

# **Participation, choix occupationnel et gains sur un marché du travail segmenté : une analyse appliquée au cas du Maroc**

par

**Jean-Philippe El Aynaoui, ATER**  
*Centre d'économie du développement*  
*Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*

## **Résumé - Abstract**

### **Participation, choix occupationnel et gains sur un marché du travail segmenté : Une analyse appliquée au Maroc**

L'existence de marchés du travail urbain segmentés dans les pays en développement est un fait stylisé largement documenté. Dans un premier temps, ce papier tente d'appréhender les facteurs déterminants les gains et les modalités de la participation des hommes et des femmes au marché du travail, et dans un deuxième temps les gains et les choix occupationnels inhérents à un marché du travail segmenté.

Deux modèles sont donc proposés : d'abord, un modèle probit de participation standard qui permet d'examiner séparément pour les hommes et les femmes les déterminants de la participation et des gains, ensuite, un modèle logistique multinomial qui tente de prendre également en compte les décisions simultanées de participation à la force de travail et de choix de secteur opérées par les individus. Un test de la validité de l'hypothèse de segmentation adoptée est également conduit.

Ensuite, les modèles sont estimés à partir des données de l'*Enquête Nationale sur les Niveaux de Vie* au Maroc réalisée en 1990-1991. Tout en révélant des spécificités selon le genre, les résultats mettent en évidence les dynamiques de participation aux divers segments du marché du travail ainsi que les déterminants des gains. L'analyse vient renforcer la validité de l'hypothèse de segmentation du marché du travail urbain au Maroc.

### **Participation, occupational choices, and earnings on a segmented labor market : an analysis in the context of Morocco**

Segmentation is a specific feature of urban labor markets in developing countries. This research strive to detect the factors that determines women's and men's participation behaviors, occupational choices, and earnings in segmented urban labor market of Morocco. It draws upon a previous study showing the presence of segmentation in urban labor market in Morocco. Based on differentials in the degree of exposition to market forces and institutional protections associate with occupations, the model has exhibited a non random latent allocation process of the individuals in four segments. The incidence of poverty is closely linked to the segments suggesting that access to protected jobs are key determinants of welfare conditions.

The first part of the paper presents two models. First, a discrete choice binary model enable to investigate separately the determinants of labor participation and earnings of women's and men's. Then, a multinomial model is specified to account for the idiosyncrasy of the labor market ; *i.e.* its segmentation. The main objective is to apprehend participation behaviors by gender, sectoral occupational choices, and test for the segmentation hypothesis.

The two proposed models are estimated using cross sectional data on urban areas from the 1990-1991 *National Living Standard Measurement Survey*. The labor market outcomes differs by gender. The results enable to specify earning patterns ; and how the urban labor market function and interact with individual occupational choices and employers decisions. The analysis confirms the prevalence of the segmentation hypothesis in urban areas of Morocco.

## **Sommaire**

<b>1.</b>	<b>Introduction</b> .....	1
<b>2.</b>	<b>Deux modèles de détermination de la participation et des gains</b> ..	2
1.	Un modèle dichotomique de participation au marché du travail .....	2
2.	Un modèle pluri-sectoriel : marché segmenté et choix occupationnel .....	3
3.	Biais de sélectivité et segmentation .....	5
<b>3.</b>	<b>L'estimation des modèles: une application au Maroc</b> .....	6
1.	Les données .....	6
2.	Genre, gains et participation .....	8
3.	Segmentation, déterminants des gains et choix occupationnel .....	13
<b>4.</b>	<b>Conclusion</b> .....	19
	<b>Références bibliographiques</b> .....	19
	<b>Annexes</b> .....	21

## 1. Introduction<sup>1</sup>

L'objectif de ce papier est d'étudier la spécificité des dynamiques de participation des individus au marché du travail urbain dans un pays en développement. Dans ces économies, le fonctionnement du marché du travail diverge substantiellement de celui des économies développées. Il existerait plusieurs secteurs aux modes d'ajustement distincts. Cette spécificité est un fait stylisé aujourd'hui largement documenté. Ainsi, la représentation théorique la plus répandue consiste à appréhender le marché du travail urbain comme une structure duale fondée sur une dichotomie entre un secteur informel et un secteur formel<sup>2</sup>. Cependant, des observations empiriques récurrentes révèlent l'hétérogénéité de ces deux secteurs<sup>3</sup> et, *de facto*, les limites de cette représentation articulée autour du concept de système productif. Si cette représentation du marché du travail n'est pas valide, l'estimation de modèles dans ce contexte pourrait s'avérer douteuse.

A cet égard, la présente recherche se fonde sur une étude antérieure ayant montré que la dichotomie formel-informel ne constitue pas un cadre explicatif satisfaisant du fonctionnement du marché du travail urbain au Maroc. Un modèle fondé sur les différentiels de protections institutionnelles associées aux occupations a mis en évidence l'existence d'un processus latent d'allocation *ex-post* des individus dans les différents segments du marché du travail<sup>4</sup>. Ce

modèle a permis de révéler une différenciation du marché du travail, qui transcende les systèmes productifs, en quatre segments : micro-entrepreneur avec capital, indépendant vulnérable, salarié protégé et salarié concurrentiel<sup>5</sup>. Il s'agit alors de prendre en considération cette spécificité dans l'analyse des comportements des agents sur le marché du travail.

Par ailleurs, les résultats antérieurs ont également montré que le mode d'insertion des individus sur le marché du travail est décisif quant à l'impact de la pauvreté dans l'ensemble du ménage dont ils sont issus. L'analyse du profil de pauvreté suggère que l'incidence de la pauvreté est étroitement liée à la segmentation du marché du travail. Ainsi, toute action visant à réduire la pauvreté urbaine en accroissant les opportunités des pauvres sur le marché du travail doit tenir compte de cette spécificité.

Dans ce contexte analytique, il s'agit d'améliorer la compréhension de l'impact de la segmentation sur les modes de participation des individus, les déterminants des gains et les choix occupationnels. L'estimation des modèles porte sur l'ensemble des individus participants au marché du travail urbain : les salariés du secteur public, ceux du secteur privé ainsi que les travailleurs indépendants.

