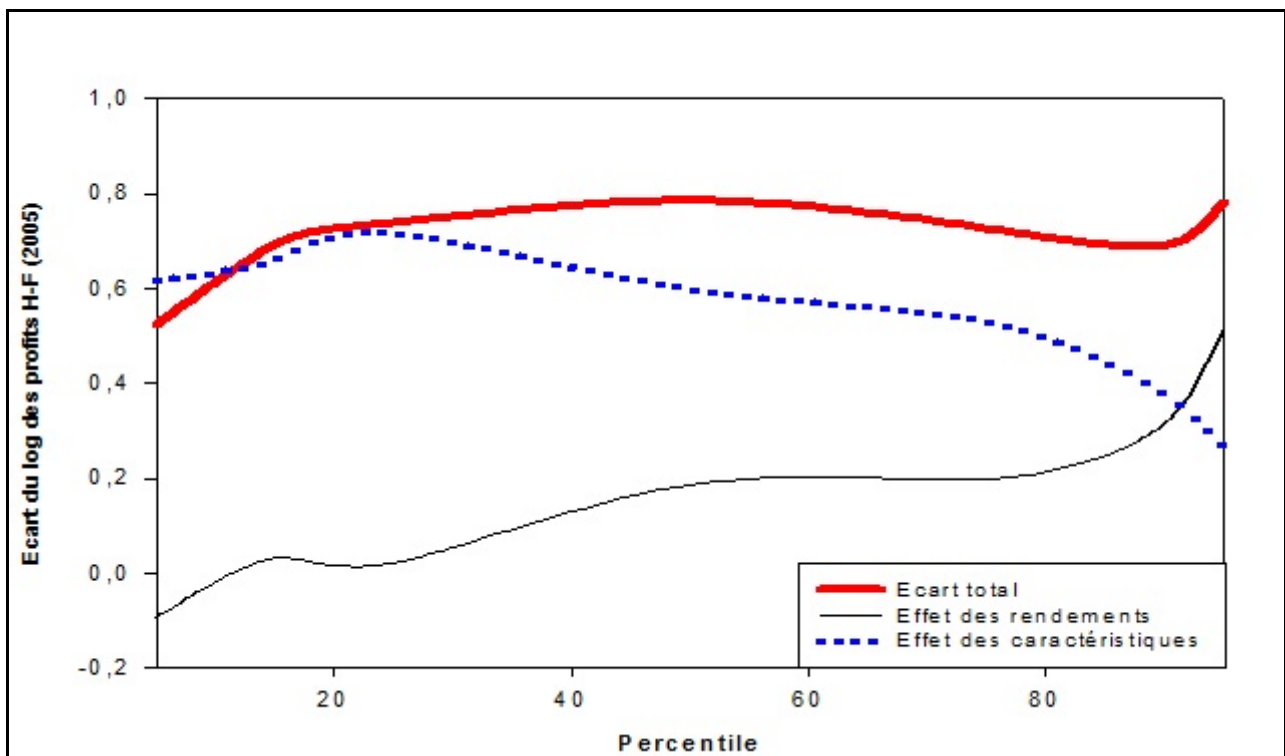


Figure 3 : Décomposition du différentiel du log des profits selon le genre des micro-entreprises par l'approche Oaxaca-Blinder – Madagascar 2005

Deuxièmement, l'approche des régressions quantiles met en évidence une forte variation de la contribution des dotations et des rendements selon les percentiles³². S'agissant de 2005, l'estimation par les MCO indique que l'écart moyen des profits entre les hommes et les femmes dû aux rendements

³² Le raisonnement est mené en termes de variation en pourcentage.

est de 21,9 pour cent. Or, les estimations des régressions quantiles montrent que le différentiel des gains masculins et féminins dû aux rendements est de 3,3 et 66,7 pour cent, respectivement, aux 10^{ème} et 95^{ème} percentiles. De la même manière, le tableau 11 montre une forte baisse de la contribution des dotations dans l'explication de l'écart des profits entre les hommes et les femmes : 93,7 et 30,9 pour cent, respectivement, aux 10^{ème} et 95^{ème} percentiles. En d'autres termes, pour les micro-entreprises dont les profits sont situés au bas de la distribution, les dotations des entreprises et des individus expliquent l'essentiel des écarts de gains entre celles qui sont gérées par un homme et celles ayant une femme à leur tête. Inversement, lorsque les unités de production génèrent des résultats économiques importants – percentiles du haut de la distribution –, la supériorité des gains masculins est fondamentalement expliquée par le plus haut niveau des rendements des caractéristiques. La figure 3 indique clairement cette évolution. En ce qui concerne l'année 2001, le tableau 10 et la figure 2 suggèrent des conclusions beaucoup plus contrastées. La contribution des caractéristiques varie selon une courbe en U, alors que celle des rendements exhibe une allure en U inversé. De ce fait, pour les unités de production dont les profits appartiennent aux deux extrêmes de la distribution, le différentiel des gains entre les micro-entreprises masculines et féminines est dû, en grande partie, aux dotations, alors que le rôle des rendements des caractéristiques est déterminant pour expliquer les gains plus élevés des hommes, comparativement aux femmes, pour les quantiles compris entre les 30^{ème} et 70^{ème} percentiles.

