

Formation du revenu, segmentation et discrimination sur le marché du travail d'une ville en développement : Antananarivo fin de siècle

Denis COGNEAU

**FORMATION DU REVENU, SEGMENTATION ET DISCRIMINATION
SUR LE MARCHE DU TRAVAIL D'UNE VILLE EN DEVELOPPEMENT :
ANTANANARIVO FIN DE SIECLE
Tests économétriques et micro-simulations en équilibre général[§]**

Denis Cogneau
e-mail : cogneau@dial.prd.fr

Document de travail DIAL / Unité de Recherche CIPRE
Novembre 2001

RESUME

Cet article présente un modèle macro-micro-économétrique du marché du travail d'une ville en développement, et son application au cas de la capitale de Madagascar, Antananarivo, entre 1995 et 1999. Ce modèle reconnaît l'existence d'une forte hétérogénéité dans les rémunérations, les préférences et les opportunités d'emploi des individus, même au sein de catégories fines. Les estimations économétriques confirment la structure dualiste du marché du travail, et conduisent également à rejeter l'idée que la législation sur le salaire minimum constitue la cause principale du rationnement de l'emploi moderne. Des simulations historiques du modèle permettent une décomposition des principaux chocs ayant marqué l'économie urbaine entre 1995 et 1999.

ABSTRACT

The paper proposes a micro-macro model of labour market of a developing city, and its empirical implementation on the case of the capital town of Madagascar, Antananarivo. The model recognises the existence of measured and unmeasured heterogeneity of skills, preferences and opportunities within even narrowly defined socio-demographic groups. Econometric estimates confirm the dualistic structure of the labour market, and reject the idea that the minimum wage legislation would be the major explanation of formal employment rationing. Historical simulations of the model allow a decomposition of the main shocks having marked the urban economy between 1995 and 1999.

JEL Classification: O15, O17, O18, J31, J42.

[§] Nous remercions François Bourguignon pour de précieuses discussions, les membres du projet MADIO, et particulièrement Mireille Razafindrakoto et François Roubaud, et les participants des journées d'économie du développement DIAL-Université Laval (Québec). Notre responsabilité reste entière.

Table des Matières

INTRODUCTION	4
1. MODELISATION DU MARCHE DU TRAVAIL	6
1.1. La production.....	6
1.2. Les salaires potentiels et l'offre de travail.....	6
1.3. Le marché du travail	7
1.4. Le marché des produits	8
2. LES TESTS DE SEGMENTATION SELON LE CRITERE DE MAGNAC	8
3. TESTS DE PREFERENCE MONETAIRE ET DE RATIONNEMENT SELECTIF DES EMPLOIS	10
4. CALIBRATION D'UN MODELE DE MICRO-SIMULATION EN EQUILIBRE GENERAL	13
5. LA QUESTION DU SALAIRE MINIMUM ET LA CONTRIBUTION DU RATIONNEMENT DES EMPLOIS PRIMAIRES AUX INEGALITES ET A LA PAUVRETE	15
6. UNE DECOMPOSITION DE LA PERIODE 1995-1999	17
6.1. Les trois principaux chocs de la période : construction des simulations	18
6.2. Décomposition de l'emploi, des salaires individuels et des transitions sur le marché du travail.....	19
6.3. Décomposition des inégalités de revenu entre ménages et de l'évolution de la pauvreté.....	20
CONCLUSION	22
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	24
ANNEXES	27

Liste des tableaux

<i>Tableau n° 1 : Insertion des individus sur le marché du travail en 1995 et statistiques descriptives des échantillons utilisés pour l'estimation micro-économétrique</i>	29
<i>Tableau n° 2 : Test de segmentation selon le critère de Magnac</i>	30
<i>Tableau n° 3 : Test de segmentation selon le critère de Magnac</i>	31
<i>Tableau n° 4 : Test de rationnement sélectif</i>	32
<i>Tableau n° 5 : Position des individus par rapport au salaire minimum en 1995 selon le modèle calibré</i>	33
<i>Tableau n° 6 : Simulation de "formalisation" de l'emploi : recrutement par les entreprises formelles de tous les individus souhaitant un emploi</i>	33
<i>Tableau n° 7 : Insertion des individus sur le marché du travail en 1999</i>	34
<i>Tableau n° 8 : Salaires potentiels en 1995 et en 1999</i>	35
<i>Tableau n° 9 : Evolution des inégalités à temps plein et de la pauvreté entre 1995 et 1999</i>	36
<i>Tableau n° 10 : Répartition des actifs potentiels pour la base de départ du modèle historique</i>	36
<i>Tableau n° 11 : Inégalités à temps plein entre ménages pour la base de départ du modèle historique</i>	37
<i>Tableau n° 12 : Résultats des simulations historiques (I)</i>	37
<i>Tableau n° 13 : Résultats des simulations historiques (II)</i>	37
<i>Tableau n° 14 : Résultats des simulations (III et fin)</i>	39

INTRODUCTION

L'étude des imperfections des marchés tient une place considérable en économie du développement¹, qu'il s'agisse des marchés fonciers, du crédit, ou du travail. Comme on le sait, depuis Lewis (1954), le dualisme des marchés du travail dans les pays pauvres est fréquemment sollicité pour rendre compte de l'allocation et de la répartition observées des ressources. Au niveau macroéconomique, l'opposition entre un secteur traditionnel de petite production domestique et un secteur moderne de grandes entreprises permet de mieux comprendre l'impact des politiques d'ajustement², ou encore la distribution globale du revenu³. Au niveau microéconomique, il permet d'aborder correctement les comportements de production et d'offre de travail des ménages sur les marchés ruraux et urbains, comme leurs comportements de migration entre ces deux marchés. Au niveau sociologique, la structuration dualiste a même des conséquences plus larges, que l'on retrouve au niveau de la définition des statuts sociaux ou du comportement politique⁴.

Les hypothèses dualistes demeurent néanmoins en débat : i) quant à leur spécification précise, ii) quant à leurs fondements microéconomiques, et enfin, iii) quant à leur pertinence empirique.

Le fait stylisé principal des théories de la segmentation est un écart persistant de rémunération entre des travailleurs "*identiques*" travaillant dans différents secteurs de l'économie ou différents segments du marché du travail. Plus fondamentalement, l'imperfection supposée du marché du travail est une restriction de la mobilité "*volontaire*" des travailleurs, qu'elle prenne la forme de coûts de mobilité ou d'un rationnement des emplois. L'enjeu est toutefois la définition des variables caractérisant des travailleurs "*identiques*", c'est-à-dire les capacités productives de ces travailleurs dans les différents secteurs considérés. Ces variables peuvent être observables comme inobservables, influencer la productivité mais aussi les préférences, la productivité étant elle-même, le plus souvent, imparfaitement observable (sauf dans le cas de rémunération "à la pièce"). Il est donc assez difficile de séparer une "hypothèse pure" de segmentation salariale d'autres hypothèses alternatives: spécialisation sur la base du capital humain spécifique, différentiels salariaux compensatoires, discrimination, appariements sélectifs⁵.

Une fois caractérisés les différentiels de rémunération pertinents, et les restrictions à la mobilité des travailleurs afférentes, il reste encore à préciser leur origine microéconomique. Là encore, plusieurs théories se proposent parmi lesquelles les différentes versions du salaire d'efficience⁶, les modèles

¹ Cf. p.ex. Bardhan et Udry (1998). Les imperfections des marchés sont évidemment considérables dans les pays industrialisés, et y sont également très étudiées. Cependant, ce domaine constitue un exemple assez rare - mais de moins en moins rare - dans l'histoire de la pensée économique, de théories élaborées à partir du cas de pays en développement appliquées ensuite aux pays développés. Les premières contributions de Joseph Stiglitz en sont un bon exemple (voir p.ex. 1974 et 1982).

² Cf. p.ex. Agénor et Montiel (1998), et les différents exercices de modélisation multi-sectorielle en équilibre général appliquées aux pays en développement : L. Taylor (ed) (1992) et Bourguignon *et al.* (eds) (1991) notamment. Pour une discussion du traitement du secteur informel urbain dans les modèles d'équilibre général calculable, cf. Cogneau, Razafindrakoto et Roubaud (1996).

³ Cf. Bourguignon (1990) et Bourguignon et Morrisson (1998) notamment.

⁴ A propos du prestige associé aux métiers formels et informels à Madagascar, cf. Cogneau et Roubaud (2000). A propos du comportement politique, cf. Roubaud (2000).

⁵ L'hypothèse de variables inobservables entrant dans la productivité des travailleurs est au centre des modèles d'avantages comparatifs individuels, comme celui de Roy (1951). L'existence d'éléments non-salariaux dans l'utilité retirée des emplois est au centre des modèles de différentiels compensatoires (Rosen, 1986). De même, l'existence de caractéristiques individuelles observables, comme le sexe ou l'ethnie, n'entrant pas dans la productivité, mais influençant les salaires ou l'embauche des travailleurs, et l'utilité des employeurs, définit les questions de discrimination (Becker, 1957). L'existence de caractéristiques complémentaires entre travailleurs, la productivité des individus dépendant de celle de leurs "associés", peut conduire à des différentiels de salaires renvoyant à des différences de qualité des produits (Kremer, 1993). Par ailleurs, les qualifications des travailleurs se construisant dans le temps et par l'expérience professionnelle ("*on the job*"), il faudrait pouvoir distinguer des travailleurs "identiques au départ" et "différents à l'arrivée", sachant en même temps que certaines variables de capital humain initial peuvent avoir plus d'importance en cours de carrière qu'au début. Une variable comme l'origine sociale a un statut ambigu sous tous ces aspects: variable de capital humain transmis, de préférence, de discrimination ou d'appariement, et son effet varie potentiellement au cours de la vie. Ces points seront réexaminés plus loin.

⁶ qui supposent toutes un lien rémunération → productivité : coûts de "*turnover*", coût de supervision ("*shirking model*"), salaire de subsistance. Cf. Stiglitz (1974 et 1982). Bulow et Summers (1986) montrent comment un marché du travail dualiste peut donner lieu à une discrimination statistique confinant certains groupes dans le secteur secondaire, malgré l'absence de différences de productivité, dès lors que l'utilité retirée des emplois primaires est inférieure ou le risque de démission supérieur.

de négociation "*insider-outsider*", les modèles d'appariement du type "*job-search*"⁷, enfin l'existence de régulations institutionnelles comme les politiques de salaire minimum et d'embauches discrétionnaires. Ces théories expliquent tout à la fois, chacune à leur manière, l'existence d'une rigidité à la baisse des salaires, réels ou nominaux selon les cas, et d'un rationnement des embauches dans le secteur favorisé ou le segment primaire du marché du travail ("*good jobs*"). Ce sont également, chacune différemment, des théories de la distribution des revenus d'activité (Neal et Rosen, 1998). Elles ont ainsi des implications diverses sur l'efficacité des politiques ayant pour but de résorber le chômage ou de réduire les inégalités de revenu.

Enfin, le test empirique des hypothèses de segmentation a fait l'objet de plusieurs contributions économétriques importantes. Les contributions principales des vingt dernières années se sont focalisées sur les données salariales, plutôt que sur l'observation directe de la mobilité des travailleurs⁸. Deux problèmes ont été particulièrement traités, concernant d'une part la définition des segments du marché et de la qualité des "*jobs*", d'autre part l'auto-sélection des travailleurs en fonction de leurs caractéristiques observables et inobservables. Le traitement de la "coupure" entre les deux segments fait l'originalité de la contribution de Dickens et Lang (1985), tandis le traitement de l'auto-sélection est central chez Magnac (1991). Le modèle de Dickens et Lang, avec une variable de segmentation non-observée, pose toutefois un sérieux problème d'identification (Heckman et Hotz, 1986). La contribution de Magnac (1991) propose donc un test de segmentation explicite fondé sur la formalisation du modèle de Roy fournie par Heckman et Sedlacek (1985).

La contribution présente est principalement empirique, mais revient également sur la question de la spécification des hypothèses, et sur les origines microéconomiques et les implications macroéconomiques de la segmentation. Du point de vue économétrique, nous nous situons dans la lignée de la méthodologie de Magnac (1991), que nous appliquons à des données d'enquête originales⁹ portant sur la capitale de Madagascar, Antananarivo (MADIO, 1995). Nous nous fondons en effet sur l'analyse de différentiels de rémunération à partir d'un modèle statique du marché du travail, estimé sous l'hypothèse identificatrice de normalité.

La première section présente le modèle de marché du travail avec lequel nous raisonnons.

Dans la seconde section, nous présentons les résultats des tests de segmentation "à la Magnac", qui peuvent être directement comparés à ceux de cet auteur sur des données urbaines colombiennes de 1980.

Comme l'indique Magnac en conclusion de son article, ce type de test ne permet toutefois pas de distinguer les coûts d'entrée subis par les individus et les éléments non-salariaux de leurs préférences pour chaque secteur. Sur ce point, nous élaborons dans la troisième section une autre procédure de test, utilisant une déclaration de choix de secteur effectuée par les individus.

Dans la quatrième section, nous calibrons un modèle de micro-simulation en équilibre général, sur la base du modèle théorique de la section 1 et des paramètres identifiés dans la section 2.

⁷ à la manière des théories non-walrasiennes de chômage d'équilibre avec coûts de recherche d'emploi et d'appariement (Pissarides, 1990), on peut concevoir une "segmentation d'équilibre", et une courbe de Beveridge modifiée, les emplois vacants se trouvant dans le segment primaire, le segment secondaire représentant une forme de chômage déguisé.

⁸ Même si l'analyse des transitions sur le marché du travail a par ailleurs fait l'objet de nombreux travaux. En ce qui concerne les tests de segmentation, ces deux branches mériteraient d'être traitées conjointement à partir de données de panel comprenant à la fois les salaires et les transitions des individus. Des travaux contemporains s'y attèlent. Il est intéressant de constater qu'on peut aussi bien observer une persistance des différentiels inter-sectoriels de salaires et une stabilité structurelle des matrices de mobilité inter-sectorielle. Sur l'exemple français, on pourra se référer à Goux et Maurin (1999) pour le premier point et à Le Minez (1998) pour le second.

⁹ Je remercie Mireille Razafindrakoto et François Roubaud, ainsi que les autres membres du projet MADIO, de m'avoir donné accès à ces données de haute qualité. Je reste seul responsable des erreurs commises ensuite.

Enfin, nous illustrons nos résultats en effectuant des micro-simulations concernant l'impact potentiel du salaire minimum et du rationnement des embauches modernes sur la distribution des revenus (section 5), et en effectuant une décomposition de l'évolution de la distribution du revenu des ménages tananariviens entre 1995 et 1999 (section 6).

1. MODELISATION DU MARCHE DU TRAVAIL

Cette section présente une maquette théorique en équilibre général – deux marchés du travail et deux marchés de produits, destinée à l'estimation économétrique et à la micro-simulation. Elle reprend l'approche d'Heckman et Sedlacek (1985) et lui adjoint un coût d'entrée relatif entre les deux secteurs (Magnac, 1991). La section 3 introduit un phénomène de rationnement des embauches.