Ce papier est organisé comme suit. La deuxième section présente les deux options méthodologiques qui seront explorées. D'une part, un modèle binaire probit permet d'analyser séparément les décisions de participation des femmes et des hommes au marché du travail ; d'autre part, un modèle multinomial tente d'intégrer les décisions simultanées de participation et de choix du mode d'emploi inhérent à un marché segmenté. La pertinence de

---

<sup>1</sup> L'auteur tient à remercier M. M. Tadili Fariss, Directeur de la statistique (Maroc) au moment de la réalisation de l'enquête, M. M. Abzahd, Chef de la division des enquêtes auprès des ménages, et M. B. Hajibi, Ingénieur analyste au sein de cette institution. L'auteur tient également à remercier Jean-Pierre Lachaud et Steve Bazen pour leurs commentaires sur une version antérieure. Toutefois, les opinions exprimées dans cet article sont celles de l'auteur.

<sup>2</sup> Voir Agénor (1996) ; Lachaud (1989) ; Peattie (1987) ; Rakowski (1994) pour des surveys.

<sup>3</sup> Fields (1990) ; Kannapan (1985) ; Lachaud (1995) ; Mazumdar (1983) ; Van der Gaag, Vijverberg (1988) et Vijverberg, Van der Gaag (1991) sur les salariés en Côte d'Ivoire.

<sup>4</sup> El Aynaoui (1996).

---

<sup>5</sup> Le segment des micro-entrepreneurs avec capital se compose de petites entreprises relativement autonomes et impliquées dans des activités économiques requérant une certaine intensité capitalistique. Les emplois de salarié concurrentiel sont caractérisés par une certaine précarité et sont exposés aux forces de la concurrence. Sur ce segment, les conditions d'emploi sont instables et les protections contractuelles réduites. Un troisième groupe se distingue nettement du précédent. Ce segment, dont les individus sont privilégiés en terme de sécurité et de protection dans leur emploi peut être qualifié de segment salarié protégé. Enfin, l'analyse différencie le segment indépendant vulnérable, composé d'occupations indépendantes relativement précaires et très exposées à la moindre détérioration des conditions sur le marché du travail.

l'hypothèse de la segmentation est également testée. Les modèles permettent d'examiner conjointement les déterminants des gains des différents types de travailleurs. La troisième section présente les résultats des estimations. Enfin, la dernière section conclut et discute des implications des résultats obtenus.

## 2. Deux modèles de détermination de la participation et des gains

Cette section présente deux modèles de détermination des gains et de participation au marché du travail<sup>6</sup>. D'une part, un modèle standard qui permet d'analyser séparément les gains et les spécificités des décisions de participation des femmes et des hommes au marché du travail ; d'autre part, un modèle pluri-sectoriel tente d'intégrer la détermination des gains, les décisions simultanées de participation à la force de travail et de choix occupationnel inhérents à un marché segmenté. Un test de la validité de l'hypothèse de segmentation est également proposé.

### 1. Un modèle dichotomique de participation au marché du travail

Quels sont les éléments clés de la participation des individus au marché du travail ? Existe-t-il des spécificités liées au genre dans la détermination des gains ? Dans quelle mesure la participation des femmes diffère-t-elle de celle des hommes ? Les développements suivants présentent un modèle qui tente de répondre à ces questionnements.

Fondée sur un arbitrage individuel entre revenu du travail et loisir, la décision de participation au marché du travail peut être formalisée par une structure à choix discret<sup>7</sup> où l'individu  $i$  choisi ( $Y_i = 1$ ) ou non ( $Y_i = 0$ ) de participer au

marché du travail ; le modèle est estimé séparément pour les hommes et les femmes :

$$Y_{ih} = \beta_{0h} + \beta_{1h}'X_{ih} + \beta_{2h}'F_{ih} + \varepsilon_{ih} \quad [4.1]$$

$$Y_{if} = \beta_{0f} + \beta_{1f}'X_{if} + \beta_{2f}'F_{if} + \varepsilon_{if}; \quad [4.2]$$

avec  $Y_{ik}$  ( $k = h, f$ ) = 1 ou 0, valeur observée de la participation pour l'individu  $i$  respectivement pour les hommes ( $h$ ) et les femmes ( $f$ ),  $X_{ik}$  un vecteur de caractéristiques individuelles -comprenant des variables visant à capturer le potentiel de productivité - ayant un impact sur la participation,  $F_{ik}$  un vecteur de caractéristiques familiales influençant les décisions individuelles de participation,  $\beta_k$  un vecteur de paramètres à estimé et  $\varepsilon_{ik}$  un terme d'erreur<sup>8</sup>.

L'estimation des équations [4.1] et [4.2] par le maximum de vraisemblance - probit - produit les équations réduites de participation du modèle. A partir de ces dernières, il est possible de corriger l'éventuel biais de sélection de l'échantillon lié à l'estimation des équations de gains. En effet, les coefficients de ces équations peuvent s'avérer biaisés car les individus d'un groupe donné ne constituent pas un échantillon aléatoire de la population. Le terme aléatoire des équations de gains peut donc être corrélé avec les probabilités de participation. La correction du biais de sélectivité est réalisée en introduisant dans les fonctions de gains une variable explicative supplémentaire : l'inverse du ratio de Mill -  $\lambda$  - calculée selon le genre à partir de l'équation réduite de participation<sup>9</sup> :

$$\lambda_{ik} = \frac{\phi(X_{ik}\beta)}{\Phi(X_{ik}\beta)} \quad [4.3]$$

où  $\Phi$  est la fonction standard de distribution cumulative normale et  $\phi$  est la fonction standard de densité normale. Les équations de gains corrigées du biais de sélection de l'échantillon peuvent alors s'écrire de la façon suivante :

<sup>6</sup> Voir Lachaud (1996) pour une approche de ce type appliquée aux femmes.

<sup>7</sup> On pourra se référer à Lachaud (1996) ou El Aynaoui, Lachaud (1997) pour une présentation des fondements des modèles à choix qualitatifs.

<sup>8</sup> Voir ci-dessous pour la spécification des équations.

<sup>9</sup> Heckman (1979) ; Heckman (1976).

$$\ln W_{ih} = \beta_h' X_{ih} + \psi_h' \lambda_{ih} + \varepsilon_{ih} \quad [4.4]$$

$$\ln W_{if} = \beta_f' X_{if} + \psi_f' \lambda_{if} + \varepsilon_{if}; \quad [4.5]$$

où  $E(\varepsilon_{ik} | Y_{ik} = 1) = 0$ .  $\ln W_{ik}$  correspond au

logarithme du salaire,  $X_{ik}$  un vecteur de caractéristiques individuelles influençant les gains. Si  $\varepsilon_{ih}$  est normalement et indépendamment distribué, les équations [4.4] et [4.5] peuvent être estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires<sup>10</sup>.