Troisièmement, quelques éléments d'analyse permettent d'appréhender le rôle des divers paramètres pris en compte à la fois en termes de rendements et de caractéristiques. Compte tenu des résultats contrastés pour 2001, les commentaires portent sur 2005 – tableau 11. D'une part, en ce qui concerne les rendements, les explications renvoient, en grande partie, aux commentaires qui ont été faits lors de la présentation des régressions quantiles selon le genre – tableau 9. Ainsi, le faible avantage des hommes du bas de la distribution pourrait s'expliquer par les éléments suivants : (i) les élasticités des profits par rapport à l'emploi et au capital relatives aux femmes sont en moyenne plus élevées que celles des hommes, mais elles diminuent avec le niveau de la distribution $\hat{\epsilon}$; (ii) la formalisation des micro-entreprises – notamment, la tenue d'une comptabilité – rehausse plutôt le profit des hommes, surtout à partir du 25^{ème} percentile ; (iii) le statut de chef de ménage élève considérablement les profits des micro-entreprises féminines du bas de la distribution ; (iv) le rendement de l'instruction des femmes chefs d'entreprise est beaucoup plus élevé que pour leurs homologues masculins, mais il décroît pour les premières, et croît pour les seconds avec le niveau de la distribution $\hat{\epsilon}$. D'autre part, la contribution décroissante du rôle des dotations dans le différentiel des gains avec la distribution des profits $\hat{\epsilon}$ suggère l'interférence de plusieurs éléments : (i) les micro-entreprises masculines du bas de la distribution sont relativement plus dotées en termes d'emploi et surtout de capital, comparativement à leurs homologues féminines ; (ii) la formalisation des micro-entreprises masculines – numéro statistique et comptabilité – est sensiblement plus avancée que leurs homologues féminines pour celles qui appartiennent au bas de la distribution ; (iii) la localisation en dehors de l'agriculture profite davantage aux micro-entreprises masculines du premier quantile de la distribution des gains ; (iv) les chefs masculins d'unités de production dont les profits sont peu élevés sont plus dotés en termes d'instruction, que leurs homologues féminines.

B. *Décomposition Machado-Mata*

Les résultats de la décomposition selon l'approche de Machado-Mata, présentée en termes de graphiques, appelle plusieurs commentaires.

En premier lieu, sur un plan général, les résultats sont assez semblables à l'approche de Oaxaca-Blinder. D'une part, le différentiel des profits selon le sexe de celui qui gère les micro-entreprises varie avec la distribution $\hat{\epsilon}$, tant pour 2005 que pour 2001, bien que les courbes d'ajustement présentées sur les figures 4 et 5 amplifient ou lissent certaines variations. Par exemple, pour 2001, les écarts de gains selon le genre évoluent selon une courbe en U avec le niveau de la distribution $\hat{\epsilon}$. D'autre part, le rôle des sources des écarts des profits est conforme au schéma précédent. S'agissant de 2005, la contribution des rendements des dotations croît avec $\hat{\epsilon}$, et inversement pour ces dernières. En ce qui concerne

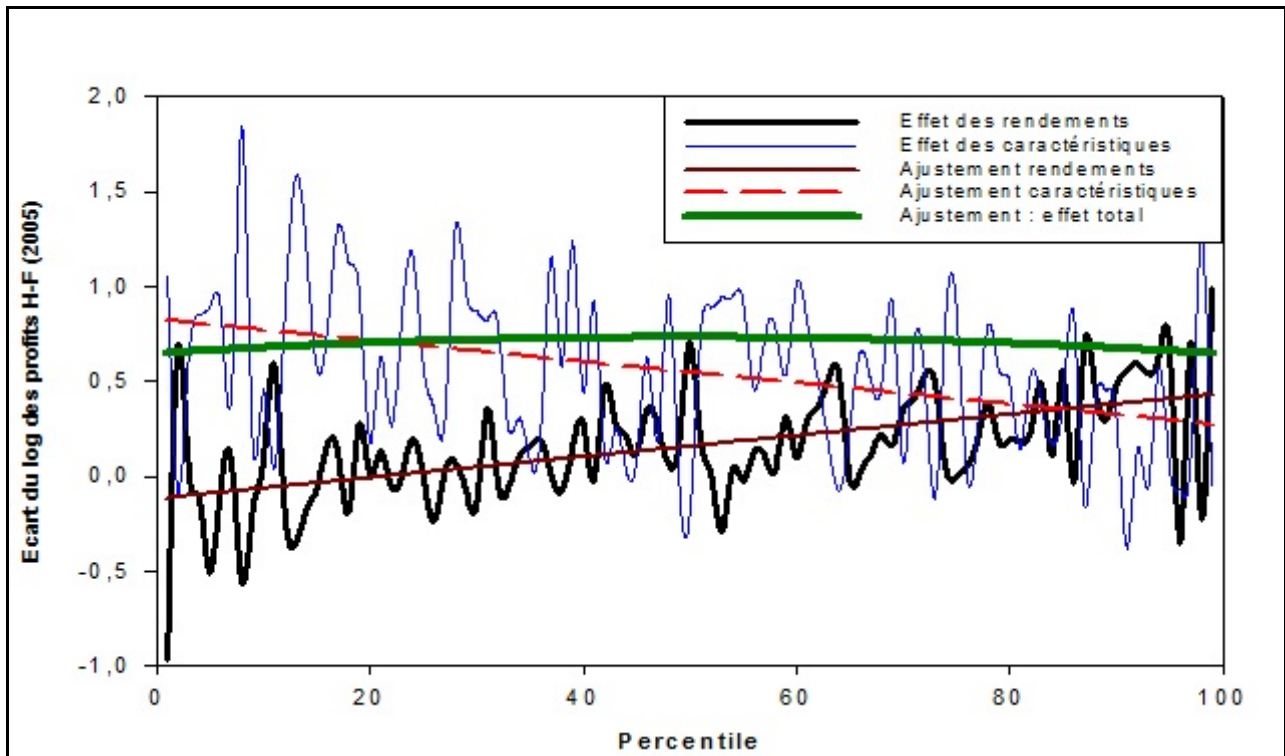


Figure 4 : Décomposition du différentiel du log des profits selon le genre des micro-entreprises par l'approche Machado-Mada – Madagascar 2005