1.1. La production

La production dans chaque secteur est une fonction à rendement constants, et le producteur représentatif maximise son profit :

$$Q_j^{(s)} = f_j(T_j^{(d)}, A_j) \quad (1.1)$$

$$p^j = p_j \frac{\int f_j}{\int T_j^{(d)}}$$

où $Q_j^{(s)}$ ($j=1,2$) est l'offre de production du secteur j , $T_j^{(d)}$ est la demande de qualification¹⁰ j par le secteur j , A_j représente les autres facteurs de production, p_j le prix du secteur, π_j le prix de la qualification j .

1.2. Les salaires potentiels et l'offre de travail

Le salaire potentiel de chaque individu dans chaque qualification s'exprime comme le produit du prix de la qualification et du niveau de qualification de l'individu pour le métier considéré :

$$\ln w_i^j = \ln p^j + \ln t_i^j = \ln p^j + H_i g^j + u_i^j \quad (1.2)$$

où τ_i^j ($j=1,2$) est le niveau de qualification pour le secteur j atteint par l'individu, H_i son niveau de capital humain non-spécifique, et u_i^j est l'effet fixe individuel d'hétérogénéité portant sur le niveau de productivité dans le secteur j . Les salaires moyens sectoriels sont donc sujets à des biais d'agrégation. D'un point de vue empirique, les effets fixes individuels des salaires potentiels ne sont observés que de manière tronquée. Ils sont par ailleurs sujets à des erreurs de mesure dans les enquêtes statistiques (voir plus loin).

¹⁰ Nous avons choisi de traduire le terme "task" utilisé dans Heckman et Sedlacek, op. cit., par "qualification", plutôt que par "métier". Il serait en effet théoriquement envisageable de distinguer plusieurs qualifications, employées dans des combinaisons différentes par les deux secteurs. On pourrait alors parler de segments du marché du travail, dans l'esprit de Dickens et Lang, op. cit., la distinction entre segments et secteurs revêtant un sens. Dans l'application effectuée, toutefois, on assimile les "qualifications informelles" aux "métiers informels".

Soit \tilde{w}_i^0 le salaire de réservation (non observé) correspondant au choix de l'inactivité (auto-production, loisir). Il peut s'écrire comme fonction des caractéristiques de capital humain intervenant dans les salaires potentiels (H) et d'autres caractéristiques comme la composition du ménage (Z) :

$$\ln \tilde{w}_i^0 = (H_i, Z_i) \tilde{g}^0 + u_i^0 \quad (1.3)$$

Dans le modèle de Roy, les agents prennent leur décision d'offre de travail en comparant les rémunérations des différents métiers entre elles et par rapport au salaire de réservation. En fait, il est possible de proposer un cadre plus général en introduisant une quatrième variable. Chez Magnac (1991), cette variable est caractéristique de la segmentation microéconomique du marché du travail, et représente la différence entre le coût d'entrée dans le secteur 1 et le coût d'entrée dans le secteur 2. En fait, comme l'indique Magnac, il est économétriquement impossible de distinguer ces coûts d'entrée (coût fixe d'installation, formation, délai d'attente, etc.) de la désutilité associée à chacun des métiers (pénibilité, prestige, etc.). Dès lors, il est impossible de faire la part entre l'existence d'une segmentation et l'absence de compensation salariale des plaisirs et des peines des métiers (cf. Rosen, 1986). Par exemple, à salaire potentiel égal, on observera que les femmes sont plus souvent présentes dans le segment secondaire ou informel. Cette observation peut renvoyer aussi bien à des paramètres de préférences (plus grande flexibilité des horaires dans l'informel, etc.) qu'à une discrimination à l'embauche dans le secteur formel. De même, toutes choses égales d'ailleurs, les individus les plus instruits sont plus fréquemment observés dans le secteur formel; là encore, on ne peut pas faire la différence entre leur réticence à exercer un travail informel et les coûts d'entrée supérieurs supportés par les moins instruits.

Sans perte de généralité, on exprime le coût d'entrée relatif, ou la désutilité différentielle entre 1 et 2, comme un coût d'entrée dans 2, le salaire de réservation contenant alors le coût d'entrée dans 1. On introduit donc :

$$\ln \tilde{w}_i^2 = (H_i, Z_i) \tilde{g}^2 + e_i \quad (1.4)$$

Le travailleur choisit entre les états 1, 2 et 0 (inactivité) selon la règle suivante :

- il choisit 1 si : $\ln w_i^1 > \ln w_i^2 - \ln \tilde{w}_i^2$ et $\ln w_i^1 > \ln \tilde{w}_i^0$
- il choisit 2 si : $\ln w_i^2 - \ln \tilde{w}_i^2 > \ln w_i^1$ et $\ln w_i^2 - \ln \tilde{w}_i^2 > \ln \tilde{w}_i^0$
- il choisit 0 si : $\ln \tilde{w}_i^0 > \ln w_i^1$ et $\ln \tilde{w}_i^0 > \ln w_i^2 - \ln \tilde{w}_i^2$

1.3. Le marché du travail

Si l'on suppose que l'intensité de travail est constante (on ne formalise pas les disparités du nombre d'heures offertes), la demande et l'offre de travail s'équilibrent à travers les prix ou le rationnement quantitatif des emplois :

$$\begin{aligned} \sum_{i \in S^1} t_i^1 &= \sum_{i \in S^1} w_i^1 / p^1 = T_1^{(s)} = T_1^{(d)} + T_1^U \\ \sum_{i \in S^2} t_i^2 &= \sum_{i \in S^2} w_i^2 / p^2 = T_2^{(s)} = T_2^{(d)} + T_2^U \end{aligned} \quad (1.5)$$

avec :

$$S^1 = \{i / \ln w_i^1 > \ln w_i^2 - \ln \tilde{w}_i^2 ; \ln w_i^1 > \ln \tilde{w}_i^0\}$$

$$S^2 = \{i / \ln w_i^2 - \ln \tilde{w}_i^2 > \ln w_i^0 ; \ln w_i^2 - \ln \tilde{w}_i^2 > \ln \tilde{w}_i^0\}$$

et où T_j^U est le chômage (ou le sous-emploi) sur le marché du travail j .

Lorsque les prix de qualification π_j sont flexibles, il n'y a pas de chômage ni de situation d'emploi involontaires. Cette hypothèse de flexibilité définit une première version du modèle, baptisée "non rationnée". Notons que cette hypothèse n'écarte pas l'existence d'une segmentation du marché du travail intégrée dans les décisions des individus sous forme de coûts d'entrée, comme chez Magnac.

1.4. Le marché des produits

Une fois connus les revenus du travail de chaque membre du ménage (et éventuellement les revenus inhérents à l'inactivité, ignorés ci-dessous), on est capable de reconstituer le revenu disponible des ménages et leurs dépenses de consommation. L'équilibre sur le marché des produits est relativement traditionnel. On écrit directement :

$$Q_{1nc}^{(d)} + \sum_m c_{m1} \left(\sum_{i \in m} w_i ; p_1, p_2 \right) = Q_1^{(s)}(\mathbf{p}^1, p_1)$$

$$Q_{2nc}^{(d)} + \sum_m c_{m2} \left(\sum_{i \in m} w_i ; p_1, p_2 \right) = Q_2^{(s)}(\mathbf{p}^2, p_2)$$
(1.6)

où $Q_{jnc}^{(d)}$ ($j=1,2$) est la demande de produit j hors consommation et c_{mj} est la consommation de produit j par le ménage m .

2. LES TESTS DE SEGMENTATION SELON LE CRITERE DE MAGNAC

Nous commençons par effectuer les tests de segmentation inspirés du modèle de Roy et formulés par Magnac, sur la base de la version "non-rationnée" du modèle, et sur deux échantillons, celui des chefs de ménage masculins et celui des épouses.

Le vecteur des quatre non-observables est supposé gaussien¹¹ :

$$(u^1, u^2, u^0, e) \rightarrow N(0, \Sigma)$$

Par ailleurs, dans les données empiriques, les rémunérations horaires sont inévitablement entachées d'erreurs de mesure e^j ($j=1,2$). En abandonnant désormais l'indice i des individus dans les notations, on écrit :

$$u^j \equiv t^j + e^j$$

¹¹ Cette hypothèse identificatrice est forte, elle est d'ailleurs rejetée chez Magnac. La mise en œuvre d'estimateurs semi-paramétriques pour les modèles de sélection requiert d'autres hypothèses, comme l'existence d'une variable exogène continue à large support expliquant la sélection des individus sans intervenir dans les salaires qui permet de pondérer l'estimation (Lewbel, 2000). Or, si une telle variable existait, alors on devrait rejeter directement l'hypothèse concurrentielle ("Competitive Model") de Magnac.

Ces erreurs sont supposées distribuées normalement et non corrélées aux effets fixes individuels. On introduit enfin les "contrastes" non-observables qui président au choix des individus entre 1 (informel) et 0 (inactivité), et entre 2 (formel) et 0 (inactivité) :

$$v \equiv t^1 - u^0$$

$$u \equiv t^2 - u^0 - e$$

A partir de là, un modèle tobit bivarié généralisé, estimé par la méthode du maximum de vraisemblance, permet d'identifier les coefficients des salaires potentiels, les paramètres des observables des contrastes¹², et un certain nombre d'éléments de la matrice de variance-covariance Σ (Magnac, 1991). Les tests de segmentation consistent alors à estimer deux types de modèles: un premier type où \tilde{g}^2 est libre, et un second type sous l'hypothèse nulle $\tilde{g}^2 = 0$. Les deux modèles sont ensuite comparés par un test du rapport de vraisemblance, et l'on rejette ou non l'hypothèse nulle $\tilde{g}^2 = 0$ de marché du travail "faiblement concurrentiel" ("*weakly competitive*").

Pour les chefs de ménage masculins, l'inactivité (secteur 0) n'a pas été modélisée¹³; autrement dit, $\tilde{w}^0 = 0$. Dans ce cas, le test de segmentation revient à rejeter la proportionnalité entre les paramètres de l'équation de choix de secteur d'une part, et la différence entre les paramètres des salaires $g^2 - g^1$ d'autre part. Dans le cas des épouses, l'hypothèse nulle impose des contraintes plus complexes sur les paramètres des contrastes, qui sont explicitées par Magnac (voir son annexe 2, p.184). Les paramètres du salaire de réservation \tilde{g}^0 ne sont identifiables que sous l'hypothèse nulle.

Les tableaux 2 et 3 (en annexe) présentent les résultats des estimations économétriques sur chacun des deux échantillons. Le secteur 1 correspond aux micro-entreprises de moins de 10 salariés (ou secteur informel), le secteur 2 aux entreprises de 10 salariés et plus et à la fonction publique (ou secteur formel). De façon générale, on peut remarquer la significativité des rendements du capital humain dans le secteur informel, même si ces rendements demeurent significativement inférieurs à ceux du secteur formel. Comme la scolarité, l'âge influence fortement le "choix" du secteur d'activité, sans qu'on puisse différencier entre une trajectoire professionnelle en trois phases (apprenti informel / salarié formel / patron informel) et un effet de génération (croissance de l'emploi formel dans les années 70). La profession du père intervient significativement dans le choix de secteur des chefs de ménage. Celle-ci n'étant pas significative dans la rémunération horaire informelle, on peut penser qu'elle ne recoupe qu'imparfaitement le capital physique hérité; il s'agit aussi d'un capital culturel, ou social. Dans le cas des épouses, on remarque également l'effet de la profession du chef de ménage sur le choix de secteur, et celui du revenu du chef de ménage sur le salaire de réservation. En revanche, la présence d'enfants dans le ménage a très peu d'influence sur les choix d'offre de travail des femmes.

Dans le cas des chefs de ménage masculins (tableau 2 en annexe), le test du rapport de vraisemblance conduit à ne pas refuser l'hypothèse selon laquelle les individus se répartissent par secteur en fonction de leurs avantages comparatifs de rémunération¹⁴. Le modèle simple de Roy n'est pas réfuté.

¹² paramètres de $(\ln w^1 - \ln \tilde{w}^0)/s(v)$ et de $(\ln w^2 - \ln \tilde{w}^2 - \ln \tilde{w}^0)/s(u)$

¹³ En revanche, dans l'échantillon des épouses, certaines d'entre elles cohabitent avec un chef de ménage inactif.

¹⁴ Notons que l'hypothèse de marché du travail concurrentiel implique une ré-estimation à la hausse de l'effet du "père informel" l'équation de rémunération informelle.

Dans le cas des épouses en revanche (tableau 3 en annexe), et même en retenant un risque de première espèce faible, l'hypothèse nulle de marché du travail concurrentiel doit être rejetée. Si donc l'on exclut l'existence d'éléments non-monétaires dans les préférences, on doit conclure à la segmentation du marché du travail selon le critère de Magnac.

3. TESTS DE PREFERENCE MONETAIRE ET DE RATIONNEMENT SELECTIF DES EMPLOIS

Cette section est consacrée à l'exploitation d'une information supplémentaire concernant les préférences sectorielles des individus. En effet, les individus ont indiqué à l'enquête s'ils souhaitaient changer de situation, et si oui, dans quel secteur et au bout de combien de temps¹⁵. En ne retenant que les souhaits de changement "immédiat", c'est-à-dire dans l'année en cours, il est donc possible de trier les individus selon qu'ils sont satisfaits ou insatisfaits, au moins temporairement, de leur insertion sur le marché du travail. On repère ainsi des inactifs "volontaires" et "involontaires"¹⁶, des travailleurs informels qui souhaitent rester dans ce secteur ou qui souhaitent obtenir un emploi dans le secteur formel, et des employés du secteur formel qui souhaitent rester dans ce secteur ou qui souhaitent le quitter. Comme le montre le tableau 1, cette dernière catégorie est très minoritaire relativement aux inactifs et informels souhaitant intégrer le secteur formel. Ce constat introduit un premier soupçon concernant le caractère dualiste du marché du travail, et l'existence d'un rationnement des emplois formels¹⁷.

Un travailleur offrant son travail sur le marché du métier 2 risque en effet de se retrouver sans emploi, même en ayant intégré ce risque dans sa décision d'offre de travail. Dans cette éventualité, on l'observera dans l'état 0 si $\tilde{w}_i^0 > w_i^1$. Il s'agira d'un "inactif involontaire" ou d'un "chômeur". En revanche, on l'observera dans l'état 1 si $w_i^1 > \tilde{w}_i^0$. Il s'agira d'un "informel involontaire".

