



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

*Université Montesquieu-Bordeaux IV*

**Document de travail**

**DT/148/2009**

**Profits, efficience et genre  
des micro-entreprises urbaines à Madagascar.  
Existe-t-il une courbe de Kuznets ?**

par

***Jean-Pierre Lachaud***

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

# Profits, efficience et genre des micro-entreprises urbaines à Madagascar. Existe-t-il une courbe de Kuznets ?

**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 étude examine l'efficience économique des micro-entreprises urbaines selon le genre, en vue de contribuer à mieux comprendre la féminisation de l'urbanisation de la pauvreté. Premièrement, les fonctions de profits montrent que l'élasticité des profits par rapport à l'emploi est plus importante que pour le capital, et que la sensibilité par rapport aux deux facteurs de production a crû au cours de la période. Cependant, l'élasticité-emploi des profits est plus élevée dans les micro-entreprises féminines. En outre, les profits sont influencés par le mode de gestion, la localisation dans les grandes villes, et les caractéristiques des micro-entrepreneurs : différentiel de profits en faveur des micro-entreprises masculines et rôle majeur de l'instruction, notamment dans les micro-entreprises féminines. Si les produits marginaux du travail des micro-entreprises masculines et féminines sont assez comparables, le produit marginal du capital est beaucoup plus élevé dans les secondes que dans les premières. En même temps, dans les micro-entreprises féminines, le produit marginal du travail *relatif* a décliné, alors que l'inverse a prévalu en ce qui concerne le produit marginal *relatif* du capital. Deuxièmement, les frontières stochastiques de profits, fondées sur les modèles exponentiel et gamma, produisent des coefficients assez proches de ceux qui résultent des estimations par les moindres carrés ordinaires. Mais, la part de la variance de l'inefficience économique dans la variance totale est beaucoup plus importante pour les micro-entreprises gérées par un homme, que pour celles ayant une femme à leur tête, et a fortement augmenté au cours de la période. En fait, les taux d'efficience économique sont assez faibles, notamment en 2005 où, en moyenne, les micro-entreprises réalisent seulement un peu plus de la moitié des profits qu'elles pourraient obtenir si elles étaient pleinement efficaces. En outre, la situation des micro-entreprises féminines s'est dégradée *relativement* aux micro-entreprises masculines, le taux d'efficience économique des premières ayant décliné de 28,5 pour cent entre 2001 et 2005, contre 21,5 pour cent pour les micro-entreprises ayant un homme à leur tête – modèle gamma. Dans ce contexte, le taux d'efficience économique des micro-entreprises urbaines s'élève jusqu'à un certain seuil des profits, et décroît par la suite, ce qui évoque la célèbre courbe de Kuznets. En définitive, il semblerait que le déclin *absolu et relatif* de l'efficience économique des micro-entreprises urbaines gérées par les femmes puisse constituer un autre élément d'explication de la féminisation de l'urbanisation de la pauvreté, conjointement avec la détérioration des autres dimensions du marché du travail.

## Abstract : Profits, Efficiency and Gender of Urban Micro-Enterprises in Madagascar. Is There a Kuznets Curve?

Based on the Madagascar priority surveys of 2001 and 2005, the study examines the economic efficiency of urban micro-enterprises by gender, in order to gain a better understanding of the feminization of the urbanization of poverty. First, profit functions show that the elasticity of profits with respect to employment is more important than the capital, and the sensitivity to the two factors of production has increased during the period. However, the employment elasticity of profits is higher in women's micro-enterprises. In addition, profits are influenced by the mode of management, the localization in large cities, and the characteristics of micro-entrepreneurs: differential of profits in favor of men's micro-enterprises and significant role of education, especially in women's micro-enterprises. If the marginal product of labour of micro-enterprises managed by men and women are quite comparable, the marginal product of capital is much higher in the latter than in the former. At the same time, in micro-enterprises managed by women, the *relative* marginal product of labour has declined, while the opposite prevailed with regard to the *relative* marginal product of capital. Second, the stochastic frontier profit, based on the exponential and gamma models, produce coefficients rather close to those which result from the ordinary least squares estimates. But the share of the variance of the economic inefficiency in the total variance is much more important for micro-enterprises managed by a man than for those having a woman at their head, and has greatly increased during the period. In fact, the rates of economic efficiency are quite low, especially in 2005 where, on average, micro-enterprises get only slightly more than half of the profits they could obtain if they were fully efficient. In addition, the situation of women's micro-enterprises has deteriorated *relative* to men's micro-enterprises, the economic efficiency of the first having declined by 28.5 percent between 2001 and 2005, against 21.5 per cent for micro-enterprises with a man at their head – gamma model. In this context, the rate of economic efficiency of urban micro-enterprises rises until a certain threshold of the profits, and decrease thereafter, suggesting the famous Kuznets curve. Ultimately, it seems that the decline in *absolute and relative* economic efficiency of urban micro-enterprises managed by women can be an additional explanation of the feminization of the urbanization of poverty, together with the deterioration of other dimensions of the labour market.

**Mots-clés :** Micro-entreprises ; Frontière stochastique de profits ; Efficience ; Genre ; Madagascar  
**Keywords :** Micro-Enterprises; Stochastic Profit Frontier; Efficiency; Gender; Madagascar  
**JEL classification :** D24, O12, O17

## Sommaire

<b>1.</b>	<b>Introduction.</b> . . . . .	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>La méthode d'analyse</b> . . . . .	<b>2</b>
	1. <i>Estimation des fonctions de profits.</i> . . . . .	2
	2. <i>Frontières stochastiques de profits et efficacité.</i> . . . . .	3
	3. <i>Sources statistiques.</i> . . . . .	5
<b>3.</b>	<b>Fonctions de profits.</b> . . . . .	<b>5</b>
	1. <i>Les déterminants des profits.</i> . . . . .	5
	2. <i>L'estimation des produits marginaux.</i> . . . . .	8
<b>4.</b>	<b>Frontières stochastiques de profits.</b> . . . . .	<b>9</b>
	1. <i>Les déterminants des profits.</i> . . . . .	9
	2. <i>Efficacité économique : analyse et dynamique.</i> . . . . .	10
	3. <i>Efficacité économique et profits : une courbe de Kuznets ?.</i> . . . . .	12
<b>5.</b>	<b>Conclusion.</b> . . . . .	<b>14</b>
	<i>Références bibliographiques.</i> . . . . .	<b>15</b>
	<i>Annexes.</i> . . . . .	<b>16</b>

# 1. Introduction

Dans les pays en développement, le processus de Kuznets semble être associé à une double dynamique : d'une part, une urbanisation de la pauvreté – c'est-à-dire, une part croissante des pauvres vivant dans les villes (Lachaud, 2006 ; Ravallion, Chen, Sangraula, 2007 ; Lachaud, 2006) – et, d'autre part, une féminisation des privations urbaines – un processus engendrant un écart croissant dans les villes des niveaux de pauvreté dans le temps entre les femmes et les hommes (Medeiros, Costa, 2008; Lachaud, 2009). Ainsi, à Madagascar en 2005, il a été montré que, pour les chefs de ménages, lorsque le taux d'urbanisation régionale augmente de 1 pour cent, l'écart du ratio de pauvreté régionale [femmes-hommes] croît de 0,81 points de pourcentage (Lachaud, 2009).

En réalité, cette dynamique renforce l'idée d'une étroite connexion entre le niveau de vie des ménages et la structure du marché du travail en milieu urbain, ce dernier étant l'un des mécanismes de transmission majeurs par lequel les bénéfices de la croissance peuvent profiter aux pauvres. Ainsi, l'étude relative à Madagascar met en évidence au cours de la période 2001-2005 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. Par ailleurs, si l'incidence régionale de la féminisation de la pauvreté semble être inversement reliée aux taux de croissance relatifs féminins de l'offre de travail per capita, du temps de travail par personne employée et de la productivité du travail, elle apparaît positivement corrélée au taux de croissance relatif par tête de l'emploi féminin. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, l'accroissement relatif de l'emploi féminin per capita contribuerait à accroître les écarts de pauvreté selon le sexe.

Ce dernier élément d'analyse, lié en partie à l'interférence probable de la vulnérabilité relative croissante des emplois salariés féminins, doit être mis en perspective avec la configuration du marché du travail urbain, notamment le rôle de l'emploi à propre compte (Lachaud, 2008). En effet, à Madagascar en 2005, 71,0 pour cent des femmes urbaines occupées avaient une activité économique en dehors du salariat, parmi lesquelles 27,5 pour cent ont déclaré être à la tête d'une micro-entreprise, surtout non-agricole<sup>1</sup>. S'agissant des hommes urbains ayant un emploi, 60,1 pour cent exercent une activité non-salariée, parmi lesquels 64,8 pour cent sont des patrons ou des travailleurs indépendants, majoritairement liés à l'agriculture. En réalité, les informations issues des enquêtes auprès des ménages de 2001 et 2005 montrent que l'emploi à propre compte féminin en termes de micro-entreprises est beaucoup plus important que ne le suggère la stratification du marché du travail par rapport aux critères standards. Beaucoup de femmes classées logiquement, en premier lieu, comme des aides familiales, ont été considérées, a posteriori, comme responsables de micro-entreprises (tableau A1, en annexes)<sup>2</sup>.

La présente recherche s'inscrit dans cette perspective. Bien 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. En particulier, à l'aide des données des enquêtes prioritaires auprès des ménages de 2001 et 2005 de Madagascar, elle propose de mettre en évidence les déterminants des profits des micro-entreprises selon le genre, et d'appréhender le niveau et la dynamique de leur efficacité économique au cours de la période. La méthode d'analyse est exposée dans la section 2,

---

<sup>1</sup> Cela signifie que 72,5 pour cent des femmes occupées en dehors du salariat se sont déclarées être des aides familiales ou des apprenties.

<sup>2</sup> Le tableau A1, en annexes, montre que la proportion des individus déclarés être responsables d'une micro-entreprise est assez similaire selon le sexe, alors que la part de l'emploi urbain à propre compte est de 39,0 et 19,6 pour cent, respectivement, pour les hommes et les femmes. Une grande partie de l'écart entre les informations du tableau A1, en annexes – ligne N –, et les informations relatives à la stratification du marché du travail (Lachaud, 2008) provient de la plus grande ampleur relative des aides familiales : 51,4 pour cent, contre seulement 21,2 pour cent pour les hommes.

tandis que les estimations des fonctions de profits et des frontières stochastiques de profits sont présentées dans les sections 3 et 4.