Enfin, à partir des équations de gains, le revenu escompté  $I$  est prédit. Cette variable qui permet de prendre en compte l'influence des conditions de marché est insérée dans l'équation structurelle de participation au marché du travail estimé par un modèle probit<sup>11</sup> :

$$Y_{ih} = \beta_{0h} + \beta_{1h}' X_{ih} + \beta_{2h}' F_{ih} + \beta_{3h}' I_{ih} + \varepsilon_{ih} \quad [4.6]$$

$$Y_{if} = \beta_{0f} + \beta_{1f}' X_{if} + \beta_{2f}' F_{if} + \beta_{3f}' I_{if} + \varepsilon_{if}; \quad [4.7]$$

Des tests de l'hypothèse d'égalité des coefficients entre les équations - structurelles et réduites - de participation et les fonctions de gains des hommes et des femmes sont conduits afin de valider l'estimation du modèle selon le genre.

## 2. Un modèle pluri-sectoriel de participation à la force de travail

Le modèle de participation ultérieurement exposé ne tient pas compte de la structure idiosyncratique du marché du travail urbain au Maroc. La maximisation de la fonction d'utilité sous-jacente produit alors des décisions individuel-les en fonction d'un salaire de réserve moyen et d'une désutilité moyenne du travail, alors qu'on peut penser que les individus effectuent des arbitrages en selon les coûts et les

avantages pécuniaires et non pécuniaires associés aux différents segments du marché du travail, optant pour celui qui génère la plus grande utilité. En effet, les caractéristiques d'emploi sont consubstantielles aux segments qui se distinguent par des différentiels de protections institutionnelles. Le salaire souhaité et la désutilité du travail varient donc selon les quatre statuts du travail : micro-entrepreneur avec capital, indépendant vulnérable, salarié protégé et salarié concurrentiel. En fait, un individu peut choisir une occupation spécifique même si l'écart de gains avec un autre segment est défavorable. Ainsi, si on suppose l'absence de barrières à l'entrée, les individus vont choisir de travailler, sur la base de leurs avantages comparatifs respectifs, dans un segment en fonction des avantages pécuniaires mais également des différentiels non monétaires.

La fonction d'utilité doit donc tenir compte des spécificités de l'emploi, en particulier celles qui ont un impact direct sur les arbitrages individuels. Une formalisation idoine de la participation des individus suppose alors la prise en compte de la segmentation du marché du travail.

Supposons que l'individu  $i$  ait à choisir entre les cinq alternatives ( $j = 0$  à 4) suivantes : (0) absence de travail ; participer en tant que : (1) micro-entrepreneur avec capital, (2) salarié concurrentiel, (3) salarié protégé, (4) indépendant vulnérable. L'individu  $i$  va comparer les différents niveaux d'utilité associés aux divers choix, et opter pour celui qui maximise son utilité  $U_{ij}$  parmi les utilités  $j$ . On suppose que l'utilité du choix  $j$  est :

$$U_{ij} = \beta' X_{ij} + \varepsilon_{ij}; \quad [4.8]$$

avec  $X_i$  vecteur de caractéristiques individuelles observées,  $\beta$  vecteur de paramètres inconnus et  $\varepsilon_{ij}$  un terme d'erreur aléatoire.

La fonction d'utilité est constituée d'une composante stochastique, fonction des caractéristiques individuelles observées, et d'une composante non stochastique qui est une fonction linéaire des variables observées. La probabilité que l'individu  $i$  participe au secteur  $J$  est la probabilité que l'utilité du secteur  $j$  est supérieure à celle associée aux autres segments :

$$\text{Prob}(U_{ij} > U_{ik}) \text{ pour } k \neq j; j, k = 0, 1, 2, 3, 4 \quad [4.9]$$

Cela signifie que la probabilité que l'individu  $i$

<sup>10</sup> Il est à préciser que l'existence d'un biais de sélectivité produit une estimation des erreurs standards et des tests  $t$  associés biaisée. A cet égard, il est possible d'utiliser la correction de White (1980).

<sup>11</sup> Il est à noter que l'objectif n'est pas ici de déterminer le nombre d'heures de travail.

participe au secteur  $j$  est la probabilité que le différentiel entre les composantes aléatoires est plus grand que la différence entre les composantes non aléatoires<sup>12</sup> :

$$\text{Prob}(X\beta_j - X\beta_k > \varepsilon_k - \varepsilon_j) \quad \text{pour } k \neq j; j, k = 0, 1, 2, 3, 4 \quad [4.10]$$

Dans ce contexte, la forme de l'équation de participation va dépendre de l'hypothèse adoptée relativement à la distribution des erreurs. Si on suppose que les erreurs sont distribuées de façon indépendante et identique selon une distribution de Weibull, alors la différence entre les erreurs suit une distribution logistique<sup>13</sup>.

En premier lieu, comme précédemment, le modèle suppose alors l'estimation de l'équation réduite de participation à la force de travail par un modèle logit multinomial<sup>14</sup>. La probabilité que l'individu  $i$  choisissent l'option  $j$  est donc exprimée par :

$$\text{Prob}(Y_i = j) = \frac{\exp(\beta_j' X_i)}{\sum_{k=0}^4 \exp(\beta_k' X_i)}, \quad j=0, 1, 2, 3, 4; \beta_0 = 0 \quad (\text{normalisation}) \quad [4.11]$$

<sup>12</sup> Maddala (1983).

<sup>13</sup> McFadden (1973).