Pour peu qu'on accorde du crédit à cette information sur les préférences sectorielles des travailleurs, on peut reprendre les tests de Magnac, en distinguant un plus grand nombre de cas dans l'écriture de la vraisemblance (voir annexe 1). Mais alors, le test de l'hypothèse nulle $\tilde{g}^2 = 0$ revêt un sens tout différent ; il correspond à l'hypothèse selon laquelle seules les rémunérations relatives interviennent dans l'expression des préférences pour les secteurs. On n'obtient pas un test de segmentation mais un test de "préférences monétaires". Si l'hypothèse nulle n'est pas refusée, on peut admettre que les "vrais" choix de secteur ne dépendent que des rémunérations relatives, même si l'offre "notionnelle" de certains individus se trouve en définitive rationnée. Si en revanche l'hypothèse $\tilde{g}^2 = 0$ doit être rejetée, on ne peut rien conclure de tel¹⁸. Les estimations et les tests de rapport de vraisemblance, non reportés ici, conduisent à rejeter l'hypothèse de "préférences monétaires" sur les deux sous-échantillons des chefs de ménage masculins et des épouses.

¹⁵ La question précise de l'enquête est la suivante: "Quels sont vos projets d'emploi pour l'avenir?" (*Inona ireo fikasanao momba ny asanao @ hoavy?*) Si l'individu déclare obtenir un nouvel emploi ou un premier emploi, la taille de l'entreprise dans laquelle il souhaite travailler lui est alors demandée, ainsi que la période de temps dans laquelle s'inscrit son projet de changement.

¹⁶ Cette seconde catégorie correspond grossièrement aux chômeurs en recherche active et aux chômeurs découragés de la recherche, selon la terminologie du Bureau International du Travail.

¹⁷ Cependant, il est clair qu'une partie des individus insatisfaits vont effectivement quitter leur emploi dans l'année et prendre un emploi dans le secteur de leur choix. Ceux-là ne peuvent être considérés comme étant contraints à demeurer involontairement dans leur situation. Dès lors, la variable analysée mélange l'observation des flux sur le marché du travail et celle du rationnement. Ces flux peuvent être conditionnés par le cycle de vie des individus et donc structurés par la démographie: jeunes travailleurs souhaitant acquérir une première expérience dans le secteur formel, salariés vieillissants souhaitant s'établir à leur compte.

¹⁸ Notons qu'on ne peut même pas affirmer que les rémunérations relatives interviennent effectivement dans les choix des individus. Pour tester valablement cette hypothèse, il faudrait disposer d'une variable intervenant dans les rémunérations et qui n'intervienne pas dans les préférences non-monétaires.

La prise en compte des situations de rationnement face à l'emploi formel enlève donc son intérêt à un test de segmentation selon le critère de Magnac. En effet, si de telles situations existent sans qu'elles soient rapportables à des circonstances temporaires (recherche d'emploi par exemple), alors il faut admettre *a priori* l'existence d'une imperfection du marché du travail et, partant, une certaine forme de segmentation.

Cette imperfection peut toutefois revêtir plusieurs formes qu'il convient d'analyser. Pour boucler le marché du travail dans l'hypothèse de rationnement, il est en effet nécessaire de spécifier le "schéma de rationnement" (Bénassy, 1984) indiquant quels individus sont touchés par le chômage, c'est-à-dire une situation involontaire dans l'état 0, ou par un emploi involontaire dans le secteur 1. Il faut attribuer à chaque individu un "rang" dans la file d'attente pour le secteur 2, ou une probabilité d'emploi dans ce secteur. On introduit donc une cinquième variable :

$$r_i^2 = X_i \mathbf{q}^2 + \mathbf{h}_i^2 \quad (3.1)$$

Si r_i^2 est proportionnel à $\ln w_i^2 - \ln \tilde{w}_i^2 - \max(\ln w_i^1, \ln \tilde{w}_i^0)$, à un terme d'erreur près et à une constante près¹⁹, on ne peut pas écarter l'hypothèse selon laquelle la sélection effectuée par les employeurs est uniquement fondée sur l'intensité de l'offre des travailleurs: "*Firms prefer to give jobs to workers who 'really need them' than to workers who gain less surplus from holding them*"²⁰ (Bulow et Summers, 1986, p.400). Sous cette hypothèse, il est difficile d'admettre l'existence d'une discrimination à l'emploi²¹. A l'inverse, si cette hypothèse est rejetée, il faut admettre l'existence d'un rationnement sélectif, fondé sur les caractéristiques observables des individus, dans lequel interviennent les préférences des employeurs et/ ou les contraintes institutionnelles diverses pesant sur les embauches, indépendamment de l'utilité des travailleurs.

On peut donc instruire un test de rationnement sélectif des emplois. Ce test a été mis en œuvre sur la population de l'enquête ayant 25 ans et plus et comprenant les actifs des deux secteurs et les "inactifs involontaires" (voir annexe 1 pour plus de précisions concernant l'écriture de la vraisemblance). Le résultat du test est le suivant: le niveau du rapport de vraisemblance est tel que l'on doit rejeter l'hypothèse d'un rationnement non-sélectif (rang affine à l'intensité de l'offre).

Le tableau 4 (en annexe) permet de comparer les paramètres du choix de secteur et ceux du "rang" dans la file d'attente, et de comprendre plus précisément sur quoi est fondé le rejet de la non-sélectivité. Les différences entre les paramètres peuvent être analysées relativement à celui de la scolarité des individus, significatif dans les deux cas (les individus plus formés sont en effet plus désireux d'intégrer le secteur formel et ont également plus de chances de l'intégrer).

On voit tout d'abord que les profils respectifs du choix et du rang selon l'âge ou l'expérience (= âge-scolarité) sont très différents; tandis que la préférence pour le secteur 2 connaît un maximum autour de 33 années d'expérience, la probabilité d'emploi dans le secteur 2 est monotone croissante avec l'expérience. Cette observation reflète principalement le tarissement progressif des embauches

¹⁹ Cette constante représente la possibilité que le recrutement soit effectué jusqu'à un certain niveau d'offre.

²⁰ Comme le montrent Bulow et Summers, cette situation est parfaitement compatible avec une rémunération au salaire d'efficience, et donc une imperfection du marché du travail. En revanche, le rejet de l'hypothèse réfute un modèle simple de salaire d'efficience, au même titre que le caractère concurrentiel du marché du travail.

²¹ Si $\mathbf{q}^2 = 0$, la sélection des employeurs est purement aléatoire. Tous les travailleurs "identiques" n'obtiennent pas un emploi primaire. On ne peut écarter là non plus que des éléments idiosyncrasiques non-observables de préférences ("désir psychologique" d'un emploi formel) expliquent en définitive la sélection des employeurs. En outre, une telle situation est compatible, en régime permanent, avec un taux uniforme de destruction des emplois primaires conduisant une proportion donnée d'individus, "identiques" aux employés du secteur formel, à rechercher un emploi primaire.

dans le secteur formel depuis la crise macro-économique des années 80. Il s'agit donc d'un effet de génération.

Ensuite, les paramètres liés à la profession du père expliquent significativement le choix du secteur, tandis qu'ils interviennent peu dans la probabilité d'être employé. Ce constat suggère qu'il n'y a pas de discrimination selon l'origine sociale, telle qu'approchée par la partition dualiste, au niveau des embauches dans le secteur formel. D'un autre côté, les enfants de père salarié formel, qui sont plus désireux que les autres enfants d'intégrer le secteur formel, ne sont pas pour autant plus souvent recrutés.

Les hommes sont plus souvent employés dans le secteur formel, mais ils souhaitent aussi plus souvent y entrer. Il n'est donc pas acquis qu'il existe une réelle discrimination sexuelle à l'embauche dans le secteur formel.

Le statut migratoire, approché ici par une variable dichotomique identifiant les migrants de moins d'un an, joue un rôle attendu sur la probabilité d'être employé dans le secteur formel, tandis qu'il n'intervient pas dans les préférences sectorielles. Cette différence renvoie au temps de recherche nécessaire pour trouver un emploi formel.

On note également la corrélation positive des inobservables des salaires potentiels (u_1 et u_2) avec l'inobservable du rang de recrutement. Plus les individus sont potentiellement productifs, plus ils ont des chances d'être recrutés²². Cette corrélation est plus élevée avec l'inobservable de la qualification formelle (u_2). Ainsi, en parallèle avec l'éducation scolaire, plus la qualification formelle est élevée, plus les chances d'obtenir un emploi sont fortes²³.

En définitive, les faibles chances de recrutement de la main-d'œuvre jeune constituent le principal problème observable de rationnement sélectif des embauches. Mais il est révélateur du blocage généralisé des embauches formelles et ne constitue pas un élément de discrimination. Par ailleurs, les chances d'emploi paraissent congruentes avec l'intensité de l'offre de travail des individus pour des variables comme le sexe, l'éducation et certaines qualifications non-observées. L'origine sociale influence le choix du secteur sans jouer dans le recrutement. Sous l'hypothèse que les agents ne font pas de nécessité vertu et n'intègrent pas, différenciellement selon leurs caractéristiques, par exemple dans le cas des femmes, leur probabilité d'emploi dans l'expression de leurs préférences²⁴, on peut conclure à l'absence d'une discrimination flagrante dans les embauches. A l'inverse, un modèle simple de marché du travail concurrentiel ou de salaire d'efficience, où les travailleurs seraient sélectionnés en fonction de l'intensité de leur offre, doit être rejeté, comme par ailleurs un modèle où les individus ne fonderaient leur choix d'insertion sectorielle que sur la rémunération offerte. Le rationnement des emplois formels paraît plutôt s'imposer uniformément à tous les individus entrés trop tard sur le marché du travail, qu'ils fassent partie des jeunes générations ou des migrants récents.

²² En revanche, la corrélation entre les inobservables du rang et de la préférence pour le secteur formel est négative.

²³ Il aurait été souhaitable de pouvoir distinguer deux types d'expérience professionnelle ou d'ancienneté, l'une formelle, l'autre informelle, afin de tester l'impact de l'expérience dans le secteur formel sur la probabilité d'embauche. Cette information n'était pas disponible dans les données. Son traitement aurait par ailleurs soulevé certains problèmes délicats d'endogénéité.

²⁴ Selon le modèle de "causalité du probable" de Bourdieu (1974).

4. CALIBRATION D'UN MODELE DE MICRO-SIMULATION EN EQUILIBRE GENERAL

Rappelons que dans la version "rationnée" du modèle de marché du travail qui est considérée dans la suite de cet article, on suppose donc que l'offre de métier 2 peut être contrainte, le prix des qualifications τ^2 étant rigide à la baisse - salaire minimum, négociations salariales, salaire d'efficience, etc. En revanche, pour le métier 1, le prix est flexible et équilibre le marché de la qualification informelle. En reprenant les notations de la section 1 (équation 1.5) :

$$\begin{cases} T_1^U = 0 \\ T_2^U \neq 0 \end{cases}$$

Sous cette hypothèse, nous avons calculé un jeu complet d'estimations micro-économétriques sur la population non-étudiante de 15 ans et plus, en distinguant, outre les chefs de ménages masculins et leurs épouses, les chefs de ménage féminins, les membres secondaires masculins et féminins, soit cinq catégories de population²⁵ (tableau 1) et en utilisant l'information sur le souhait d'un emploi dans le secteur formel présentée dans la section précédente (voir annexe 1 concernant l'écriture de la vraisemblance des estimations).

Sous les deux hypothèses d'existence de coût d'entrée (et / ou de préférences non-monétaires) et d'existence d'erreurs de mesure, un certain nombre de paramètres de la matrice de variance-covariance des effets fixes individuels ne peuvent être identifiés par l'économétrie. Pour pouvoir effectuer des simulations, il faut donc effectuer une "calibration", à la manière des modèles d'équilibre général calculable ou des modèles de cycles réels. Les paramètres qui doivent être calibrés sont les suivants²⁶ :

- la variance des erreurs de mesure sur les rémunérations horaires ;
- l'hétérogénéité du coût d'entrée dans le secteur formel (variance de e) ;
- la corrélation entre les deux qualifications formelles et informelles (ρ_{12}).

Pour les micro-simulations, la variance des erreurs de mesure a été supposée nulle. Nous avons vérifié que ces erreurs ont peu d'influence sur les résultats des simulations. En ce qui concerne l'hétérogénéité du coût d'entrée dans le secteur formel, c'est en fait $\sigma(u-v) = \sigma(t_2-t_1-e)$ qui a été fixé, à 0.5 pour toutes les catégories d'individus. Le paramètre de corrélation (ρ_{12}) entre les deux qualifications inobservables (t_2 et t_1) a été fixé à 0.5.

En dehors de cette calibration "microéconomique", il reste à fixer certaines hypothèses et certains paramètres macro-économique relatifs à la production et aux marchés (équations 1.1 et 1.6 de la section 1).

Le système de demande retenu est très simple : l'utilité du consommateur est de la forme Cobb-Douglas, les parts budgétaires sont donc fixes en valeur. Le choix d'une forme de Gorman pour la fonction d'utilité permet une agrégation linéaire exacte sur le marché des produits. Une agrégation non-linéaire exacte impliquerait de calculer les "facteurs d'agrégation" (Stoker, 1993)

²⁵ Les résultats de ces estimations ne sont pas reportés, sauf pour les paramètres des salaires potentiels des chefs et des épouses, présentés dans le tableau 7. Les autres résultats sont disponibles sur demande.

²⁶ Les plages de valeurs acceptables pour ces paramètres sont délimitées de manière complexe par les contraintes de définie-positivité des matrices de variance-covariance.

correspondants à chaque itération du modèle (indice d'entropie dans le cas d'une fonction AIDS). L'absence d'agrégation exacte impliquerait de calculer à chaque itération les consommations des ménages et de les sommer au niveau des marchés. Dans la mesure où le fichier utilisé pour les micro-simulations ne comporte pas de données de consommation, la formulation la plus simple a été retenue.

La production du secteur 1 s'effectue sans capital et sans autre *input* que le capital humain des actifs informels. Cette production est entièrement consommée dans la ville d'Antananarivo : elle est donc égale à une part fixe du total des revenus (dans ce cas 52%). Dans le secteur 2, tout surcroît de demande de biens de consommation dirigé vers ce secteur est absorbé par des importations provenant de l'extérieur de la ville. Le prix de production dans ce secteur est donc exogène, c'est le numéraire du modèle.

Il n'y a pas de flexion du nombre d'heures travaillées. Tous les actifs sont supposés travailler 40 heures ce qui fait que les inégalités de revenu sont calculées "à temps plein". Il paraît en effet légitime de considérer des inégalités à temps plein plutôt que des inégalités qui intègreraient les arbitrages entre travail et loisir contenus dans les comportements micro-économiques du modèle.

Le prix du secteur 1, qui est aussi celui de la qualification informelle, est endogène et parfaitement flexible. Dans la version rationnée du modèle qui est considérée ici, la demande de travail formel est exogène²⁷. Le prix de la qualification formelle peut faire l'objet de plusieurs modes de bouclage ("*closure rules*"); il peut être fixe relativement au numéraire du modèle, le prix de production formel, ou bien fixe relativement au prix de consommation, qui intègre le prix du produit informel²⁸. Le premier mode de bouclage a été retenu, sauf pour la simulation de hausse du pouvoir d'achat des salaires formels (voir ci-dessous).