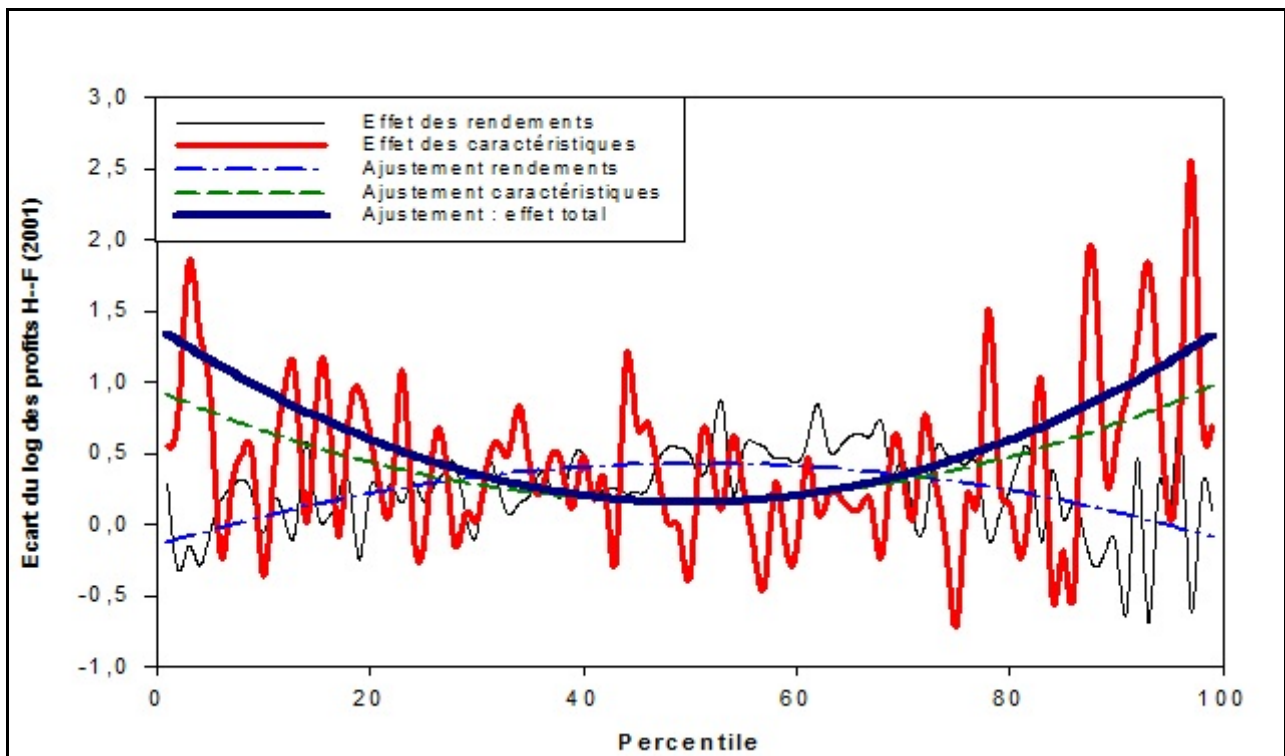


Figure 5 : Décomposition du différentiel du log des profits selon le genre des micro-entreprises par l'approche Machado-Mada – Madagascar 2001

l'année 2001, les effets des rendements et des caractéristiques suivent respectivement une courbe en U inversée et une courbe en U en fonction du niveau des percentiles.

En deuxième lieu, s'agissant des sources de variation du différentiel des profits selon le genre des micro-entreprises, des résultats quasi-similaires émergent. A cet égard, la prise en compte de l'année 2005, à l'aide des figures 6, 7 et 8, et A1 et A2, en annexes, permet d'observer deux tendances. D'une part, en ce qui concerne les caractéristiques des entreprises, le différentiel du rendement du

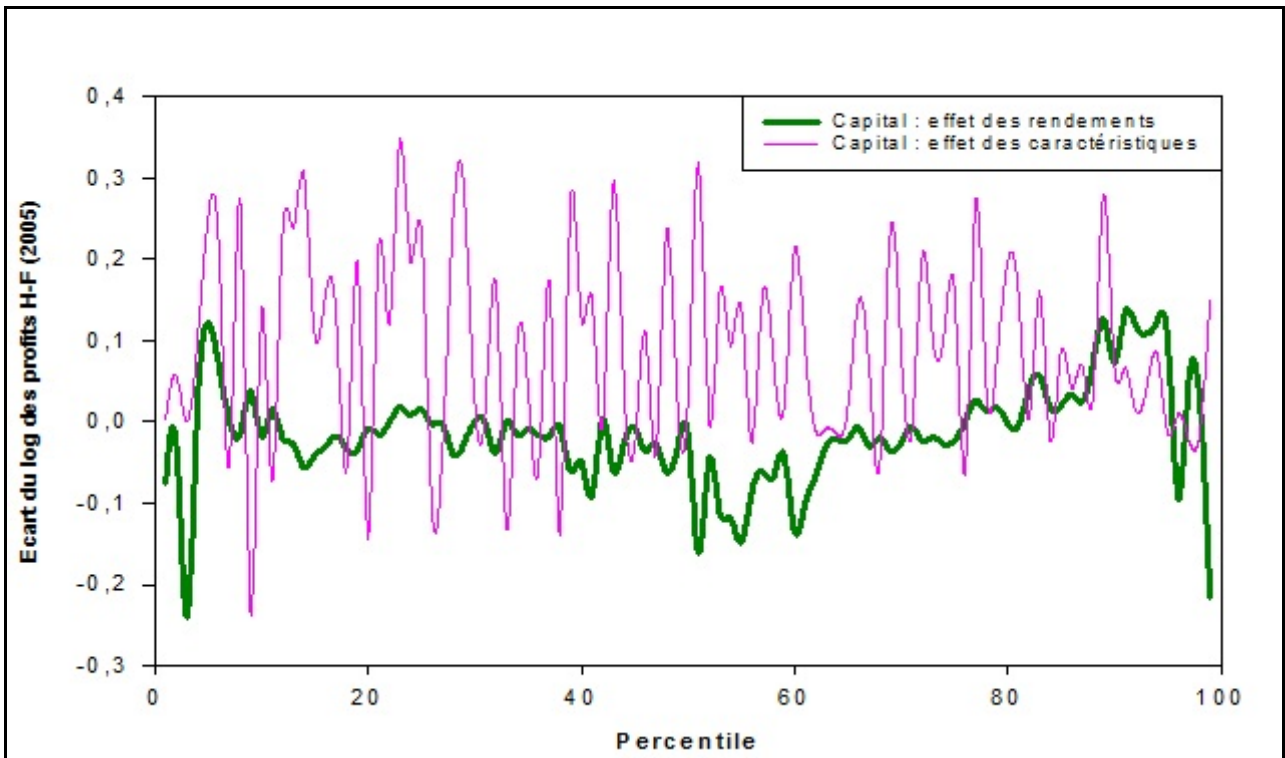


Figure 6 : Décomposition du différentiel du log des profits selon le genre des micro-entreprises par l'approche Machado-Mada : effet du capital – Madagascar 2005

