



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

*Université Montesquieu-Bordeaux IV*

**Document de travail**

DT/147/2009

**La féminisation de l'urbanisation  
de la pauvreté à Madagascar**

par

***Jean-Pierre Lachaud***

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

# La féminisation de l'urbanisation de la pauvreté à Madagascar

**Jean-Pierre Lachaud, Professeur**

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

## Résumé :

Fondée sur les deux enquêtes prioritaires de Madagascar de 2001 et 2005, l'étude examine l'hypothèse d'une féminisation de l'urbanisation de la pauvreté, et les relations qui prévalent avec le marché du travail. Premièrement, dans un contexte où la part de la pauvreté urbaine a augmenté plus rapidement que la population urbaine au cours de la période 2001-2005, un premier test de la féminisation de la pauvreté, admettant l'invariance de l'inégalité intra-ménages, et consistant à comparer la variation des écarts de pauvreté selon le sexe dans le temps, suggère que, dans les grands centres urbains, les ménages féminins seraient devenus relativement *plus* touchés par la pauvreté, puisque la variation des écarts de pauvreté [femmes-hommes] est positive, et s'établit à +7,2 points de pourcentage. La prise en compte des autres mesures de la pauvreté ou des individus confirme le poids croissant des femmes dans la pauvreté urbaine. Deuxièmement, un autre test de la féminisation de la pauvreté, fondé sur des estimations d'un modèle spatial auto-régressif mixte, indique une valeur positive et significative du coefficient d'urbanisation régionale, ce qui implique que, toutes choses égales par ailleurs, l'accentuation de l'urbanisation régionale accroît la variation des écarts de pauvreté [femmes-hommes]. Ainsi, pour les chefs de ménages, lorsque le taux d'urbanisation régionale augmente de 1 pour cent, l'écart du ratio de pauvreté régional croît de 0,81 points de pourcentage. Troisièmement, 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, et positivement corrélée au taux de croissance relatif par tête de l'emploi féminin. Dans ce contexte, le déclin de la qualité des emplois, affectant plus que proportionnellement les femmes, la croissance plus rapide du chômage urbain féminin, et les disparités croissantes selon le sexe du taux de sous-occupation globale, prenant en compte à la fois les chômeurs et les employés salariés, renforcent l'opportunité d'une attention accrue aux politiques du marché du travail en milieu urbain, notamment afin de promouvoir l'emploi productif des femmes.

## Abstract : The Feminization of Urban Poverty in Madagascar

Based on the Madagascar priority surveys of 2001 and 2005, the study examines the hypothesis of a feminization of the urbanization of poverty, and the relations which prevail with the labour market. Firstly, in a context where the share of urban poverty increased more quickly than the urban population during the period 2001-2005, a first test of the feminization of poverty, admitting the invariance of the intra-households inequality, and consisting in comparing the changes in poverty gap by gender in time, suggests that, in the great urban centres, the female households would have become more touched *relatively* by poverty, since the change in poverty gap [women-men] is positive, and is established at +7,2 points of percentage. Taking into account other measures of poverty or individuals confirms the growing importance of women in urban poverty. Secondly, another test of the feminization of poverty, based on estimates of a spatial auto-regressive model, indicates a positive and significant coefficient of regional urbanization, which implies that, all things being equal, increased urbanization regional variation increases the poverty gap [women-men]. Thus, for households heads, when the regional urbanization rate increases by 1 percent, the gap in the ratio of regional poverty grows by 0.81 percentage points. Thirdly, the regional impact of the feminization of poverty seems to be inversely related to growth rates for women in the labour supply per capita, working hours per employee and labor productivity, and positively correlated to the relative growth rate per capita of female employment. In this context, the decline in the quality of jobs, affecting more than proportionately the women, the faster growth of female urban unemployment, and the growing disparities by sex in the rate of global under-occupation, taking into account both the unemployed and salaried employees, reinforce the opportunity of a greater attention to labour market policies in urban areas, particularly in order to promote productive employment for women.

**Mots-clés :** Urbanisation de la pauvreté ; féminisation de la pauvreté ; économétrie spatiale ; marché du travail ; Madagascar

**Keywords :** Urbanization of Poverty; Feminization of Poverty; Spatial Econometrics; Labour Market; Madagascar

**JEL classification :** I32, J21

## Sommaire

<b>1.</b>	<b>Introduction.</b> . . . . .	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>Le contexte.</b> . . . . .	<b>2</b>
<b>3.</b>	<b>Concepts et méthode.</b> . . . . .	<b>5</b>
	1. <i>Approche descriptive.</i> . . . . .	5
	2. <i>Modélisation économétrique spatiale.</i> . . . . .	5
<b>4.</b>	<b>Féminisation et urbanisation de la pauvreté.</b> . . . . .	<b>7</b>
	1. <i>Approche descriptive.</i> . . . . .	7
	2. <i>Approche économétrique.</i> . . . . .	8
<b>5.</b>	<b>Féminisation, urbanisation de la pauvreté et marché du travail.</b> . . . . .	<b>10</b>
<b>6.</b>	<b>Conclusion.</b> . . . . .	<b>14</b>
	<i>Références bibliographiques.</i> . . . . .	<b>15</b>
	<i>Annexes.</i> . . . . .	<b>17</b>

# 1. Introduction

Depuis près de deux décennies, la question de la pauvreté est au cœur de l'analyse du processus de développement et, parmi les multiples dimensions mises en relief, la littérature récente semble suggérer une double dynamique<sup>1</sup>.

Tout d'abord, prévaut une « urbanisation de la pauvreté », c'est-à-dire une part croissante des pauvres vivant dans les villes (Ravallion, 2002 ; Ravallion, Chen, Sangraula, 2007 ; Lachaud, 2006 ; Lieberherr, Bolay, 2007). Par exemple, au cours de la période 1993-2002, la part des pauvres vivant dans les agglomérations de l'ensemble des pays en développement est passée de 18,9 à 24,6 pour cent, tandis que la part de la population urbaine s'accroissait de 38,1 à 42,3 pour cent. En d'autres termes, le rythme annuel d'accroissement de la pauvreté urbaine a été de 0,6 points de pourcentage, contre seulement 0,5 points en ce qui concerne la population des villes (Ravallion, Chen et Sangraula, 2007)<sup>2</sup>. Par ailleurs, en Afrique subsaharienne, cette tendance est légèrement plus accentuée puisque la progression de la part des pauvres urbains et de la part de la population des villes est, respectivement, de 0,7 et 0,6 points de pourcentage au cours de même période. Même si le processus d'urbanisation est susceptible d'engendrer des aspects positifs<sup>3</sup>, une telle évolution apparaît préoccupante dans la mesure où l'urbanisation des pays en développement est susceptible de passer de 45,3 à 67 pour cent entre 2010 et 2050, tandis que celle d'Afrique subsaharienne augmenterait de 37,3 à 60,5 pour cent au cours de la même période (United Nations, 2008)<sup>4</sup>.

Ensuite, l'idée d'une « féminisation de la pauvreté » est de plus en plus évoquée – y compris dans les pays industrialisés (Brady, Kall, 2008) –, malgré les questionnements conceptuels et les incertitudes empiriques<sup>5</sup>. En effet, dans le prolongement de l'article pionnier de Pearce (1978), relatif aux Etats-Unis, la féminisation de la pauvreté n'est pas seulement une sur-représentation des femmes pauvres à un moment donné, mais un processus engendrant un écart croissant des niveaux de pauvreté dans le temps entre les femmes – ou les chefs de ménage féminins – et les hommes – ou les chefs de ménage masculins (Meiros, Costa, 2008). A cet égard, la perspective d'une telle dynamique pourrait conduire à s'enquérir de l'efficacité des politiques de lutte contre la pauvreté en termes de réduction des disparités selon le sexe. En réalité, l'appréciation de la véracité de la féminisation de la pauvreté dans les pays en développement fait débat. D'une part, la thèse de la féminisation de la pauvreté est fondée sur une construction qui reflète insuffisamment la nature multidimensionnelle de la pauvreté et de ses divers aspects selon le genre – faible considération en termes de différences selon les femmes, importance excessive accordée aux revenus, forte concentration à l'égard des ménages gérés par les femmes, négligence des relations selon les sexes, manque d'attention à la féminisation des responsabilités et des obligations (Chant, 2007, 2008)<sup>6</sup>. D'autre part, l'évidence empirique quant à la féminisation de la pauvreté dans le monde est loin d'être prouvée, tant en ce qui concerne la sur-représentation des femmes pauvres que par rapport à l'accentuation du différentiel des privations selon le sexe (Meiros, Costa, 2008 ; Chant, 2008).

En réalité, l'appréciation des modifications structurelles de la pauvreté dans le temps, en termes de localisation sectorielle et selon le genre, peut se révéler plus complexe lorsque prévaut une interrelation entre ces deux mouvements. Bien que des études soulignent que l'urbanisation accroît

---

<sup>1</sup> En réalité, la question de la pauvreté émerge de manière visible au début des années 1970, notamment avec l'ouvrage de Chenery, Ahluwalia, Bell, Duloy et Jolly (1974).

<sup>2</sup> L'étude prend en compte plus de 200 enquêtes auprès des ménages, et porte sur 90 pays en développement. La ligne de pauvreté est de 1 dollars U.S. par jour – 32,74 dollars U.S. par mois en PPA 1993.

<sup>3</sup> Ravallion, Chen et Sangraula (2007) soulignent l'impact des envois de fonds en direction des zones rurales, et le fait que, même en 2030, moins de 40 pour cent des pauvres des pays en développement vivront dans les villes.

<sup>4</sup> Entre 2007 et 2030, la population urbaine en Afrique doit plus que doubler et passer de 373,4 à 759,4 millions d'habitants. En même temps, bien que les grandes villes de plus d'un million d'habitants vont devenir plus nombreuses, la rapide urbanisation africaine sera le fait de centres intermédiaires ayant moins de 500 000 habitants (Un-Habitat, 2008, UNFRA, 2007).

<sup>5</sup> Cette idée a été affirmée lors de la conférence sur les femmes à Pékin en 1995, ainsi que dans diverses résolutions de Nations Unies au cours des dix dernières années.

<sup>6</sup> Chant (2008) souligne aussi les biais des politiques de réduction de la pauvreté par rapport à l'approche habituelle de la féminisation de la pauvreté.

l'« informalisation » du travail, notamment pour les femmes, suggèrent *implicitement* une association entre l'urbanisation et la féminisation de la pauvreté, la littérature a peu exploré *explicitement* cette relation (Herrera, Roubaud, 2003 ; International Poverty Centre, 2008 ; Overseas Development Institute, 2008 ; Herrmann, Khan, 2008). Or, dans certains pays en développement, des éléments d'analyse tendent à indiquer que le poids relatif croissant des pauvres urbains est associé à une proportion accrue des femmes parmi ces derniers (Lachaud, 2008)<sup>7</sup>. Ainsi, au cours de la période de 2001-2005, dans les grands centres urbains de Madagascar, la part des femmes et des hommes chefs de ménage pauvres a augmenté, respectivement, de 1,7 et 0,9 points de pourcentage, alors que la part de la population urbaine a légèrement diminué – tableau 1. La présente étude s'inscrit dans cette perspective. Fondée sur les données des enquêtes prioritaires auprès des ménages de 2001 et 2005 de Madagascar, elle propose de tester l'existence d'une féminisation de l'urbanisation de la pauvreté dans ce pays au cours de la période, et de suggérer des éléments d'analyse, notamment en relation avec le marché du travail. Le contexte et les aspects conceptuel et méthodologique sont évoqués dans les sections 2 et 3, tandis que la relation entre la féminisation et l'urbanisation de la pauvreté est examinée dans la section 4. Enfin, la section 5 est consacrée à l'interférence de la dynamique du marché du travail.