Toute demande de travail excédentaire dans le secteur formel engendre un processus de recrutement dirigé vers les agents rationnés (chômeurs ou chômeurs informels). Les agents sont recrutés selon leur rang dans la file d'attente. Inversement, dans le cas de licenciements, les individus employés dont le rang est le plus élevé sont licenciés d'abord. Pour les simulations historiques de la section 6, deux types de rang ont été considérés: un rang purement aléatoire ($q^2 = 0$) et un rang affine à l'intensité de l'offre de travail, soit $\ln w_i^2 - \ln \tilde{w}_i^2 - \max(\ln w_i^1, \ln \tilde{w}_i^0)$ ²⁹, dans la suite de la discussion effectuée par la section 3.

En dehors de ces simplifications, le modèle empirique distingue les emplois privés formels des emplois dans la fonction publique. On a supposé que les paramètres des salaires potentiels et des coûts d'entrée étaient identiques dans les secteurs privés et publics, et que les files d'attente étaient communes. En effet, des estimations rapides ont montré qu'il n'y avait pas à Antananarivo, en 1995, de prime au secteur public, ni de différences très grandes dans les rendements du capital humain. En revanche, les employés du secteur public sont en moyenne plus diplômés, et aussi en moyenne plus anciens, les embauches dans ce secteur s'étant tarées plus rapidement.

²⁷ :Dans une version "concurrentielle" du modèle, il conviendrait de fixer l'élasticité de la demande de travail formel à son coût (voir Cogneau, 1999).

²⁸ :On pourrait également écrire une équation de "*wage-setting*" faisant dépendre le salaire réel (au prix producteur ou au prix consommateur) du niveau de rationnement de l'emploi formel, comme dans une équation de Phillips.

²⁹ Rappelons que le rang dans la file d'attente exprime la règle de recrutement et de licenciement que les employeurs formels, publics ou privés, se donnent désormais. Dans le cadre de simulations prospectives, il n'a pas de raison de correspondre aux paramètres estimés dans la section 3, qui représentent les choix de recrutement effectués dans le passé. Le choix d'une règle de recrutement plus spécifique pourrait d'ailleurs permettre de simuler une politique d'emploi particulière (par exemple recrutement de jeunes dans la fonction publique).

5. LA QUESTION DU SALAIRE MINIMUM ET LA CONTRIBUTION DU RATIONNEMENT DES EMPLOIS PRIMAIRES AUX INEGALITES ET A LA PAUVRETE

Les estimations micro-économétriques étendues à l'ensemble de la population participante et le modèle calibré présentés dans la section précédente permettent de s'intéresser à l'impact du rationnement des emplois formels sur la distribution du revenu. Avant de considérer le chiffrage de cet impact, il convient toutefois d'aborder la question du salaire minimum.

En effet, comme on l'a déjà souligné, les causes du rationnement des emplois formels peuvent être multiples. L'existence d'une législation sur le salaire minimum fait néanmoins partie des contraintes pouvant empêcher l'embauche d'un certain nombre de postulants à l'emploi dans le secteur formel, dont la productivité serait trop inférieure à la norme en vigueur. L'estimation micro-économétrique des salaires potentiels permet justement d'apprécier le poids éventuel de cette contrainte, pour peu qu'on admette que ces salaires potentiels reflètent effectivement la productivité des travailleurs³⁰.

Le tableau 5 (en annexe) fournit la proportion estimée des individus de l'échantillon dont le salaire potentiel horaire dans le secteur formel est inférieur au salaire minimum horaire, en fonction de leur âge, de leur qualification et de leur position sur le marché du travail. Dans le cas des employés du secteur formel, le salaire potentiel est égal au salaire observé. On peut donc tout d'abord constater que près d'un quart des employés du secteur formel étaient rémunérés au-dessous du salaire minimum horaire en 1995, cette proportion atteignant deux tiers pour les jeunes peu qualifiés (moins de trente ans ayant effectué moins de huit ans d'étude). Même si des biais de mesure (surestimation des heures travaillées et sous-estimation des salaires mensuels) peuvent expliquer une partie de ces proportions, il reste certain que la législation sur le salaire minimum est loin d'être respectée dans les entreprises de dix salariés et plus. Le faible nombre d'entreprises formelles présentes dans l'agglomération d'Antananarivo engendre sans doute des phénomènes locaux de *monopsonie d'emploi* qui empêchent les travailleurs de faire jouer la concurrence sur le plan salarial. D'ailleurs, comme on le verra dans la section suivante, les fortes hausses du salaire minimum décidées entre 1995 et 1999 n'ont pas entraîné un ralentissement des embauches formelles, bien au contraire.

Si l'on se tourne maintenant vers les inactifs et informels involontaires, c'est-à-dire ceux qui souhaitent obtenir un emploi formel dans l'année, l'estimation économétrique indique que pour la moitié d'entre eux, le salaire potentiel est inférieur au salaire minimum. Cette proportion n'est pas significativement différente pour les inactifs ou informels volontaires. Chez les jeunes non-qualifiés ou qualifiés, qui subissent plus fortement que leurs aînés le rationnement de l'emploi formel, on observe les mêmes proportions de non-smicards chez les "involontaires" et chez les employés du secteur formel. Le même constat est maintenu si l'on considère non plus le salaire minimum mais une norme de 20 % inférieure. Ceci ne signifie pas que les travailleurs à faible salaire potentiel pourraient être embauchés massivement au-dessous du salaire minimum, parce qu'alors le non-respect de la législation par les entreprises pourrait devenir trop visible. Mais une partie d'entre eux le pourraient sans doute, sans augmenter fortement le risque de sanction encouru par leurs employeurs. Enfin et surtout, la moitié des chômeurs et des informels involontaires ont des salaires potentiels supérieurs au salaire minimum, et ne sont donc pas concernés par le respect de cette norme.

³⁰ : Selon le même principe appliqué par Laroque et Salanié (2000), dans un article récent consacré à la France. En revanche, la décomposition du "non-emploi" que nous retenons procède d'un principe opposé. Nous privilégions l'information sur le rationnement (non-emploi involontaire), et déduisons de cette information deux catégories résiduelles: le "non-emploi volontaire" d'une part, et le "non-emploi classique" d'autre part (salaire potentiel inférieur au salaire minimum).

L'ensemble de ces observations nous amènent à conclure que les minima salariaux ne constitue pas l'explication principale du rationnement des emplois formels, surtout pour les moins de trente ans, qui représentent la majorité de la main-d'œuvre chômeuse ou involontairement informelle. Les mêmes arguments nous amènent à douter que la rigidité à la baisse des salaires soit la cause majeure du sous-emploi formel. La rareté du capital nous semble mieux permettre d'expliquer la situation du marché du travail d'Antananarivo en 1995. Cette rareté du capital renvoie sans doute, pour partie, à la rareté des compétences disponibles complémentaires à ce capital, selon l'argument célèbre de Lucas, mais également au rationnement du marché du crédit et à la faiblesse de l'épargne domestique (cf. sur ce point Cogneau, 1998).

En tout état de cause, le modèle calibré exposé dans la section 4 permet de simuler l'impact qu'aurait la disparition du rationnement de l'emploi formel sur la pauvreté et les inégalités entre ménages. Nous avons choisi de simuler le recrutement de tous les chômeurs et informels involontaires par les entreprises privées formelles, quel que soit leur niveau de salaire potentiel, en supposant qu'ils seraient rémunérés à ce salaire et non au salaire minimum. Une telle simulation constitue donc une borne maximale pour les embauches, tout en élargissant l'éventail des salaires perçus. Elle postule en effet que la norme du salaire minimum n'est pas effective, ou suffisamment non-respectée. Evidemment, si tous ces recrutements étaient de surcroît effectués au-dessus du salaire minimum, l'impact sur la pauvreté n'en serait que plus élevé. Inversement, si un certain nombre d'embauches ne pouvaient être effectuées au-dessous d'un certain niveau de salaire horaire, le résultat serait moins favorable.

Les résultats de cette simulation sont présentés dans la série de tableaux 6.1 à 6.3 (en annexe).

Le tableau 6.1 montre que la disparition du rationnement impliquerait à terme une augmentation de 64 % des postes dans le secteur formel, entraînant une baisse de 20 % du nombre des inactifs et de 9 % des informels, les inactifs et informels restants l'étant tous "volontairement". La hausse globale des revenus et celle du prix du travail informel entraînerait 16 % des fonctionnaires à choisir soit l'inactivité soit la mise à leur compte dans le secteur informel. Le tableau 6.2 montre que les nouveaux recrutés dans le secteur formel proviendraient pour 20 % de l'inactivité et pour 30 % du secteur informel.

La première moitié du tableau 6.3 présente les niveaux initiaux des indicateurs de pauvreté et d'inégalité calculés sur le revenu par tête à temps plein des ménages³¹. Ces indicateurs sont l'indice décomposable d'inégalité de Theil, l'indice de Gini, et deux indicateurs de pauvreté, le taux de pauvreté (*headcount index*) et la profondeur de la pauvreté (*poverty gap*). La ligne de pauvreté retenue est la ligne de "1 \$ par jour et par habitant" préconisée par la Banque Mondiale³². La proportion d'individus de tous âges vivant dans un ménage pauvre s'élève donc à 38 % environ et le revenu moyen d'un ménage pauvre se situe 41 % en dessous de la ligne de pauvreté. On observe une forte hétérogénéité des revenus intra-catégoriels, y compris parmi les ménages formels, qui fait que l'indice d'inégalité inter-catégoriel ne contribue qu'à raison de 3,9 % à l'inégalité globale³³.

La seconde moitié du tableau 6.3 montre enfin que les recrutements massifs dans le segment primaire du marché du travail induiraient une réduction considérable de la pauvreté et des inégalités et de revenu entre ménages. Le revenu moyen par tête s'accroîtrait de près de 5 %, tandis que la proportion d'individus vivant dans un ménage pauvre baisserait de plus de 6 points, le pauvre

³¹ : En ce qui concerne les ménages dont le chef est inactif ou chômeur, on a imputé un revenu de transfert uniforme, égal à 35 500 Fmg aux prix de 1995. On a également prélevé 2.1% de son revenu à chaque ménage public, correspondant à une partie de ce transfert de solidarité. Cf. à ce sujet MADIO (1997).

³² : Dans chaque simulation, elle est déflatée par l'indice de Laspeyres des prix à la consommation - le numéraire du modèle étant le prix du bien formel.

³³ : Cette observation souligne l'absurdité qu'il y aurait à utiliser un modèle à agent représentatif pour rendre compte des inégalités de revenu ou effectuer des comparaisons de bien-être. A ce sujet, voir notamment Kirman (1992).

moyen devenant par ailleurs "moins pauvre" c'est-à-dire plus proche de la ligne de pauvreté de 1 \$ de 1985 par jour et par tête. A cause du bouclage macro-économique du modèle, les actifs informels profitent également du surcroît de revenu et de demande, avec une hausse de la rémunération informelle moyenne de 14 % (tableau 6.1). Enfin les inégalités de revenu baisseraient fortement au sein de toutes les catégories de ménage et entre elles, la résultante étant une baisse de 11 % de l'indice de Theil global et de 6 % de l'indice de Gini. Les tests de dominance confirment cette baisse très sensible des inégalités (courbe de Lorenz simple) ainsi que la hausse du bien-être social (courbe de Lorenz généralisée)³⁴. Le dualisme du marché du travail constitue effectivement un déterminant majeur des inégalités de revenu et de la pauvreté urbaines. Les embauches formelles constituent ainsi un facteur considérable d'amélioration des conditions de vie des ménages.

6. UNE DECOMPOSITION DE LA PERIODE 1995-1999

Comme de nombreuses villes du tiers-monde, Antananarivo a connu de très profondes transformations depuis l'indépendance du pays, notamment en ce qui concerne le niveau et la distribution de la population, de l'emploi et des revenus (Ravelosoa et Roubaud, 1996). Les évolutions des cinq dernières années ont rompu avec les tendances antérieures de baisse des revenus du travail, d'extension des emplois de subsistance, et d'accroissement de la pauvreté. La stabilisation de l'inflation, les hausses du salaire minimum et des salaires publics, le développement de la zone franche d'exportation, la dynamique positive de l'investissement étranger et domestique et de l'emploi privé formel ont constitué les principaux chocs macro-économiques de cette période³⁵. La croissance démographique de la ville se poursuivait à un rythme accéléré, avec l'entrée sur le marché du travail de générations plus nombreuses mais aussi plus instruites. Ainsi, malgré la persistance des inégalités de revenu entre travailleurs et entre ménages, on constate une baisse du sous-emploi et de la pauvreté (cf. Razafindrakoto et Roubaud, 2000).

Les tableaux 7 à 9 (en annexe) présentent un certain nombre de résultats obtenus à partir d'une enquête identique à celle de 1995, effectuée en 1999 (MADIO, 1999).

Tout d'abord, la comparaison des tableaux 1 et 7 donne une première illustration des évolutions pertinentes du marché du travail. Elle montre la déformation de la structure de l'emploi urbain en faveur de l'emploi formel, et au détriment de l'emploi informel. Elle montre également que le taux d'inactivité volontaire s'est accru, tandis que les taux d'inactivité et d'informalité involontaires ont baissé.

Du côté des revenus d'activité (tableau 8), la comparaison des équations de salaires horaires potentiels estimées selon des méthodes strictement identiques³⁶, pour les chefs de ménage masculins et les épouses, fait constater la surprenante stabilité des principaux paramètres, qu'il s'agisse des coefficients des variables de capital humain³⁷ ou de la matrice de variance-covariance. La seule différence statistiquement significative entre les estimations des deux années est le mouvement des constantes des deux équations, traduisant les fortes hausses de rémunérations nominales (mais également réelles).

Ces deux tableaux confirment que les faits stylisés caractérisant l'évolution du marché du travail sur la période 1995-1999 sont l'accélération des embauches formelles, la hausse du de l'inactivité volontaire et la baisse du sous-emploi involontaire, et enfin l'augmentation presque uniforme des

³⁴ Nous faisons référence à la littérature devenue classique de la dominance. A ce sujet, voir Lambert (1993).

³⁵ La stabilisation des comptes publics a permis une hausse des salaires des fonctionnaires sans réduction de l'emploi dans l'administration.

³⁶ modèles tobit utilisant l'information de rationnement, voir sections 2 et 4 et annexe 1

³⁷ En particulier, les rendements de l'éducation dans chaque secteur n'ont pas changé; les rendements de l'expérience dans le secteur informel paraissent avoir légèrement diminué, mais la différence entre les coefficients n'est pas significative.

rémunérations horaires, formelles comme informelles. Ces différents éléments ont interagi avec la démographie pour produire l'évolution de la distribution du revenu retracée dans le tableau 9 (en annexe), et présentée en moyenne annuelle. En dépit de forts mouvements des inégalités intra-catégorielles (hausse dans le cas des ménages d'informels, baisse pour les autres), les inégalités globales de revenu par tête sont assez stables, comme le confirme l'absence de dominance au sens de Lorenz. En revanche, l'accroissement du pouvoir d'achat des ménages dépasse 10 % par an pour tous les types de ménage sauf les ménages d'inactifs, et atteint 52 % en moyenne sur quatre ans (une fois les revenus corrigés de l'inflation très élevée de la période, s'élevant à 64,8 %). Le taux de pauvreté régresse de 15 points en quatre ans et la profondeur de la pauvreté de 2 points. La dominance des courbes de Lorenz généralisées de 1999 sur celles de 1995 confirme cette amélioration très considérable du bien-être des ménages urbains.