## 2. La méthode d'analyse

Après avoir présenté les fonctions de profits estimées, l'approche des frontières stochastiques de profits est exposée, tandis que les sources statistiques sont précisées.

### 1. Estimation des fonctions de profits

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 le cas présent, les données relatives aux enquêtes auprès des ménages de Madagascar de 2001 et 2005 réduisent vraisemblablement la portée d'une telle analyse. 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 obtenus<sup>3</sup>. 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]<sup>4</sup> :

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

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  $i$ . Le terme aléatoire  $\varepsilon_i$  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] :

$$\pi_i = c + \alpha k_i + \beta l_i + \gamma x_{i1} + \dots + \delta x_{in} + \eta_i \quad [2]$$

Dans l'équation [2],  $\delta_i$ ,  $k_i$  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  $x_n$  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.

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 sens<sup>5</sup>. 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 questionnaire<sup>6</sup>, 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

<sup>3</sup> La prise en compte de l'accumulation du capital varie selon les enquêtes – voir plus bas. L'étude de House (1984) prend en compte l'accumulation du capital des entreprises du secteur informel à Nairobi.

<sup>4</sup> Un modèle linéaire différent a déjà été utilisé pour la Côte d'Ivoire. Voir Vijverberg (1988).

<sup>5</sup> Etude récente sur le Brésil a tenté de rendre plus opérationnelle la mesure du secteur informel (Henley, Arabsheibani, Carneiro, 2009).

<sup>6</sup> 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.

utilisés dans le processus de production sont proportionnels au stock de capital disponible<sup>7</sup>. 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 vendus<sup>8</sup>. Or, pour 2001, on ne dispose que d'une information relative à la « valeur totale actuelle des équipements de l'entreprise »<sup>9</sup>. S'agissant de 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'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. Les variables inhérentes à  $x_n$  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.

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  $\alpha$  et  $\beta$  représentent les élasticités, respectivement, du travail et du capital, et permettent de calculer la productivité marginale des facteurs, toutes choses égales par ailleurs<sup>10</sup>. 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 du 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.

## 2. Frontières stochastiques de profits et efficience

En réalité, la fonction de production ou de profits est un idéal théorique, les micro-entreprises, recherchant la maximisation du profit, effectuent des choix simultanés quant aux produits et aux facteurs, et se situent sur la frontière de production ou de coûts. En d'autres termes, elles ont la capacité d'obtenir le produit maximum compte tenu de ressources données – efficience technique –, et la faculté d'utiliser les facteurs en proportion optimale étant donné leur prix – efficience allocative<sup>11</sup>. Or, les micro-entreprises peuvent se situer en deçà de la frontière de production ou au-delà de la frontière de coûts, ce qui justifie une analyse de l'efficience économique en termes des écarts effectifs par rapport à la frontière idéale.

Dans ce contexte, l'approche paramétrique demeure la plus utilisée pour dériver une spécification du modèle de frontière, et conduit à une estimation économétrique où l'efficience est mesurée relativement à une frontière de production ou de profits qui est statistiquement déterminée<sup>12</sup>. Néanmoins, l'approche économétrique implique la détermination d'une représentation paramétrique de la technologie qui peut être déterministe ou stochastique. Dans le premier cas, on suppose que toutes

<sup>7</sup> Voir Coelli, Rao, O'Donnell, Battese (2005) pour une discussion de ces questions.

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> Il s'agit de la question S6Q22.

<sup>10</sup> Par exemple, la productivité marginale du travail est :  $P_{ml} = \alpha(\hat{Y}/\hat{L})$ , si  $\hat{Y}$  et  $\hat{L}$  représentent, respectivement, la moyenne géométrique du profit et du travail. De même, la productivité marginale du capital est :  $P_{mk} = \beta(\hat{Y}/\hat{S})$ , si  $\hat{S}$  représente la moyenne géométrique du capital.

<sup>11</sup> La distinction est due à Farrell (1957).

<sup>12</sup> On distingue les méthodes statistiques et non-statistiques, la première faisant des hypothèses sur les propriétés stochastiques des données, contrairement aux secondes. De même, la méthode paramétrique est opposée à l'approche non-paramétrique qui n'impose pas de forme fonctionnelle particulière.

les micro-entreprises partagent une classe de frontière commune donnée, ce qui conduit à rejeter l'idée que les performances observées des unités économiques peuvent être affectées aussi bien par des chocs exogènes aléatoires, que par des éléments endogènes liés, par exemple, à l'inefficience (Aigner, Chu, 1968). De ce fait, l'agglomération de ces deux facteurs, bénéfiques ou défavorables<sup>13</sup>, dans un simple terme aléatoire censé représenter l'inefficience, constitue une approche contestable. Dans le second cas, le modèle de frontière stochastique suggère que les écarts par rapport à la frontière de production ou de profits peuvent, en partie, échapper au contrôle des micro-entreprises, ce qui conduit à l'élaboration d'une structure de l'erreur plus adaptée (Aigner, Lowell, Schmidt, 1977). Dans cette situation, la relation [2] peut s'écrire selon [3] :

$$\pi_i = c + \alpha k_i + \beta l_i + \gamma x_{i1} + \dots + \delta x_{in} + v_i + u_i \quad [3]$$

A la différence de [2], le modèle [3] comporte deux termes aléatoires. La composante  $v_i$  représente un terme d'erreur symétrique permettant la variation aléatoire de la fonction de profits selon les micro-entreprises, imputable à des erreurs de mesure et de spécification, mais aussi à l'effet de chocs exogènes au-delà du contrôle des unités économiques – cyclone, localisation géographique, etc. Il s'agit de la partie stochastique. La composante  $u_i$  ( $\geq 0$ ) est l'erreur aléatoire représentant l'« inefficience productive » relative à la frontière de profits stochastique. Le modèle [3] représente une « frontière de profits stochastique » parce que, du fait de la non-négativité de  $u_i$ , les profits doivent se situer sur ou en deçà de la frontière représentée par l'expression  $\exp(c + \alpha k_i + \beta l_i + \gamma x_{i1} + \dots + \delta x_{in} + v_i)$  qui est l'objectif de frontière optimal – maximum de profits. Le terme aléatoire  $v_i$  peut être positif ou négatif, ce qui implique une variation de la frontière de profits stochastique par rapport à la composante déterministe  $\exp(c + \alpha k_i + \beta l_i + \gamma x_{i1} + \dots + \delta x_{in})$ . En d'autres termes, la déviation d'une observation par rapport à la composante déterministe de la frontière de profits survient pour deux raisons : (i) une variation aléatoire symétrique selon les observations de la fonction déterministe due à la composante  $v_i$  ; (ii) une variation asymétrique exprimée par la composante  $u_i$  qui représente l'inefficience productive. Ce dernier se réfère à l'inefficience productive dans la mesure où il représente l'écart des profits  $\delta_i$  par rapport à ceux qui sont générés par leur frontière maximum exprimée par  $\exp(c + \alpha k_i + \beta l_i + \gamma x_{i1} + \dots + \delta x_{in} + v_i)$ .

Sur un plan économétrique, l'estimation des frontières de production ou de profits n'est pas sans obstacles, compte tenu de la présence des deux termes aléatoires dans le membre de droite. A cet égard, l'une des solutions proposées dans la littérature est d'effectuer certaines hypothèses quant à la distribution des termes aléatoires, notamment  $u_i$ , et de surmonter le biais des moindres carrés ordinaires en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance (Kumbhakar, Lovell, 2000 ; Greene, 2000)<sup>14</sup>. Dans la présente étude, les distributions exponentielle et gamma du terme de l'inefficience sont proposées. En effet, bien que la forme exponentielle soit considérée comme la plus robuste par la littérature, le modèle gamma a la particularité de fournir un paramétrage plus riche et plus flexible de la distribution de l'inefficience (Greene, 2000). Ce modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance simulé à l'aide de LIMDEP 7.0<sup>15</sup>. Par ailleurs, pour les différentes estimations selon le sexe, divers paramètres habituels sont présentés : (i)  $\delta = 1/\delta_u$  dans le modèle exponentiel, où  $\delta_u$  est la variance de l'inefficience ; (ii)  $\delta_v$ , la variance aléatoire ; (iii)  $P$ , le paramètre de densité gamma  $> 0$  ; (iv)  $\tilde{\alpha}$  le paramètre indiquant la part de la variance de l'inefficience  $\delta_u^2$  dans la variance totale  $\delta_s^2 = (\delta_u^2 + \delta_v^2)$ . De plus, différents tests de rapport de vraisemblance sont calculés : (i) le test du ratio de vraisemblance vérifiant que les coefficients sont significativement différents de zéro<sup>16</sup> ; (ii) le test du ratio de vraisemblance vérifiant que les modèles exponentiel et gamma sont statistiquement différents<sup>17</sup> ;

<sup>13</sup> Ces facteurs peuvent être contrôlés ou non par les micro-entreprises.

<sup>14</sup> On suppose également que les régresseurs de [3] et l'inefficience productive sont indépendants, ce qui peut être discuté. De plus, une question importante est la possibilité d'introduire l'hétérogénéité observée dans la spécification des modèles.

<sup>15</sup> Les algorithmes David-Fletcher-Powell (DFP) et Berndt-Hall-Hausman (BHHH) sont utilisés, respectivement, pour les modèles gamma et exponentiel.

<sup>16</sup>  $LR = -2 \ln(L_R/L_U)$ , où  $L_R$  est la fonction contrainte, contrairement à  $L_U$ . Le LR a une distribution  $\chi^2$ .

<sup>17</sup>  $LR_{GE} = 2(L_{GU} - L_{EU})$ , où  $L_{GU}$  et  $L_{EU}$  sont les log de vraisemblance, respectivement, des modèles gamma et exponentiel.

(iii) le ratio de vraisemblance examinant la différence des coefficients entre les hommes et les femmes. Enfin, il est à noter que pour chaque micro-entreprise urbaine – selon le sexe de la personne à sa tête –, une mesure de l'efficacité économique est générée<sup>18</sup>, ainsi que les limites de confiance.