## 2. Le contexte

Tester l'existence d'une féminisation de l'urbanisation de la pauvreté à Madagascar appelle préalablement une présentation du contexte en termes de disponibilité de l'information statistique, et de dynamique de la pauvreté monétaire.

En premier lieu, 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<sup>8</sup>. Compte tenu de la configuration du questionnaire et de la méthodologie des enquêtes, les informations collectées par les deux investigations statistiques, notamment celles relatives à l'emploi et aux dépenses des ménages, sont relativement comparables (Lachaud, 2008). 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 l'évolution de la pauvreté au cours de la période, les seuils retenus pour 2001 et 2005 étant, respectivement, de 197 720 et 305 344 ariary par tête et par an<sup>9</sup>.

En deuxième lieu, la dynamique du profil de pauvreté monétaire, notamment en relation avec la localisation spatiale et le sexe des individus, est affichée au tableau 1, et suggère plusieurs commentaires.

Premièrement, on observe une légère baisse, statistiquement significative, du ratio et de l'intensité de la pauvreté globale, tant en ce qui concerne les chefs de ménage que les individus<sup>10</sup>. Par exemple, s'agissant des chefs de ménage – ou des ménages –, le ratio de pauvreté est passé de 62,4 à 60,1 pour cent, respectivement, entre 2001 et 2005 ( $\eta = -2,771$ ). De même, le ratio de la pauvreté globale des individus a décliné d'environ un point de pourcentage – 69,7 à 68,8 pour cent, et  $\eta = -2,716$ . En même temps, il est à remarquer que la baisse de l'intensité de la pauvreté, P1, est plus forte que celle inhérente au ratio des privations, P0.

Deuxièmement, cette évolution masque de profondes disparités. Tout d'abord, entre 2001 et 2005, la pauvreté a décliné dans les zones rurales – par exemple, de 70,5 à 65,0 pour cent en termes de

---

<sup>7</sup> Cette relation fait parfois l'objet d'analyse dans les pays développés. Voir pour les Etats-Unis : Kodras, Jones (1991).

<sup>8</sup> L'implication relative à la modification de la représentativité de l'enquête de 2005, par rapport à celle de 2001, est examinée dans la section 3.

<sup>9</sup> Des éléments plus détaillés relatifs à l'évaluation de la pauvreté, y compris les mesures ordinales, pour les deux dates figurent dans Lachaud (2008).

<sup>10</sup> L'inégalité de la pauvreté, P2, n'est pas présentée, mais elle a également statistiquement décliné au cours de la période. Par ailleurs, le test de dominance de deuxième ordre est significatif (Lachaud, 2008).

**Tableau 1 : Mesures de la pauvreté, et parts relatives de la pauvreté et de la population urbaines selon le sexe et le milieu entre 2001 et 2005 – Madagascar<sup>1</sup>**

Paramètre Milieu/ sexe	Pauvreté – chefs de ménage										Pauvreté – individus									
	P0 – Incidence			P1 – Intensité			Part des pauvres urbains (%) <sup>3</sup>		Part de la population urbaine (%)		P0 – Incidence			P1 – Intensité			Part des pauvres urbains (%) <sup>3</sup>		Part de la population urbaine (%)	
	2001	2005	$\eta^2$	2001	2005	$\eta^2$	2001	2005	2001	2005	2001	2005	$\eta^2$	2001	2005	$\eta^2$	2001	2005	2001	2005
<b>GCU</b>	<b>0,232</b>	<b>0,303</b>	<b>3,788**</b>	<b>0,078</b>	<b>0,095</b>	<b>2,366*</b>	<b>4,4</b>	<b>5,4</b>	<b>11,8</b>	<b>10,7</b>	<b>0,303</b>	<b>0,379</b>	<b>6,696**</b>	<b>0,108</b>	<b>0,126</b>	<b>3,390**</b>	<b>4,8</b>	<b>5,6</b>	<b>10,9</b>	<b>10,3</b>
	(0,014)	(0,022)		(0,007)	(0,009)							(0,007)	(0,071)		(0,004)	(0,005)				
Hommes	0,244	0,299	2,662**	0,082	0,092	1,204	4,4	5,3	11,5	10,8	0,321	0,377	3,371**	0,115	0,126	1,590	4,9	5,4	10,6	10,0
	(0,017)	(0,024)		(0,008)	(0,010)						(0,011)	(0,016)		(0,005)	(0,007)					
Femmes	0,193	0,319	3,001**	0,064	0,111	2,699**	4,2	5,9	13,2	10,3	0,286	0,389	6,200**	0,101	0,126	3,758**	4,6	5,8	11,2	10,5
	(0,025)	(0,049)		(0,011)	(0,024)						(0,010)	(0,016)		(0,005)	(0,007)					
<b>CUS</b>	<b>0,504</b>	<b>0,558</b>	<b>3,050**</b>	<b>0,212</b>	<b>0,208</b>	<b>-0,518</b>	<b>10,1</b>	<b>11,6</b>	<b>12,5</b>	<b>12,5</b>	<b>0,571</b>	<b>0,633</b>	<b>5,667**</b>	<b>0,253</b>	<b>0,248</b>	<b>-0,797</b>	<b>9,8</b>	<b>11,3</b>	<b>11,9</b>	<b>12,2</b>
	(0,016)	(0,008)		(0,008)	(0,004)						(0,007)	(0,003)		(0,004)	(0,002)					
Hommes	0,510	0,563	2,052*	0,217	0,208	-0,437	9,3	11,1	11,5	12,0	0,584	0,632	3,068**	0,263	0,247	-1,493	9,9	11,2	11,8	12,1
	(0,018)	(0,009)		(0,010)	(0,004)						(0,016)	(0,005)		(0,006)	(0,003)					
Femmes	0,486	0,540	1,369	0,198	0,208	-0,040	13,1	14,0	16,3	14,7	0,558	0,635	4,918**	0,243	0,249	0,645	9,6	11,3	12,0	12,4
	(0,030)	(0,016)		(0,015)	(0,008)						(0,010)	(0,005)		(0,006)	(0,003)					
<b>Rural</b>	<b>0,705</b>	<b>0,650</b>	<b>-4,608**</b>	<b>0,341</b>	<b>0,241</b>	<b>-13,980**</b>	-	-	-	-	<b>0,773</b>	<b>0,735</b>	<b>-10,026**</b>	<b>0,398</b>	<b>0,289</b>	<b>-44,264**</b>	-	-	-	-
	(0,011)	(0,007)		(0,007)	(0,004)						(0,005)	(0,003)		(0,003)	(0,002)					
Hommes	0,703	0,660	-3,260**	0,341	0,246	-12,056**	-	-	-	-	0,768	0,732	-6,591**	0,394	0,287	-30,625**	-	-	-	-
	(0,012)	(0,008)		(0,008)	(0,004)						(0,007)	(0,004)		(0,004)	(0,002)					
Femmes	0,711	0,604	-3,890**	0,339	0,218	-7,217**	-	-	-	-	0,778	0,738	-7,599**	0,402	0,291	-31,942**	-	-	-	-
	(0,025)	(0,016)		(0,016)	(0,008)						(0,007)	(0,004)		(0,004)	(0,002)					
Hommes	<b>0,628</b>	<b>0,610</b>	-2,059*	<b>0,297</b>	<b>0,225</b>	-14,020**	13,7	16,4	23,0	22,8	0,698	0,686	-2,545*	0,349	0,266	-26,269**	14,8	16,6	22,4	22,1
	(0,010)	(0,007)		(0,006)	(0,003)						(0,006)	(0,004)		(0,004)	(0,002)					
Femmes	<b>0,606</b>	<b>0,565</b>	-2,190*	<b>0,279</b>	<b>0,206</b>	-7,095**	17,3	19,9	29,5	25,0	0,696	0,690	-1,304	0,349	0,269	-25,588**	14,1	17,1	23,2	22,9
	(0,019)	(0,014)		(0,012)	(0,007)						(0,005)	(0,004)		(0,004)	(0,002)					
<b>Ensemble</b>	<b>0,624</b>	<b>0,601</b>	-2,771**	<b>0,294</b>	<b>0,221</b>	-15,648**	<b>14,5</b>	<b>17,0</b>	<b>24,3</b>	<b>23,2</b>	<b>0,697</b>	<b>0,688</b>	<b>-2,716**</b>	<b>0,349</b>	<b>0,268</b>	<b>-36,687**</b>	<b>14,6</b>	<b>16,9</b>	<b>22,8</b>	<b>22,5</b>
	(0,009)	(0,006)		(0,005)	(0,003)						(0,004)	(0,003)		(0,003)	(0,001)					

(1) Les erreurs types sont entre parenthèses. Les seuils de pauvreté sont de 197 720 et 305 344 ariary par tête et par an ; (2) Test de différence des moyennes – Kakwani (1990). Note : une (\*) et (\*\*) signifient que les écarts de pauvreté sont significatifs, respectivement, à 5 pour cent – 1,96 – et à un pour cent – 2,58 ; (3) Il s'agit du rapport entre les pauvres urbains et l'ensemble des pauvres. La somme des valeurs pour les deux milieux est reportée au niveau de « Ensemble ».

Source : EPM 2001 et 2005.

ménages, et  $\eta = -4,608$  –, et augmenté en milieu urbain. Ainsi, entre 2001 et 2005, la proportion de chefs de ménage pauvres est passée de 23,2 à 30,3 pour cent ( $\eta = 3,788$ ) dans les grands centres urbains. Une dynamique comparable prévaut lorsque l'analyse est focalisée sur les individus, et pour les centres urbains secondaires. Par contre, pour ces derniers, la variation de l'intensité de la pauvreté n'est pas statistiquement significative au cours de la période. Ensuite, bien que les tendances précédentes prévalent, dans l'ensemble, pour les deux sexes, le tableau 1 met en relief une différence significative entre les hommes et les femmes. En effet, pour les chefs de ménage et l'ensemble des individus féminins, l'intensité de la pauvreté monétaire a statistiquement augmenté dans les grands centres urbains, contrairement à ce qui est observé pour les hommes. Ainsi, par exemple, entre 2001 et 2005, l'écart de pauvreté normalisé P1 des chefs de ménage est passé de 6,4 à 11,1 pour cent ( $\eta = 2,699$ ), alors que la variation (positive) d'un point de pourcentage pour les hommes à la tête des ménages n'est pas statistiquement significative. Une évolution de moindre ampleur est observée pour l'ensemble de personnes de sexe féminin, mais la dynamique est identique<sup>11</sup>.