6.1. Les trois principaux chocs de la période : construction des simulations

Nous proposons donc d'examiner les résultats de trois simulations historiques du modèle exposé ci-dessus, correspondant aux trois principaux chocs qui ont affecté le marché du travail tananarivien entre 1995 et 1999 :

- la démographie des entrées sur le marché du travail (POPACT) ;
- les embauches des entreprises privées formelles (EMPLOI) ;
- les hausses de salaires dans les entreprises et dans l'administration (SALAIRES).

Ces simulations sont effectuées de manière successive: d'abord la démographie de la population active («POPACT»), puis l'emploi en plus de la démographie («POPACT+EMPLOI»), puis les salaires en plus des deux autres chocs («POPACT+EMPLOI+SALAIRES»). Les différences entre les trois simulations emboîtées permettent de se faire une idée de l'impact respectif des trois types de choc. L'objectif est de reproduire les résultats d'une année moyenne de la période 1995-1999 en ce qui concerne les salaires moyens et l'emploi. En ce qui concerne la distribution du revenu entre ménages, la différence entre l'observation et le résultat de la troisième simulation («POPACT+EMPLOI+SALAIRES») peut, sous hypothèse de bonne spécification du modèle, être attribué à la démographie générale: naissances, décès, changement de composition des ménages³⁸.

Ainsi, la simulation «POPACT» reconstitue l'impact des sorties du système scolaire et des migrations d'une année sur le marché du travail. Elle a été construite de la manière suivante. L'enquête de 1995 fournit la date d'immigration des individus, ainsi que le nombre d'années de scolarité. On peut donc repérer, pour l'année 1994, les individus qui étaient à l'extérieur de la ville, et ceux qui faisaient encore des études. On construit donc une année antérieure fictive en retranchant ces individus du marché du travail, ainsi que les individus de moins de quinze ans. En enlevant une année d'âge à chacun des individus, on recalcule les salaires potentiels et les heures offertes. En revanche, les naissances, les décès et les changements de la structure des ménages (en dehors des effets de l'immigration) ne sont pas pris en compte. On calibre le système de demande (ici, la part budgétaire des produits informels) sur cette année antérieure. Puis on effectue une simulation à partir de cette base en réintroduisant les individus arrivant sur le marché du travail : migrants, jeunes de 15 ans et plus ayant terminé leurs études. Ils sont initialement inactifs et se répartissent entre les états. On estime ainsi l'impact immédiat de la croissance de la population

³⁸ Nous obtenons un type de décomposition formellement similaire à celui proposé par Bourguignon *et al.* (1999), en suivant une procédure assez différente. L'esprit de leur méthode aurait consisté à appliquer à l'échantillon de 1995 les paramètres du modèle estimés sur l'échantillon de 1999 (ou vice-versa), à laisser jouer les choix d'offre de travail, puis à calculer les inégalités résultantes, sans bouclage macro-économique. Outre la prise en compte des effets d'équilibre général, notre méthode a l'avantage de permettre l'analyse des transitions individuelles sur le marché du travail. En contrepartie, elle a l'inconvénient d'être sensible aux choix de calibration et de bouclage.

active sur le marché du travail, toutes choses égales par ailleurs, et notamment sans accroissement supplémentaire de l'emploi public ou privé formel³⁹.

La simulation «POPACT+EMPLOI » correspond à une croissance de 7 % de l'emploi dans les entreprises de dix salariés et plus, soit plus de 30% en rythme quinquennal, qui est le chiffre enregistré par les enquêtes (Razafindrakoto et Roubaud, 2000). Les individus nouveaux entrants (anciens étudiants et migrants) dont on sait par l'enquête de 1995 qu'ils ont obtenu un emploi formel sont intégrés dans ce secteur automatiquement sans passer par la file d'attente. La simulation dont les résultats sont présentés postule un rang de recrutement aléatoire. L'utilisation d'un rang de recrutement affine à l'intensité de l'offre de travail (voir section 3) modifie peu ces résultats.

Enfin la simulation «POPACT+EMPLOI+SALAIRES » ajoute aux deux chocs précédents une croissance d'environ 7 % des salaires réels privés et publics, soit encore 30 % environ en rythme quinquennal, ce qui est encore le chiffre observé (cf. Razafindrakoto et Roubaud, 2000). Pour effectuer cette simulation, nous fixons le prix directeur de la qualification formelle relativement à l'indice des prix et non plus relativement au prix du produit formel (voir section 4 ci-dessus).

Par construction de la simulation «POPACT », la base de départ des simulations est ne correspond pas tout à fait aux données de l'année 1995, et diffère légèrement de celle utilisée dans la section précédente.

Le tableau 10 (en annexe) présente la répartition initiale détaillée des individus sur le marché du travail pour la base de départ du modèle. Les inactifs et chômeurs représentent 18,8 % de la population non-étudiante de 15 ans et plus, les actifs informels 54,7 %, les salariés formels 26,5 %. Le taux de "rationnement" global est de 23,6 %. Les sortants du système scolaire représentent 1,6 % de la population de l'année suivante et les migrants 4,5 %. Le taux de croissance annuel de la population des actifs potentiels (c'est-à-dire les 15 ans et plus non-scolarisés) est donc de 6,1 %. Le taux de croissance global de la population de la ville est de 2,1 %, celui-ci excluant le solde naturel (naissances et décès) et l'émigration. Le tableau 11 présente enfin les indicateurs de distribution du revenu, construits selon les mêmes principes que pour la première moitié du tableau 6.3 commenté dans la section 5.

6.2. Décomposition de l'emploi, des salaires individuels et des transitions sur le marché du travail

Le tableau 12 (en annexe) présente les évolutions de l'emploi et des rémunérations réelles individuelles moyennes dans les trois secteurs, selon la simulation considérée. Les tableaux 13.1-13.3 présentent les transitions individuelles sur le marché du travail.

Dans la simulation «POPACT », il n'y a pas de croissance de l'emploi formel privé et public, par hypothèse. Le secteur informel absorbe tous les sortants du système scolaire et les migrants, avec une croissance de son emploi de 6,5 %. Le prix endogène du travail informel baisse de près de 5 %, et 3 % des actifs informels se retirent du marché (tableau 13.1); une partie de ce retrait provient également du vieillissement de la population. De même, plus d'un tiers des nouveaux entrants choisissent l'inactivité ou se résignent au chômage. Le retrait des informels et la difficulté d'insertion des nouveaux entrants contribuent à part égale à l'accroissement de 15,2 % du nombre des inactifs et des chômeurs. Les rémunérations réelles augmentent d'environ 6 % dans tous les secteurs, principalement à cause de l'accroissement mécanique d'un an de l'expérience professionnelle (vieillesse de la population employée). Cet effet de l'ancienneté est maximal

³⁹ Cette simulation n'est légitime que sous l'hypothèse d'une assez forte exogénéité de court terme des migrations et des sorties du système scolaire.

pour les salariés des entreprises formelles et l'administration (voir résultats des estimations économétriques, tableau 7) ; ceux-ci profitent par ailleurs de la baisse du prix relatif des produits informels qui entrent dans leur panier de consommation. L'effet de l'expérience professionnelle est complété par des *effets de sélection* dans le cas du secteur informel : l'entrée de jeunes plus instruits et de migrants plus productifs, et la sortie vers l'inactivité des informels les moins rémunérés⁴⁰.

Dans la simulation «POPACT+EMPLOI », l'emploi des entreprises privées s'accroît de 7 %, par hypothèse, tandis que celui des administrations reste stable. Le supplément de demande permet de stabiliser le prix du travail informel, qui s'accroît même légèrement, de 1 %. Plus de la moitié des embauches s'adresse aux nouveaux entrants, 12 % d'entre eux en bénéficiant (voir tableau 13.2). L'autre moitié des embauches formelles concerne des informels insatisfaits et des chômeurs présents sur le marché du travail l'année précédente. Les retraits d'activité sont beaucoup moins nombreux, et moins d'un quart des nouveaux entrants deviennent inactifs ou chômeurs. Le nombre des inactifs et des chômeurs s'accroît seulement de 6,9 %. Les rémunérations des salariés augmentent à cause du glissement de l'ancienneté. Le capital humain moyen du secteur informel s'accroît (+7 %) pour les raisons données précédemment : ancienneté, éducation et sélection, ainsi que la rémunération relative de ce capital humain (+1 %).

Dans la simulation «POPACT+EMPLOI+SALAIRES », la hausse des salaires réels conduit à un accroissement substantiel des rémunérations dans tous les secteurs. Elle touche directement les salaires réels moyens privés et publics qui croissent respectivement de 7 et 8 %. Le surcroît de demande engendré par ces revenus supplémentaire conduit à une augmentation du prix du travail informel de 11 %. Le travail informel, plus rémunérateur, attire un plus grand nombre d'inactifs et de chômeurs, qui sont 21 % à choisir ce secteur, plus des deux tiers des anciens étudiants, et toujours la même proportion de migrants, soit 58 % (tableau 13.3). D'un autre côté, l'augmentation du revenu des chefs de ménage formels conduit un grand nombre d'épouses et de membres secondaires à choisir l'inactivité. 11 % des informels, 14 % des salariés du secteur privé formel, et 17 % des fonctionnaires choisissent de devenir inactifs; l'emploi dans ces secteurs est donc plus fortement renouvelé que dans la simulation précédente (tableau 13.3). Les sorties vers l'inactivité entraînent une baisse forte du taux d'activité, effectivement observée dans les enquêtes (cf. Razafindrakoto, Roubaud, 2000), soit une croissance du nombre des inactifs de 29 %. En contrepartie, l'emploi informel ne s'accroît plus.

6.3. Décomposition des inégalités de revenu entre ménages et de l'évolution de la pauvreté

Le tableau 14 présente les résultats des simulations au niveau des ménages et non plus des individus. Il fait le bilan au niveau du revenu des ménages des changements intervenus dans les caractéristiques démographiques, l'emploi et les revenus des individus, tels qu'ils ont été retracés par la section précédente. La structure de l'offre de travail des ménages étant relativement complexe, cette "comptabilité familiale" apporte de nombreux nouveaux résultats. Notamment, les revenus des ménages classés par la position de leur chef sur le marché du travail n'évoluent pas comme les rémunérations de ce chef, à cause des transitions et des revenus des autres membres.

Ainsi dans la simulation «POPACT », les revenus réels par tête moyens de chaque catégorie de ménage augmentent très peu, entre 0 et 3 % selon les catégories, en dépit de la hausse des rémunérations moyennes individuelles. Les insertions sur le marché du travail sont restreintes au secteur informel, et ainsi les actifs supplémentaires sont moins rémunérés que leurs prédécesseurs.

⁴⁰ Les jeunes sortant du système scolaire disposent en effet d'un niveau d'éducation supérieur et les migrants en âge d'activité sont en plus forte proportion des hommes d'âge moyen; en outre, le processus de migration s'accompagne d'une sélection des individus les plus productifs. Par hypothèse, la mise au travail de ces nouveaux entrants ne nécessite pas de capital supplémentaire, et leur productivité supérieure engendre donc une augmentation globale des revenus du travail.

Les inégalités augmentent parmi les ménages informels, où certains actifs se retirent du marché. La hausse des inégalités est toutefois moins importante au niveau global, et n'est pas confirmée par l'analyse de dominance sur la courbe de Lorenz contrefactuelle. La stagnation des revenus par tête et la persistance des inégalités conduit à une aggravation de la pauvreté, la proportion de ménages pauvres s'accroissant de 2 points. Même en l'absence de créations d'emplois formels et d'augmentations de salaires, la croissance de la population active a donc un impact relativement neutre. L'absence de dominance entre les deux courbes de Lorenz généralisées confirme ce résultat.

La croissance de l'emploi dans les entreprises privées améliore fortement le niveau de vie des ménages, dont le pouvoir d'achat moyen par tête s'accroît de 7 %. Cette expansion de l'emploi est toutefois légèrement inégalitaire : elle discrimine les ménages entre ceux où l'un des membres obtient un emploi et les autres. Cette discrimination, caractéristique du dualisme du marché du travail, s'observe surtout au sein des ménages dont le chef est un salarié du secteur privé formel, catégorie dans laquelle les inégalités "intra" augmentent fortement. Elle s'observe également entre les catégories de ménages, les membres des ménages formels étant mieux placés dans la file d'attente des emplois. Les inégalités "inter" augmentent donc aussi, le revenu des ménages formels s'élevant de plus de 9 % en termes réels contre 3 % pour les ménages informels⁴¹. Le caractère inégalitaire de cette croissance de l'emploi formel privé exceptionnellement forte (+7 %) atténue légèrement la baisse de la pauvreté. La proportion d'individus vivant dans un ménage pauvre baisse tout de même de 2.4 points. La dominance de la courbe de Lorenz généralisée confirme une progression sensible du bien-être.

La simulation « POPACT+EMPLOI+SALAIRES » produit une augmentation considérable du revenu réel moyen des ménages (+21 %). La croissance du revenu moyen se répartit inégalement entre les différentes catégories, contrairement au résultat du tableau 9 : très forte pour les ménages informels (+26 %), plus faible dans les ménages formels publics (+12 %) et privés (+6 %). La faible hausse du revenu moyen des ménages privés formels est imputable à des effets de sélection et d'agrégation, s'agissant de la catégorie dont l'effectif augmente le plus (+7 %). Même en comparaison de la simulation précédente, l'emploi dans les entreprises privées est ici particulièrement renouvelé à cause des retraits d'activité, 24 % des emplois étant occupés par de nouveaux embauchés (voir tableau 13.3). Or les nouveaux ménages dont le chef vient d'être embauché dans les entreprises privées sont des ménages plus pauvres que les ménages dont le chef est depuis plus longtemps dans le secteur. Au total, les inégalités de revenu entre ménages sont stables si l'on retient l'indice de Theil et baissent légèrement pour l'indice de Gini. Il faut conclure à une absence de dominance au sens de Lorenz. Cette persistance des inégalités n'empêche pas une réduction sensible du taux de pauvreté, de 5.8 points, soit plus de 20 points sur quatre ans. La profondeur de la pauvreté diminue également de 3 points, rapprochant le pauvre moyen de la ligne, grâce à un "enrichissement" des plus pauvres d'entre les pauvres. La dominance sans équivoque de la courbe de Lorenz généralisée contrefactuelle confirme là encore la forte augmentation du bien-être.