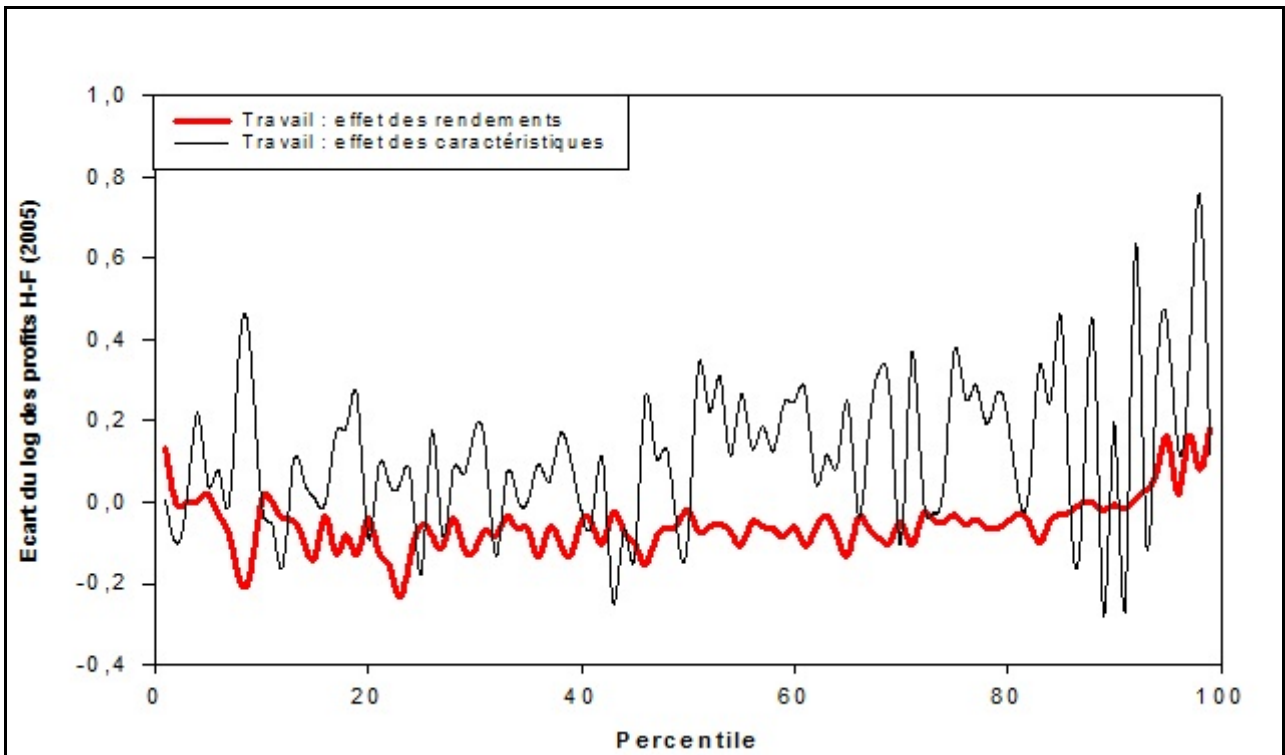


Figure 7 : Décomposition du différentiel du log des profits selon le genre des micro-entreprises par l'approche Machado-Mada : effet du travail – Madagascar 2005

capital et du travail à l'avantage des micro-entreprises masculines apparaît aux figures 6 et 7, notamment à partir du 50^{ème} percentile. De même, les unités de production masculines du bas de la distribution sont relativement plus dotées en termes de facteurs de production, surtout de capital, comparativement à leurs homologues féminines. Par ailleurs, la figure A1, en annexes, tend à mettre en évidence un rendement supérieur de l'expérience des micro-entreprises masculines, par rapport à celles qui sont gérées par une femme, alors que l'effet des caractéristiques relative à la durée d'activité