Troisièmement, le tableau 1 montre que la part de la pauvreté urbaine a augmenté plus rapidement que la population urbaine, et cette évolution est indépendante du type de ville pris en compte. Ainsi, entre 2001 et 2005, pour l'ensemble des individus et des centres urbains, la part des pauvres est passée de 14,6 à 16,9 pour cent, alors que le rythme d'urbanisation est quasiment resté stable – 22,8 à 22,5 pour cent. Ces changements sont relativement comparables pour les chefs de ménage<sup>12</sup>. Néanmoins, cette dynamique d'ensemble masque deux spécificités. D'une part, il semble que le différentiel de progression entre la part des pauvres urbains et la part de la population urbaine soit un peu plus important en ce qui concerne les grands centres urbains, comparativement aux petites villes. Par exemple, s'agissant des chefs de ménages, l'écart entre la variation de la part des pauvres des petites villes et la variation de la population de ces dernières est de 1,5 points de pourcentage, contre 2,1 points

<sup>11</sup> Pour l'ensemble des personnes de sexe féminin, P1 est passé de 10,1 à 12,6 pour cent entre 2001 et 2005 ( $\eta = 2,699$ ).

<sup>12</sup> La part des chefs de ménage pauvres est passée de 14,5 à 17,0 pour cent, tandis que la part des ménages urbains a légèrement décliné de 24,3 à 23,2 pour cent.

de pourcentage pour les grands centres urbains<sup>13</sup>. D'autre part, il apparaît que la dynamique de pauvreté urbaine désavantage beaucoup plus les femmes que les hommes. Ainsi, entre 2001 et 2005, dans les grandes villes, la part des femmes chefs de ménage pauvres a cru de 1,7 points de pourcentage, contre 0,9 points de pourcentage pour leurs homologues masculins. En même temps, le rythme d'accroissement démographique de ces deux catégories d'individus était, respectivement, de -2,9 et -0,7 points de pourcentage. En d'autres termes, dans les grandes villes, l'écart entre la variation de la part des chefs de ménages pauvres et la variation de la population de ces dernières est presque trois fois plus important pour les femmes que pour les hommes<sup>14</sup>. Une évolution assez comparable, quoique de moindre ampleur, prévaut lorsque l'on compare l'ensemble des femmes et des hommes<sup>15</sup>, ou lorsque les centres urbains secondaires sont pris en compte. De tels résultats, spécifiques à un pays, s'inscrivent dans la tendance générale pour l'Afrique subsaharienne mise en évidence par Ravallion, Chen et Sangraula (2007), et appellent des investigations additionnelles pour assurer une plus grande robustesse de la thèse de la féminisation de l'urbanisation de la pauvreté.

En troisième lieu, ce processus de recomposition de la pauvreté peut être, en partie, appréhendé en mettant en évidence les gains ou les pertes relatifs de pauvreté au sein des groupes selon le sexe, par rapport au mouvement de la population entre ces derniers. A cet effet, la décomposition indiquée par l'équation [1], empruntée à Ravallion et Huppi (1991), est adaptée pour les deux sexes – H et F désignant, respectivement, les hommes et les femmes – et les mesures de pauvreté FGT -  $P_{\alpha} \geq 0$ .

$$P_{\alpha}^B - P_{\alpha}^A = (P_{\alpha H}^B - P_{\alpha H}^A)n_H^A + (P_{\alpha F}^B - P_{\alpha F}^A)n_F^A + \sum_{j=H}^F (n_j^B - n_j^A)P_{\alpha j}^A + \sum_{j=H}^F (n_j^B - n_j^A)(P_j^B - P_j^A) \quad [1]$$

Notons,  $P_{\alpha j}^t$ , la mesure de la pauvreté du sexe j pour la distribution – ou le temps – t, et  $n_j^t$ , la part de la population du sexe j pour la distribution t. Les deux premières composantes, les effets intra-groupes des hommes et femmes, indiquent la contribution à la variation de la pauvreté totale des changements de la pauvreté au sein de chaque groupe. La troisième composante est la contribution des variations inhérentes à la répartition de la population entre les groupes. Finalement, la dernière composante peut être interprétée comme une mesure de la corrélation entre les mouvements de population et les variations de la pauvreté au sein des groupes.

Les résultats sont présentés au tableau A1, en annexes, et appellent plusieurs commentaires. Tout d'abord, l'essentiel de la variation de la pauvreté au cours de la période émane de la variation intra-groupes, et la part des hommes prédomine. Elle est, par exemple pour P0 dans les grands centres urbains, de 80 pour cent pour les chefs de ménages masculins. Néanmoins, on observe que la part des femmes est sensiblement plus élevée lorsque l'on tient compte de la variation négative inter-groupes, contrairement aux hommes. Ainsi, pour P0 dans les grandes villes, la part de la variation intra-groupes des chefs de ménage féminins est de 40 pour cent, si l'on élimine la variation inter-groupes de -11,4 pour cent et l'interaction de -7,1 pour cent. Par contre, s'agissant des hommes chefs de ménage, à la variation intra-groupes de 61,4 pour cent s'ajoutent une variation positive de la variation inter-groupes (15,7 pour cent) et de l'interaction (2,9 pour cent). Un commentaire analogue prévaut lorsque l'on considère les chefs de ménages des centres urbains secondaires ou l'ensemble des personnes des grandes villes.

<sup>13</sup> Pour l'ensemble des individus les écarts respectifs sont de 1,2 et 1,4 points de pourcentage.

<sup>14</sup> Pour les femmes chefs de ménage, l'écart est : 1,7 - (2,9) = 4,6 points de pourcentage. Pour les hommes chefs de ménage, l'écart est : 0,9 - (0,7) = 1,6 points de pourcentage. Le ratio des écarts est donc de 4,6/1,6 = 2,9.

<sup>15</sup> Le ratio des écarts est proche de 2.

### 3. Concepts et méthode

Bien que les informations présentées au tableau 1 tendent à mettre en évidence une féminisation de l'urbanisation de la pauvreté, l'étude propose deux approches additionnelles visant à renforcer la robustesse de cette thèse.

#### 1. Approche descriptive

A cet égard, la féminisation de la pauvreté ne doit pas être confondue avec l'existence de plus hauts niveaux de privations parmi les femmes. En effet, des niveaux plus élevés de pauvreté féminine traduisent un *état*, alors que le concept de féminisation se réfère à un *processus*, c'est-à-dire à des changements dans le temps. Ainsi, un test de la féminisation de la pauvreté, *admettant l'invariance de l'inégalité intra-ménages*, consiste à comparer la variation des écarts de pauvreté selon le sexe dans le temps (Medeiros, Costa, 2006). Selon [2], une féminisation de la pauvreté prévaut si  $\Delta P_t^{FH} > 0$ , et inversement lorsque  $\Delta P_t^{FH} \leq 0$ .

$$\Delta P_t^{FH} = [P_{\alpha 2005}^F - P_{\alpha 2005}^H] - [P_{\alpha 2001}^F - P_{\alpha 2001}^H] \quad [2]$$

où :  $P_{\alpha t}^F$  = mesure de la pauvreté  $P_{\alpha}$  au temps  $t$  pour les femmes, et  $P_{\alpha t}^H$  = mesure de pauvreté  $P_{\alpha}$  au temps  $t$  pour les hommes. Les  $\Delta P_t^{FH}$  sont évalués à la fois pour les chefs de ménage et l'ensemble des membres de la famille, selon les milieux et les provinces de Madagascar (tableau 2), les années de référence étant les dates des deux enquêtes prioritaires, 2001 et 2005. Naturellement, l'opportunité de mener ce type d'analyse au niveau des chefs de ménage ou des individus peut être discutée, compte tenu de la possibilité d'une inégalité intra-ménages (Tarkowska, 2002) et des biais qui prévalent lorsque le chef de ménage est considéré (Chant, 2007, 2008)<sup>16</sup>. Néanmoins, on peut considérer que cette approche permet d'avoir une certaine approximation des changements structurels de la pauvreté en relation avec le sexe.

#### 2. Modélisation économétrique spatiale

Il est souhaitable de pouvoir confronter les conclusions de l'approche descriptive et celle d'une approche économétrique. Néanmoins, la nature des données disponibles – deux enquêtes auprès des ménages – restreint les possibilités de modélisation, et la présente recherche propose de mettre en oeuvre une approche d'économétrie spatiale. Dans cette perspective, plusieurs observations doivent être formulées.

En premier lieu, une réorganisation des informations a été nécessaire afin de permettre une modélisation en termes d'économétrie spatiale. En effet, l'EPM de 2001 était représentative selon les six provinces et les zones rurale et urbaine, tandis que pour 2005, les 22 régions et le milieu ont constitué la base de sondage. Dans ces conditions, la prise en compte de 22 régions comme unités d'analyse a nécessité la reconstitution des données de 2001 par rapport à ces dernières. Par conséquent, afin d'être en mesure de comparer les taux de pauvreté selon le genre – ainsi que différents paramètres – entre 2001 et 2005 pour les 22 régions, les données de 2005 ont été utilisées pour obtenir les informations selon les régions, et la correspondance a été assurée avec celles de 2001<sup>17</sup>. Cette approche fondée sur les régions peut se justifier dans la mesure où ces dernières ont pour vocation d'assurer le développement économique et social inhérent à son territoire, de coordonner et d'intégrer les actions de développement initiées à la base. Dans cette optique, les régions ont été organisées en tant que

<sup>16</sup> Mais, le fait de différencier les individus selon le sexe comporte aussi des biais.

<sup>17</sup> En d'autres termes, il a été nécessaire de reconstituer les données de 2001 selon les 44 strates, correspondant au croisement des 22 régions et 2 milieux, rural et urbain. Il apparaît que les codes des fivondronanana (sous-préfectures) sont liés aux régions en 2005 et 2001. De ce fait, on génère un fichier pour 2005 montrant la correspondance. Le code des Fivondronanana peut être obtenu en extrayant les 3 premiers chiffres de la variable IDZONE pour 2005; on peut aussi extraire ce code pour 2001 avec IDZONE dans les différents fichiers.



Collectivités Territoriales Décentralisées et Circonscriptions Administratives<sup>18</sup>. Nécessairement, cette reconstitution des informations peut comporter quelques risques, en particulier compte tenu de l'évolution administrative de la structure de quelques régions.

En deuxième lieu, les informations relatives à la pauvreté, et à d'autres paramètres, étant évaluées pour chacune des 22 régions, correspondant au découpage administratif sous-jacent aux enquêtes de 2001 et 2005, la configuration des données ne peut exclure la *dépendance spatiale* des observations au sein des deux échantillons, c'est-à-dire le fait qu'une observation localisée dans une région  $p$  dépende d'autres observations inhérentes aux régions  $k \neq p$ . En effet, d'une part, les informations collectées associées aux unités spatiales – les régions – peuvent refléter des erreurs de mesure, les limites administratives ne reflétant pas réellement les processus susceptibles d'être appréhendés. Par exemple, la pauvreté d'une région  $p$  peut être liée à celle d'une autre région  $k$  si les membres actifs des ménages résidant en  $p$  – lieu de collecte des informations – ont accès à des emplois faiblement rémunérés en  $k$ . D'autre part, la dimension spatiale des activités économiques peut être un aspect important de la modélisation, lorsque prévalent des effets d'interaction spatiale, des hiérarchies de localisation et des externalités spatiales. Ainsi, le dynamisme économique d'une agglomération d'une région peut s'expliquer par la proximité d'une autre région englobant un centre urbain important. Lorsque ces situations prévalent, les coefficients des estimations par les moindres carrés sont biaisés et non efficaces. Mais, la prise en compte de l'auto-corrélation spatiale dans les modèles de régression dépend de la forme des hypothèses formulées (Anselin, 1988 ; LeSage, 1998).