<sup>14</sup> Il est à souligner que chaque probabilité de choix est comprise entre zéro et un et que la somme des probabilités est égale à un. Par ailleurs, le modèle logit multinomial dispose de la propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA). Cette propriété suppose que la chance que l'alternative  $i$  soit choisie plutôt que  $j$  est indépendante des caractéristiques des autres alternatives. En d'autres termes, le modèle satisfait la propriété si les variables explicatives du choix  $i$  dépendent uniquement des caractéristiques de cette alternative. Cependant, on observe que le modèle logit multinomial est relativement robuste même lorsque la propriété IIA est conceptuellement fautive. Dans le modèle retenu ici, cette propriété est violée si les individus groupent deux alternatives dans les choix sectoriels qu'ils effectuent. Un test de l'hypothèse nulle d'indépendance des alternatives non pertinentes peut prendre la forme suivante :

$$S = (\beta_D - \beta_C)'(V_D - V_C)^{-1}(\beta_D - \beta_C) \sim \chi^2_k$$

où :  $k = \text{rang de } V_D - V_C$ ;  $\beta_C$  et  $V_C$  sont les paramètres estimés par le maximum de vraisemblance pour l'ensemble des choix, et la matrice de covariance des estimateurs ;  $\beta_D$  et  $V_D$  représentent les mêmes paramètres lorsque le modèle est restreint à un nombre de choix égal à  $D$ . Sous l'hypothèse nulle, la matrice de covariance estimée de  $(\beta_D - \beta_C)$  est  $(V_D - V_C)$ .

On considère que la décision de participation n'est pas donnée. La correction du biais de sélection est alors effectuée en référence au groupe des individus ne travaillant pas<sup>15</sup>. Les paramètres des estimations représentent alors l'effet d'une caractéristique donnée sur l'utilité d'être dans un segment plutôt que de ne pas travailler.

A partir du modèle multinomial, les coefficients étant difficiles à interpréter, il est possible d'exprimer l'effet marginal de la variable explicative  $q$  sur les probabilités :

$$\delta P_j / \delta x_q = P_j \left[ \beta_{jq} - \sum_{k=0}^4 P_k \beta_{kq} \right], \quad j=0, 1, 2, 3, 4 \quad [4.12]$$

Il est également intéressant d'effectuer des simulations de probabilités en évaluant l'effet de la variation d'une variable indépendante, les autres variables étant égales à leur valeur moyenne dans l'échantillon, sur les probabilités de participation à la force de travail<sup>16</sup>.

Ensuite, de même que pour le modèle binaire, l'équation réduite permet de générer le ratio inverse de Mills pour le cas multinomial<sup>17</sup> -  $\lambda$ , qui, introduit comme variable explicative dans les fonctions de gains corrige l'éventuel biais de sélection. Afin d'analyser la particularité des modes de détermination des gains en fonction des statuts d'emploi, la seconde étape consiste alors à estimer au sein de chaque segment du marché du travail, par la méthode des moindres carrés ordinaires, les équations de gains corrigées du biais de sélectivité.

Enfin, l'équation structurelle de participation à la force de travail, également estimée par le modèle logit multinomial, est spécifiée par l'adjonction aux variables individuelles de productivité potentielle et de contexte familial, d'un paramètre capturant l'impact des

<sup>15</sup> Pour une méthodologie similaire, voir Appleton, Collier, Horsnell (1990), Lachaud (1996). Un modèle à choix sectoriels endogènes, *i.e.* la participation au marché du travail est donnée et la normalisation s'effectue en fonction des travailleurs d'un segment de référence sera utilisé pour vérifier l'hypothèse de segmentation.

<sup>16</sup> Voir Train (1993).

<sup>17</sup> Maddala (1983).

conditions de marché : le revenu escompté du segment des salariés protégés prédit à partir des équations de gains. Il s'agit ici d'identifier les modalités de la participation au marché segmenté, les facteurs favorisant l'accès aux différents segments et les dynamiques de segmentation sous jacentes.

En définitive, puisque sur un marché segmenté les choix des individus sont contraints ; l'allocation dans les segments résulte largement des décisions des employeurs ; l'examen de ce modèle en révélant les déterminants de la participation à la force de travail, doit faire apparaître certaines des dynamiques de fonctionnement spécifiques à ce type de marché.

### 3. Biais de sélectivité et segmentation

L'objet des développements suivants est de proposer une méthode de vérification empirique de la validité de la présente segmentation en quatre strates. A la suite de Gindling<sup>18</sup>, la question du biais de sélection de l'échantillon dans l'estimation des fonctions de gains peut constituer un test de l'existence d'un marché segmenté.

Pour simplifier, on peut considérer qu'on est en présence d'un marché du travail segmenté lorsque : l'accès aux emplois protégés est rationné, une faible mobilité inter-segments et des différen-tiels de gains non compensatoires existent<sup>19</sup>. L'allocation des travailleurs dans les strates résulte alors des décisions des employeurs qui choisissent les individus dans une file d'attente. Cependant, la participation observée des individus dans un secteur donné peut dépendre conjointement des décisions des individus et des employeurs, le chercheur n'observant que le résultat *ex-post* des décisions réalisées par ces deux agents. Préciser si l'affectation des individus

dans les occupations découle de leurs décisions ou des préférences des employeurs revient à tester l'hypothèse de segmentation du marché du travail. En effet, si le processus résulte des décisions de ces derniers, le marché du travail est segmenté.

Concrètement, la modélisation de ce test s'apparente à l'estimation des deux premières équations du modèle pluri-sectoriel de participation : estimation de l'équation réduite par le modèle logit multinomial et introduction du terme de correction du biais de sélection -  $\lambda$  - ainsi calculé au sein de l'équation de gains, estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Mais, dans ce contexte, les choix sectoriels sont endogènes puisqu'on considère la décision de participation au marché du travail donnée<sup>20</sup>. L'équation [4.11], réduite ici à quatre choix - ( $j = 0,1,2,3$ ) : (0) indépendant vulnérable, (1) micro-entrepreneur avec capital, (2) salarié concurrentiel, (3) salarié protégé - est également estimé par le maximum de vraisemblance. La normalisation de l'équation d'affectation s'effectue alors en référence à l'un des segments du marché du travail, en l'occurrence celui des indépendants vulnérables :  $\beta_0 = 0$ . Ainsi, si cette équation est significative, l'affectation des individus dans les segments n'est pas aléatoire<sup>21</sup>. En outre, si les coefficients de la variable  $\lambda$  dans les équation de gains ne sont pas significatifs<sup>22</sup> - on a  $E(\varepsilon_j | Y = j) = 0$ , où  $\varepsilon_j$  terme aléatoire de l'équation de gains du segment  $j$  et où  $j = 0,1,2,3$  - l'affectation non aléatoire des individus dans les segments n'influe pas sur leurs gains. On peut alors considérer que la dynamique d'allocation sectorielle résulte des décisions des employeurs. En d'autres termes, on est en présence d'un marché segmenté car les employeurs déterminent

<sup>20</sup> Gindling (1991), Khandker (1992) font également l'hypothèse que la participation est donnée.