### 3. Les sources statistiques

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 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 sont gérées, respectivement, par un homme et une femme, tandis que dans le second cas, la répartition est, respectivement, de 979 et 944. 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 A1, en annexes, affiche les statistiques descriptives relatives aux estimations des fonctions de profits et des frontières d'efficacité des micro-entreprises urbaines.

Il est à souligner que l'objet de la présente étude n'est pas d'appréhender l'efficacité 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.

## 3. Fonctions de profits

### 1. Les déterminants des profits

Le tableau 1 affiche les coefficients de régression des estimations par les moindres carrés du logarithme des profits des micro-entreprises urbaines selon le genre de celui qui la dirige, et appelle plusieurs commentaires.

---

<sup>18</sup> Il s'agit du ratio du profit observé et de la frontière stochastique de profit correspondante, soit :  $TE_i = \exp(-u_i)$ . Ce ratio est compris entre 0 et 1, et mesure le profit de la  $i$ ème micro-entreprise relativement au profit qui aurait pu être obtenu par une micro-entreprise pleinement efficace et utilisant le même vecteur de facteurs.



**Tableau 1 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des déterminants du log des profits des micro-entreprises urbaines selon le genre – Madagascar 2001-2005<sup>1</sup>**

Paramètre	2001						2005					
	Ensemble		Hommes		Femmes		Ensemble		Hommes		Femmes	
	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>
<b>Constante</b>	2,957	9,464**	3,675	6,366**	2,500	6,346**	4,306	12,605**	5,339	11,107**	3,946	9,494**
<b>Entreprise</b>												
Log du capital <sup>2</sup>	0,028	5,468**	0,028	3,616**	0,028	4,187**	0,038	4,621**	0,034	2,994**	0,049	3,974**
Log du travail <sup>3</sup>	0,507	6,731**	0,365	3,938**	0,728	5,163**	0,573	7,563**	0,490	4,998**	0,687	5,676**
<b>Durée d'activité</b>												
Durée (années)	0,003	0,522	0,001	0,116	0,009	0,991	0,016	1,759*	0,035	3,305**	0,010	0,884
(Durée) <sup>2</sup> /100	0,005	0,698	0,003	0,238	-0,000	-0,012	-0,032	-1,055	-0,045	-1,452	-0,060	-1,673*
<b>Tenue d'une comptabilité<sup>5</sup></b>	-	-	-	-	-	-	0,125	2,156**	0,197	2,385**	0,159	1,922*
<b>Disponibilité numéro statistique<sup>6</sup></b>	0,756	7,526**	0,782	5,718**	0,733	5,109**	0,591	8,454**	0,645	6,763**	0,599	6,036**
<b>Branche d'activité<sup>7</sup></b>												
Industrie	0,264	2,192**	0,310	1,892*	0,445	2,204**	0,403	1,493	0,480	1,402	0,199	0,468
Commerce/services	0,370	3,445**	0,252	1,791*	0,656	3,548**	0,461	1,772*	0,526	1,575	0,492	1,664*
<b>Province<sup>8</sup></b>												
Fianarantsoa	-0,443	-3,947**	-0,204	-1,142	-0,643	-4,578**	-0,270	-2,945**	-0,419	-3,429**	-0,001	-0,009
Toamasina	-0,458	-4,080**	-0,659	-3,912**	-0,281	-1,928*	-0,137	-1,345	-0,412	-2,824**	0,160	1,186
Mahajanga	0,185	1,775*	0,183	1,094	0,183	1,335	-0,112	-1,281	-0,167	-1,426	0,038	0,310
Toliara	0,186	1,787*	0,220	1,395	0,064	0,455	0,016	0,177	-0,144	-1,026	0,184	1,552
Antsiranana	0,404	3,129**	0,359	1,638	0,365	2,279**	0,020	0,151	-0,022	-0,121	0,040	0,194
<b>Grand centre urbain</b>	-0,324	-4,475**	-0,368	-3,300**	-0,314	-3,281**	0,449	7,045**	0,209	2,427**	0,657	7,209**
<b>Entrepreneur</b>												
<b>Sexe</b>	0,129	1,644*	-	-	-	-	0,286	4,516**	-	-	-	-
<b>Chef de ménage</b>	0,301	3,761**	0,502	3,233**	0,206	2,208**	0,153	2,223**	-0,359	-2,711**	0,267	3,353**
<b>Age</b>												
Age (années)	0,008	0,584	-0,009	-0,367	0,014	0,757	0,023	2,177**	0,028	1,630	0,013	0,931
(Age) <sup>2</sup> /100	-0,017	-0,973	0,003	0,088	-0,021	-0,973	-0,029	-2,360**	-0,040	-2,019**	-0,009	-0,576
<b>Education<sup>9</sup></b>												
Primaire	0,370	3,159**	0,053	0,248	0,554	3,877**	0,366	4,659**	0,165	1,464	0,469	4,356**
Secondaire	0,749	6,627**	0,524	2,633**	0,817	5,744**	0,594	6,981**	0,277	2,316**	0,822	6,605**
Supérieur	-	-	-	-	-	-	0,785	6,471**	0,400	2,629**	1,409	7,000**
R <sup>2</sup> ajusté		0,367		0,287		0,331		0,301		0,234		0,328
F (sig)		32,23 (0,000)		11,53 (0,000)		8,24 (0,000)		40,41 (0,000)		15,96 (0,000)		23,96 (0,000)
Chi <sup>2</sup> Breusch - Pagan		86,55		43,70		33,64		159,89		56,91		100,25
Chow Hommes/Femmes (sig)		1,43 (0,1002)		-		-		4,03 (0,000)		-		-
N		1 026		470		323		1 929		979		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) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le â et l'erreur type ; (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 (sauf 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.

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

Source : EPM 2001 et 2005.

En premier lieu, on observe que l'élasticité des profits par rapport à l'emploi est nettement plus importante que pour le capital. Ainsi, en 2005, pour l'ensemble des micro-entreprises non-agricoles, toutes choses égales par ailleurs, un accroissement de un pour cent des unités d'emploi homogénéisées induit une variation des profits de 0,573 pour cent, alors qu'une addition d'une unité de capital élève les profits de 0,038 pour cent seulement. Par conséquent, les gains des unités de production non-agricoles urbaines sont beaucoup plus sensibles à la variation de l'emploi, comparativement au capital. D'ailleurs, cette sensibilité par rapport aux deux facteurs de production a crû au cours de la période, puisque les élasticité par rapport à l'emploi et au capital étaient, respectivement, de 0,507 et 0,028 en 2001. Néanmoins, la différenciation des micro-entreprises selon le sexe de celui qui la dirige apporte des informations intéressantes<sup>19</sup>. D'une part, l'élasticité-emploi des profits est sensiblement plus élevée dans les micro-entreprises féminines, comparativement aux entreprises masculines, la sensibilité des gains par rapport au capital étant assez comparable. En effet, en 2005, les élasticité-emploi des profits des micro-entreprises féminines et masculines étaient, respectivement, de 0,687 et 0,490, alors qu'elles s'élevaient à 0,049 et 0,034 pour le capital. D'autre part, une évolution contrastée des élasticité selon

<sup>19</sup> On notera que pour 2001, le test de Chow n'est significatif qu'à 10 pour cent.

le genre des dirigeants des micro-entreprises a prévalu entre 2001 et 2005. Les élasticités-emploi des profits des micro-entreprises féminines et masculines ont, respectivement, décliné et augmenté, puisqu'elles s'élevaient à 0,490 et 0,365 en 2001, et la sensibilité des profits à l'égard du capital a crû faiblement dans les deux cas. En définitive, les profits des micro-entreprises non-agricoles dépendent surtout du volume de l'emploi, notamment pour celles qui sont gérées par une femme, bien que le différentiel selon le sexe se soit atténué au cours de la période 2001-2005. On remarque également que, quel que soit le sexe de celui qui gère l'entreprise, les rendements à l'échelle sont inférieurs à un.

En deuxième lieu, le mode de gestion a un impact sur les profits des micro-entreprises urbaines. Quel que soit le sexe du micro-entrepreneur, la tenue d'une comptabilité – simple ou normalisée – et la disponibilité d'un numéro statistique rehaussent sensiblement le niveau des profits des micro-entreprises. Néanmoins, l'effet de la disponibilité d'un numéro statistique est plus important, dans la mesure où il traduit probablement un mode de gestion et une organisation qui sont quasiment ceux qui prévalent dans le secteur moderne. Par contre, le critère de la tenue d'une comptabilité fait référence le plus souvent à un simple enregistrement des dépenses et recettes, ce qui est le cas de maintes entreprises susceptibles d'appartenir au secteur informel. Ainsi, en 2005, pour les micro-entreprises féminines, par exemple, le fait de tenir une comptabilité ou d'avoir un numéro d'identification statistique à l'INSTAT augmente le log des profits de 0,159 et 0,599, respectivement. Si un tel résultat était attendu, il renforce les initiatives de promotion des micro-entreprises visant à rationaliser les modes de gestion. Naturellement la « formalisation de l'informel », notamment de production et de services, est un processus de long terme, et toute initiative brutale risque d'être contre-productive en termes d'emplois. Dans ce contexte, quelques éléments additionnels relatifs aux entreprises peuvent être notés. Tout d'abord, on remarque que la durée d'activité est corrélée avec les profits en 2005, mais seulement pour les micro-entreprises gérées par les hommes. Ensuite, les profits des micro-entreprises sont les plus importants dans les grands centres urbains, notamment pour celles qui sont dirigées par les femmes. En outre, il apparaît que les micro-entreprises masculines dérivent des profits plus faibles dans les provinces de Fianarantsoa et de Toamasina, comparativement à Antananarivo. Enfin, les profits des micro-entreprises ayant une femme à leur tête sont sensiblement plus élevés dans le commerce et les services, comparativement à des activités classées dans la branche « agriculture et divers ». Cette situation s'est maintenue au cours de la période, contrairement aux micro-entreprises masculines qui généraient des profits relativement plus importants dans l'industrie, le commerce et les services en 2001.