Ainsi, en matière de progression du revenu et de réduction de la pauvreté, les résultats de cette dernière simulation apparaissent relativement plus optimistes que l'observation du tableau 9. Sous hypothèse de bonne spécification du modèle, la différence s'explique par la démographie naturelle des ménages. La forte fécondité qui prévaut chez les ménages tananariviens, et particulièrement chez les ménages pauvres, entraîne un accroissement considérable du nombre de bouches à nourrir qui vient atténuer la croissance du revenu par tête et la baisse de la pauvreté. Par ailleurs, la fécondité différentielle des catégories de ménage explique en partie la discordance entre les accroissements simulés et les accroissements observés de revenu par tête par catégorie. D'autres facteurs peuvent également intervenir, comme une réduction plus rapide de la taille des ménages

⁴¹ Rappelons toutefois que ces inégalités "inter" représentent une part négligeable de l'ensemble des inégalités.

formels liée aux sorties du chômage des enfants majeurs et des autres membres secondaires adultes. De fait, la mise en œuvre de simulations démo-économiques complètes constitue une extension souhaitable de ce travail.

CONCLUSION

Cet article a présenté un modèle macro-micro-économétrique de simulation des inégalités de revenu entre individus et ménages, adapté à la structure dualiste du marché du travail d'une ville en développement comme Antananarivo. Ce modèle comprend un bouclage macro-économique offre-demande mais s'abstrait en même temps de l'hypothèse d'agent représentatif, particulièrement nuisible lorsqu'on s'intéresse à la distribution du revenu⁴².

Les estimations économétriques confirment qualitativement la structure segmentaire du marché du travail tananarivien, entre un secteur de micro-entreprises à faible productivité et un secteur formel où les coûts d'entrée sont élevés et les emplois rationnés. Elles montrent toutefois l'importance de l'éducation dans la productivité des entreprises informelles. Elles soulignent aussi la sensibilité des membres secondaires des ménages à l'insertion du chef de ménage, et à son revenu. L'exploitation d'une information sur les préférences sectorielles des agents conduit à rejeter l'idée simple que leurs choix de secteur sont uniquement basés sur la comparaison des rémunérations potentielles. Par ailleurs, une proportion importante des actifs subit le rationnement des emplois du secteur moderne, particulièrement au sein des jeunes générations. Ce rationnement des embauches ne s'exerce pas de manière véritablement discriminatoire mais concerne plutôt uniformément les individus entrés trop tard sur le marché du travail, c'est-à-dire après le tarissement des embauches. L'examen de la distribution des salaires potentiels et effectifs conduit également à rejeter l'idée que la législation sur le salaire minimum constitue la cause principale du rationnement de l'emploi moderne. La simulation du modèle montre que ce rationnement représente l'un des facteurs fondamentaux de la pauvreté urbaine et des inégalités de revenu entre ménages.

Des simulations historiques permettent une décomposition de l'impact des principaux chocs qui ont affecté l'économie urbaine dans les cinq dernières années, à savoir l'accroissement considérable de la population active, le retour de la croissance de l'emploi moderne, et les fortes hausses de salaires consenties par les entreprises et par l'Etat. Cette décomposition révèle l'impact négatif que pourrait avoir, et qu'a eu dans les décennies précédentes, le blocage de l'emploi et des salaires formels. Si la croissance démographique de la ville avait continué au rythme observé en 1995, sans accroissement de l'emploi et des salaires, le secteur informel n'aurait pu absorber de manière satisfaisante l'excédent de main-d'œuvre, malgré la plus forte productivité des nouveaux entrants. La pauvreté aurait encore augmenté, sous l'effet de la fécondité et de l'accroissement du nombre de dépendants. Le retour de la croissance des revenus entraîne d'ailleurs rapidement de nombreux retraits vers l'inactivité, même chez les ménages pauvres. La forte augmentation des embauches des entreprises privées formelles aurait permis une stabilisation de la situation de pauvreté, en renversant le mouvement d'informalisation. Il semble donc indispensable de maintenir un rythme élevé de créations d'emplois dans ce secteur, en facilitant notamment l'expansion de la zone franche d'exportation. Toutefois il est peu probable que ce rythme puisse s'accélérer. A côté des embauches, les très fortes hausses de salaire privés et publics ont joué un rôle considérable dans la réduction de la pauvreté observée. Combinée à l'absorption de l'offre de travail par les embauches formelles, la demande supplémentaire engendrée par les ménages salariés a entraîné une hausse de la rémunération du travail informel et donc du revenu des plus pauvres. La diffusion pratiquement homothétique des hausses de SMIC à l'ensemble de la hiérarchie salariale a magnifié cet effet de

⁴² : Pour un développement plus long sur ce thème, un exposé plus détaillé du modèle dans ses différentes versions (rationnée et concurrentielle), ainsi que d'autres résultats de simulations, voir Cogneau (1999). Voir aussi Cogneau et Robilliard (2000) pour un modèle de micro-simulation en équilibre général au niveau national.

demande. Des simulations précédentes avaient montré que des hausses de salaire réduites au niveau du SMIC auraient eu un impact plus modeste, passant principalement par la réduction des inégalités, plutôt que par la demande (Cogneau, 1999). On voit donc qu'il ne saurait y avoir de réduction de la pauvreté urbaine sans un accroissement continu et relativement diffusé des salaires réels privés et publics, à côté de la hausse des embauches. Cet accroissement n'est évidemment pas soutenable sans une hausse du taux d'investissement, c'est-à-dire une plus forte mobilisation de l'épargne, et sans gains de productivité⁴³.

Cette croissance des revenus urbains tirée par les embauches et les salaires formels laisse au mieux relativement inchangées les inégalités de revenu, à court et moyen terme. Des simulations menées sur l'ensemble du pays avec un autre modèle de micro-simulation (Cogneau et Robilliard, 2000) confirment le caractère plutôt inégalitaire de la "croissance formelle", conforme à la théorie de Kuznets. L'accroissement de la productivité des activités informelles et agricoles contribue mieux à la réduction des inégalités, mais celui-ci s'effectue sur le long terme des efforts éducatifs et d'infrastructure, qui par ailleurs dépendent eux-mêmes de la croissance globale. Cette croissance "formelle" est probablement plus efficiente en termes d'épargne et d'investissement, conformément au modèle kaldorien. Dans ce cadre, le secteur bancaire a également un rôle crucial à jouer dans le drainage de l'épargne nouvelle dégagée par la période actuelle, afin d'assurer la durabilité de la croissance retrouvée, et d'éviter qu'elle apparaisse comme un processus de rattrapage sans lendemain. La croissance "formelle" a par ailleurs un rendement fiscal élevé, étant donné l'assise urbaine et formelle des impôts directs et indirects, et permet ainsi le financement des dépenses d'éducation et d'infrastructure nécessaires à la diffusion de la croissance. Aussi le cercle vertueux esquissé ici suppose évidemment un engagement déterminé de l'Etat démocratique dans la gestion macro-économique – en particulier la maîtrise de l'inflation et le rendement de l'impôt, dans le pilotage des conflits distributifs – entre salariés et entreprises et entre régions, et dans la réforme de ses propres dysfonctionnements internes – facilitée par les hausses de salaires consenties.

⁴³ Pour une discussion de ces questions au niveau national et sur le long terme, voir Cogneau (1998).

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Agénor P.-R., P.J.Montiel (1998), *Development Macroeconomics*, Princeton University Press
- Bardhan P., Ch. Udry (1998), *Development Microeconomics*, Oxford University Press
- Becker G. (1957), *The Economics of Discrimination*, Chicago University Press
- Bénassy J.-P. (1984), *Macro-économie et théorie du déséquilibre*, Dunod, Paris
- Bourdieu P. (1974), Avenir de classe et causalité du probable, *Revue Française de Sociologie*, 15, 3-42
- Bourguignon F. (1990), Growth and Inequality in the Dual Model of Development: The Role of Demand Factors, *Review of Economic Studies*, 57, 215-228
- Bourguignon F., C. Morrisson, J. de Melo (eds) (1991), Adjustment with Growth and Equity, *World Development, Special Issue*, vol.19, n°11, 1483-1651
- Bourguignon F., Morrisson C. (1998), Inequality and Development: The Role of Dualism, *Journal of Development Economics*, 57(2), 233-258
- Bourguignon F., M. Fournier, M. Gurgand (1999), Distribution des salaires, éducation et développement à Taiwan, *Revue d'économie du développement*, 3, 3-33
- Bulow J. I., L.H. Summers (1986), A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment, *Journal of Labor Economics*, vol. 4, n°3, pt. 1, 377-414
- Cogneau D. (1998), Perspectives et contraintes de la croissance à Madagascar, *Economie de Madagascar*, 3, 49-64
- Cogneau D. (1999), *Labor market, income distribution and poverty in Antananarivo : A General Equilibrium Simulation*, mimeo, DIAL, 37 pp. Communication présentée à la conférence internationale "General Equilibrium : Bridging Theory and Practice", Université de Montréal (CRDE), 6-7 mars 1999
- Cogneau D., M. Razafindrakoto, F. Roubaud (1996), Le secteur informel urbain et l'ajustement au Cameroun, *Revue d'Economie du Développement*, 3/1996, 27-63
- Cogneau D., A.-S. Robilliard (2000), *Growth, Distribution and Poverty in Madagascar : Learning from a Microsimulation Model in a General Equilibrium Framework*, DIAL & IFPRI Working Paper, 58 pp.
- Cogneau D., F. Roubaud (2000), *Le prestige des professions à Antananarivo*, mimeo DIAL, 25 pp.
- Dickens W. T., K. Lang (1985), A Test of Dual Labor Market Theory, *American Economic Review*, 75, 792-802
- Goux D., E. Maurin (1999), Persistence of Interindustry Wage Differentials: a Reexamination Using Matched Worker-Firm Panel Data, *Journal of Labor Economics*, 17(3), 492-533
- Harris J.R., M. Todaro (1970), Migration, unemployment and development: a two-sector analysis, *American Economic Review*, 60(3), 126-142
- Heckman J., G. Sedlacek (1985), Heterogeneity, Aggregation, and Market Wages Functions : An Empirical Model of Self-Selection in the Labor Market, *Journal of Political Economy*, 93, 1077-1125
- Heckman J., V. Hotz (1986), An Investigation of The Labor Market Earnings of Panamanian Males, *Journal of Human Resources*, vol. XXI, 507-42

- Kirman A. (1992), Whom or What Does the Representative Individual Represent, *Journal of Economic Perspectives*, 6(2), 117-136
- Kremer, M. (1993), The O-Ring Theory of Economic Development, *Quarterly Journal of Economics*, vol. CVIII, 551-575
- Lambert P.J. (1993), *The Distribution and Redistribution of Income, A Mathematical Analysis*, Manchester University Press
- Laroque G., B. Salanié (2000), Une décomposition du non-emploi en France, *Economie et Statistique*, 331, 47-66
- Le Minez S. (1998), *Une topographie des secteurs d'activité 1968-1992*, mimeo INSEE, 35 pp.
- Lewbel A. (2000), *Two Stage Least Square Estimation of Endogenous Sample Selection, Threshold, or Censoring Models*, mimeo Boston College, 32 pp.
- Lewis A. (1954), Economic Development with Unlimited Supplies of Labor, *Manchester School of Economics and Social Studies*, 131-191
- Lucas R. E. (1990), Why does not capital flow from rich to poor countries, *American Economic Review*, 80(2), 92-96.
- MADIO (1995), *L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans l'agglomération d'Antananarivo*, Enquête 1-2-3, premiers résultats de la phase 1
- MADIO (1997), *Transferts entre ménages et réseaux de solidarité dans l'agglomération d'Antananarivo en 1997, Premiers résultats de l'enquête SET*, 43 pp.
- MADIO (1999), *L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans l'agglomération d'Antananarivo*, Enquête 1-2-3, premiers résultats de la phase 1
- Magnac Th. (1991), Segmented or Competitive Labor Markets ? *Econometrica*, Vol.59, N°1, pp.165-187
- Neal D., Sh. Rosen (1998), Theories of the Distribution of Labor Earnings, in Atkinson A.B., F. Bourguignon (eds), *Handbook of Income Distribution*, North-Holland
- Pissarides Ch. (1990), *Equilibrium Unemployment Theory*, Blackwell, London
- Stiglitz J.E. (1974), Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in L.D.C.'s: The Labor Turnover Model, *Quarterly Journal of Economics*, 88(2), 194-227
- Stiglitz J.E. (1982), Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in L.D.C.'s: The Efficiency Wage Model, in Gersowitz M. et al. (eds), *The Theory and Experience of Economic Development: Essays in Honor of Sir W. Arthur Lewis*, Allen & Unwin, pp. 78-106
- Razafindrakoto M., F. Roubaud (2000), La dynamique du marché du travail dans l'agglomération d'Antananarivo entre 1995 et 1999: la croissance macro-économique profite-t-elle aux ménages? *Economie de Madagascar*, 4, 103-30
- Ravelosoa R., F. Roubaud (1996), Dynamique de la consommation dans l'agglomération d'Antananarivo sur longue période, et les stratégies d'adaptation des ménages face à la crise, *Economie de Madagascar*, 1, 9-40
- Rosen Sh. (1986), The Theory of Equalizing Differences, in Ashenfelter O., R. Layard (eds.) *Handbook of Labor Economics*, North-Holland
- Roubaud F. (1994), *L'économie informelle au Mexique*, Karthala, Paris, 453 pp.
- Roubaud F. (2000), *Identités et transition démocratique : l'exception malgache ?* L'Harmattan et Tsipika

Roy A. (1951), Some Thoughts on the Distribution of Earnings, *Oxford Economic Papers*, 3, pp.135-146

Stoker Th. M. (1993), Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals, *Journal of Economic Litterature*, XXXI, 1827-74

Taylor L. (ed) (1992), *Socially Relevant Policy Analysis, Structuralist Computable General Equilibrium Models for the Developing World*, The MIT Press, 379 pp.

ANNEXES

Écriture de la vraisemblance et identification des modèles

Dans la première série d'estimations (section 2), la vraisemblance est très proche de l'écriture de Magnac (annexe 1, pp.182-184).

Dans le cas des chefs de ménage, pour lesquels l'état d'inactivité n'est pas considéré, l'écriture est simplifiée. On retrouve celle du modèle de Roy proposée par Heckman et Sedlacek (1985) dans la première partie de leur article, hormis deux extensions que ces auteurs introduisent ensuite concernant d'une part la prise en compte de l'inactivité, et d'autre part une loi plus générale pour les résidus des salaires (modèle "Box-Cox" comprenant la loi log-normale comme cas particulier).

Dans le cas des épouses, comme Magnac, nous distinguons le cas supplémentaire des actives non-rémunérées dans le secteur 1 (aides familiales en majorité). Leur contribution à la vraisemblance est la même que les actives rémunérées pour la partie discrète du modèle (probit bivarié), mais elles ne contribuent pas à la partie continue. En revanche, les chômeuses sont considérées comme des non-participantes, puisque dans cette première série d'estimations, aucun rationnement de l'emploi n'est considéré.