<sup>21</sup> Cependant, une bonne identification du processus d'allocation sectorielle suppose qu'il se démarque du modèle de détermination des gains. Ainsi, des variables visant à capturer les modalités de l'affectation dans les segments du marché du travail, mais n'ayant pas d'impact direct sur les gains, sont exclusivement introduites dans l'équation d'affectation.

<sup>22</sup> La covariance entre les termes d'erreurs des équations de gains et de l'équation d'affectation est nulle. Autrement dit, les individus dans un segment donné constitue un échantillon aléatoire de la population.

<sup>18</sup> Gindling (1991). La méthodologie qu'il applique dans le contexte du Costa Rica est employée ici pour tester la segmentation du marché du travail. Cependant, Gindling n'utilise pas de modèle. Pour établir sa segmentation, préalablement au test, il ventile les individus dans les segments en fonction d'un critère unique pour chaque individu.

<sup>19</sup> Des individus similaires du point de vue de leurs dotations en capital humain ont des gains différents selon leur localisation sur le marché du travail.

la destination sectorielle des individus. *A contrario*, si l'allocation dans les segments n'est pas aléatoire et si elle affecte les salaires des travailleurs - le coefficient de la variable  $\lambda$  dans l'équation de gains est significatif - alors il existe un biais de sélection. Dans ce cas, on peut considérer que les choix occupationnels des individus s'opèrent sans contraintes en fonction de leurs avantages comparatifs respectifs. Enfin, un test de l'égalité des coefficients des équations de gains dans les quatre segments est conduit : en effet, l'hypothèse de segmentation est étayée dans la mesure où l'hypothèse nulle qu'une seule équation caractérise l'ensemble du marché du travail est rejetée.

### 3. *L'estimation des modèles : une application au Maroc*

Cette section présente les données utilisées dans l'estimation des modèles précédemment exposés. Dans un deuxième temps, les résultats empiriques sont commentés.

#### 1. Les données<sup>23</sup>

Les estimations empiriques présentés dans cette section se fondent sur les données relatives aux espaces urbains des régions économiques du Centre et du Nord-Ouest de l'*Enquête Nationale sur la Mesure des Niveaux de Vie 1990-1991* au Maroc<sup>24</sup>. Après apurement, l'échantillon utilisé contient des informations sur 1517 individus âgés de 15 à 65 ans, dont 724 hommes et 793 femmes ; 572 ont un emploi dans l'un des segments du marché du travail et reportent des revenus positifs, dont 417 hommes et 155 femmes<sup>25</sup>. Dans l'enquête, l'offre de travail se rapporte aux personnes ayant exercé une activité économique au cours des 24 heures précédant l'interview ou étant engagé dans un processus de recherche

d'emploi<sup>26</sup>. Au total, elle concerne les personnes de 15 à 65 ans, employées, sous-occupées ou au chômage.

La simple observation des taux de participation des individus de 15 à 65 ans permet de dégager certaines tendances fortes. Ainsi, ces taux sont substantiellement plus faibles pour les femmes que pour les hommes, respectivement 27 pour-cent contre 69 pour-cent. La participation des femmes mariées à la force de travail ne concerne que 21,1 pour-cent d'entre elles, alors qu'elle s'établit à un niveau supérieur pour les femmes secondaires célibataires<sup>27</sup>, 34,8 pour-cent. Enfin, le taux de participation des chefs de ménage est de 81,3 pour-cent et celui des autres hommes membres masculin du ménage s'établit à 62,6 pour-cent.

Dans les équations de gains, la variable dépendante est le logarithme des gains. La détermination de cette variable a été réalisée en plusieurs étapes : en premier lieu, les données relatives aux revenus des travailleurs salariés, qui étaient de bonne qualité, ont permis d'ajouter au salaire principal, les primes monétaires, mais également la valeur monétaire des diverses avantages en nature<sup>28</sup>. En second lieu, à la différence des données sur les salaires, mais à l'instar de la plupart des enquêtes statistiques de terrain dans les pays en développement, les informations relatives au revenu des travailleurs indépendants ainsi que celles concernant les micro-entrepreneurs se sont avérées être de faible qualité : cas manquants, bénéfices négatifs et valeurs aberrantes. La méthode de correction suivante a alors été utilisée. Au premier stade, l'ensemble des entreprises a été regroupé en trois branches d'activité homogènes ; l'homogénéité de l'agrégation en trois branches a été contrôlée par une analyse exploratoire des données. Par la suite, les étapes suivantes ont permis d'estimer le

<sup>23</sup> Voir en annexe les moyennes et écarts-type des diverses variables utilisées dans les estimations.

<sup>24</sup> Voir Direction de la statistique (1992) pour une présentation détaillée de la méthodologie de l'enquête.

<sup>25</sup> Quatre individus reportant des revenus négatifs, ainsi que les apprentis et les aides familial, ont été éliminés lors de l'estimation des fonctions de gains.

<sup>26</sup> Les individus habituellement occupés, n'ayant pas pour diverses raisons exercé cette activité économique au cours des deux derniers mois mais devant prochainement la reprendre, sont inclus dans l'offre de travail. Cela représente toutefois un très petit nombre de cas.

<sup>27</sup> Ce sont les toutes les femmes non mariées du ménage.

<sup>28</sup> Mise à disposition par l'employeur, d'un domicile, d'un moyen de transport, habillement, nourriture...

bénéfice pour les cas posant problème : à partir des cas pour lesquels les données étaient disponibles et fiables, une régression par la méthode des moindres carrés ordinaires ; respectivement au sein de chaque groupe ; du revenu sur le chiffre d'affaire a été effectué. Pour les unités de production disposant de données sur le chiffre d'affaire - la majeure partie - les résultats des régressions ont permis de prédire le bénéfice. Toutefois, la valeur du bénéfice imputé à ces entreprises est égale à la moyenne du bénéfice moyen de la branche d'appartenance et du bénéfice prédit. Pour les autres entreprises - quelques cas - le bénéfice moyen de leur branche d'appartenance leur a été attribué.