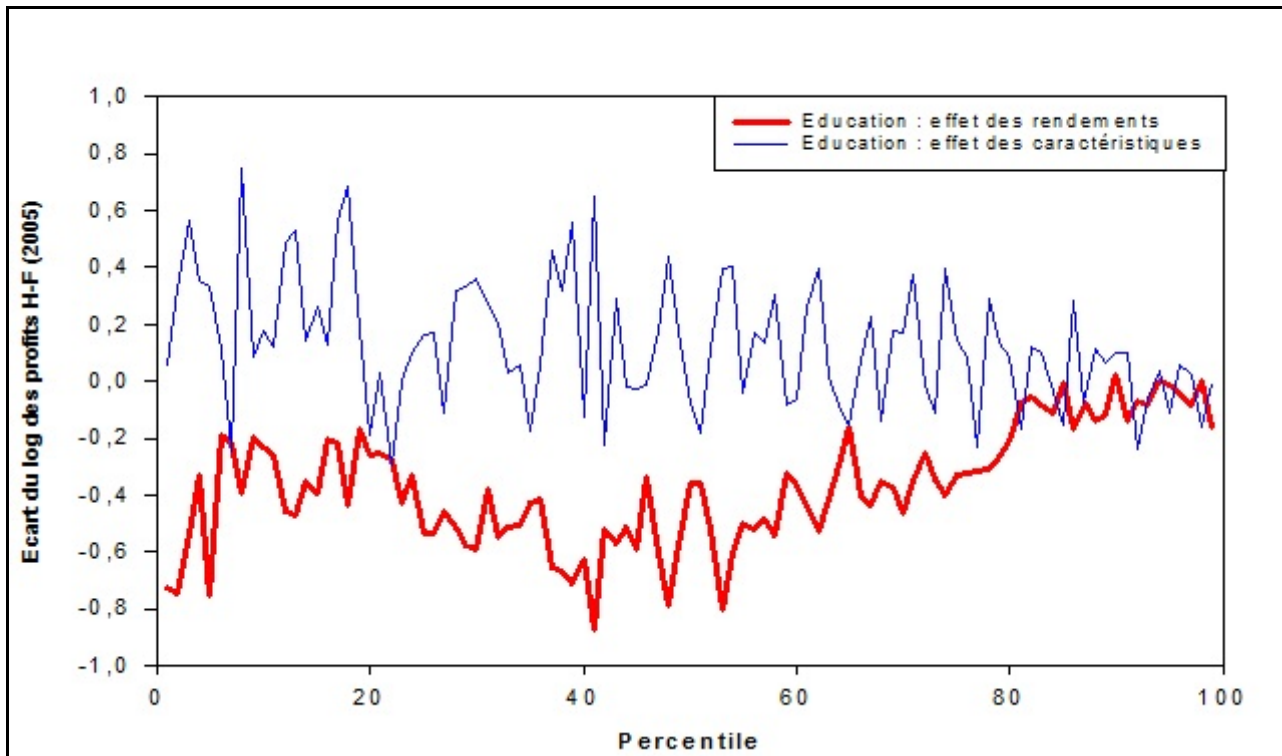


Figure 8 : Décomposition du différentiel du log des profits selon le genre des micro-entreprises par l'approche Machado-Mada : effet de l'instruction – Madagascar 2005

est plutôt en faveur des premières dans le haut de la distribution. On note également que l'effet de la formalisation des unités de production – numéro statistique et comptabilité –, affiché à la figure A2, en annexes, ne montre pas de différences majeures selon le sexe des entrepreneurs, contrairement à ce que suggérait l'approche de Oaxaca-Blinder. D'autre part, la figure 8, concernant le rôle de l'instruction des chefs d'entreprise reproduit assez bien les conclusions de la décomposition à la moyenne de variables. En effet, l'impact du rendement de l'instruction des chefs des micro-entreprises accroît le différentiel du log des profits à l'avantage des hommes avec l'élévation de ϵ , surtout à partir du 40^{ème} percentile. Inversement, l'écart du log des gains inhérents aux dotations en termes d'instruction diminue sensiblement avec la distribution ϵ . Ainsi, la figure 8 tend à montrer que pour le haut de la distribution, notamment à partir du 80^{ème} percentile, le différentiel des gains au profit des hommes tend à disparaître compte tenu de l'interférence de deux tendances opposées : la hausse de l'écart des gains au profit des micro-entreprises masculines due à l'effet des rendements de l'instruction du chef est quasiment compensée par la baisse de l'impact des dotations relatives à l'éducation.

5. Conclusion

Fondée sur les enquêtes prioritaires de Madagascar de 2001 et 2005, la présente recherche examine la dynamique des profits des micro-entreprises urbaines selon le genre. Plusieurs conclusions sont mises en évidence.

Premièrement, la dualité des systèmes productifs à propre compte urbains selon le genre est assez stable au cours de la période 2001-2005, le rôle des micro-entreprises ayant à leur tête une femme étant probablement beaucoup plus résiduel en termes d'apport de revenus au sein du ménage. En effet, les hommes qui gèrent les micro-entreprises urbaines sont dans environ 90 pour cent des cas des chefs de ménage, alors que seulement 40 pour cent des femmes chefs d'entreprise ont ce statut dans le ménage. Le montant des profits, et les niveaux du capital et d'emploi sont beaucoup plus élevés dans les micro-entreprises masculines que dans celles qui sont gérées par une femme, et, en moyenne, les femmes à la tête des micro-entreprises ont un niveau d'instruction plus faible que les hommes. Bien

que les gains des micro-entreprises féminines ont progressé un peu plus rapidement que celles des entreprises dirigées par un homme au cours de la période, la diminution de l'inégalité des profits est plus prononcée pour les secondes, comparativement aux premières.

Deuxièmement, le différentiel des profits entre les micro-entreprises gérées par un homme et celles ayant à leur tête une femme varie selon la distribution des gains des unités de production. Ce constat est valable quelle que soit la méthode d'analyse. D'une part, en admettant que le rendement des dotations des entreprises et des individus est identique entre les hommes et les femmes, et lorsque l'on contrôle par un ensemble de paramètres, l'estimation des fonctions de profits selon les quantiles suggère, par exemple en 2005, que les gains masculins sont supérieurs de 26,5 et de 54,5 pour cent, respectivement, aux 50^{ème} et 95^{ème} percentiles – l'écart obtenu par les moindres carrés ordinaires étant de 31,1 pour cent. Par ailleurs, si l'on considère que les rendements des variables prises en compte dans la fonction de profits diffèrent entre les micro-entrepreneurs masculins et féminins à travers différents points de la distribution des gains, on observe des caractéristiques différentes des micro-entreprises quant aux déterminants des profits selon le sexe de celui qui en est à la tête, et également des différences d'impact sur les profits selon le genre en fonction des caractéristiques des chefs d'entreprise. D'autre part, la décomposition du différentiel des profits entre les micro-entreprises masculines et féminines selon un écart dû aux caractéristiques des unités de production et des individus, et un écart attribuable aux rendements de ces dotations, combinée avec les régressions quantiles, appréhende les deux sources des gains à différents points de la distribution. Qu'il s'agisse de l'approche de Oaxaca-Blinder – décomposition à la moyenne des variables – ou de celle de Machado-Mata – décomposition quantile par quantile –, la recherche suggère que l'écart du log des profits entre les hommes et les femmes croît avec le niveau des percentiles. Par exemple, pour 2005, l'écart des profits des micro-entreprises masculines par rapport à leurs homologues féminines est de 68,9 pour cent au 5^{ème} percentile, et de 118,1 pour cent au 95^{ème} percentile. Ces résultats confortent l'opportunité des régressions quantiles lorsque la dispersion de la variable d'intérêt est forte.