En troisième lieu, les caractéristiques des micro-entrepreneurs ont un impact réel sur les profits obtenus, et deux aspects méritent d'être soulignés. D'une part, on observe un différentiel de profits assez net entre les micro-entreprises masculines et féminines. A cet égard, le tableau 1 montre que, toutes choses égales par ailleurs, les premières génèrent des profits 33,1 pour cent plus élevés que les secondes en 2005. Cet écart net s'est accentué au cours de la période puisqu'il était de 13,8 pour cent en 2001. Le tableau A1, en annexes, affiche les écarts bruts de profits selon le sexe de celui qui est à la tête de la micro-entreprise<sup>20</sup>, tandis que la figure 1 reproduit les profils âge-profits prédits à partir de l'équation [3] – modèle gamma. Dans ce contexte, on note que lorsque les micro-entreprises sont gérées par un chef de ménage, les profits sont sensiblement plus élevés, une situation assez logique dans la mesure où, la plupart du temps, celui qui est à la tête du ménage est le principal apporteur de revenus. Cette situation prévaut quel que soit le sexe du micro-entrepreneur, sauf en 2005 où les profits générés par les chefs de ménage masculins sont relativement moins élevés<sup>21</sup>. D'autre part, le niveau d'instruction est un puissant facteur d'accroissement des profits, notamment dans les micro-entreprises féminines. Par exemple, en 2005, toutes choses égales par ailleurs, le fait pour une femme chef d'entreprise d'avoir le niveau d'instruction du secondaire rehausse les gains de 127,5 pour cent, comparativement à celles qui sont sans instruction. Ce différentiel de rendement de l'instruction est demeuré stable au cours de la période. Or, pour les hommes, la contribution relative du niveau

<sup>20</sup> Les écarts bruts de profits se sont quelque peu réduits entre les micro-entreprises féminines et masculines au cours de la période 2001-2005, contrairement aux écarts nets.

<sup>21</sup> Il est difficile d'expliquer cette évolution entre 2001 et 2005.

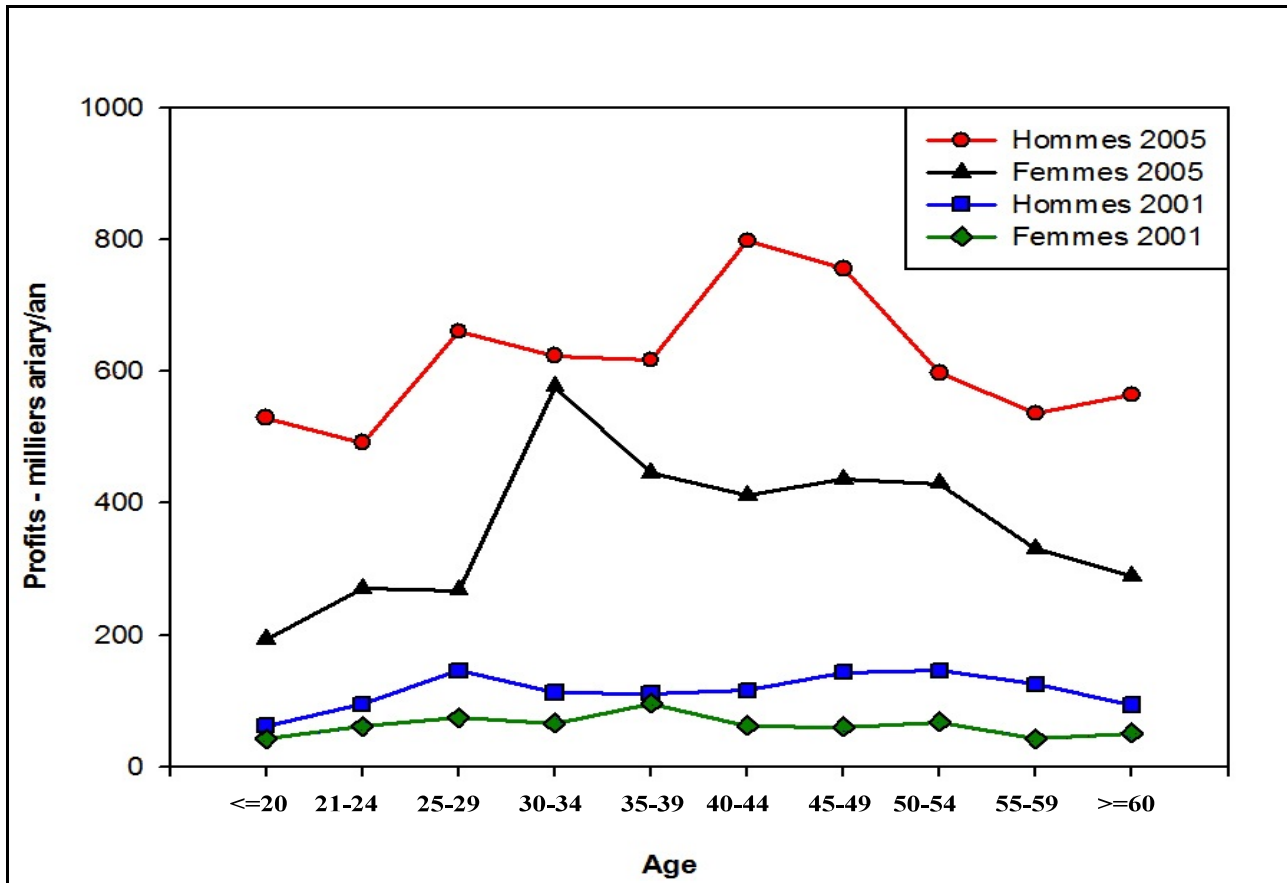


Figure 1 : Profits prédits selon le sexe des micro-entrepreneurs – distribution gamma – Madagascar 2001-2005

d'éducation secondaire non seulement n'est que de 31,9 pour cent en 2005 par rapport à ceux qui sont sans instruction, mais aussi le rendement s'est détérioré – 68,9 pour cent en 2001. Par ailleurs, l'effet du niveau d'instruction du primaire n'affecte pas les profits des micro-entreprises masculines, contrairement à leurs homologues féminines. Ainsi, bien que les gains moyens des femmes à la tête d'une micro-entreprise soient moindres que ceux des hommes, le taux de rendement de l'instruction demeure beaucoup élevé pour les premières que pour les seconds<sup>22</sup>.

## 2. L'estimation des produits marginaux

Le tableau 2 affiche les produits marginaux du travail et du capital des micro-entreprises urbaines, évalués à la moyenne des profits et des facteurs de production. Plusieurs observations peuvent être présentées.

Premièrement, en 2005, on observe que les produits marginaux du travail des micro-entreprises masculines et féminines sont assez comparables, le ratio étant de 1,020. En effet, les gains imputables à l'utilisation d'une unité additionnelle de personne homogène sont de 313,3 et 307,3 milliers d'ariary par an, respectivement, pour les premières et les secondes. Par contre, de fortes disparités prévalent pour les produits marginaux du capital. Les profits générés par l'addition d'une valeur d'un millier d'ariary de capital physique sont de 369,3 et 713,3 milliers d'ariary annuellement, soit un ratio hommes/femmes de 0,276. A cet égard, le tableau A1, en annexes, montre bien que les unités de production gérées par une femme sont beaucoup moins dotées en capital que celles qui appartiennent aux hommes.

Deuxièmement, le tableau 2 met en évidence, au cours de la période, une dynamique différenciée quant au divers produits marginaux appréhendés selon le sexe du chef d'entreprise. D'une

<sup>22</sup> Ce résultat prévaut aussi pour le niveau d'instruction du supérieur. Un résultat analogue est aussi observé pour les salaires (Lachaud, 2008).

**Tableau 2 : Estimation des produits marginaux du travail et du capital inhérents aux fonctions des profits des micro-entreprises urbaines selon le genre – Madagascar 2001-2005<sup>1</sup>**

Paramètre	2001	2005 - nominal	2005 - réel <sup>4</sup>	Variation 2005/2001 (%)	Ratio hommes/femmes	
					2001	2005
<b>Produit marginal du travail<sup>2</sup></b>						
Total	64,803	495,610	320,845	395,1		
Homme	53,944	484,024	313,345	480,9	{	0,721
Femme	74,802	474,733	307,330	310,9		
<b>Produit marginal du capital<sup>3</sup></b>						
Total	0,018	0,151	0,097	442,3		
Homme	0,015	0,108	0,070	369,3	{	0,479
Femme	0,031	0,391	0,253	713,3		

(1) Les produits marginaux sont évalués à la moyenne des profits et des facteurs de production ; (2) Milliers ariary par an/unité de travail homogène ; (3) Milliers ariary par an/milliers ariary ; (4) Aux prix de 2001 – déflaté par l'indice général des prix.

Source : EPM 2001 et 2005 ; tableau 1.

part, dans les micro-entreprises féminines, le produit marginal du travail *relatif* a décliné puisque le ratio hommes/femmes est passé de 0,721 à 1,020 entre 2001 et 2005. Or, l'inverse a prévalu en ce qui concerne les produits marginaux *relatifs* du capital, le ratio hommes/femmes ayant diminué de 0,479 à 0,276. Dans ce contexte, il importe de noter que, quel que soit le sexe du chef d'entreprise, les données de l'enquête montrent que les produits marginaux du travail et du capital ont considérablement augmenté au cours de la période. Cette évolution traduit probablement, en partie, une progression de la performance des micro-entreprises, et, en partie, la configuration des informations précédemment soulignée.

## 4. Frontières stochastiques de profits

### 1. Les déterminants des profits

Le tableau 3 présente les coefficients de régression des estimations par le maximum de vraisemblance des frontières de profits des micro-entreprises urbaines selon le genre, et appelle plusieurs commentaires.

Premièrement, sur un plan économétrique, on note que pour tous les modèles exponentiel et gamma, quels que soient le sexe de l'entrepreneur et l'année, les tests du ratio de vraisemblance rejettent l'hypothèse nulle qu'à un pour cent les coefficients sont égaux à zéro. De même, pour chaque type de modèle et année, les coefficients des estimations des frontières de profits diffèrent significativement selon le sexe de la personne qui gère la micro-entreprise. Par contre, pour 2001, le test du ratio de vraisemblance ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle que modèle exponentiel est adéquat. En effet, à partir des valeurs du maximum de vraisemblance, la statistique du ratio de vraisemblance est de 2,196 et 1,375, respectivement, pour les hommes et les femmes. Or, à 5 pour cent, la valeur du  $\chi^2_{0,95}$  est de 3,84.