La présente étude est menée dans le cadre d'un modèle spatial auto-régressif mixte<sup>19</sup>, estimé selon le maximum de vraisemblance. La forme générale est exprimée par [3].

$$\Delta P_r^{FH} = \rho W^* \Delta P_r^{FH} + X_r \beta + \varepsilon_r, \text{ avec } \varepsilon_r \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad [3]$$

où  $X_r$  est une matrice  $n^*r$  de données des variables explicatives se référant au taux d'urbanisation régionale, et à d'autres variables qui sont spécifiées ci-après.  $\Delta P_r^{FH}$  est la variation des écarts de pauvreté régionale selon le sexe.  $W^* \Delta P_r^{FH}$  caractérise une variable dépendante spatialement retardée,  $W$  est inhérent à une matrice de pondérations spatiales, et  $\rho$  est le coefficient spatial auto-régressif. Dans la présente étude,  $W$  est une matrice standardisée – par rapport aux lignes – de contiguïté d'ordre un, élaborée en termes de frontières communes des régions<sup>20</sup>. Il est à noter qu'ignorer cette forme d'auto-corrélation spatiale est comparable aux conséquences qui résultent de l'omission d'une variable indépendante dans un modèle de régression. A cet égard, l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation spatiale –  $H_0 : \rho = 0$  – peut être appréhendée par des tests du multiplicateur de Lagrange, développés par Anselin et d'autres auteurs<sup>21</sup>. Il est à remarquer que l'autre forme d'auto-corrélation spatiale dans un modèle de régression inhérente au terme aléatoire n'est pas prise en compte, la qualité des estimations étant moins bonne. Dans ce cas, il s'agit de modèles d'erreurs spatiales où la dépendance spatiale est appréhendée en tant que perturbation, soit dans le cadre d'un processus auto-régressif, soit par rapport à une moyenne mobile.

En troisième lieu, la modélisation d'économétrie spatiale teste un ensemble de paramètres relatifs au marché du travail susceptibles d'influencer la pauvreté – incidence, intensité et inégalité. En effet, outre le taux d'urbanisation régionale de 2005, on considère, à la suite de Kakawani, Neri et Son (2006), que le taux de croissance des revenus du travail est fonction d'un ensemble de composantes du marché du travail : les taux de croissance du taux d'offre de travail, du taux d'emploi, du temps de

<sup>18</sup> A cet égard, la loi 2004-001 du 17 juin 2004 stipule des dispositions relatives aux régions quant à leur mise en place et à leurs ressources, portant ainsi des précisions par rapport aux lois sur la décentralisation de 1993 et 1995.

<sup>19</sup> Spatial Autoregressive Model – SAR. Ce modèle combine le modèle de régression standard avec une variable dépendante spatialement retardée, qui rappelle la variable retardée des times-series.

<sup>20</sup> Soit  $W_{ij} = 1$  pour les provinces qui ont une frontière commune avec la province prise en considération. Par exemple, si la région 1 a une frontière commune avec la région 2, et aucune frontière avec 3 et 4, la ligne 1 de la matrice de contiguïté, reflétant la relation de 1 avec les autres régions, aura la valeur  $W_{12}=1$ , et tous les autres termes de cette ligne seront égaux à zéro.

<sup>21</sup> Anselin (1988) ; Anselin, Bera, Florax, Yoon (1996). Le test usuel est de nature asymptotique, valable sous l'hypothèse de normalité, et distribué selon une statistique du Chi<sup>2</sup> à un degré de liberté. Anselin (1988).

travail, et de la productivité du travail<sup>22</sup>. Dans un premier temps, pour chacune des années au niveau régional, les composantes sont évaluées comme suit : (i) le taux d'offre de travail est le taux d'offre de travail *per capita* ; (ii) le taux d'emploi est ratio entre le nombre de personnes employées dans le ménage *per capita*, et le taux d'offre de travail *per capita* ; (iii) le temps de travail est le ratio entre les heures travaillées par semaine et par personne, et le nombre de personnes employées dans le ménage *per capita* ; (iv) la productivité du travail est le ratio entre les dépenses *per capita* et les heures de travail *per capita* par semaine<sup>23</sup>. Ensuite, chaque indicateur entre dans l'équation [3] en termes relatifs selon le sexe des chefs de ménage ou des individus, le taux de croissance de l'indicateur féminin étant divisé par le taux de croissance de l'indicateur masculin. Par exemple, la variation du taux d'offre per capita des femmes par rapport aux hommes est égale au ratio régional du taux de croissance par tête de l'offre de travail féminin et du taux de croissance par tête de l'offre de travail masculin.

#### 4. Féminisation et urbanisation de la pauvreté

Les résultats des tests de la féminisation de l'urbanisation de la pauvreté sont présentés successivement aux niveaux descriptif et économétrique.

##### 1. Approche descriptive

Les tableaux 2 et A2, en annexes, affichent les résultats des statistiques descriptives en relation avec l'équation [2], et appellent plusieurs commentaires.

En premier lieu, la désagrégation selon le milieu suggère une féminisation de la pauvreté dans les villes – tableau 2. Ainsi, en 2001, dans les grands centres urbains, l'écart du ratio de pauvreté des chefs de ménage était de -5,1 points de pourcentage, ce qui implique une sur-représentation des ménages masculins en termes de pauvreté. Or, en 2005, dans les grandes villes, le poids des familles gérées par une femme dans la pauvreté s'est inversé, l'écart précédent étant devenu positif, en s'élevant à +2,1 points de pourcentage. De ce fait, les ménages féminins seraient devenus relativement *plus* touchés par la pauvreté, puisque  $\Delta P_t^{FH} \geq 0$ , et s'est établi à +7,2 points de pourcentage. La prise en compte des autres mesures de la pauvreté ou des individus confirme le poids croissant des femmes dans la pauvreté urbaine. D'une part, le tableau A2, en annexes, montre que, pour les grands centres urbains, l'intensité P1 et l'inégalité P2 de la pauvreté des chefs de ménages,  $\Delta P_t^{FH}$  est égal, respectivement, à 3,7 et 2,3 points de pourcentage. D'autre part, s'agissant des individus, on observe que la variation de l'écart de pauvreté P0 au cours de la période a également été positive – +4,5 points de pourcentage. Observons cependant que l'ampleur de la féminisation de la pauvreté semble inversement liée à la taille des villes, les écarts  $\Delta P_t^{FH}$  étant généralement moins importants – mais, néanmoins, positifs – dans les centres urbains secondaires, comparativement aux villes principales.

En deuxième lieu, et corrélativement, en milieu *rural*, on observe une absence de féminisation de la pauvreté, les écarts de pauvreté [femmes-hommes] ayant même relativement diminué, et sont passés, par exemple pour P0, de 0,8 à -5,8 points de pourcentage. De ce fait, au cours de la période, pour les chefs de ménage ruraux, la valeur de  $\Delta P_t^{FH}$  est de -6,6 points de pourcentage. La considération des autres mesures de la pauvreté ou des individus produit des résultats identiques. De la même manière, si l'on considère les *chefs de ménage* au niveau *national*, l'examen des écarts de pauvreté entre les femmes et les hommes met en évidence une sur-représentation des hommes, qui se serait légèrement accentuée au cours de la période. Par exemple, au cours des années 2001-2005, l'écart du ratio de pauvreté P0 [femmes-hommes] serait passé de -2,3 à -4,5 points de pourcentage. En d'autres termes, les ménages féminins seraient devenus relativement *moins* touchés par la pauvreté, puisque  $\Delta P_t^{FH} \leq 0$ ,

<sup>22</sup> Dans une optique de relier la croissance pro-pauvres aux ajustements du marché du travail, Kakawani, Neri et Son (2006) décomposent le taux de croissance des revenus du travail selon les quatre éléments indiqués.

<sup>23</sup> Toutefois, compte tenu de la mauvaise qualité des informations sur les revenus, notamment en 2001, on peut considérer que les dépenses per capita constituent une approximation de ces derniers (Lachaud, 2008).

**Tableau 2 : Différentiel d'incidence (P0) de pauvreté selon le sexe, la province et le milieu – Madagascar 2001-2005**

Indicateur/milieu <sup>3</sup>	Ecart de pauvreté 2001 [Femmes-Hommes] <sup>1</sup> - variation de %				Ecart de pauvreté 2005 [Femmes-Hommes] <sup>1</sup> - variation de %				Variation 2005-2001 <sup>2</sup>			
	GCU	CUS	Rural	Total	GCU	CUS	Rural	Total	GCU	CUS	Rural	Total
<b>Antananarivo</b>												
Chef de ménage - tous ménages	-2,7	-1,0	-14,8	-14,4	4,7	-3,7	-10,4	-6,4	7,4	-2,7	4,4	8,0
Ensemble des individus	-4,0	0,2	0,8	-0,6	2,0	-2,0	2,2	1,5	6,0	-2,2	1,4	2,1
<b>Fianarantsoa</b>												
Chef de ménage - tous ménages	-3,0	-5,9	3,4	1,4	-5,8	-1,4	1,8	0,7	-2,8	4,5	-1,6	-0,7
Ensemble des individus	-6,2	-3,3	2,0	0,9	-0,6	0,0	2,4	1,9	5,6	3,3	0,4	1,0
<b>Toamasina</b>												
Chef de ménage - tous ménages	-11,7	-10,3	0,8	-4,5	5,0	5,6	2,3	1,5	16,7	15,9	1,5	6,0
Ensemble des individus	5,1	-6,2	0,1	-1,3	-1,9	1,7	0,8	0,4	-7,0	7,9	0,7	1,7
<b>Mahajanga</b>												
Chef de ménage - tous ménages	-6,8	-3,5	-1,1	-5,2	1,7	-7,7	-15,5	-13,6	8,5	-4,2	-14,4	-8,4
Ensemble des individus	-3,2	0,8	0,7	0,4	-1,6	-0,6	-0,5	-0,7	1,6	-1,4	-1,2	-1,1
<b>Toliara</b>												
Chef de ménage - tous ménages	-21,5	-2,2	1,1	-2,1	9,3	-7,9	-11,2	-10,5	30,8	-5,7	-12,3	-8,4
Ensemble des individus	-6,2	-4,2	2,4	0,8	8,2	1,6	-1,5	-0,8	14,4	5,8	-3,9	-1,6
<b>Antsiranana</b>												
Chef de ménage - tous ménages	4,5	8,0	-9,5	-7,8	3,9	6,5	15,1	-13,9	-0,6	-1,5	-5,6	-6,1
Ensemble des individus	-5,3	0,5	-0,9	-1,8	-4,9	1,0	-2,8	-3,7	0,4	0,5	-1,9	-1,9
<b>Total</b>												
Chef de ménage - tous ménages	-5,1	-2,4	0,8	-2,3	2,1	-2,2	-5,8	-4,5	7,2	0,2	-6,6	-2,2
Ensemble des individus	-3,5	-2,6	1,1	-0,2	1,0	0,0	1,0	0,6	4,5	2,6	-0,1	0,8

(1)  $[P_{at}^F - P_{at}^H]$ , si  $P_{at}^F$  = mesure de pauvreté  $P_a$  au temps  $t$  pour les femmes, et  $P_{at}^H$  = mesure de pauvreté  $P_a$  au temps  $t$  pour les hommes ; (2)  $[P_{a2005}^F - P_{a2005}^H] - [P_{a2001}^F - P_{a2001}^H]$  ; (3) GCU = grand centre urbain ; CUS = centre urbain secondaire.