Troisièmement, l'approche des régressions quantiles met en évidence une forte variation de la contribution des dotations et des rendements selon les percentiles. Par exemple, pour 2005, les estimations des régressions quantiles montrent que le différentiel des gains masculins et féminins dû aux rendements est de 3,3 et 66,7 pour cent, respectivement, aux 10^{ème} et 95^{ème} percentiles. Inversement, on constate une forte baisse de la contribution des dotations dans l'explication de l'écart des profits entre les hommes et les femmes : 93,7 et 30,9 pour cent, respectivement, aux 10^{ème} et 95^{ème} percentiles. Dans ce contexte, plusieurs éléments d'analyse permettent d'appréhender le rôle des divers paramètres pris en compte à la fois en termes de rendements et de caractéristiques. Par exemple, le rendement de l'instruction des femmes chefs d'entreprise est beaucoup plus élevé que pour leurs homologues masculins, mais il décroît pour les premières et croît pour les seconds avec le niveau de la distribution.

En définitive, l'approche des régressions quantiles permet d'enrichir la compréhension de la dynamique des profits des micro-entreprises urbaine selon le genre à Madagascar, ce qui pourrait contribuer à mieux cibler les options de politique économique en direction du travail à propre compte.

Références bibliographiques

- Albrecht, J., Björklund, A., Vroman, S., 2001. *Is There a Glass Ceiling in Sweden?*, Bonn, Working Paper 282, Georgetown University and IZA.
- Angrist, J.D., Pischke, J.-S., 2009. *Mostly Harmless Econometrics. An Empiricist's Companion*, Princeton, Princeton University Press.
- Blinder, A., 1973. « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *Journal of Human Resources*, 8: 436-455.
- Buchinsky, M., 1998. « Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research », *Journal of Human Resources*, 33: 88-126.
- DiNardo, J., Fortin, N.M., Lemieux, T., 1996. « Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach », *Econometrica*, 64(5): 1001-1044.
- Donald, S.G., Green, D.A., Paarsch, H.J., 2000. « Differences in Wage Distributions Between Canada and the United States: An Application of a Flexible Estimator of Distribution Functions in the Presence of Covariates », *Review of Economic Studies*, 67: 585-633.
- Fortin, N., Lemieux, T., 1998. « Rank Regressions, Wage Distributions and the Gender Gap », *Journal of Human Resources*, 33: 610-643.
- Glick, P., Roubaud, F. 2004. *Export Processing Zone Expansion in an African Country: What are the Labour Market and Gender Impacts?*, Paris, Document de travail 15, DIAL.
- Greene, W., 2007. *LIMDEP. Version 9.0*, New York, Econometric Software, Inc.
- Institut national de statistique, 2005. *Enquête périodique auprès des ménages. EPM 2005. Manuel de l'enquêteur*, Antananarivo, Ministère de l'économie, des finances et du budget, Direction des statistiques des ménages, mars.
- Henley, A., Arabsheibani, G. R., Carneiro, F. G., 2009. « On Defining and Measuring the Informal Sector: Evidence from Brazil », *World Development*, 37(5):992-1003.
- House, W.J., 1984. « Nairobi's Informal Sector: Dynamic Entrepreneurs or Surplus Labor », *Economic Development and Cultural Change*, 32(2): 277-302.
- Kabeer, N., 2008. « Gender, Labour, Markets and Poverty. An Overview », in *Gender Equality*, Brasilia, International Poverty Centre, 13.
- Koenker, R., 2005. *Quantile Regression*, New York, Cambridge University Press.
- Koenker, R., Bassett, G., 1978. « Regression Quantiles », *Econometrica*, 46: 33-50.
- Koenker, R., Allock, K.F., 2001. « Quantile Regression », *Journal of Economic Perspectives*, 15(4): 143-156.
- Lachaud, J.-P., 1995. *Le secteur informel urbain et l'informalisation du travail en Afrique subsaharienne : rhétorique et réalités. Le cas de la Côte d'Ivoire*, Bordeaux, Document de travail 5, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2006. « Urbanisation, pauvreté et capacités : nouveaux défis des stratégies de développement. Une approche spatio-temporelle au Burkina Faso », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 3 : 455-488.
- . 2008. *Pauvreté, marché du travail et croissance pro-pauvres à Madagascar*, Genève, Bureau international du travail.
- . 2009a. *La féminisation de l'urbanisation de la pauvreté à Madagascar*, Pessac, Document de travail 147, Lare-Efi-Ged, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2009b. *Profits, efficacité et genre des micro-entreprises urbaines à Madagascar. Existe-t-il une courbe de Kuznets ?*, Pessac, Document de travail 148, Lare-Efi-Ged, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

- Machado, J., Mata, J., 2005. « Counterfactual Decomposition of Changes in Wages Distributions using Quantile Regression », *Journal of Applied Econometrics*, 20(4): 445-465.
- Masakure, O., Cranfield, J., Henson, S., 2008. « The Financial Performance of Non-farm Microenterprises in Ghana », *World Development*, 36(12) : 2733-2762.
- Medeiros, M., Costa, J., 2008. « Is There a Feminization of Poverty in Latin America? », *World Development*, 36(1):115-127.
- Melly, B., 2005. « Decomposition of Differences in Distribution Using Quantile Regression », *Labour Economics*, 12(4): 577-590.
- Melly, B., 2006. *Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression*, Working Paper, St. Gallen, University of St.Gallen
- Mueller, R., 1998. « Public-Private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions », *Economics Letters*, 60: 229-235.
- Nordman, C., Rakotomanana, F.H., Robillard, A.S., 2009. *Gender Disparities in the Malagasy Labour Market*, Paris, Document de travail 8, DIAL.
- Oaxaca, R., 1973, « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, 14: 693-709.
- Rakotomanana, F.H., 2010. *Efficacité technique des unités de production informelles. Une approche de régressions quantiles. Le cas de l'agglomération d'Antananarivo*, Pessac, Document de travail 1150, Lare-Efi-Ged, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Ravallion, M., Chen, S., Sangraula, P., 2007. « New Evidence on the Urbanization of Global Poverty? », *Policy Research Working Paper 4199*, April, World Bank.
- Vijverberg, W., 1988. *Profits from Self-Employment. A Case Study of Côte d'Ivoire*, Washington, LSMS Working Paper 43, The World Bank.