Dans les estimations de la section 3, l'écriture de la vraisemblance est modifiée pour prendre en compte la variable de rationnement qui inclut le chômage involontaire, ouvert ou déguisé, et l'emploi involontaire dans le secteur informel ou secteur 1. Dans le cas des épouses par exemple, huit états sont en définitive distingués :

- les actives rémunérées (i) et non-rémunérées (ii) du secteur 1 satisfaites de leur situation ;
- les actives rémunérées (iii) et non-rémunérées (iv) du secteur 1 qui souhaitent un emploi dans le secteur 2 ;
- les inactives satisfaites de leur situation (v) ;
- les inactives qui souhaitent un emploi dans le secteur 2 (vi) ;
- les employées du secteur 2 satisfaites de leur situation (vii) ;
- enfin les employées du secteur 2 souhaitant le quitter dans l'année (viii).

Dans le cas des chefs de ménage, les états d'inactivité (v et vi) ne sont pas considérés.

Les contributions à la vraisemblance sont les mêmes que dans le modèle de Magnac pour tous les individus satisfaits de leur situation. En revanche, pour les actifs insatisfaits, la contribution à la partie discrète du modèle ("*switching equation*") est modifiée en fonction des nouvelles inégalités qui les caractérisent.

Dans la mise en œuvre du test de rationnement sélectif sur l'ensemble de la population de 25 ans et plus, sept cas sont en définitive distingués parmi les huit cités précédemment, en excluant les inactifs volontaires⁴⁴. Dans l'ordre, les contributions de chacune de ces populations au probit bivarié correspondant au modèle tobit estimé s'écrivent ainsi :

$$\begin{cases} \Phi_1(X\mathbf{b}) \\ \Phi_2(-X\mathbf{b}, -X\mathbf{q}^2, \mathbf{r}) \\ \Phi_2(-X\mathbf{b}, -X\mathbf{q}^2, \mathbf{r}) \\ \Phi_2(-X\mathbf{b}, X\mathbf{q}^2, -\mathbf{r}) \\ \Phi_2(X\mathbf{b}, X\mathbf{q}^2, \mathbf{r}) \end{cases}$$

Φ_1 (resp. Φ_2) étant la fonction de répartition de la loi normale univariée (resp. bivariée), et $\mathbf{b} = (\mathbf{g}^2 - \tilde{\mathbf{g}}^2 - \mathbf{g}^1) / \mathbf{S}(u - v)$.

Le test de rationnement sélectif consiste simplement à comparer la vraisemblance du tobit généralisé correspondant à celle du modèle tobit contraint par une relation affine entre les deux vecteurs de paramètres: $\mathbf{q}^2 = a.\mathbf{b} + \mathbf{b}.\mathbf{J}$, a et b étant des scalaires et \mathbf{J} le vecteur constant dont toutes les lignes sont égales à 1.

⁴⁴ On ne connaît ni les préférences sectorielles ni le rang des inactifs volontaires. En revanche, sous les hypothèses du modèle, les inactifs involontaires préfèrent le secteur 2 au secteur 1, comme les actifs insatisfaits du secteur 1.

ANNEXE 1

Tableau n° 1 : Insertion des individus sur le marché du travail en 1995 et statistiques descriptives des échantillons utilisés pour l'estimation micro-économétrique

Champ : population non-étudiante de 15 ans et plus

Proportions (%) ou moyennes	Chefs de ménage hommes	Chefs de ménages femmes	Epouses	Membres secondaires masculins	Membres secondaires féminins	Ensemble (a)	25 ans et plus
Inactif (secteur 0)	13,7	34,2	33,4	22,5	27,7	22,9	22,1
Volontaire	10,9	30,4	26,3	10,0	16,9	16,2	17,3
Involontaire	2,8	3,8	7,1	12,5	10,8	6,7	4,7
Informel (secteur 1)	45,9	48,3	49,4	57,2	57,6	52,8	50,0
Volontaire	35,2	39,4	40,2	38,7	44,6	40,5	39,2
Involontaire	10,7	8,9	9,2	18,5	13,0	12,3	10,7
Formel (secteur 2)	40,4	17,5	17,2	20,2	14,7	24,3	27,9
Volontaire	38,5	16,7	16,5	19,6	13,9	23,2	26,7
Involontaire	1,9	0,8	0,7	0,6	0,7	1,1	1,1
Expérience (= âge – scolarité)	31,2 (b)	38,2 (b)	28,6	17,6	20,1	27,5	32,4
Scolarité (nombre d'années)	8,4 (b)	6,4 (b)	7,4	7,4	6,9	7,5	7,9
Chef informel			64,8	59,3	57,2		
Nombre d'enfants 0-1 ans			0,14	0,06	0,09		
Nombre d'enfants 1-3 ans			0,28	0,14	0,16		
Nombre d'enfants 3-9 ans			0,71	0,59	0,61		
Revenu mensuel du chef ('000 FMG)			154	121	122		
N	2.054	503	1.860	1.144	1.225	6.786	5.030

Source : Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur

(a) : somme des cinq premières colonnes

(b) : moyennes calculées sur les seuls actifs

ANNEXE 2

Tableau n° 2 : Test de segmentation selon le critère de Magnac
Modèles tobit pour les chefs de ménage masculins

Champ : population participante de 15 ans et plus

	Modèle non-contraint		Modèle contraint	
	1	2	1	2
Rémunérations horaires				
Expérience	+0,0474* (0,0263)	+0,1125*** (0,0112)	+0,0235** (0,0182)	+0,1113*** (0,0102)
Expérience ² / 100	-0,0475* (0,0303)	-0,1224*** (0,0164)	-0,0182* (0,0105)	-0,1246*** (0,0148)
Scolarité	+0,1092** (0,0391)	+0,1822*** (0,0068)	+0,0651*** (0,0084)	+0,1794*** (0,0066)
Père informel (a)	+0,0756 (0,0939)		+0,1751** (0,0526)	
Constante	-0,9789	-3,3162	-0,6728	-3,2263
σ_1, σ_2	0,8661*** (0,0186)	0,8841*** (0,0273)	0,9828*** (0,0245)	0,8831*** (0,0262)
$\mu_1=\rho(u_1,e), \mu_2=\rho(u_2,e)$	-0,0281 (0,5792)	+0,8757*** (0,0201)	-0,6309*** (0,0460)	+0,8740*** (0,0193)
Choix de secteur	2 / 1			
$\sigma=\sigma(t_1-t_2)$			0,9311 (0,0860)	
Expérience	+0,0979*** (0,0122)			
Expérience ² / 100	-0,1175*** (0,0177)			
Scolarité	+0,1248*** (0,0078)			
Père informel (a)	-0,2420*** (0,0688)			
Père agriculteur (a)	-0,1295* (0,0684)			
Père inconnu (a)	-0,0451 (0,0263)			
Constante	-2,7953			
N		1773		
Log-vraisemblance moyenne	-1,73996		-1,74218	
Stat. du rapport de vraisemblance			7,8721	
Prob. < Chi ² (6)			0,2477	

Source: Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur

(a) : lorsque l'individu avait quinze ans; la modalité de référence est "père salarié formel".

Ecart-types entre parenthèses

*** : significativement différent de 0 avec un risque inférieur à 10⁻⁴

** : significativement différent de 0 avec un risque situé entre 1 % et 10⁻⁴

* : significativement différent de 0 avec un risque situé entre 10 % et 1 %

ANNEXE 3

Tableau n° 3 : Test de segmentation selon le critère de Magnac
Modèle tobit bivarié pour les épouses

Champ : population de 15 ans et plus

	Modèle non-contraint (Segmented Model)		Modèle contraint (Competitive Model)	
	1	2	1	2
Rémunérations horaires				
Expérience	+0.0449** (0.0177)	+0.1125*** (0.0231)	+0.0623*** (0.0145)	+0.1110*** (0.0211)
Expérience ² / 100	-0.0546* (0.0254)	-0.1365** (0.0367)	-0.0734** (0.0220)	-0.1290** (0.0335)
Scolarité	+0.0899** (0.0247)	+0.1730*** (0.0241)	+0.1063*** (0.0147)	+0.2365*** (0.0142)
Constante	-1.6399	-2.8950	-1.9422	-4.3549
σ_1, σ_2	1.0781*** (0.0799)	0.8641*** (0.0702)	1.0457*** (0.0476)	0.9662*** (0.0796)
$\lambda_1=\rho(u_1,v), \lambda_2=\rho(u_2,u)$	+0.7413*** (0.1016)	+0.6062*** (0.0908)	+0.6536*** (0.0801)	+0.8343*** (0.1005)
$\mu_1=\rho(u_1,u-v), \mu_2=\rho(u_2,u-v)$	-0.5281 (0.4260)	-0.3282 (0.2578)	-0.1911 (0.2360)	+0.7809*** (0.1947)
$k= \sigma_u/\sigma_v$		0.5846** (0.2374)		
$\rho=\rho(u,v)$		-0.0684** (0.3824)		-0.3759 (0.4324)
σ_u		-		0.6008*** (0.1256)
σ_v		-		0.6917** (0.2215)
Choix de secteur	1 / 0	2 / 0	Salaire de réservation	
Expérience	+0.0327** (0.0125)	+0.1267*** (0.0227)	+0.0420*** (0.0148)	
Expérience ² / 100	-0.0664** (0.0171)	-0.1886*** (0.0388)	-0.0284 (0.0236)	
Scolarité	-0.0574** (0.0149)	+0.1370*** (0.0188)	+0.1528*** (0.0116)	
Chef de ménage informel	+0.2547** (0.0602)			
Nombre d'enfants de 0-1 an	-0.0006 ^(b) (0.0497)	-0.0011 (0.0851)	-0.0042 (0.0397)	
Nombre d'enfants de 1-3 ans	-0.0050 ^(b) (0.0294)	+0.0086 (0.0665)	+0.0012 (0.0310)	
Nombre d'enfants de 3-9 ans	+0.0164 ^(b) (0.0213)	+0.0281 (0.0364)	-0.0281* (0.0176)	
Revenu mensuel du chef de ménage	-0.0479** ^(b) (0.0104)	-0.0820*** (0.0178)	+0.0370** (0.0111)	
Constante	+0.1066	-3.4603	-2.2153	
N			1860	
Log-vraisemblance moyenne		-1.80866	-1.81633	
Stat. du rapport de vraisemblance			28.5324	
Prob. < Chi ² (4)			0.0000	

Source: Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur

(b) : paramètre contraint, égal au paramètre du secteur 2 au coefficient de proportionnalité k près, les variables concernées n'intervenant que dans le salaire de réservation (non identifié)

Ecart-types entre parenthèses

*** : significativement différent de 0 avec un risque inférieur à 10⁻⁴

** : significativement différent de 0 avec un risque situé entre 1% et 10⁻⁴

* : significativement différent de 0 avec un risque situé entre 10% et 1%

ANNEXE 4

Tableau n° 4 : Test de rationnement sélectif

Champ : population de 25 ans et plus

	Modèle non-contraint	
	Choix de secteur (2/1)	Rang
Expérience	+0.0797*** (0.0100)	+0.0611** (0.0216)
Expérience ² / 100	-0.1194*** (0.0139)	-0.0350* (0.0902)
Scolarité	+0.0813** (0.0065)	+0.0902*** (0.0124)
Père informel (a)	-0.2852*** (0.0577)	+0.0179 (0.0675)
Père agriculteur (a)	-0.2964*** (0.0587)	+0.1720* (0.0728)
Père inconnu (a)	-0.1459* (0.0681)	+0.1396* (0.0769)
Migrant depuis moins d'un an	+0.0826 (0.2625)	-0.2331* (0.1310)
Sexe masculin	+0.2820*** (0.0573)	+0.2075** (0.0592)
Chef de ménage	-0.1376** (0.0578)	
Constante	-1.6031	-1.6295
$\lambda_1=\rho(u_1, ?)$, $\lambda_2=\rho(u_2, ?)$	+0.3873*** (0.0661)	+0.6882*** (0.0545)
$\mu_1=\rho(u_1, u-v)$, $\mu_2=\rho(u_2, u-v)$	+0.0064 (0.0704)	-0.1953** (0.0784)
$\rho(u-v, ?)$		-0.6843*** (0.1095)
N		3782
Log-vraisemblance moyenne		-2.70860
Modèle à rang affine au choix de secteur		
Log-vraisemblance moyenne		-2.72929
Stat. du rapport de vraisemblance		156.49916
Prob.< Chi ² (8)		0.0000

Source: Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur

(a) : lorsque l'individu avait quinze ans; la modalité de référence est "père salarié formel".

Ecart-types entre parenthèses

*** : significativement différent de 0 avec un risque inférieur à 10^{-4}

** : significativement différent de 0 avec un risque situé entre 1% et 10^{-4}

* : significativement différent de 0 avec un risque situé entre 10% et 1%

ANNEXE 5

Tableau n° 5 : Position des individus par rapport au salaire minimum en 1995 selon le modèle calibré

Champ : population non-étudiante de 15 ans et plus

Proportion (%) d'individus dont les rémunérations horaires potentielles ou effectives dans le secteur formel sont inférieures au salaire minimum horaire	Jeunes peu qualifiés (*)	Jeunes qualifiés (*)	Vieux peu qualifiés (*)	Vieux qualifiés (*)	Ensemble
Inactif (secteur 0) (a)	75,7	51,2	69,4	48,7	63,0
dont involontaire	73,0	45,0	77,5	31,0	52,0
Informel (secteur 1)	62,7	37,2	53,1	24,9	46,5
dont involontaire	75,9	42,1	46,1	20,2	47,6
Formel (secteur 2)	68,6	40,1	35,6	9,8	24,2
Ensemble des involontaires	65,9	43,4	51,5	23,5	49,1
<i>Proportion d'involontaires</i>	26,9	27,9	13,3	12,6	19,2
<i>Proportion d'employés formels</i>	9,7	24,0	17,9	47,2	26,0
N	1.378	1.361	1.739	1.855	6.333

Source : Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur à partir du modèle estimé

Note: Le salaire minimum horaire était égal à 400 FMG en 1995

(a): hors les chefs de ménage inactifs

(*): jeunes = moins de 30 ans; peu qualifiés = moins de 8 ans de scolarité

ANNEXE 6

Tableau n° 6 : Simulation de "formalisation" de l'emploi : recrutement par les entreprises formelles de tous les individus souhaitant un emploi

Tableau n°6-1 : Emploi et salaires moyens (niveau individuel)

	Inactifs et chômeurs	Secteur informel	Entreprises formelles	Administration
Tx de croissance de l'emploi en %	-20,6	-9,4	+64,1	-16,7
Tx de cr. des rém. réelles moyennes en %	-	+14,4	-14,3	-0,1

Tableau n°6-2 : Matrices de transition entre états (niveau individuel)

Origine	Destination				Ensemble
	Inactivité	Secteur informel	Entreprises formelles	Administration	
Inactivité	57,06	13,88	20,43	0,00	100,0
Secteur informel	6,00	78,71	15,29	0,00	100,0
Entreprises formelles	4,45	15,72	79,83	0,00	100,0
Administration	2,87	12,84	1,01	83,28	100,0
<i>Ensemble</i>	<i>15,27</i>	<i>49,58</i>	<i>27,36</i>	<i>7,78</i>	<i>100,0</i>