Source : EPM 2001 et 2005.

et s'établit à -2,2 points de pourcentage. Le tableau A2, en annexes, montre également que, pour l'ensemble du pays, l'écart d'intensité de la pauvreté P1 est de -0,1 points de pourcentage, tandis que la variation d'inégalité de pauvreté est demeurée quasi-stable – +0,1 points de pourcentage.

En troisième lieu, on observe d'importantes disparités selon les provinces. Tout d'abord, le tableau 2 montre que la féminisation de la pauvreté des chefs de ménage, en termes de P0, prévaut dans quatre provinces sur six, surtout dans le grand centre urbain de Toliara –  $\Delta P_t^{FH} = 30,8$  points de pourcentage –, situé dans l'une des régions les plus défavorisées, et, dans une moindre mesure, dans la ville portuaire de la côte Est, Toamasina –  $\Delta P_t^{FH} = 16,7$  points de pourcentage. Néanmoins, dans les deux autres grands centres, Antananarivo et Mahajanga, l'ampleur de la féminisation de la pauvreté des chefs de ménage se situe au-dessus de la moyenne nationale. La prise en compte des autres mesures de la pauvreté réduit quelque peu les disparités de féminisation de la pauvreté selon les provinces, mais accroît son étendue puisque seulement Antsiranana échappe au phénomène. S'agissant de l'ensemble des individus, des tendances quasi-similaires tendent à prévaloir.

## 2. Approche économétrique

Le tableau 3 affiche les coefficients de régression des estimations des déterminants du différentiel régional de pauvreté selon le sexe. Bien que ces dernières ne portent que sur 22 observations, plusieurs observations peuvent être présentées.

Premièrement, sur un plan purement économétrique, on note que le coefficient spatial auto-régressif  $\rho$  n'est significatif que pour la modélisation de la variation de l'intensité de la pauvreté selon le sexe P1 – [2] et [5] –, d'où la présence d'auto-corrélation spatiale dans ce cas. Par ailleurs, les statistiques de Breusch-Pagan spatial montrent que les modèles sont exempts d'hétéroscédasticité à un pour cent, ce qui implique une variance constante des résidus<sup>24</sup>. En fait, il apparaît que le test de Lagrange – LM (retard) – de la variable spatialement retardée n'est significatif que dans le modèle [5], relatif aux déterminants des écarts de pauvreté selon le sexe pour l'ensemble des individus, ce qui peut conduire à admettre que la dépendance spatiale a été surtout correctement prise dans ce cas. De même, les tests du rapport de vraisemblance – LR (erreur) –, inhérents à la matrice de pondérations spatiales standardisée, ne sont significatifs dans aucun des modèles. Quoi qu'il en soit, la comparaison des

<sup>24</sup> On note également que, pour les différents modèles, le test de collinéarité entre les variables n'est pas significatif.

**Tableau 3 : Coefficients de régression des estimations des déterminants du différentiel régional de pauvreté selon le sexe entre 2001 et 2005 – modèle spatial auto-régressif mixte<sup>1</sup> – Madagascar**

Indicateur	Variable dépendante : variation des écarts de pauvreté selon le sexe <sup>2</sup>											
	Chefs de ménages						Ensemble des individus					
	P0 – incidence		P1 – intensité		P2 – inégalité		P0 – incidence		P1 – intensité		P2 – inégalité	
	[1]		[2]		[3]		[4]		[5]		[6]	
Paramètre	$\beta$	$t^3$	$\beta$	$t^3$	$\beta$	$t^3$	$\beta$	$t^3$	$\beta$	$t^3$	$\beta$	$t^3$
Constante	-13,993	-1,712*	-7,614	-3,216**	-4,205	-2,186**	-13,207	-1,609	-10,945	-4,041**	-7,518	-3,137**
$\Delta$ emploi per capita femmes/hommes <sup>4</sup>	2,097	1,460	0,841	2,115**	0,230	0,706	2,625	1,843*	0,839	1,777*	0,215	0,505
$\Delta$ offre travail per capita femmes/hommes <sup>5</sup>	-0,585	-2,309**	-0,141	-2,015**	-0,040	-0,709	-0,536	-2,136**	-0,136	-1,648*	-0,051	-0,697
$\Delta$ heures travail/s femmes/hommes <sup>6</sup>	-0,495	-1,290	-0,326	-3,347**	-0,234	-2,983**	-0,480	-1,352	-0,324	-2,828**	-0,250	-2,454**
$\Delta$ productivité travail femmes/hommes <sup>7</sup>	-1,141	-0,931	-0,731	-2,142**	-0,436	-1,572	-1,433	-1,178	-0,438	-1,082	-0,049	-0,134
Taux régional d'urbanisation <sup>8</sup>	0,813	2,128**	0,494	4,478**	0,308	3,654**	0,835	2,196**	0,609	4,954**	0,412	3,769**
$\rho^9$	-0,202	-0,669	0,366	1,716*	0,142	0,553	-0,164	-0,550	0,463	2,277**	0,374	1,594
Log vraisemblance	-89,13		-61,06		-56,26		-88,89		-65,03		-62,42	
R <sup>2</sup> /Schwartz <sup>10</sup>	0,374/199,89		0,607/143,76		0,469/134,16		0,410/199,44		0,659/151,69		0,423/146,48	
Hétéroscédasticité:												
Breusch-Pagan spatial	2,20 (0,820)		1,04 (0,958)		0,68 (0,983)		3,77 (0,583)		2,48 (0,779)		1,99 (0,850)	
Dépendance spatiale :												
LM (erreur) <sup>11</sup>	1,34 (0,246)		0,10 (0,751)		0,27 (0,598)		0,38 (0,537)		0,75 (0,387)		1,83 (0,176)	
LR (retard) <sup>12</sup>	0,36 (0,548)		1,71 (0,190)		0,26 (0,612)		0,24 (0,621)		3,10 (0,078)		1,97 (0,160)	
N	22		22		22		22		22		22	

(1) Modèle auto-régressif avec erreur spatiale – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée ; (2)  $[P_{a2005}^F - P_{a2005}^H] - [P_{a2001}^F - P_{a2001}^H]$ , si  $P_{at}^F$  = mesure de pauvreté  $P_a$  au temps  $t$  pour les femmes, et  $P_{at}^H$  = mesure de pauvreté  $P_a$  au temps  $t$  pour les hommes ; (3) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (4) Ratio régional du taux de croissance par tête de l'emploi féminin et du taux de croissance per capita de l'emploi masculin ; (5) (4) Ratio régional du taux de croissance par tête de l'offre de travail féminin et du taux de croissance par tête de l'offre de travail masculin ; (6) Ratio régional du taux de croissance des heures de travail féminin par semaine par personne employée et du taux de croissance des heures de travail masculin par semaine par personne employée ; (7) Ratio régional du taux de croissance de la productivité du travail féminin et du taux de croissance de la productivité du travail masculin ; la productivité est appréhendée par le rapport entre les dépenses des ménages et les heures travaillées ; (8) Taux d'urbanisation de 2005 ; (9)  $\rho$  est le coefficient auto-régressif ; (10) Critère de Schwartz pour correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible. Par ailleurs, dans le cas des modèles avec dépendance spatiale, le  $R^2$  est un pseudo  $R^2$  ; (11) Test de dépendance spatiale avec erreur – multiplicateur de Lagrange ; (12) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée – test du rapport de vraisemblance.

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

Source : EPM 2001 et 2005.

pseudo- $R^2$  (Buse) ou des critères de Schwartz montre que le pourcentage de variance expliquée est meilleur pour les modèles auto-régressifs relatifs à l'intensité de la pauvreté.

Deuxièmement, les différents modèles, affichés au tableau 3, indiquent une *valeur positive et significative* du coefficient d'urbanisation régional. Par conséquent, toutes choses égales par ailleurs, l'accroissement de l'urbanisation régionale accroît la variation des écarts de pauvreté [femme-hommes], c'est-à-dire la féminisation des privations. A cet égard, la sensibilité de cette dernière varie selon les mesures de la pauvreté. Ainsi, pour les chefs de ménages, lorsque le taux d'urbanisation régional augmente de 1 pour cent, l'écart du ratio de pauvreté régional croît de 0,81 points de pourcentage – modèle [1]. La sensibilité est de 0,49 et 0,31 points de pourcentage, respectivement, en ce qui concerne l'intensité et l'inégalité de la pauvreté. On observe que la variation des écarts de pauvreté selon le sexe est plus forte lorsque l'ensemble des individus sont pris en compte. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 1 pour cent du taux d'urbanisation régional est susceptible d'induire une augmentation de la féminisation de la pauvreté en termes d'intensité de 0,61 points de pourcentage. Dans une certaine mesure, ces résultats, bien que portant sur un nombre limité d'observations, tendent à confirmer les enseignements de l'approche descriptive. La figure 1 affiche la relation entre le taux d'urbanisation régional de 2005 et la variation de pauvreté régionale entre les femmes et les hommes chefs de ménage.

Troisièmement, l'incidence régionale de la féminisation de la pauvreté semble être en relation avec d'autres facteurs. En effet, le tableau 3 montre que la variation des écarts d'intensité de pauvreté est *inversement* reliée : (i) au taux de croissance de l'offre de travail per capita des femmes, comparativement aux hommes<sup>25</sup> ; (ii) au ratio régional du taux de croissance des heures de travail féminin par semaine par personne employée et du taux de croissance des heures de travail masculin par semaine par personne employée ; (iii) au ratio régional du taux de croissance de la productivité du

<sup>25</sup> On rappelle qu'il s'agit du ratio régional du taux de croissance par tête de l'offre de travail féminin et du taux de croissance par tête de l'offre de travail masculin.