Annexes

Tableau A1 : Statistiques de Wald relatives aux coefficients des vecteurs des variables des couples des régressions inter-quantiles de l'ensemble des micro-entreprises urbaines – Madagascar 2001-2005¹

Paramètre	Quantiles θ												
	10ème		25ème		50ème		75ème		90ème		95ème		
	t ¹	p ²	t ¹	p ²	t ¹	p ²	t ¹	p ²	t ¹	p ²	t ¹	p ²	
2001													
5ème	15,88	0,821	162,79	0,000**	542,12	0,000**	921,53	0,000**	1115,98	0,000**	1005,09	0,000**	
10ème	-	-	68,18	0,000**	326,94	0,000**	706,84	0,000**	849,66	0,000**	869,92	0,000**	
25ème	-	-	-	-	131,14	0,000**	485,14	0,000**	692,29	0,000**	719,26	0,000**	
50ème	-	-	-	-	-	-	151,01	0,000**	361,86	0,000**	447,43	0,000**	
75ème	-	-	-	-	-	-	-	-	72,08	0,000**	135,90	0,000**	
90ème	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	18,09	0,700	
2005													
5ème	32,46	0,065*	281,63	0,000**	864,05	0,000**	1507,92	0,000**	2182,05	0,000**	2116,52	0,000**	
10ème	-	-	140,09	0,000**	723,66	0,000**	1339,43	0,000**	2308,87	0,000**	2396,63	0,000**	
25ème	-	-	-	-	299,73	0,000**	1073,12	0,000**	1615,39	0,000**	1672,49	0,000**	
50ème	-	-	-	-	-	-	316,53	0,000**	972,01	0,000**	1227,77	0,000**	
75ème	-	-	-	-	-	-	-	-	140,54	0,000**	279,70	0,000**	
90ème	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	41,78	0,007**	

(1) Statistique des Wald ; (2) Probabilité du Chi².

Note : ** = significatif à 5 pour cent au moins ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EPM 2001-2005.

Tableau A2 : Tests de Wald relatifs à l'égalité des coefficients des variables selon les différents quantiles de l'ensemble des micro-entreprises urbaines selon le genre – Madagascar 2001-2005¹

Paramètre	2001				2005			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	F	p ²	F	p ²	F	p ²	F	p ²
Entreprise								
Log du capital ³	0,81	0,447	0,61	0,542	0,45	0,635	2,34	0,097*
Log du travail ⁴	0,13	0,874	2,24	0,108	0,62	0,541	0,49	0,611
Durée d'activité								
(Durée) ² /100	0,36	0,698	0,70	0,498	1,09	0,336	3,49	0,031**
Comptabilité ⁵	-	-	-	-	0,07	0,935	0,28	0,754
Disp. num. statistique ⁶	1,50	0,224	4,20	0,016**	1,67	0,189	0,41	0,662
Branche d'activité ⁷								
Industrie	0,81	0,444	1,09	0,335	0,62	0,536	2,39	0,092*
Commerce/services	0,25	0,776	3,14	0,044**	1,06	0,347	6,68	0,001**
Province ⁸								
Fianarantsoa	0,68	0,507	0,60	0,549	3,53	0,03**	4,13	0,016**
Toamasina	0,88	0,416	0,16	0,855	0,31	0,730	0,00	0,999
Mahajanga	0,74	0,477	1,20	0,302	0,57	0,565	0,34	0,711
Toliara	0,13	0,877	5,07	0,007**	0,74	0,477	3,58	0,028**
Antsiranana	0,67	0,514	1,39	0,249	0,14	0,869	0,76	0,469
Grand centre urbain	0,92	0,397	0,51	0,604	0,02	0,978	0,11	0,899
Entrepreneur								
Chef de ménage	1,25	0,288	2,68	0,069*	0,50	0,603	0,38	0,684
Age								
Age (années)	0,19	0,831	0,57	0,567	0,33	0,717	2,14	0,118
(Age) ² /100	0,16	0,848	0,36	0,698	0,61	0,544	2,00	0,135
Education ⁹								
Primaire	0,28	0,754	2,09	0,124	1,32	0,266	1,20	0,302
Secondaire	0,08	0,922	2,43	0,089*	1,25	0,287	2,32	0,099*
Supérieur	-	-	-	-	2,39	0,092*	2,05	0,130

(1) Pour chaque variable du modèle, l'hypothèse suivante est testée : H₀ : $\hat{\alpha}_{10} = \hat{\alpha}_{50} = \hat{\alpha}_{90}$; (2) Prob > F. Les valeurs de p sont fondées sur la « méthode delta » qui est appropriée pour les grands échantillons.

Note : ** = significatif à 5 pour cent au moins ; * = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : EPM 2001 et 2005.