Deuxièmement, il apparaît que les coefficients des frontières stochastiques de profits sont assez proches de ceux qui résultent des estimations par les moindres carrés ordinaires, indépendamment de l'année, du modèle et du sexe du micro-entrepreneur – tableau 1. Toutefois, notamment pour 2005, le modèle gamma produit quelques différences mineures à l'égard de certaines variables. Par exemple, pour les micro-entreprises gérées par une femme, les élasticités des profits par rapport au travail sont un peu plus importantes avec le modèle gamma qu'avec le modèle exponentiel. Il en est de même de l'impact sur les profits de la disponibilité d'un numéro statistique. Par contre, l'inverse prévaut en ce qui concerne l'élasticité du capital. En définitive, le tableau 3 suggère que les déterminants des profits issus de l'estimation des frontières stochastiques sont identiques à ceux qui ont été précédemment explicités à l'aide des fonctions de profits estimées par les moindres carrés ordinaires.

**Tableau 3 : Coefficients de régression des estimations par le maximum de vraisemblance des frontières de profits stochastiques des micro-entreprises urbaines selon le genre – Madagascar 2001-2005<sup>1</sup>**

Paramètre	2001								2005								
	Modèle exponentiel <sup>10</sup>				Modèle gamma <sup>11</sup>				Modèle exponentiel <sup>10</sup>				Modèle gamma <sup>11</sup>				
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		
	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	
<b>Constante</b>	4,163	8,244**	2,852	6,779**	4,065	6,639**	2,762	6,933**	6,100	16,962**	4,589	8,081**	6,098	17,027**	4,160	3,506**	
<b>Entreprise</b>																	
Log du capital <sup>1</sup>	0,029	3,983**	0,028	4,105**	0,028	3,899**	0,028	3,644**	0,034	3,712**	0,049	4,161**	0,035	3,879**	0,042	3,443**	
Log du travail <sup>1</sup>	0,365	3,918**	0,728	5,877**	0,365	3,604**	0,732	6,261**	0,490	6,627**	0,687	6,727**	0,495	6,677**	0,740	6,851**	
<b>Durée d'activité</b>																	
Durée (années)	0,001	0,113	0,009	0,954	0,000	0,024	0,009	0,807	0,035	4,833**	0,010	0,892	0,023	3,367**	0,001	0,007	
(Durée) <sup>2</sup> /100	0,002	0,167	-0,000	-0,010	0,002	0,040	-0,000	-0,022	-0,045	-3,885**	-0,060	-1,707*	-0,027	-2,902**	-0,029	-0,827	
<b>Tenue d'une comptabilité</b>																	
Disponibilité numéro statistique <sup>4</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,197	2,720**	0,159	1,843*	0,177	2,442**	0,127	1,464
<b>Branche d'activité</b>																	
Industrie	0,310	1,816*	0,445	2,175**	0,331	1,645*	0,442	2,118**	0,480	2,104**	0,199	0,370	0,348	1,612	0,475	0,407	
Commerce/services	0,251	1,649*	0,656	3,452**	0,259	1,465	0,649	3,400**	0,526	2,440**	0,492	0,993	0,502	2,487**	0,690	0,605	
<b>Province</b>																	
Fianarantsoa	-0,203	-1,368	-0,643	-4,606**	-0,196	-1,180	-0,651	-4,075**	-0,419	-4,429**	-0,001	-0,010	-0,237	-2,595**	0,122	1,159	
Toamasina	-0,659	-3,318**	-0,281	-1,542	-0,676	-3,065**	-0,293	-1,462	-0,412	-3,609**	0,160	1,277	-0,264	-2,529**	0,221	1,944*	
Mahajanga	0,183	1,171	0,183	1,375	0,188	1,087	0,173	1,096	-0,167	-1,807*	0,038	0,345	-0,079	-0,817	0,056	0,479	
Toiliana	0,220	1,447	0,064	0,452	0,226	1,448	0,059	0,343	-0,144	-1,387	0,184	1,664*	-0,046	-0,429	0,288	2,445**	
Antsiranana	0,359	1,693*	0,365	2,231**	0,348	1,166	0,353	1,510	-0,022	-0,169	0,040	0,270	-0,033	-0,195	0,163	0,897	
<b>Grand centre urbain</b>	-0,368	-3,413**	-0,314	-3,178**	-0,370	-3,165**	-0,323	-2,849**	0,209	2,521**	0,657	6,701**	0,121	1,721*	0,639	7,745**	
<b>Entrepreneur</b>																	
<b>Chef de ménage</b>																	
Age	0,502	3,139**	0,206	2,143	0,495	2,883**	0,203	1,914*	-0,359	-2,359**	0,267	3,623**	-0,259	-1,968**	0,265	3,508**	
Age (années)	-0,009	-0,429	0,014	0,942	-0,010	-0,580	0,012	0,932	0,028	2,360**	0,013	0,986	0,025	2,499**	0,024	1,719*	
(Age) <sup>2</sup> /100	0,002	0,101	-0,021	-1,317	0,003	0,184	-0,020	-1,491	-0,040	-3,164**	-0,009	-0,620	-0,035	-3,506**	-0,023	-1,385	
<b>Education</b>																	
Primaire	0,052	0,259	0,554	3,822	0,036	0,174	0,553	3,826**	0,165	1,686*	0,469	5,316**	0,199	1,716*	0,452	5,245**	
Secondaire	0,524	2,675**	0,817	5,449	0,510	2,553**	0,811	5,389**	0,277	2,661**	0,822	7,569**	0,269	2,230**	0,783	7,628**	
Supérieur	-	-	-	-	-	-	-	-	0,400	2,974**	1,409	7,271**	0,353	2,327**	1,317	6,310**	
<b>Paramètres</b>																	
ê <sup>12</sup>	2,049	6,053**	2,836	3,023**	3,013	1,259	4,357	17,196**	1,313	12,173**	1,556	6,635**	1,138	5,631**	1,476	4,589**	
ô <sub>v</sub> <sup>13</sup>	0,893	19,803**	0,940	17,939**	0,957	14,182**	0,981	27,864**	0,709	19,295**	0,819	14,720**	0,676	15,989**	0,829	16,073**	
P <sup>14</sup>	1,000	-	1,000	-	1,103	0,567	0,906	1,346	1,000	-	1,000	-	0,838	2,827**	0,888	2,032**	
â <sup>15</sup>	0,230	-	0,123	-	0,117	-	0,047	-	0,535	-	0,381	-	0,586	-	0,372	-	
<b>Log de vraisemblance</b>		-676,213		-792,026		-675,114		-971,338		-1390,108		-1369,327		-1381,933		-1366,173	
<b>Ecarts types des variables sous-jacentes</b>																	
v		0,893		0,940		0,957		0,981		0,709		0,819		0,676		0,829	
u		0,488		0,353		0,348		0,218		0,761		0,642		0,805		0,408	
<b>Tests du rapport de vraisemblance</b>																	
Coefficients # 0 (sig)		178,156 (0,000)		272,869 (0,000)		180,353 (0,000)		274,245 (0,000)		265,008 (0,000)		393,855 (0,000)		281,358 (0,000)		400,165 (0,000)	
Coefficients hommes/femmes (sig)		28,804 (0,000)		-		32,317 (0,000)		-		92,072 (0,000)		-		98,068 (0,000)		-	
Modèles exponentiel/gamma (sig)		2,196 (0,138)		1,375 (0,241)		-		-		16,349 (0,000)		6,309 (0,012)		-		-	
N		470		556		470		556		979		944		979		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) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le â et l'erreur type ; (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 (sauf 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) Distribution exponentielle de l'inefficience ; (11) Distribution gamma de l'inefficience ; (12) ê = 1/ô<sub>v</sub> dans le modèle exponentiel, ô<sub>v</sub> = variance de l'inefficience ; (13) ô<sub>v</sub> = variance aléatoire ; (14) Paramètre de densité gamma > 0 ; (15) Le paramètre â indique la part de la variance de l'inefficience ô<sub>v</sub> dans la variance totale ô<sub>s</sub><sup>2</sup> = (ô<sub>v</sub><sup>2</sup> + ô<sub>v</sub><sup>2</sup>).

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

Source : EPM 2001 et 2005.

## 2. Efficience économique : analyse et dynamique

Le tableau 3 montre que les paramètres ê sont quasiment tous statistiquement significatifs<sup>23</sup>, ce qui signifie l'existence d'effets d'inefficience économique, et que toutes les déviations par rapport aux frontières ne sont pas dues au terme aléatoire v<sub>i</sub>. Par ailleurs, les figures A1 et A2, en annexes, affichent les limites de confiance de l'efficience pour les hommes et les femmes du modèle exponentiel, selon la méthode de Bera et Sharma (1999), reprise par Greene (2007)<sup>24</sup>. Par ailleurs, le paramètre â indique la part de la variance de l'inefficience ô<sub>v</sub> dans la variance totale ô<sub>s</sub><sup>2</sup> = (ô<sub>v</sub><sup>2</sup> + ô<sub>v</sub><sup>2</sup>). A cet égard, on

<sup>23</sup> Sauf en ce qui concerne les hommes pour 2001 avec le modèle gamma. Coelli, Rao, O'Donnell et Battese (2005) discutent ce test.

<sup>24</sup> Greene (2007) fait remarquer qu'il s'agit d'un intervalle centré sur l'estimateur de la moyenne conditionnelle, E[u<sub>i</sub>|â<sub>i</sub>], et non sur l'estimateur u<sub>i</sub>, comme devrait l'être tout intervalle de confiance.