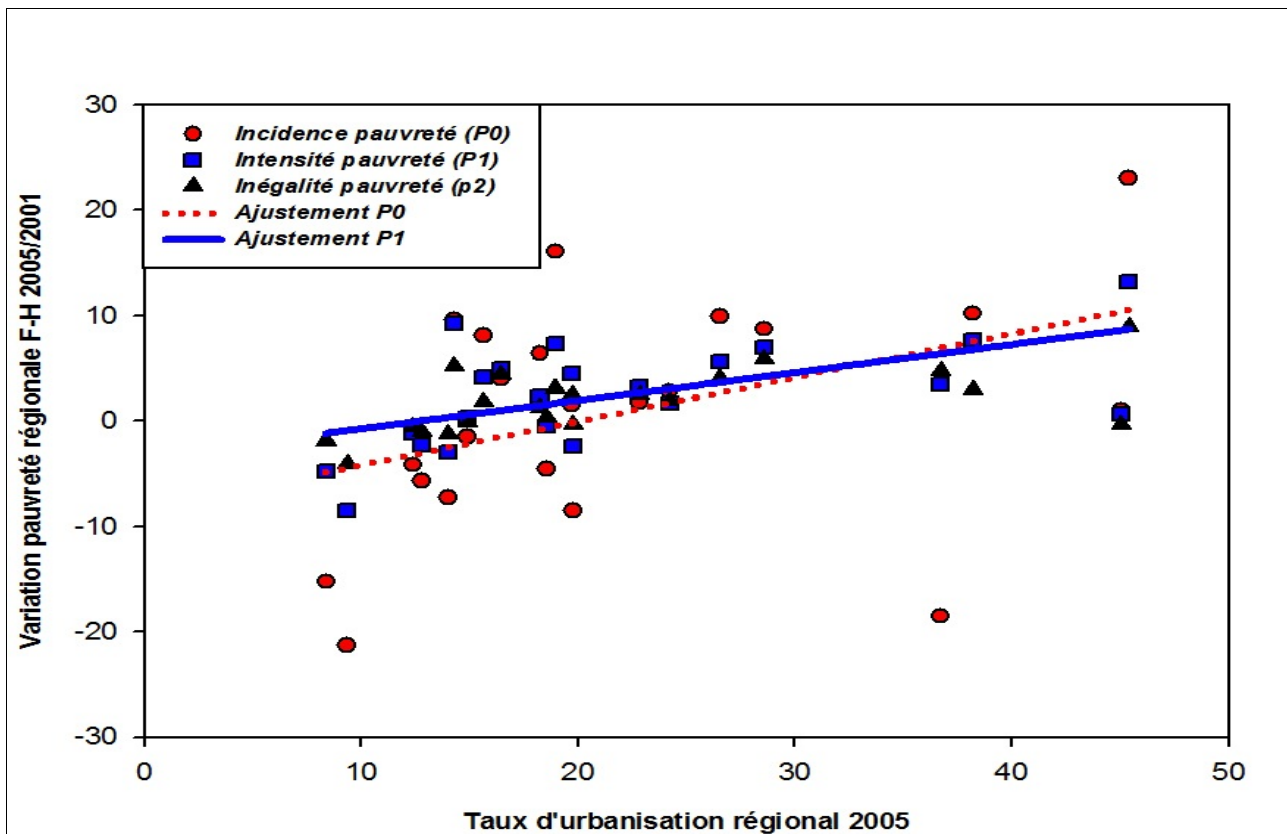


Figure 1 : Variation du différentiel de pauvreté entre les femmes et les hommes chefs de ménage selon le taux d'urbanisation régional de 2005 – Madagascar 2001-2005

travail féminin et du taux de croissance de la productivité du travail masculin<sup>26</sup>. Par exemple, le modèle [2] suggère qu'un accroissement de l'offre relative de travail des femmes d'un point de pourcentage induit, toutes choses égales par ailleurs, une variation de l'écart régional d'intensité de pauvreté [femmes-hommes] P1 de -0,14 points de pourcentage. Naturellement, la sensibilité de la féminisation de l'intensité de la pauvreté est nettement plus élevée en présence d'une variation de la productivité du travail relative des femmes chefs de ménage. Par contre, certaines estimations suggèrent que le ratio régional du taux de croissance par tête de l'emploi féminin et du taux de croissance per capita de l'emploi masculin est positivement corrélé à la féminisation de la pauvreté. 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 résultat paradoxal doit être mis en perspective avec les changements structurels inhérents au marché du travail au cours de la période 2001-2005.

## 5. Féminisation, urbanisation de la pauvreté et marché du travail

L'existence d'une féminisation de l'urbanisation de la pauvreté est probablement en relation, en partie, avec certains ajustements qui ont prévalu sur le marché du travail au cours de la période de 2001-2005. Dans cette perspective, plusieurs changements structurels peuvent être mis en relief.

*En premier lieu*, le déclin de la qualité des emplois semble avoir proportionnellement affecté plus les femmes que les hommes. A cet égard, il importe de rappeler que l'objectif de promotion du « travail décent » constitue un aspect important de l'action actuellement menée par l'Organisation internationale du travail. Dans un ouvrage récent, Ghai (2006) rappelait les six dimensions du travail décent : (i) l'opportunité pour tous de trouver tous types de travail ; (ii) la liberté de choix en matière d'emploi ; (iii) le travail productif générant des revenus adéquats ; (iv) l'équité dans l'emploi,

<sup>26</sup> Sauf, lorsque l'estimation porte sur l'ensemble des individus. La productivité est appréhendée par le rapport entre les dépenses des ménages et les heures travaillées.

**Tableau 4 : Paramètre de la qualité des emplois salariés selon le milieu et le sexe – 6 ans et plus (%) – Madagascar 2001-2005**

Paramètre	2001				2005				
	Sexe/ milieu	% emploi non protégé <sup>1</sup>	% « mauvais » emploi <sup>2</sup>	% emploi < SMIG <sup>3</sup>	Ratio de sous- occupation <sup>4</sup>	% emploi non protégé <sup>1</sup>	% « mauvais » emploi <sup>2</sup>	% emploi < SMIG <sup>3</sup>	Ratio de sous- occupation <sup>4</sup>
<b>Hommes</b>		76,1	6,9	18,0	17,5	72,2	8,9	24,1	18,5
Grand centre urbain		69,2	1,8	6,0	11,9	67,7	5,0	10,0	9,0
Centre urbain secondaire		80,2	6,7	13,0	13,5	63,8	7,2	20,9	16,4
Rural		78,0	9,3	25,2	21,3	77,5	12,0	34,8	25,7
<b>Femmes</b>		83,2	10,9	30,0	29,9	79,7	16,7	42,4	35,9
Grand centre urbain		77,2	5,3	18,7	24,2	76,6	12,2	27,4	32,8
Centre urbain secondaire		85,1	9,1	26,9	38,8	70,3	16,0	38,1	36,1
Rural		86,2	15,0	38,0	30,4	84,3	20,2	54,4	38,0
<b>Ensemble</b>		78,6	8,3	22,4	21,9	75,2	12,0	31,4	25,4
Grand centre urbain		72,4	3,2	11,2	16,9	71,3	7,9	17,0	18,6
Centre urbain secondaire		82,0	7,6	18,1	22,7	66,3	10,5	27,4	23,9
Rural		80,8	11,2	29,5	24,4	80,2	15,3	42,6	30,6

(1) Salarié non protégé : absence de cotisations à une caisse de retraite, de congés payés et de protection sociale ; (2) Les mauvais emplois sont ceux qui ne permettent pas de faire vivre la famille médiane. Le seuil est le produit entre la médiane des dépenses par tête des ménages et la médiane du ratio de dépendance. Ces seuils sont de 13 120 et 24 070 ariary par mois, respectivement, en 2001 et 2005 ; (3) Référence de 29 780 et 46 000 ariary par mois, respectivement, en 2001 et 2005 ; (4) Moins de 35 heures par semaine.

Source : EPM 2001 et 2005.

notamment l'absence de discrimination ; (v) la sécurité de l'emploi en termes de santé, de retraite et de moyens d'existence ; (vi) la dignité dans l'emploi, en particulier par rapport à l'organisation et à la participation.

Bien que cette question soit complexe, il est possible d'appréhender la qualité de l'emploi par rapport à quatre critères partiels, fonction des données disponibles (Lachaud, 2008). Premièrement, l'emploi non-protégé concerne des individus ayant un emploi sans cotisations à une caisse de retraite, congés payés et protection sociale. En principe, d'autres critères devraient être pris en compte – contrat de travail, par exemple –, mais les informations disponibles n'existent pas dans les deux enquêtes auprès des ménages de 2001 et 2005. Deuxièmement, le taux de « mauvais emplois » fait écho à la littérature sur la segmentation du marché du travail au cours des années 1970 et 1980 (Taubman, Wachter, 1986; Loveman, Tilly, 1989). Dans l'étude, à la suite de Bourguignon<sup>27</sup>, on considère que les mauvais emplois sont ceux qui ne sont pas en mesure de faire vivre la famille médiane. A cet égard, le seuil individuel de pauvreté est déterminé par le produit de la médiane des dépenses per capita des ménages par la médiane du taux de dépendance – ratio de la taille totale du ménage et de la population d'âge actif (employés ou chômeurs). Dans le cas de Madagascar, ces seuils sont de 13 120 et 24 070 ariary par mois, respectivement, pour 2001 et 2005. Troisièmement, le pourcentage d'emplois rémunérés moins que le salaire minimum est pris en compte. Quatrièmement, le ratio de sous-occupation mesure la proportion des personnes employées moins de 35 heures par semaine. Naturellement, tous ces critères peuvent être questionnés. Par exemple, la sous-occupation peut coexister avec l'emploi décent, si elle correspond au choix des individus.

Le tableau 4 présente une mesure de ces indicateurs pour 2001 et 2005. Compte tenu des informations disponibles simultanément pour tous les indicateurs, seuls les *salariés* sont pris en considération. A cet égard, on observe d'emblée que la vulnérabilité des statuts du travail est beaucoup plus forte pour les femmes que pour les hommes. En moyenne, en 2005, hormis la proportion des emplois non-protégés, l'incidence des emplois féminins vulnérables est quasiment deux fois plus élevée, comparativement à leurs homologues masculins. Par exemple, en 2005, la proportion des emplois salariés rémunérés moins que le salaire minimum est, respectivement de 42,4 et 24,1 pour cent, pour les hommes et les femmes. En fait, la comparaison entre 2001 et 2005 permet de formuler deux observations. D'une part, si indépendamment du sexe des salariés, tous les indicateurs, sauf celui de la proportion des emplois non-protégés, se sont dégradés au niveau national, le déclin de la qualité des emplois a été plus marqué pour les femmes que pour les hommes. Effectivement, pour ces derniers, les taux de mauvais emplois, d'emplois rémunérés moins que le salaire minimum et de sous-occupation

<sup>27</sup> Conférence à l'OIT à Genève en juillet 2006.

**Tableau 5 : Taux de chômage selon le sexe, l'âge et le milieu – 6 ans et plus<sup>1</sup> (%) – Madagascar 2001-2005**

Paramètre	GCU			CUS			Rural			Ensemble		Grand total
	Homme	Femme	Total	Homme	Femme	Total	Homme	Femme	Total	Homme	Femme	
<b>2001</b>												
<b>Age</b>												
6-14 ans	18,9	15,1	17,2	6,4	6,5	6,5	2,5	,6	1,6	3,2	1,4	2,3
15-19 ans	10,6	13,8	12,4	1,3	4,6	3,0	1,1	1,3	1,2	1,6	2,4	2,0
20-24 ans	7,3	11,5	9,2	3,6	2,8	3,2	1,2	2,1	1,6	1,9	2,8	2,4
25-29 ans	4,3	7,6	5,8	1,4	1,5	1,4	0,7	1,2	1,0	1,2	1,7	1,5
30-34 ans	2,1	6,0	3,8	0,7	4,8	2,5	0,6	1,0	0,8	0,8	1,8	1,3
35-39 ans	0,8	3,6	2,0	0,7	0,8	0,8	0,0	0,0	0,0	0,2	0,4	0,3
40-49 ans	0,9	1,9	1,4	0,5	0,5	0,5	0,3	0,8	0,5	0,4	0,9	0,6
50-59 ans	0,9	1,6	1,2	0,0	0,6	0,3	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	0,2
60-65 ans	0,0	3,9	1,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,1
>=65 ans	7,9	3,0	5,3	0,0	0,0	0,0	0,0	,0	0,0	0,4	0,3	0,4
Total	3,6	6,3	4,8	1,6	2,3	2,0	0,8	0,9	0,9	1,1	1,5	1,3
N	101	117	2181	1068	1227	2296	7239	7293	14532	9318	969	19008
<b>2005</b>												
<b>Age</b>												
6-14 ans	8,1	9,8	9,2	5,7	6,6	6,2	4,0	3,7	3,8	4,2	4,2	4,2
15-19 ans	13,6	3,3	9,1	1,8	3,0	2,4	0,7	0,6	0,7	1,5	1,0	1,2
20-24 ans	6,2	26,6	16,5	3,5	3,2	3,4	1,0	1,2	1,1	1,7	3,4	2,6
25-29 ans	9,8	14,3	11,8	3,4	2,9	3,2	1,5	1,1	1,3	2,8	2,5	2,6
30-34 ans	2,2	0,6	1,5	0,8	2,6	1,7	0,4	1,4	0,9	0,6	1,5	1,1
35-39 ans	0,0	6,8	3,2	1,3	2,9	2,1	0,5	0,5	0,5	0,6	1,3	0,9
40-49 ans	1,3	6,9	3,8	0,6	2,8	1,6	0,3	1,2	0,7	0,4	2,0	1,2
50-59 ans	11,2	34,9	23,1	2,0	9,4	5,8	0,9	5,6	3,1	2,2	9,7	5,9
60-65 ans	48,5	62,4	53,7	9,2	17,7	13,1	5,1	10,6	7,7	9,4	14,6	11,9
>=65 ans	6,1	7,9	7,0	1,8	4,7	2,9	1,2	4,3	2,3	1,4	4,6	2,6
Total	7,1	15,5	11,0	2,5	4,5	3,5	1,3	2,0	1,6	1,9	3,3	2,6
N	2211	2386	4596	266	2803	5463	17153	17466	34619	22023	22655	44678

(1) La période de référence est inhérente aux 7 derniers jours.