Tableau n°6-3 : Evolution des inégalités de revenu entre ménages et de la pauvreté (niveau ménage)

Chefs de ménage classés selon leur catégorie de destination

	Inactif	Secteur informel	Entreprises formelles	Administration	Inter	Ensemble
<i>Référence (1995):</i>						
Nombre de têtes	1.944	5.522	2.358	2.088		11.912
Rev. réel moyen par tête.(a)	37,7	44,1	64,4	67,9		51,3
Indice de Theil (b)	0,512	0,636	0,650	0,641	0,025	0,651
Contributions en %	9,4	39,0	24,8	22,8	3,9	100,0
Indice de Gini						0,545
Taux de pauvreté (c)						38,1 %
Prof. de la pauvreté (c)						41,0 %
<i>Ecart à la référence en %</i>						
Nombre de têtes	+0,0	-7,5	+26,5	-10,2		+0,0
Rev. réel moyen par tête.(a)	+21,6	+12,5	-12,3	+1,0		+4,8
Indice de Theil (b)	-7,9	-10,4	-5,0	-7,0	-64,6	-10,5
Indice de Gini						-5,7
Taux de pauvreté (c)						-6,4 %
Prof. de la pauvreté (c)						-3,8 %
Dominance Lorenz simple sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles						Oui
Dominance Lorenz généralisée sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles						Oui
parmi les pauvres						Oui

Source : Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur à partir du modèle calibré

(a) : revenu mensuel temps plein en '000 FMG

(b) : les quatre premières colonnes sont les indices d'inégalité intra, la cinquième l'indice inter-catégoriel, la sixième l'indice global

(c) : ligne de pauvreté = 1 \$ de 1985 par jour et par tête; profondeur de la pauvreté: écart entre la ligne et le revenu moyen du pauvre en % de la ligne; écarts en point de %

ANNEXE 7

Tableau n° 7 : Insertion des individus sur le marché du travail en 1999

Champ : population non-étudiante de 15 ans et plus

	Chefs de ménage hommes	Chefs de ménages femmes	Epouses	Membres secondaires masculins	Membres secondaires féminins	Ensemble (a)
Inactif (secteur 0)	14,0	34,3	37,0	25,3	32,3	27,1
Volontaire	12,3	33,4	33,0	11,9	21,2	21,3
Involontaire	1,6	0,8	4,0	13,4	11,1	5,8
Informel (secteur 1)	47,4	43,4	42,7	48,4	43,7	45,3
Volontaire	40,7	38,6	38,3	34,2	34,1	37,7
Involontaire	6,7	4,7	4,4	14,2	9,6	7,6
Formel (secteur 2)	38,6	22,3	20,2	26,3	24,0	27,6
Volontaire	37,3	22,1	19,7	25,8	23,7	26,9
Involontaire	1,3	0,2	0,5	0,5	0,3	0,7
N	2.211	615	2.022	1.197	1.264	7.309

Source : Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1999 (MADIO 1999), calculs de l'auteur

(a) : somme des cinq premières colonnes

ANNEXE 8

Tableau n° 8 : Salaires potentiels en 1995 et en 1999

Modèles tobit prenant en compte le rationnement des emplois du secteur formel

Champ : population participante de 15 ans et plus

	Antananarivo 1995		Antananarivo 1999	
	1	2	1	2
Chefs de ménage				
Expérience	+0.0387*** (0.0098)	+0.0995*** (0.0102)	+0.0115 (0.0104)	+0.0730*** (0.0090)
Expérience ² / 100	-0.0385** (0.0119)	-0.1153*** (0.0152)	-0.0113 (0.0131)	-0.0737*** (0.0118)
Scolarité	+0.0967** (0.0084)	+0.1554*** (0.0061)	+0.0890** (0.0085)	+0.1543*** (0.0057)
Père informel (a)	+0.0971* (0.0737)		+0.1143 (0.0694)	
Constante	-0.8187	-2.5596	+0.5356	-1.3938
σ_1, σ_2	0.8697*** (0.0173)	0.8351*** (0.0240)	0.9109*** (0.0155)	0.7827*** (0.0282)
$\mu_1=\rho(t_1,e), \mu_2=\rho(t_2,e),$	-0.2303*** (0.0495)	+0.8562*** (0.0244)	-0.2322*** (0.0563)	+0.8072*** (0.0390)
N	1.773		1.902	
Epouses				
Expérience	+0.0456** (0.0157)	+0.0907*** (0.0189)	+0.0099 (0.0138)	+0.0814*** (0.0135)
Expérience ² / 100	-0.0592** (0.0233)	-0.1107** (0.0309)	-0.0104 (0.0202)	-0.1041*** (0.0198)
Scolarité	+0.0918*** (0.0126)	+0.1343*** (0.0122)	+0.0880*** (0.0140)	+0.1100*** (0.0105)
Constante	-1.5853	-1.8016	+0.1007	-0.7224
σ_1, σ_2	1.0637*** (0.0551)	1.0046*** (0.0977)	0.9083*** (0.0595)	0.8911*** (0.0644)
$\lambda_1=\rho(t_1,v), \lambda_2=\rho(t_2,u)$	+0.7339*** (0.0807)	+0.7856*** (0.0767)	+0.3542* (0.2610)	+0.7758*** (0.0421)
$\mu_1=\rho(t_1,u-v), \mu_2=\rho(t_2,u-v)$	-0.5204*** (0.0567)	-0.7297*** (0.0907)	-0.2765* (0.1249)	-0.5409*** (0.1148)
N	1860		2022	

Source : Phases 1 de l'enquête 1-2-3 1995 et 1999 (MADIO 1995 et 1999), calculs de l'auteur

Notes: voir tableau 2; les équations d'affectation aux secteurs ne sont pas reproduites, elles sont disponibles sur demande

ANNEXE 9

Tableau n° 9 : Evolution des inégalités à temps plein et de la pauvreté entre 1995 et 1999

Catégorie de ménage : position du chef sur le marché du travail	Inactif	Secteur informel	Entreprises formelles	Admini- stration	Inter	Ensemble
<i>Taux de croissance annuel en %</i>						
Revenu moyen par tête.(a)	+8,8	+11,7	+11,5	+12,6	+5,2	+11,1
Indice de Theil (b)	-2,7	+2,8	-5,3	-5,1		-1,1
Indice de Gini						+0,2
Var. annuelles en points de %						
Taux de pauvreté (%)						-3,8 %
Prof. de la pauvreté (%) (c)						-0,5 %
Dominance Lorenz simple sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles						Non Oui
Dominance Lorenz généralisée sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles						Oui
Dominance Lorenz généralisée sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles parmi les pauvres						Oui

Source: Phases 1 de l'enquête 1-2-3 1995 et 1999 (MADIO 1995 et 1999), calculs de l'auteur

Note: les évolutions sur quatre ans sont présentées en moyenne annuelle

(a) : revenu mensuel temps plein en '000 FMG

(b) : les quatre premières colonnes sont les indices d'inégalité intra, la cinquième l'indice inter-catégoriel, la sixième l'indice global

(c) : ligne de pauvreté = 1 \$ par jour et par tête; profondeur de la pauvreté: écart entre la ligne et le revenu moyen du pauvre en % de la ligne

ANNEXE 10

Tableau n° 10 : Répartition des actifs potentiels pour la base de départ du modèle historique

	Chef femme	Chef homme	Epouse	Secondaire femme	Secondaire homme	Ensemble
Inactif volontaire	0	0	433	156	71	660
Inactif rationné	0	0	156	143	158	457
Informel volontaire rémunéré	192	665	697	404	349	2.307
non-rémunéré	192	665	488	324	238	1.907
Informel rationné rémunéré	0	0	209	80	111	400
non-rémunéré	46	255	200	184	259	944
Formel entreprises	46	255	145	131	175	752
administration	0	0	55	53	84	192
Etudiant	88	798	316	168	207	1.577
Migrant	53	439	197	145	168	1.002
Ensemble	35	359	119	23	39	575
	0	0	0	60	42	102
	5	55	58	110	58	286
	331	1.773	1.860	1.225	1.144	6.333

Source: Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur

ANNEXE 11

Tableau n° 11 : Inégalités à temps plein entre ménages pour la base de départ du modèle historique

Catégorie de ménage : position du chef sur le marché du travail	Inactif	Secteur informel	Entreprises Formelles	Admini- stration	Inter	Ensemble
Effectifs	412	1.158	492	394		2.456
Nombre de têtes	1.944	5.409	2.280	2.021		11.665
Revenu moyen par tête.(a)	35,4	42,8	59,5	63,0		48,4
Indice de Theil (b)	0,487	0,614	0,606	0,610	0,0211	0,617
Contributions en %	9,7	40,9	23,7	22,3	3,4	100,0
Indice de Gini						0,536
Taux de pauvreté (%)						38,0 %
Prof. de la pauvreté (%) (c)						40,2 %

Source: Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur.

(a) : revenu mensuel temps plein en '000 FMG.

(b) : les quatre premières colonnes sont les indices d'inégalité intra, la cinquième l'indice inter-catégoriel, la sixième l'indice global.

(c) : ligne de pauvreté = 1 \$ par jour et par tête; profondeur de la pauvreté: écart entre la ligne et le revenu moyen du pauvre en % de la ligne.

ANNEXE 12

Tableau n° 12 : Résultats des simulations historiques (I)

Emploi et salaires moyens (niveau individuel)

	Inactifs et chômeurs	Secteur informel	Entreprises Formelles	Admini- stration
Tx de croissance de l'emploi en %				
POPACT	+15,2	+6,6	+0,0	+0,0
POPACT+EMPLOI	+6,9	+7,4	+7,0	+0,0
POPACT+EMPLOI+SALAIRES	+29,0	-0,3	+7,0	+0,0
Tx de cr. des rém. réelles moyennes en %				
POPACT	-	+6,2	+6,5	+5,7
POPACT+EMPLOI	-	+8,1	+4,8	+3,4
POPACT+EMPLOI+SALAIRES	-	+11,3	+6,7	+7,9

Source: Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur à partir du modèle calibré

ANNEXE 13

Tableau n° 13 : Résultats des simulations historiques (II)

Matrices de transition entre états (niveau individuel)

Tableau n°13-1 : POPACT

Destination	Inactivité	Secteur informel	Entreprises formelles	Admini- stration	Ensemble
Origine					
Migrant	33,6	66,4	0,0	0,0	100,0
Etudiant	34,3	65,7	0,0	0,0	100,0
Inactivité	95,7	4,1	0,2	0,0	100,0
Secteur informel	2,6	97,3	0,1	0,0	100,0
Entreprises formelles	0,4	0,0	99,6	0,0	100,0
Administration	0,2	0,0	0,0	99,8	100,0
Ensemble	20,6	54,6	15,8	9,0	100,0

Tableau n°13-2 : POPACT + EMPLOI

Origine	Destination	Inactivité	Secteur informel	Entreprises formelles	Administration	Ensemble
Migrant		24,1	57,8	12,2	5,9	100,0
Etudiant		22,5	59,8	16,7	1,0	100,0
Inactivité		95,1	2,6	1,2	1,1	100,0
Secteur informel		0,8	97,8	1,0	0,4	100,0
Entreprises formelles		1,0	1,9	97,0	0,1	100,0
Administration		1,2	6,3	0,00	92,5	100,0
<i>Ensemble</i>		<i>19,1</i>	<i>55,0</i>	<i>16,9</i>	<i>9,0</i>	<i>100,0</i>

Tableau n°13-3 : POPACT+EMPLOI+SALAIRES

Origine	Destination	Inactivité	Secteur informel	Entreprises formelles	Administration	Ensemble
Migrant		22,0	58,0	12,6	7,3	100,0
Etudiant		9,8	69,6	18,6	2,0	100,0
Inactivité		69,6	20,6	7,9	1,9	100,0
Secteur informel		11,3	82,8	4,7	1,2	100,0
Entreprises formelles		13,9	6,0	76,2	3,9	100,0
Administration		16,6	3,0	1,9	78,5	100,0
<i>Ensemble</i>		<i>23,1</i>	<i>51,1</i>	<i>16,8</i>	<i>9,0</i>	<i>100,0</i>

Source: Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur à partir du modèle calibré

ANNEXE 14

Tableau n° 14 : Résultats des simulations (III et fin)

Evolution des inégalités de revenu entre ménages et de la pauvreté (niveau ménage)

Chefs de ménage classés selon leur catégorie de destination

	Inactif	Secteur informel	Entreprises formelles	Administration	Inter	Ensemble
<i>Ecarts à la référence en %</i>						
POPACT						
Nombre de têtes	+0,0	+4,6	+0,3	+0,0		+2,1
Rev. réel moyen par tête.(a)	+3,0	-0,0	+1,2	+3,0		+1,0
Indice de Theil (b)	+9,1	+6,9	-0,6	-2,5	+6,9	+3,2
Indice de Gini						+1,1
Taux de pauvreté (c)						+1,1%
Prof. de la pauvreté (c)						+0,4%
Dominance Lorenz simple sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles						Non
Dominance Lorenz généralisée sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles						Oui
Dominance Lorenz généralisée parmi les pauvres						Non
						Non
POPACT+EMPLOI						
Nombre de têtes	+0,0	+4,1	+2,3	-0,8		+2,1
Rev. réel moyen par tête (a)	+8,6	+3,1	+8,9	+10,5		+6,6
Indice de Theil (b)	+3,5	+0,6	+6,5	+1,1	+23,9	+3,2
Indice de Gini						+0,8
Taux de pauvreté (c)						-2,4%
Prof. de la pauvreté (c)						-0,7%
Dominance Lorenz simple sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles						Non
Dominance Lorenz généralisée sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles						Oui
Dominance Lorenz généralisée parmi les pauvres						Oui
						Oui
						Oui
POPACT+EMPL.+SAL.						
Nombre de têtes	+0,0	-0,5	+6,6	+6,6		+2,1
Rev. réel moyen par tête.(a)	+46,8	+26,5	+5,5	+12,1		+21,0
Indice de Theil (b)	-2,2	-1,6	+2,1	+17,4	-69,5	+0,4
Indice de Gini						-1,7
Taux de pauvreté (c)						-5,8
Prof. de la pauvreté (c)						-3,2
Dominance Lorenz simple sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles						Non
Dominance Lorenz généralisée sauf 1 ^{er} et 20 ^{ème} vingtiles						Non
Dominance Lorenz généralisée parmi les pauvres						Oui
						Oui
						Oui

Source: Phase 1 de l'enquête 1-2-3 1995 (MADIO 1995); calculs de l'auteur à partir du modèle calibré

(a) : revenu mensuel temps plein en '000 FMG

(b) : les quatre premières colonnes sont les indices d'inégalité intra, la cinquième l'indice inter-catégoriel, la sixième l'indice global

(c) : ligne de pauvreté = 1 \$ par jour et par tête; profondeur de la pauvreté: écart entre la ligne et le revenu moyen du pauvre en % de la ligne