**Tableau 4 : Taux d'efficacité économique moyen des micro-entreprises selon le genre et le modèle – Madagascar 2001-2005<sup>1</sup>**

Paramètre	2001	2005	Variation 2005/2001 (%)	Ratio hommes/femmes	
				2001	2005
<b>Modèle exponentiel</b>					
Total	0,695 (0,087)	0,539 (0,175)	-22,4		
Homme	0,631 (0,122)	0,526 (0,189)	-16,6	{0,890	{0,934
Femme	0,709 (0,081)	0,563 (0,162)	-20,6		
<b>Modèle gamma</b>					
Total	0,695 (0,087)	0,553 (0,191)	-20,4		
Homme	0,699 (0,080)	0,549 (0,204)	-21,5	{0,859	{0,938
Femme	0,814 (0,039)	0,585 (0,165)	-28,5		

(1) Les écarts types sont entre parenthèses.

Source : EPM 2001 et 2005.

observe que la part de la variance de l'inefficacité économique dans la variance totale est beaucoup plus importante pour les micro-entreprises gérées par un homme, que pour celles ayant une femme à leur tête. Ce résultat prévaut quel que soit le modèle pris en compte. Par exemple, en 2005, le modèle gamma suggère que la part de la variance de l'inefficacité économique dans la variance totale est de 58,6 pour cent pour les micro-entreprises masculines, contre 37,2 pour cent pour leurs homologues féminines. De plus, le tableau 3 indique que la valeur du paramètre  $\alpha$  a considérablement augmenté au cours de la période 2001-2005.

Dans ce contexte, le tableau 4, présente les taux d'efficacité économique moyens des micro-entreprises selon le genre et le modèle estimé, et appelle plusieurs commentaires<sup>25</sup>. Tout d'abord, on observe que les taux moyens d'efficacité économique sont relativement indépendants du modèle estimé en 2005, contrairement à 2001 où les écarts sont de l'ordre de 10 points de pourcentage pour une catégorie de micro-entreprise donnée. Quoiqu'il en soit, on constate que les taux d'efficacité économique sont assez faibles, notamment en 2005 où, en moyenne, les micro-entreprises réalisent seulement un peu plus de la moitié des profits qu'elles pourraient obtenir si elles étaient pleinement efficaces. Par exemple, le modèle gamma indique que les taux d'efficacité des micro-entreprises masculines et féminines sont, respectivement, de 0,549 et 0,585. Ensuite, il apparaît que le taux d'efficacité économique est un peu plus élevé pour les micro-entreprises gérées par une femme, que celles qui ont un homme à leur tête. A cet égard, si l'écart est peu élevé en 2005, comme cela vient d'être suggéré avec le modèle gamma, le différentiel d'efficacité économique est assez significatif en 2001. Ainsi, pour cette année, le modèle gamma produit des taux d'efficacité de 0,699 et 0,814, respectivement, pour les micro-entreprises masculines et féminines. Enfin, l'observation de la dynamique des taux d'efficacité économique suggère que la situation des micro-entreprises féminines s'est dégradée *relativement* aux micro-entreprises masculines. En effet, le tableau 4 montre que, par exemple à l'aide du modèle gamma, le taux d'efficacité économique des micro-entreprises gérées par une femme a décliné de 28,5 pour cent entre 2001 et 2005, contre 21,5 pour cent pour les micro-entreprises ayant un homme à leur tête. De ce fait, le ratio des taux d'efficacité économique hommes/femmes a augmenté de 0,859 à 0,938. Si l'on considère le modèle exponentiel, la tendance au cours de la période est comparable. Par conséquent, le déclin *absolu* et *relatif* de l'efficacité économique des micro-entreprises urbaines gérées par les femmes peut constituer un autre élément d'explication de la féminisation de l'urbanisation de la pauvreté, conjointement avec la détérioration des autres dimensions du marché du travail : le déclin de la qualité des emplois salariés, affectant plus que proportionnellement les femmes, la croissance plus rapide du chômage urbain féminin, et les

<sup>25</sup> On rappelle que le taux d'efficacité économique mesure le profit de la  $i$ ème micro-entreprise relativement au profit qui pourrait être obtenu par une micro-entreprise totalement efficace 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 efficace ayant des valeurs des facteurs comparables.

**Tableau 5 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés de la relation entre l'efficacité économique et les profits des micro-entreprises urbaines selon le genre – Madagascar 2001-2005<sup>1</sup>**

Paramètre	2001				2005			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>	â	t <sup>2</sup>
Constante	-0,025	-13,601**	-0,361	-22,705**	-7,717	-39,781**	-4,367	-19,022**
Log du profit	0,214	7,293**	0,053	7,617**	1,740	29,651**	1,053	14,395**
(Log du profit) <sup>2</sup>	-0,014	-5,114**	-0,003	-4,264**	-0,101	-22,872**	-0,068	-11,943**
R <sup>2</sup> ajusté	0,606		0,563		0,876		0,699	
F (sig)	361,89 (0,000)		359,55 (0,000)		3465,01 (0,000)		1091,54 (0,000)	
Chi <sup>2</sup> Breusch - Pagan	435,89 (0,000)		261,88 (0,000)		265,91 (0,000)		755,56 (0,000)	
N	470		556		979		944	
« Turning point » du taux d'efficacité	0,805		0,878		0,794		0,735	

(1) La variable dépendante est le log du taux d'efficacité économique déterminé par le modèle gamma.

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

Source : EPM 2001 et 2005.

disparités accrues selon le sexe du taux de sous-occupation globale, prenant en compte à la fois les chômeurs et les employés salariés (Lachaud, 2009).

### 3. Efficacité économique et profits : une courbe de Kuznets ?

Les conclusions précédemment mises en évidence incitent à questionner le lien qui prévaut entre le taux d'efficacité économique et les profits des micro-entreprises. A cet égard, l'étude propose de régresser le log du taux d'efficacité – déterminé par le modèle gamma – avec le log et le carré du log des profits des micro-entreprises. Le tableau 5 affiche les coefficients des estimations par les moindres carrés ordinaires de la relation entre l'efficacité économique et les profits des micro-entreprises urbaines selon le genre pour les deux années, et appelle quelques commentaires.

On observe que, quels que soient le sexe de l'entrepreneur et l'année de référence, les R<sup>2</sup> ajustés sont assez élevés. Par exemple, pour 2005, les R<sup>2</sup> ajustés sont de 0,876 et 0,699, respectivement, pour les hommes et les femmes. En outre, les coefficients du log et du carré du log des profits sont statistiquement significatifs, ce qui signifie que le taux d'efficacité économique des micro-entreprises urbaines croît jusqu'à un certain seuil des profits, et décroît par la suite. Dans une certaine mesure, la configuration de la relation entre le taux d'efficacité économique et les profits des micro-entreprises urbaines évoque la célèbre courbe de Kuznets.

Néanmoins, des disparités quant à la dynamique des seuils de retournement – turning point – prévalent selon les années et le sexe du micro-entrepreneur. En 2005, la valeur des coefficients de régression conduit à une estimation du taux maximum d'efficacité économique des micro-entreprises de 0,794 et 0,735, respectivement, gérées par un homme et une femme – tableau 5. Or, en 2001, on constate que les seuils de retournement des taux d'efficacité économique des unités de production masculines et féminines s'élevaient, respectivement, à 0,805 et 0,878. En d'autres termes, cette dynamique traduit une double évolution. Tout d'abord, la baisse du niveau des « turning point » des taux d'efficacité économique entre 2001 et 2005 est cohérente avec le déclin de leur niveau moyen, comme cela a été mis en évidence à l'aide des informations affichées au tableau 4. Ensuite, le tableau 5 montre que le seuil de retournement du taux d'efficacité économique est demeuré quasiment-identique au cours de la période pour les micro-entreprises gérées par un homme, puisqu'il n'a baissé que de 1,4 pour cent. Or, s'agissant des micro-entreprises ayant à la tête une femme, le seuil de retournement a diminué de 16,3 pour cent. Par conséquent, malgré la baisse de la moyenne du taux d'efficacité économique des micro-entreprises masculines entre 2001 et 2005, le seuil de retournement est demeuré assez stable, contrairement au micro-entreprises ayant une femme à leur tête. Les figures 2 et 3 illustrent la relation entre le log du taux d'efficacité économique et le log des profits selon le sexe du micro-entrepreneur.

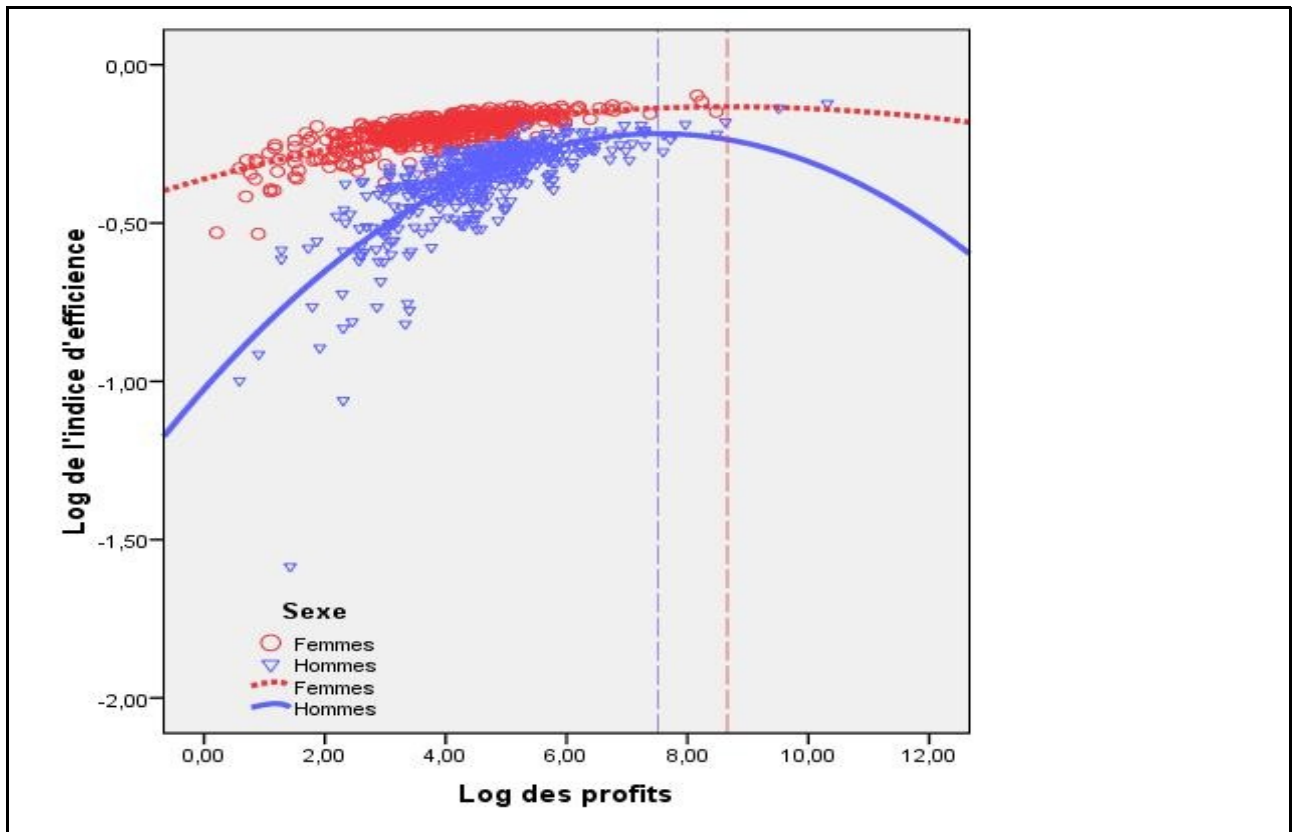


Figure 2 : Efficience économique et profits des micro-entreprises urbaines selon le genre – modèle gamma, Madagascar 2001