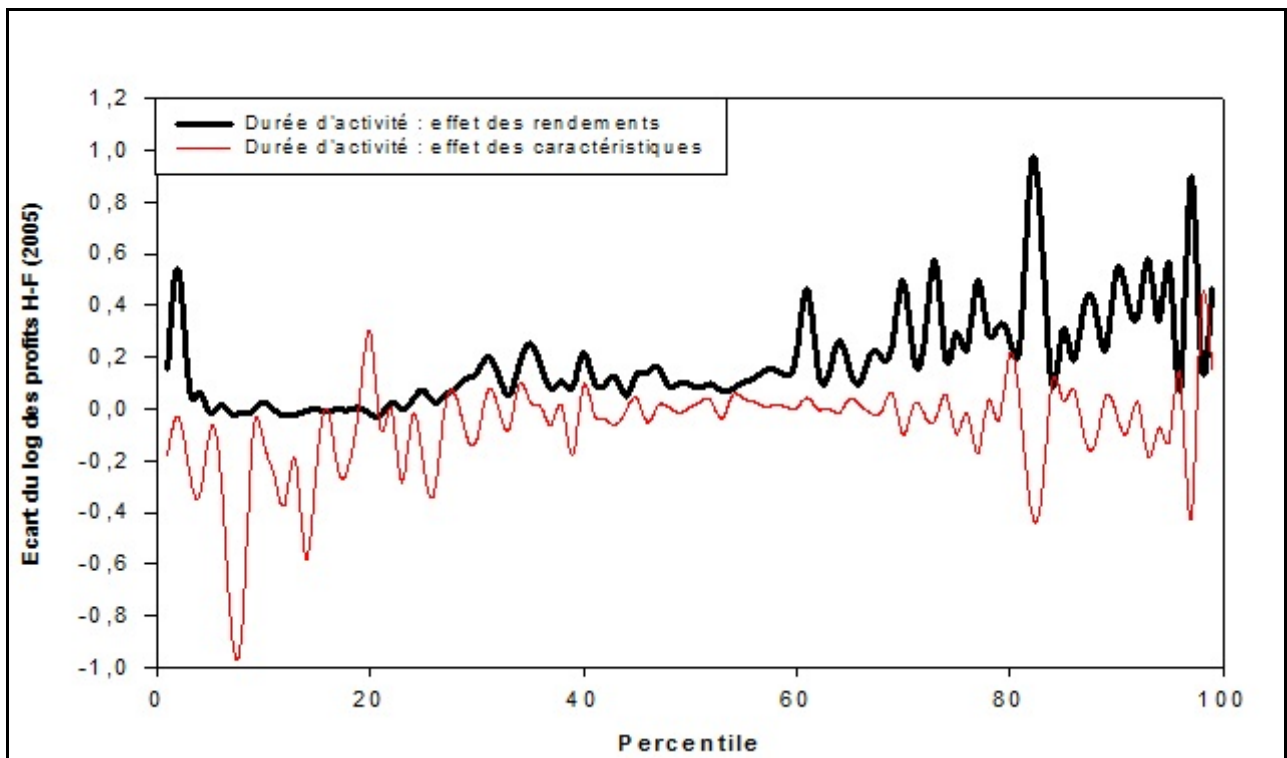


Figure A1 : Décomposition du différentiel du log des profits selon le genre des micro-entreprises par l'approche Machado-Mada : effet de la durée d'activité – Madagascar 2005

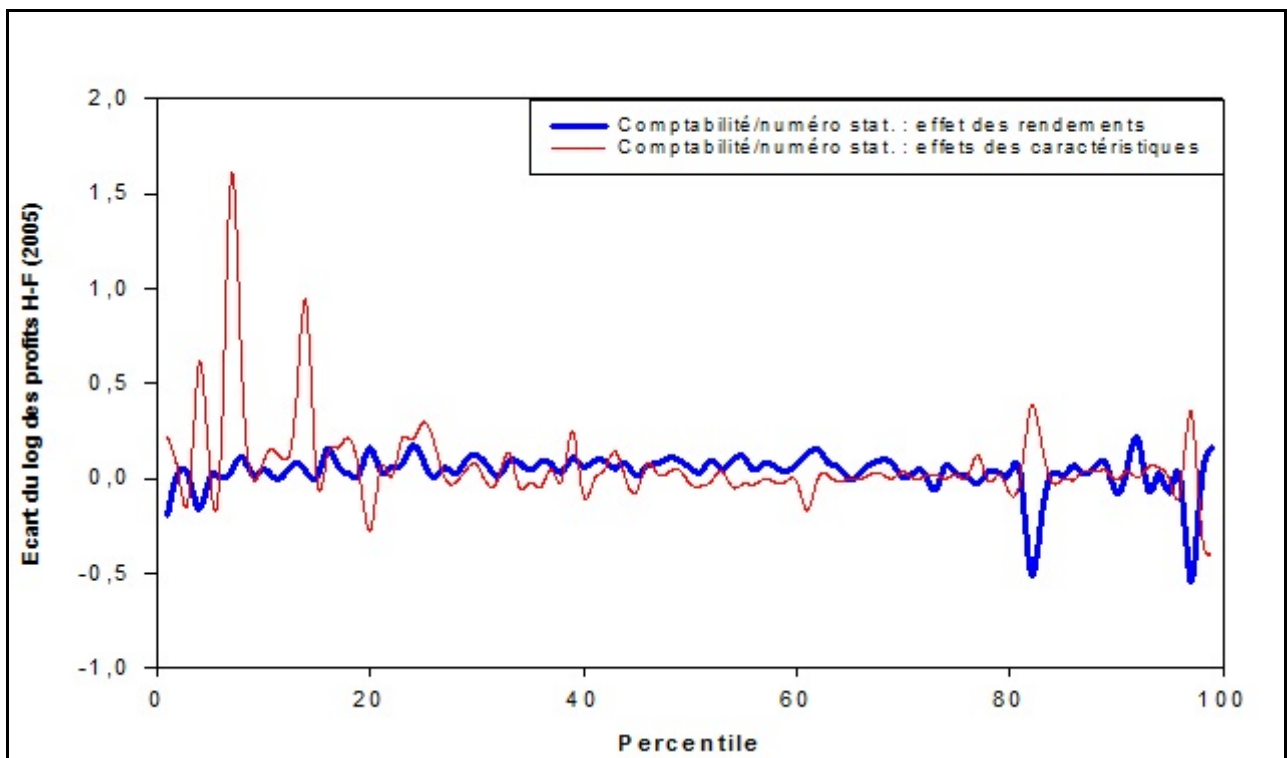


Figure A2 : Décomposition du différentiel du log des profits selon le genre des micro-entreprises par l'approche Machado-Mada : effet de la formalisation – Madagascar 2005