Les équations de gains des deux modèles prennent en compte des éléments relatifs à l'instruction<sup>29</sup>, l'apprentissage, une variable de demande - la taille de l'entreprise - qui peut être considérée comme une approximation du niveau de capital pour les entrepreneurs et permet de tenir compte de l'impact de la localisation sectorielle des individus sur leur revenu dans le modèle binaire. Selon la théorie, les dotations individuelles en capital humain devraient contribuer positivement sur les gains. L'expérience sur le marché du travail est approchée par l'âge et son carré<sup>30</sup>. En effet, d'après cette approche le profil des gains augmente à un taux décroissant avec l'allongement de l'expérience ; un signe négatif pour le coefficient de la variable âge au carré est donc escompté. Enfin, le terme de correction du biais de sélectivité de l'échantillon,  $\lambda$ , calculé à partir des équations réduites de participation est inclus.

Les équations réduites et structurelles du modèle binaire de participation, estimées selon le genre, prennent en compte des variables de diverses natures influençant la participation au

marché du travail. Tout d'abord, des paramètres - entrés sous forme binaire visent à capturer l'impact des caractéristiques individuelles et de la productivité potentielle : le niveau d'étude, l'apprentissage, la formation professionnelle, la variable diplôme, égale à un si l'individu possède un diplôme quel qu'il soit, et zéro sinon. Dans la mesure où un accroissement du niveau d'éducation augmente les coûts d'opportunités associés au maintien en dehors du marché du travail, il est escompté un effet positif de ces variables sur la participation. L'âge est également une variable clé dans l'explication des probabilités de participation. L'introduction de l'âge au carré permet de considérer la forme quadratique de la fonction reliant l'âge à la participation. Ensuite, des variables de contexte social et familial qui n'influent pas directement sur la productivité des individus : le statut matrimonial et le statut de chef de ménage - toutes deux codées sous forme dichotomique, le nombre d'enfants de sept ans et moins, le nombre de femmes de 15 ans et plus dans le ménage. Le pourcentage d'individus employés dans le ménage prend en compte la division interne du travail entre travail à domicile et véritable activité de marché. Enfin, trois variables dichotomiques appréhendent le niveau d'instruction du père et de la mère. Les équations structurelles de participation intègrent également le revenu imputé estimé à partir des fonctions de gains avec pour objectif de capturer l'influence des conditions de marché sur les décisions individuelles.

Pour le modèle pluri-sectoriel, la spécification des équations de participation à la force de travail et des fonctions de gains est semblable à celle du modèle binaire précédemment exposé. Les variables relatives à la taille de l'entreprise et à la formation professionnelle ont été omises dans les fonctions de gains, alors que, du fait de la dimension de l'échantillon, les éventuels effets du genre sur la participation et les gains sont appréhendés par une variable binaire. Puisque pour ce modèle les équations de gains sont séparément estimées pour chaque segment du marché du travail, ces fonctions ne contiennent pas de variable de segmentation. Les différentiels de gains sont alors uniquement appréhendés par les caractéristiques individuelles des travailleurs. Le salaire imputé du segment salarié protégé est également inclus pour appréhender l'influence des

---

<sup>29</sup> Afin d'éviter tout problème d'auto-corrélation, l'éducation est seulement appréhendée par les niveaux d'études. Aucune variable relative au diplôme n'est introduite dans la fonction de gains. Par ailleurs, dans le cas où il existe un biais de sélection de l'échantillon, l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires ne conduisant pas à une estimation correcte des erreurs standards, la correction de White est utilisée.

<sup>30</sup> Les informations disponibles ne permettent pas de calculer l'expérience dans l'emploi.

conditions de marché sur les décisions individuelles de participation à la force de travail.

De même, pour le test de l'hypothèse de segmentation, l'équation d'affectation contient des variables visant à capturer les différentiels inter-segments de gains escomptés, les préférences des individus pour les diverses occupations et celles des employeurs pour les travailleurs. Cette équation ne contient pas de variables relatives aux caractéristiques des différentes occupations. En effet, le moment précis de l'affectation des individus dans les segments du marché du travail, qui n'est pas observé, est préalable à l'observation des gains. Enfin, une identification appropriée du modèle est obtenue en incluant des variables de contexte familial, qui n'influent pas directement sur les gains, dans l'équation d'affectation.

Pour conclure sur ce point, il est à souligner que la question de la spécification des équations est une phase primordiale dans l'estimation des modèles. Mais, force est de constater que les résultats vont quelque peu dépendre des choix opérés à cette étape. Afin de contrôler la stabilité des résultats obtenus, il a été réalisé pour les diverses équations entrant dans la composition des modèles des spécifications alternatives, qui ont permis de conclure à une relative robustesse des résultats présentés ci-dessous.

## 2. Genre, gains et participation

Comme précédemment évoqué, le modèle dichotomique est séparément estimé pour les hommes et les femmes. En fait, le propos portera principalement sur les résultats relatifs aux femmes dans la mesure où la question de la participation *stricto sensu* se pose avec moins d'acuité pour les hommes.

Le tableau 3.1 présente les résultats des estimations des fonctions de gains corrigées du biais de sélection<sup>31</sup>. Tout d'abord, le test de Chow qui prend la valeur 3.06 permet de rejeter l'hypothèse nulle qu'une seule équation explique les gains des femmes et des hommes. Les tests F pour chaque sexe montre que les coefficients pris en groupe sont significativement différents de zéro au seuil de 1 pour-cent. Globalement, les équation

de gains expliquent respectivement pour les femmes et les hommes 20 pour-cent et 37 pour-cent de la variance du logarithme des gains -R<sup>2</sup> ajusté. L'écart est dû au fait que la proportion de travailleurs indépendants, pour lesquels les rendements associés aux variables standards du capital humain sont relativement peu significatifs, est élevée parmi les hommes. Toutefois, ce résultat est conforme à ceux habituellement trouvés dans les pays en développement<sup>32</sup>.