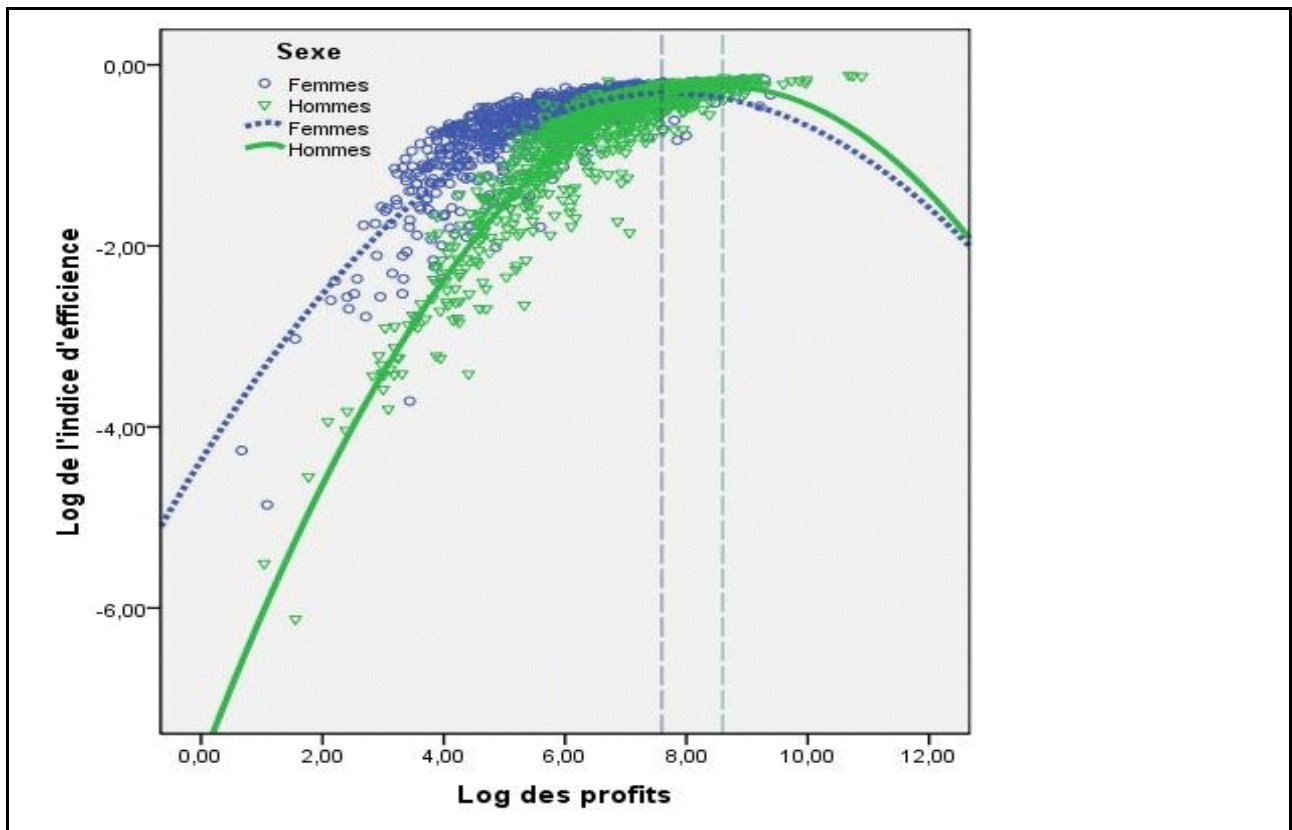


Figure 3 : Efficience économique et profits des micro-entreprises urbaines selon le genre – modèle gamma, Madagascar 2005



## 5. Conclusion

Fondée sur les deux enquêtes prioritaires de Madagascar de 2001 et 2005, la présente étude examine l'efficacité économique des micro-entreprises urbaines selon le sexe de la personne qui la gère, en vue de contribuer à mieux comprendre la féminisation de l'urbanisation de la pauvreté. Plusieurs conclusions sont mises en évidence.

Premièrement, 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, l'élasticité-emploi des profits est plus élevée dans les micro-entreprises féminines, comparativement aux micro-entreprises masculines, la sensibilité des gains par rapport au capital étant assez comparable. Par ailleurs, l'étude montre que : (i) la tenue d'une comptabilité et la disponibilité d'un numéro statistique rehaussent sensiblement le niveau des profits des micro-entreprises ; (ii) les profits des micro-entreprises sont les plus importants dans les grands centres urbains, notamment pour celles qui sont dirigées par les femmes, surtout dans le commerce et les services. Mais, les caractéristiques des micro-entrepreneurs ont aussi un impact sur les profits. D'une part, on observe un différentiel de profits assez net entre les micro-entreprises masculines et féminines – les premières générant des profits 33,1 pour cent plus élevés que les secondes en 2005 –, et cet écart net s'est accentué au cours de la période. D'autre part, le niveau d'instruction est un puissant facteur d'accroissement des profits, notamment pour les micro-entreprises féminines. Dans ce contexte, l'étude montre que les produits marginaux du travail des micro-entreprises masculines et féminines sont assez comparables, alors que le produit marginal du capital est beaucoup plus élevé dans les secondes que dans les premières. En même temps, on note que dans les micro-entreprises féminines, le produit marginal du travail *relatif* a décliné – le ratio hommes/femmes est passé de 0,721 à 1,020 entre 2001 et 2005 –, alors que l'inverse a prévalu en ce qui concerne les produits marginaux *relatifs* du capital.

Deuxièmement, l'estimation des frontières stochastiques de profits selon les modèles exponentiel et gamma génèrent plusieurs résultats. Tout d'abord, les modèles exponentiel et gamma produisent des coefficients assez proches de ceux qui résultent des estimations par les moindres carrés ordinaires, indépendamment de l'année et du sexe du micro-entrepreneur. Ensuite, on observe que la part de la variance de l'inefficacité économique dans la variance totale est beaucoup plus importante pour les micro-entreprises gérées par un homme, que pour celles ayant une femme à leur tête, et la valeur du paramètre  $\alpha$  a considérablement augmenté au cours de la période 2001-2005. En fait, on constate que les taux d'efficacité économique – relativement indépendants du modèle estimé – sont assez faibles, notamment en 2005 où, en moyenne, les micro-entreprises réalisent seulement un peu plus de la moitié des profits qu'elles pourraient obtenir si elles étaient pleinement efficaces. En outre, l'observation de la dynamique des taux d'efficacité économiques suggère que la situation des micro-entreprises féminines s'est dégradée *relativement* aux micro-entreprises masculines. Par exemple, selon le modèle gamma, le taux d'efficacité économique des micro-entreprises gérées par une femme a décliné de 28,5 pour cent entre 2001 et 2005, contre 21,5 pour cent pour les micro-entreprises ayant un homme à leur tête. Enfin, la configuration de la relation entre le taux d'efficacité économique et les profits des micro-entreprises urbaines évoque la célèbre courbe de Kuznets, le taux d'efficacité économique des micro-entreprises urbaines s'élevant jusqu'à un certain seuil des profits, et décroissant par la suite.

En définitive, il semblerait que le déclin *absolu* et *relatif* de l'efficacité économique des micro-entreprises urbaines gérées par les femmes puisse constituer un autre élément d'explication de la féminisation de l'urbanisation de la pauvreté, conjointement avec la détérioration des autres dimensions du marché du travail.