Source : EPM 2001 et 2005.

sont passés, respectivement, de 6,9, 18,0 et 17,5 pour cent en 2001, à 8,9, 24,1 et 18,5, pour cent en 2005. Or, en ce qui concerne les femmes, la dégradation de la qualité des emplois apparaît un peu plus importante. Ainsi, les proportions des mauvais emplois, des rémunérations inférieures au salaire minimum et de sous-occupation sont passées, respectivement, de 10,9, 30,0 et 29,9 pour cent en 2001, à 16,7, 42,4 et 35,9 pour cent en 2005. Par exemple, les rapports entre les taux d'emploi rémunéré moins que le salaire minimum de 2005 et 2001 sont de 1,4 et 1,3, respectivement, pour les femmes et les hommes. D'autre part, les disparités selon le sexe quant à la dégradation de la qualité des emplois sont plus marquées dans les grands centres urbains, comparativement aux autres milieux. A cet égard, hormis le cas de la proportion des emplois non-protégés, le tableau 4 met en évidence un faible déclin de la qualité des emplois exercés par les hommes, les taux de mauvais emplois, d'emplois rémunérés moins que le salaire minimum et de sous-occupation étant passés, respectivement, de 1,8, 6,0 et 11,9 pour cent en 2001, à 5,0, 10,0 et 9,0, pour cent en 2005. Mais, au cours de la même période, dans les grandes villes, les proportions des mauvais emplois, des rémunérations inférieures au salaire minimum et de sous-occupation des femmes sont passées, respectivement, de 5,3, 18,7 et 24,2 pour cent en 2001, à 12,2, 27,4 et 32,8 pour cent en 2005. Ainsi, dans les grands centres urbains, la proportion des emplois féminins rémunérés moins que le salaire minimum a augmenté de 8,7 points de pourcentage, contre, contre seulement 4,0 points de pourcentage pour les hommes. Des observations un peu plus contrastées semblent prévaloir pour les centres urbains secondaires.

En deuxième lieu, le chômage urbain féminin a crû plus rapidement pour les femmes que pour les hommes. Ainsi, le tableau 5 indique que, dans les grandes villes en 2005, le taux de chômage des femmes est de 15,5 pour cent, et équivaut à environ deux fois celui des hommes – 7,1 pour cent. Mais, entre 2001 et 2005, les taux de chômage féminin et masculin des grandes villes ont été multipliés, respectivement, par 2,5 et 2,0. Ainsi, la féminisation de la pauvreté en milieu urbain est probablement en rapport avec la hausse relativement plus sensible du chômage féminin. Ajoutons que l'impossibilité d'évaluer le chômage marginal en 2005 conduit à sous-estimer les difficultés d'accès des femmes au

**Tableau 6 : Taux de sous-occupation globale pour l'ensemble des salariés et des chômeurs selon le milieu et le sexe – 6 ans et plus (%) – Madagascar 2001-2005<sup>1</sup>**

Paramètre	2001			2005		
	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble
Grand centre urbain	7,1	15,1	10,5	12,2	28,9	19,6
Centre urbain secondaire	8,6	15,7	11,3	15,7	35,2	24,1
Rural	11,4	19,1	14,2	17,3	32,0	23,7
<b>Total</b>	9,8	17,3	12,7	15,3	31,3	22,3

(1) Voir l'équation [4] et le texte.

Source : EPM 2001 et 2005.

marché du travail. Par ailleurs, le tableau 5 montre que le poids du chômage urbain est surtout supporté par les jeunes. Plusieurs indicateurs permettent d'apprécier ce phénomène dans les grands centres urbains. Tout d'abord, on observe qu'en 2005, le taux de chômage est le plus élevé pour la classe d'âge de 20-24 ans, et dans une moindre mesure, celle de 25-29 ans. En outre, dans la première, le taux de chômage féminin est de 26,6 pour cent en 2005, soit environ quatre fois celui des jeunes hommes. Par rapport à 2001, non seulement le taux de chômage des femmes de 20-24 ans a doublé, mais les disparités par rapport au chômage masculin se sont accentuées. Notons aussi que le chômage s'est fortement accentué dans la classe d'âge de plus de 50 ans au cours de la période. Cette observation explique sans doute que la proportion de jeunes chômeurs (6-29 ans) par rapport au total des chômeurs ait diminué, et soit passée de 73,2 à 45,1 pour cent entre 2001 et 2005<sup>28</sup>. Néanmoins, le ratio entre le chômage des jeunes de 20-24 ans et celui des adultes de 30-39 ans – autre critère d'appréciation – est de l'ordre de huit. En outre, la proportion de jeunes chômeurs (6-29 ans) par rapport au total des jeunes a augmenté de 2,0 à 2,7 pour cent entre 2001 et 2005<sup>29</sup>.

En troisième lieu, la prise en compte d'un taux de sous-occupation globale conforte l'idée d'une disparité croissante selon le sexe sur le marché du travail, notamment en milieu urbain. A cet égard, puisque le taux de chômage déclaré n'est qu'un aspect du fonctionnement du marché du travail, il peut être utile de considérer, en même temps, les travailleurs employés ayant un revenu inférieur au minimum de subsistance. Dans cette optique, Kakwani et Son (2006) ont proposé une nouvelle mesure du « chômage », que l'on peut assimiler à une « sous-occupation ». Cette nouvelle mesure du chômage est donnée par l'équation [4].

$$U_{\alpha}^* = 1 - 1/n \sum \delta_{i\alpha} (1 - r_i) \quad \text{avec } i = 1 \text{ à } n \quad [4]$$

où : (i)  $U$  = taux de chômage ; (ii)  $n$  = population active ; (iii)  $r_i = 1$  si l'individu est chômeur, et 0 s'il est employé ; (iv)  $\delta_{i\alpha} = 1$ , si  $x_i > w$ , et  $\delta_{i\alpha} = (x_i/w)^\alpha$  si  $x_i \leq w$ , avec  $x_i$  = revenu actuel et  $w$  = revenu de subsistance (salaire minimum dans le cas présent). Ainsi, l'individu est pleinement employé si  $\delta_{i\alpha} = 1$ , et sous-employé lorsque  $\delta_{i\alpha} < 1$ . Le degré du sous-emploi est mesuré par l'expression  $(x_i/w)^\alpha$ , cette dernière devant être inférieure à 1 si  $\alpha$  est positif. Kakwani et Son (2006) montrent que la prise en compte de l'équité implique une forte pondération des personnes sous-employées les plus pauvres, et que ce poids diminue avec les gains obtenus, tandis que  $\alpha$  est compris entre 0 et 1. A cet égard, la maximisation de  $\alpha$  produit une valeur de ce paramètre équivalente à environ 0,4. Cette valeur est prise en compte pour Madagascar, et la référence pour  $w$  est de 29 780 et 46 000 ariary, respectivement, en 2001 et 2005. En outre, compte tenu des informations disponibles, seuls les emplois salariés sont pris en compte.

Le tableau 6 montre le taux de sous-occupation est beaucoup plus important que le taux de chômage déclaré, environ deux fois plus élevé, par exemple, en 2005. En même temps, au niveau national, il s'est accentué au cours de la période 2001-2005, corrélativement au taux de chômage conventionnel. Mais, le taux de sous-occupation globale a beaucoup plus augmenté pour les femmes que pour les hommes, notamment dans le milieu urbain. Par exemple, dans les grands centres urbains,

<sup>28</sup> Pour les femmes, 69,4 à 41,1 pour cent, et pour les hommes, 78,5 à 53,7 pour cent.

<sup>29</sup> Pour les femmes, 2,1 à 3,1 pour cent, et pour les hommes, 2,0 à 2,3 pour cent.



le taux de sous-occupation globale féminin a crû de 13,8 points de pourcentage, contre seulement 5,1 points de pourcentage pour les hommes.

## 6. Conclusion

Fondée sur les deux enquêtes prioritaires de Madagascar de 2001 et 2005, la présente recherche examine l'hypothèse d'une féminisation de l'urbanisation de la pauvreté, et le rôle que le marché du travail est susceptible de jouer dans ce processus. Plusieurs conclusions sont mises en évidence.

Premièrement, dans un contexte où la part de la pauvreté urbaine a augmenté plus rapidement que la population urbaine au cours de la période 2001-2005, un premier test de la féminisation de la pauvreté, admettant l'invariance de l'inégalité intra-ménages, consiste à comparer la variation des écarts de pauvreté selon le sexe dans le temps. A cet égard, alors qu'en 2001, dans les grands centres urbains, l'écart du ratio de pauvreté des chefs de ménage [femmes-hommes] était de -5,1 points de pourcentage, ce qui implique une sur-représentation des ménages masculins en termes de pauvreté, en 2005, le poids des familles gérées par une femme dans la pauvreté s'est inversé, l'écart précédent étant devenu positif, en s'élevant à +2,1 points de pourcentage. De ce fait, les ménages féminins seraient devenus relativement *plus* touchés par la pauvreté, puisque la variation des écarts de pauvreté  $\Delta P_t^{FH}$  est positive, et s'établit à +7,2 points de pourcentage. La prise en compte des autres mesures de la pauvreté ou des individus confirme le poids croissant des femmes dans la pauvreté urbaine.

Deuxièmement, un autre test de la féminisation de la pauvreté a été exécuté dans le cadre d'un modèle spatial auto-régressif mixte. Les différentes estimations indiquent une valeur positive et significative du coefficient d'urbanisation régionale, ce qui implique que, toutes choses égales par ailleurs, l'accroissement de l'urbanisation régionale accroît la variation des écarts de pauvreté [femme-hommes], c'est-à-dire la féminisation des privations. Ainsi, pour les chefs de ménages, lorsque le taux d'urbanisation régionale augmente de 1 pour cent, l'écart du ratio de pauvreté régionale croît de 0,81 points de pourcentage. Mais, la sensibilité de la féminisation des privations en fonction de l'urbanisation varie selon les mesures de la pauvreté – 0,49 et 0,31 points de pourcentage, respectivement, en ce qui concerne l'intensité et l'inégalité de la pauvreté.