L'observation des résultats révèle des spécificités selon le genre. Tout d'abord, si toutes les variables du capital humain sont affectées de coefficients significatifs ; seul le niveau d'éducation primaire pour les femmes n'a pas d'effet sur les gains par rapport à l'absence d'éducation - niveau de référence. Ce résultat suggère l'existence d'une probable influence à la baisse, effet de dévalorisation, des rendements liés à ce niveau d'éducation résultant de son caractère obligatoire. En outre, alors que l'enseignement coranique influence positivement les gains des hommes, l'impact est négatif pour les femmes puisque, toutes choses égales par ailleurs, il réduit leurs gains de 92 pour-cent. Pour les hommes, lorsque que l'on contrôle par l'ensemble des autres variables, le passage du niveau sans instruction au niveau école coranique ou primaire ou post-primaire augmente systématiquement les gains. De même, pour les femmes, c'est le niveau d'éducation post-primaire qui valorise le plus les revenus puisque, relativement aux individus sans instruction, ils augmentent, *ceteris paribus*, de 70 pour-cent. Au total, les variables du capital humain expliquent une part substantielle des variations de gains qui sont positivement corrélées avec le niveau éducation.

Bien que le coefficient soit faiblement significatif, l'apprentissage<sup>33</sup> procure pour les

---

<sup>32</sup> Ainsi, Azam (1995) trouve des résultats similaires en utilisant une autre source de données sur les zones urbaines du Maroc. Il calcule des équations de gains distinctes pour le secteur privé, et public et semi public, sans distinguer selon le genre. A cet égard, le tableau A.6 en annexe qui présente l'équation de gains estimée pour l'ensemble de l'échantillon permet d'effectuer ces comparaisons.

<sup>33</sup> Cette variable dichotomique regroupe les individus qui ont pour unique formation un apprentissage dans le secteur public - secteurs privé formel ou informel. Les individus cumulant un apprentissage avec une formation scolaire ne sont pas pris en compte par ce paramètre.

---

<sup>31</sup> Pour les équations réduites, les résultats sont reproduits en annexe, tableau A.7.

**Tableau 3.1 : Equations de gains des hommes et des femmes avec correction du biais de sélection : modèle dichotomique de participation au marché du travail ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991**

Variable dependante	Log du revenu <sup>1</sup>			
	Hommes		Femmes	
Paramètres	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$
<b>Constante</b>	4,84212	6,03441*	5,39847	8,73530*
<b>Niveau d'étude<sup>3</sup>/Apprentissage<sup>4</sup></b>				
Coranique	0,425857	2,43523*	-0,846709	-2,54560*
Primaire	0,422956	2,87098*	0,195236	0,852181
>= Secondaire	0,578344	3,88843*	0,530249	2,68454*
Apprentissage	0,362708	1,94008**	-0,758769	-2,67351*
<b>Démographie</b>				
Age	0,103275	2,57025*	0,067052	1,95205**
Age <sup>2</sup>	-0,101098E <sup>-02</sup>	-2,01974*	-0,564268E <sup>-03</sup>	-1,22174
<b>Entreprise</b>				
Taille > = 20 employés <sup>5</sup>	0,077821	0,863880	0,192577	1,42142
<b>Lambda<sup>6</sup></b>	-0,227067	-0,575389	-0,138538	-0,786045
R <sup>2</sup>	0,202886		0,368438	
R <sup>2</sup> ajusté	0,187256		0,333832	
F	12,9808		10,6466	
N	417		155	
Test de Chow (Sig.) <sup>7</sup>	3,063746 (0,00143)			

(1) Voir la sous- section sur les données pour la détermination des revenus. (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro ; le t est le rapport entre  $\beta$  et l'erreur-type, \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre à 10 pour cent. (3) base = sans instruction. (4) base = sans apprentissage. (5) base = moins de vingt employés. (6) Variable de correction du biais de selectivité : inverse du ratio de Mill respectivement calculé à partir des estimations probit des équations réduites de participation des hommes et des femmes (voir tableau A.7). (7) Test de l'hypothèse d'égalité des coefficients des équations de gains des hommes et des femmes. L'équation de gains pour l'ensemble de l'échantillon (hommes et femmes) est reproduite au tableau A.6.

hommes, toutes choses égales par ailleurs, un gain supplémentaire de l'ordre de 43 pour-cent, alors que, dans le cas des femmes, les gains sont influencés à la baisse. Ce résultat est probablement dû, d'une part, au fait que ce type de formation est essentiellement acquise et valorisée dans le secteur informel, impliquant une certaine spécialisation, les femmes se trouvant alors confinées dans ces emplois vulnérables à faible rémunération, d'autre part, dans ces occupations les gains dépendent d'autres éléments, ce qui pourrait expliquer le différentiel avec les hommes. Dans le cas des emplois salariés, il semblerait également que des mécanismes de discrimination opèrent.

Il existe un rendement substantiel lié à l'expérience des hommes sur le marché du travail. En outre, le signe négatif de la variable âge au carré indique que la pente de la courbe expérience-gains est décroissante avec le nombre d'années ; *i.e.* l'impact positif de l'ancienneté

diminue avec l'avancement de l'âge<sup>34</sup>. On constate, toutes choses égales par ailleurs, qu'une année supplémentaire augmente les gains de 11 pour-cent. Bien qu'il existe également une relation positive pour les femmes, elle est moins robuste.

L'unique variable de demande introduite dans ces équations, susceptible de capturer l'effet de la localisation sectorielle des individus sur leurs gains, n'est pas significative pour les deux groupes. En effet, le fait d'occuper un emploi dans une entreprise de plus de vingt employés n'influence pas les gains des individus<sup>35</sup>.

Enfin, on observe que le coefficient du terme de correction du biais de sélectivité de l'échantillon - lambda - n'est pas significatif. On

<sup>34</sup> Le signe négatif de la variable Age<sup>2</sup> indique conformément à la théorie que la pente de la courbe âge-gains décroît avec les années.

<sup>35</sup> Comparativement à une entreprise de moins de vingt employés.