## Références bibliographiques

- Aigner, D., Chu, S., 1968. « On Estimating the Industry Production Function », *American Economic Review*, 58(4): 826-839.
- Aigner, D., Lowell, C., Schmidt, P., 1977. « Formulation and estimation of Stochastic Frontier Production Function Models », *Journal of Econometrics*, 6(1): 21-37.
- Bera, A.K., Sharma, S.C., 1999. « Estimating Production Uncertainty in Stochastic Frontier Production Function Models », *Journal of Productivity Analysis*, 12:187-210.
- Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J., Battese, G. E., 2005. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, New York, Springer, Second Edition.
- Farrell, M., 1957. « The Measurement of Productive Efficiency », *Journal of the Royal Statistical Society*, 120 (3):253-290.
- Greene, W., 2000. *Simulated Likelihood Estimation of the Normal-Gamma Stochastic Frontier Function*, New York, mimeo, New York University, September 30.
- . 2006. « The Econometric Approach to Efficiency Analysis », in Freid, H., Lovell, K., Schmidt, S. (Eds), *The Measurement of Efficiency*, Oxford, Oxford University Press.
- . 2007. *LIMDEP. Version 9.0*, New York, Econometric Software, Inc.
- 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.
- 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.
- Kabeer, N., 2008. « Gender, Labour, Markets and Poverty. An Overview », in *Gender Equality*, Brasilia, International Poverty Centre, 13.
- Kumbhakar, S., Lovell, C., 2000. *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- 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.
- . 2009. *La féminisation de l'urbanisation de la pauvreté à Madagascar*, Pessac, Document de travail 147, Lare-Efi-Ged, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- 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.
- 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 descriptives relatives aux estimations des fonctions de profits et des frontières d'efficacité des micro-entreprises urbaines selon le genre – Madagascar 2001-2005

Paramètre	2001						2005					
	Total		Hommes		Femmes		Total		Hommes		Femmes	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
<b>Entreprise</b>												
Profits <sup>1</sup>	205,423	1010,660	280,202	1386,180	139,342	467,871	1251,570	2169,350	1544,050	2612,790	905,977	1408,860
Log des profits <sup>1</sup>	4,186	1,300	4,528	1,231	3,884	1,286	6,431	1,281	6,728	1,202	6,080	1,284
Capital <sup>2</sup>	319,329	1916,31	538,517	2699,40	125,634	637,059	319,147	1607,48	493,139	2050,50	113,563	770,660
Log du capital <sup>2</sup>	-0,517	6,916	0,849	6,650	-1,725	6,928	1,717	3,304	2,302	3,386	1,026	3,067
Emploi <sup>3</sup>	1,609	1,987	1,896	2,659	1,356	1,031	1,448	0,913	1,564	0,979	1,312	0,809
Log du travail <sup>3</sup>	0,302	0,474	0,419	0,536	0,199	0,383	0,271	0,391	0,338	0,417	0,191	0,340
Durée d'activité (années)	6,374	9,425	6,097	7,459	6,618	10,872	6,189	7,412	6,343	7,598	6,008	7,187
Tenue d'une comptabilité <sup>4</sup>	-	-	-	-	-	-	0,255	0,436	0,292	0,454	0,212	0,409
Disponibilité numéro statistique	0,196	0,397	0,268	0,443	0,133	0,340	0,168	0,374	0,187	0,390	0,144	0,352
<b>Branche d'activité</b>												
Agriculture <sup>5</sup>	0,117	0,321	0,133	0,340	0,102	0,303	0,008	0,091	0,012	0,112	0,003	0,057
Industrie	0,221	0,415	0,217	0,412	0,224	0,417	0,092	0,289	0,153	0,360	0,020	0,141
Commerce/services	0,661	0,473	0,648	0,477	0,673	0,469	0,899	0,301	0,833	0,372	0,976	0,152
<b>Province</b>												
Antananrivo	0,381	0,486	0,451	0,498	0,320	0,467	0,450	0,497	0,493	0,500	0,400	0,490
Fianarantsoa	0,173	0,379	0,145	0,353	0,198	0,399	0,163	0,370	0,149	0,357	0,180	0,384
Toamasina	0,104	0,305	0,083	0,276	0,122	0,328	0,102	0,302	0,092	0,289	0,114	0,317
Mahajanga	0,139	0,347	0,124	0,330	0,153	0,361	0,128	0,334	0,134	0,340	0,121	0,327
Toliara	0,144	0,351	0,152	0,360	0,136	0,344	0,117	0,321	0,096	0,295	0,141	0,348
Antsiranana	0,055	0,229	0,042	0,202	0,067	0,250	0,037	0,190	0,033	0,180	0,042	0,200
Grand centre urbain <sup>5</sup>	0,544	0,498	0,570	0,495	0,521	0,499	0,500	0,500	0,551	0,497	0,439	0,496
<b>Entrepreneur</b>												
Sexe <sup>6</sup>	0,469	0,499	-	-	-	-	0,541	0,498	-	-	-	-
Chef de ménage	0,604	0,489	0,870	0,335	0,369	0,483	0,690	0,462	0,931	0,252	0,406	0,491
Age (années)	37,7	12,3	37,4	11,8	37,9	12,6	39,1	12,6	38,9	12,3	39,2	13,0
<b>Education</b>												
Sans instruction	0,125	0,331	0,077	0,267	0,167	0,374	0,146	0,353	0,113	0,317	0,185	0,389
Primaire	0,332	0,471	0,320	0,467	0,342	0,475	0,463	0,498	0,451	0,497	0,477	0,499
Secondaire <sup>7</sup>	0,542	0,498	0,602	0,489	0,489	0,500	0,326	0,469	0,351	0,477	0,296	0,456
Supérieur	-	-	-	-	-	-	0,063	0,243	0,082	0,275	0,040	0,198
N	1 026		470		556		1 923		979		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.

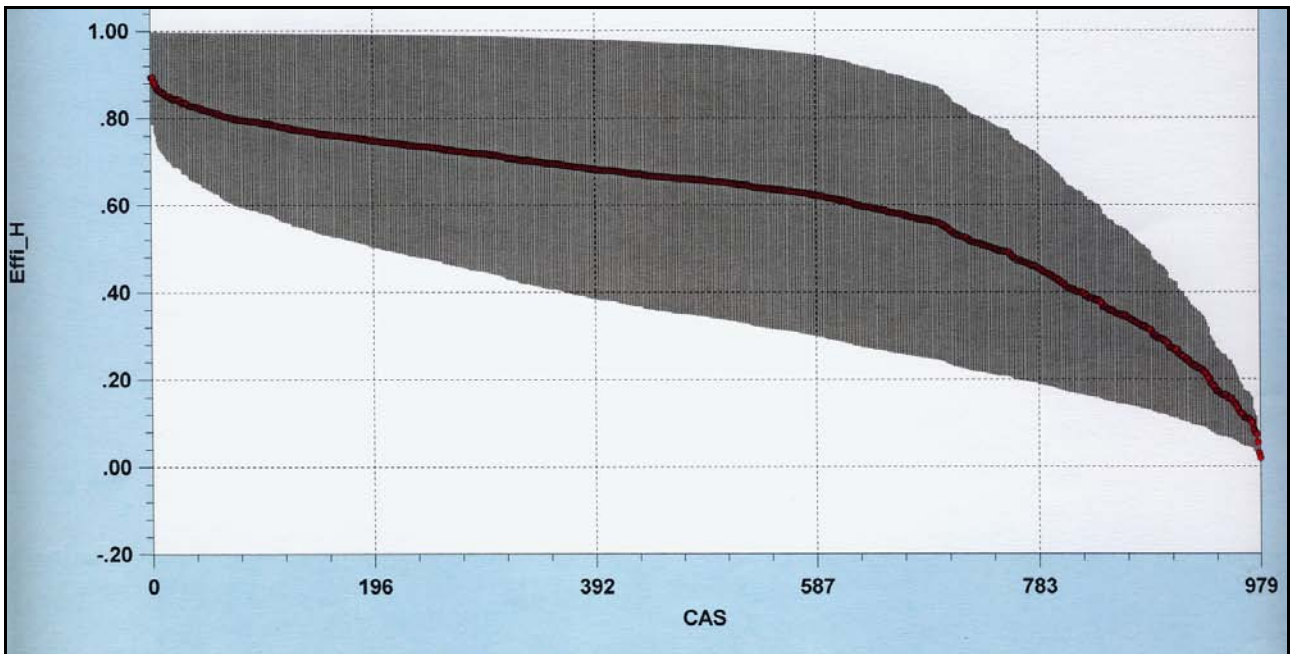


Figure A1 : Limites de confiance de l'efficacité économique estimée des micro-entreprises urbaines gérées par un homme – modèle exponentiel, Madagascar 2005

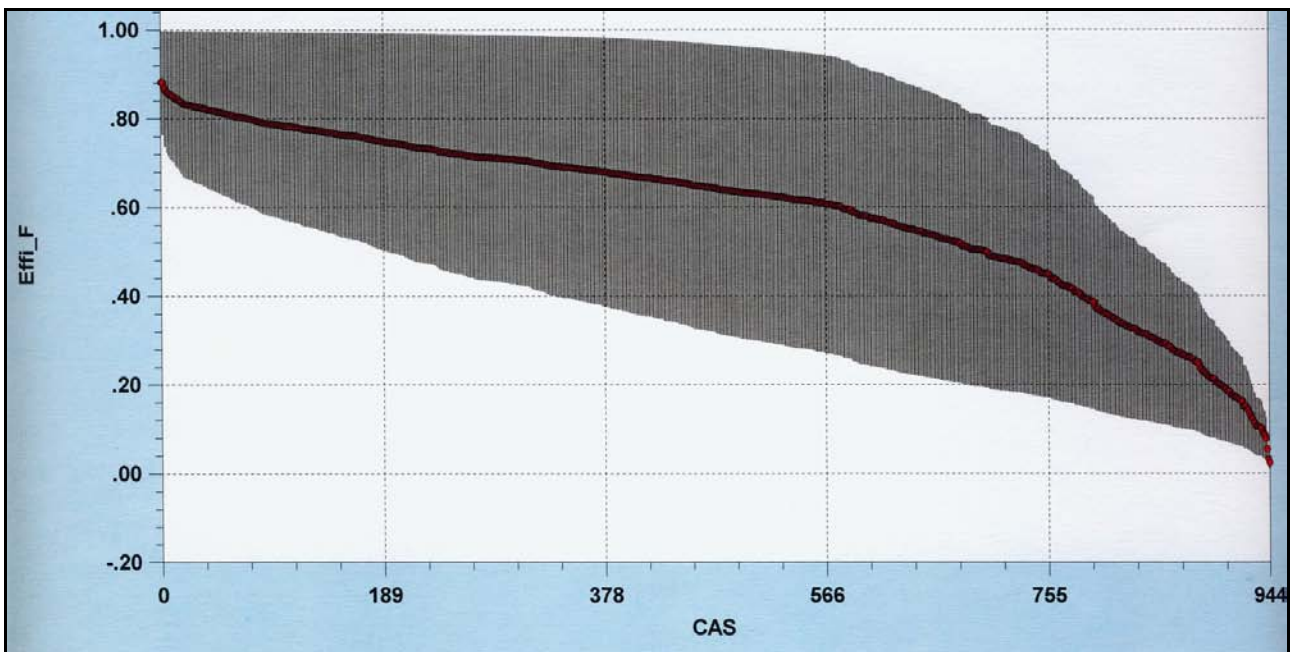


Figure A2 : Limites de confiance de l'efficacité économique estimée des micro-entreprises urbaines gérées par une femme – modèle exponentiel, Madagascar 2005