Troisièmement, l'incidence régionale de la féminisation de la pauvreté semble être en relation avec d'autres facteurs. En particulier, l'approche économétrique montre que la variation des écarts d'intensité de pauvreté est inversement reliée : (i) au taux de croissance de l'offre de travail per capita des femmes, comparativement aux hommes ; (ii) au ratio régional du taux de croissance des heures de travail féminin par semaine par personne employée et du taux de croissance des heures de travail masculin par semaine par personne employée ; (iii) au ratio régional du taux de croissance de la productivité du travail féminin et du taux de croissance de la productivité du travail masculin. Par contre, certaines estimations suggèrent que le ratio régional du taux de croissance par tête de l'emploi féminin et du taux de croissance per capita de l'emploi masculin est positivement corrélé à la féminisation de la pauvreté. Dans ce contexte, l'étude met en relief plusieurs changements structurels relatifs au marché du travail au cours de la période : (i) le déclin de la qualité des emplois semble avoir proportionnellement affecté plus les femmes que les hommes ; (ii) le chômage urbain féminin a crû plus rapidement pour les femmes que pour les hommes ; (iii) la prise en compte d'un taux de sous-occupation globale, prenant en compte à la fois les chômeurs et les employés salariés, conforte l'idée de disparités croissantes selon le sexe sur le marché du travail, notamment en milieu urbain.

Bien que la pauvreté soit encore essentiellement rurale, les perspectives démographiques et l'hypothèse d'une féminisation de l'urbanisation de la pauvreté justifient une attention accrue aux politiques du marché du travail en milieu urbain, notamment afin de promouvoir l'emploi productif des femmes.

## Références bibliographiques

- Anselin, L., 1988. *Spatial Econometrics: Methodes and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R., Yoon, M.J., 1996. « Simple Diagnostic Test for Spatial Dependence », *Regional Science and Urban Economics*, 26: 77-104.
- Brady, D., Kall, D., 2008. « Nearly Universal, but somewhat Distinct: The Feminisation of Poverty in Affluent Western Democracies, 1969-2000 », *Social Science Research*, 37: 976-1007.
- Chant, S., 2007. *Gender Generation and Poverty: Exploring the 'Feminisation of Poverty' in Africa Asia and Latin America*, Cheltenham-Northampton MA, Edward Elgar.
- Chant, S., 2008. « The 'Feminisation of Poverty' and the 'Feminisation' of Anti-Poverty Programme: Room for Revision? », *Journal of Development Studies*, 44 (2): 165-197.
- Chenery, H., Ahluwalia, M.S., Bell, C.L.G., Duloy, J.H., Jolly, R., 1974. *Redistribution with Growth*, London, Oxford University Press.
- Ghai, D. 2006. *Decent Work: Objectives and Strategies*, Geneva, ILO, International Institute for Labour Studies.
- Herrera, J., Roubaud, F., 2003. *Urban Poverty Dynamics in Peru and Madagascar 1997-1999: A Panel Data Analysis*, Paris, Document de travail 3, Dial.
- Herrmann, M., Khan, H.A., 2008. *Rapid Urbanization, Employment Crisis and Poverty in Africa LDCs: A New Development Strategy and Aid Policy*, Munich, MPRA Paper 9499.
- International Poverty Centre, 2008. *Jobs, Jobs, Jobs. The Policy Challenge*, Brasilia, Poverty in Focus 16, International Poverty Centre.
- Kakwani, N., 1990. *Testing for Significance of Poverty Differences, with Application to Côte d'Ivoire*, Washington, Lsms Working Papers 62, World Bank.
- Kakwani, N., Neri, M., Son, H. H., 2006. *Linkages Between Pro-Poor Growth, Social Programmes and Labour Market: The Recent Brazilian Experience*, Brasilia, Working Papers 26, International Poverty Centre.
- Kakwani, N., Son, H. H., 2006. *A Note on Measuring Unemployment*, Brasilia, Working Papers 28, International Poverty Centre.
- Kodras, J.E., Jones III, J.P., 1991. « A Contextual Examination of the Feminization of Poverty », *Geoforum*, 22 (2): 159-171.
- Lachaud, J.-P., 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.
- Lachaud, J.-P., 2008. *Pauvreté, marché du travail et croissance pro-pauvres à Madagascar*, Genève, Bureau international du travail.
- LeSage, J.-P., 1998. *Spatial Econometrics*, Toledo, University of Toledo.
- Lieberherr, F., Bolay, J.-C., 2007. *La pauvreté urbaine: un défi mondial*, Lausanne, EPFL, Cahier de la coopération 5.
- Loveman, G.W., Tilly, Ch. 1989. *Goods Jobs or Bad Jobs?, What Does the Evidence Say?*, Geneva, mimeo, IIES.
- Medeiros, M., Costa, J., 2008. « Is There a Feminization of Poverty in Latin America? », *World Development*, 36(1):115-127.
- Overseas Development Institute, 2008. *Opportunity and Exploitation in Urban Labour Markets*. London, Briefing Paper 44, Overseas Development Institute.
- Ravallion, M. 2002., « On the Urbanization of Poverty? », *Journal of Development Economics*, 68: 435-442.

Ravallion, M., Chen, S., Sangraula, P., 2007,. « New Evidence on the Urbanization of Global Poverty? », *Policy Research Working Paper 4199*, April, World Bank.

Taubman, P., Wachter, M.L. 1986. « Segmented Labour Markets », in Ashenfelter, O, Lyard, R. (Eds), *Handbook of Labor Economics*, London, Elsevier Science Publishers BV.

Tarkowska, E., 2002. « Intra-Household Gender Inequality: Hidden Dimensions of Poverty among Polish Women », *Communist and Post-Communist Studies*, 35: 411-432.

UNFRA, 2007. *The State of World Population 2007*, New-York, United Nations Population Fund.

Un-Habitat, 2008. *The State of African Cities 2008. A Framework for Addressing Urban Challenges in Africa*, Nairobi, United Nations Human Settlements Programme.

United Nations, 2008. *World Population Prospects: The 2006 Revision and World Urbanization Prospects: The 2007 Revision*, New-York, Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nations Secretariat, <http://esa.un.org/unup>, Wednesday, December 10.

## Annexes

Tableau A1 : Décomposition des variations du ratio (P0) et de l'intensité (P1) de la pauvreté selon le sexe du chef de ménage par rapport au milieu entre 2001 et 2005 – Madagascar

Effet	Décomposition 2001-2005 <sup>1</sup>							
	P0 – Incidence				P1 – Intensité			
	Intra-groupe (%)	Inter-groupe (%)	Interaction (%)	Total	Intra-groupe (%)	Inter-groupe (%)	Interaction (%)	Total
<b>GCU</b>	101,4	2,9	-4,3	100,0	105,9	5,9	-11,8	100,0
Hommes	61,4	15,7	2,9	80,0	47,1	23,5	0,0	64,7
Femmes	40,0	-11,4	-7,1	21,4	64,7	-17,6	-11,8	35,3
<b>CUS</b>	98,1	1,9	-0,0	100,0	100,00	-25,0	25,0	100,0
Hommes	70,4	40,7	3,7	116,7	150,0	-225,0	-0,0	-75,0
Femmes	25,9	-38,9	-3,7	-16,7	-75,0	225,0	-0,0	150,0
<b>Rural</b>	100,0	-0,0	0,0	100,0	100,0	0,0	-0,0	100,0
Hommes	63,6	-3,6	0,0	60,0	77,0	-10,0	-0,0	76,0
Femmes	36,4	3,6	0,0	40,0	23,0	1,0	0,0	23,0
Hommes	100,0	0,0	0,0	100,0	101,4	0,0	0,0	100,0
Femmes	65,2	-34,8	-0,0	30,4	80,6	-5,6	1,4	76,4
<b>Ensemble</b>	34,8	34,8	-4,3	65,2	20,8	5,6	-1,4	25,0

(1) Compte tenu des arrondis, les totaux peuvent différer de 100 pour cent. La somme des pourcentages relatifs aux hommes et aux femmes est égale à 100.

Source : EPM 2001 et 2005.

Tableau A2 : Différentiel d'intensité (P1) et d'inégalité (P2) de pauvreté selon le sexe du chef de ménage, la province et le milieu – Madagascar 2001-2005

Indicateur/milieu <sup>3</sup>	Ecart de pauvreté 2001 [Femmes-Hommes] <sup>1</sup> - variation de %				Ecart de pauvreté 2005 [Femmes-Hommes] <sup>1</sup> - variation de %				Variation 2005-2001 <sup>2</sup>			
	Province/paramètre											
	GCU	CUS	Rural	Total	GCU	CUS	Rural	Total	GCU	CUS	Rural	Total
<b>Antananarivo</b>												
P1	-0,9	-2,5	-5,1	-5,9	4,6	0,2	-3,9	-1,5	5,5	2,7	1,2	4,4
P2	-0,7	-2,4	-1,5	-2,6	2,6	1,1	-1,7	-0,4	3,3	3,5	-0,2	2,2
<b>Fianarantsoa</b>												
P1	-5,2	-6,9	3,0	1,0	-0,9	0,5	1,5	1,2	4,3	7,4	-1,5	0,2
P2	-5,1	-5,3	3,3	1,5	0,8	1,1	0,9	0,9	5,9	6,4	-2,4	-0,6
<b>Toamasina</b>												
P1	-7,0	-3,9	-3,2	-5,0	-1,0	3,9	-1,7	-1,7	6,0	7,8	1,5	3,3
P2	-4,1	-2,1	-3,4	-4,1	-1,0	2,4	-1,8	-1,6	3,1	4,5	1,6	2,5
<b>Mahajanga</b>												
P1	-3,9	-0,3	-3,7	-5,1	0,9	-3,7	-6,0	-5,3	3,2	-3,4	-2,3	-0,2
P2	-2,1	0,7	-3,0	-3,5	0,4	-1,8	-2,5	-2,3	1,4	-2,5	0,5	1,2
<b>Toliara</b>												
P1	-2,3	-0,2	-5,5	-5,1	1,5	-2,7	-7,9	-6,9	6,8	-2,5	-2,4	-1,8
P2	-1,0	-0,5	-4,8	-4,2	0,3	-1,5	-5,1	-4,4	2,5	-1,0	-0,3	-0,2
<b>Antsiranana</b>												
P1	-5,3	4,1	-3,2	-2,1	0,9	2,0	-7,3	-6,9	-5,2	-2,1	-4,1	-4,8
P2	-2,2	2,0	-1,7	-1,0	0,2	0,9	-3,5	-3,4	-4,8	-1,1	-1,8	-2,4
<b>Total</b>												
P1	-1,8	-1,9	-0,3	-1,8	1,9	0,0	-2,8	-1,9	3,7	1,9	-2,5	-0,1
P2	-1,1	-1,5	0,1	-1,0	1,2	0,4	-1,5	-0,9	2,3	1,9	-1,6	0,1

(1)  $[P_{at}^F - P_{at}^H]$ , si  $P_{at}^F$  = mesure de pauvreté  $P_a$  au temps t pour les femmes, et  $P_{at}^H$  = mesure de pauvreté  $P_a$  au temps t pour les hommes ; (2)  $[P_{a2005}^F - P_{a2005}^H] - [P_{a2001}^F - P_{a2001}^H]$ ;

(3) GCU = grand centre urbain ; CUS = centre urbain secondaire.

Source : EPM 2001 et 2005.