**Tableau 3.2 : Estimations probit des équations structurelles pour les hommes et les femmes : modèle dichotomique de participation au marché du travail ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991**

Variable dépendante	Participation au marché du travail <sup>1</sup>			
	Hommes		Femmes	
Paramètres	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$
<b>Constante</b>	52,8977	7,50663*	22,3596	9,71138*
<b>Niveau d'étude</b>				
Coranique	5,12784	4,46582*	-5,08089	-4,42796*
> = Primaire	6,40684	8,44190*	2,57308	10,1702*
Apprentissage			-3,52231	-8,0837*
Formation professionnelle			1,04104	5,46529*
<b>Démographie</b>				
Age	2,17156	9,33044*	0,578540	11,5670*
Age2	-0,023182	-9,29788*	-0,595422E-02	-10,5648*
<b>Contexte familial</b>				
Education père : école coranique			-0,378371	-1,86095**
Education père : > = Primaire			0,764735	3,05110*
Nombre d'enfants = < 7 ans	0,497356	3,11345*	0,038162	0,562730
Nombre de femmes > = 15 ans			0,042132	0,756473
Femme mariée			-1,20447	-7,35119*
Education mère > = Primaire			0,180896	0,377930
% individus employés dans ménage	8,20692	6,30799*	4,72234	12,1765*
<b>Salaire imputé</b>	-13,5004	-8,43518*	-5,21782	-11,6134*
Log vraisemblance		-44,1255		-258,704
$\chi^2$ (sig $\chi^2$ ) <sup>3</sup>		679,0418 (0,00000)		446,4574 (0,00000)
Cas correctement classés. (%)		97,6519		84,2371
R <sup>2</sup> <sup>4</sup>		0,902336		0,497770
N		724		793
Rapport de vraisemblance (Sig.) <sup>5</sup>		239,6493 (0,00000)		

(1) Non participation ou participation au marché du travail. (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro ; le  $t$  est le rapport entre  $\beta$  et l'erreur-type, \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent. (3) Il s'agit du test du rapport de vraisemblance calculé selon :  $RV = 2[L(\beta_{nc}) - L(\beta_c)] \sim \chi^2$ , avec  $L(\beta_{nc})$  égale au log de vraisemblance du modèle sans contrainte et  $L(\beta_c)$  le log de vraisemblance du modèle contraint (tous les coefficients sont égaux à 0, sauf la constante). Il suit une loi du  $\chi^2_m$  où  $m$  est le nombre de contraintes. (4) Il s'agit d'un pseudo R<sup>2</sup> égal à :  $1 - [L(\beta_{nc}) / L(\beta_c)]$ . (5) Test estimé selon :  $-2L(\beta_{hom+ fem}) - [(-2L(\beta_{hom})) + (-2L(\beta_{fem}))]$ . Le test est calculé à partir des estimations probit des équations réduites de participation pour les hommes et les femmes, et d'une équation réduite de participation pour l'ensemble de l'échantillon.

peut alors avancer qu'il n'existe pas de biais d'auto-sélection associé à l'échantillon utilisé, ceci même si le processus de participation des individus n'est pas aléatoire<sup>36</sup>. La probabilité qu'un individu appartienne à un groupe spécifique n'est pas corrélée avec le terme d'erreur de la fonction de gain, autrement dit le mécanisme d'allocation des travailleurs n'affecte pas significativement les gains.

Le tableau 3.2 affiche les résultats de l'estimation de l'équation structurelle de participation au marché du travail - modèle binaire - selon

le genre. Le test du  $\chi^2$  montre que les deux équations sont fortement significatives, et le test du rapport de vraisemblance valide l'estimation séparée du modèle selon le genre.

Globalement, la participation des femmes au marché du travail est largement influencée par les variables d'éducation. Les coefficients probit relatifs à ces paramètres sont tous significatifs et positifs. Ainsi, le fait d'avoir un niveau primaire ou post-primaire, ou de posséder une formation professionnelle accroît significativement la probabilité de participer au marché du travail. La portée de ces effets est encore plus claire lorsque l'on se reporte au tableau 3.3. Une femme qui a au moins atteint un niveau primaire, et dont

<sup>36</sup> L'équation réduite de participation est significative.

**Tableau 3.3 : Probabilités prédites de participation des femmes au marché du travail selon les caractéristiques ; Maroc 1991**

Caractéristiques	Probabilités prédites
<b>Education</b>	
Sans éducation	1,16
Coranique	0,00
> = primaire	59,95
<b>Apprentissage</b>	
Oui	0,00
Non	23,57
<b>Formation</b>	
Oui	50,22
Non	15,02
<b>Père: école coranique</b>	
Oui	10,37
Non	18,88
<b>Père: &gt; = Primaire</b>	
Oui	18,18
Non	16,23
<b>Nb enfant = &lt; 7 ans</b>	
= 0	16,74
= 1	17,71
= 2	18,72
= 3	19,76
= 4	20,84
= 5	21,95
<b>Nb femmes &gt;=15 ans</b>	
= 0	14,88
= 1	15,88
= 2	16,92
= 3	18,01
= 4	19,14
= 5	20,30
= 6	21,52
<b>Mère éduquée</b>	
Oui	22,54
non	17,49
<b>Mariée</b>	
Oui	5,82
Non	35,74
<b>% indiv. employés</b>	
0,0 %	1,07
25 %	13,13
50 %	52,40
75 %	89,27
100 %	99,23

Note: Pour chaque simulation, les autres variables indépendantes sont égales à leur valeur moyenne dans l'échantillon.

l'ensemble des autres caractéristiques sont celles de la moyenne de l'échantillon, a une probabilité prédite de participation au marché du travail supérieure de 51 pour-cent comparativement à une femme sans aucune éducation scolaire. De la même manière, une femme ayant un niveau d'étude primaire ou post-primaire à une probabilité prédite de participation 60 pour-cent plus élevée qu'une femme qui a suivie l'école coranique. L'écart de probabilité prédite s'établit à plus de 230 pour-cent lorsque l'on considère une femme possédant une formation professionnelle relative-ment à une femme ne présentant pas ce profil.

L'observation des coefficients probit au tableau 3.2 révèle que la fréquentation de l'école coranique réduit significativement la probabilité de participation des femmes. En ce sens, une femme sans éducation scolaire a une probabilité prédite de participation plus élevée qu'une femme ayant une éducation coranique ; de l'ordre de 1.2 pour-cent<sup>37</sup>. Ce type d'éducation augmente leur propension à demeurer en dehors du marché car elle valorise d'autant plus le travail à la maison. Il est à noter que l'effet est inverse pour les hommes, ceci étant dû au fait qu'ils n'ont pas les mêmes contraintes dans leur choix de participation à la force de travail que les femmes.

Pour les femmes, l'apprentissage exerce une influence négative sur la probabilité individuelle de participation. La probabilité prédite de participation est plus faible, de l'ordre de 24 pour-cent, comparativement à une femme n'ayant pas suivi d'apprentissage. Comme la décision de participation est fonction du salaire de réserve, qui est relativement plus élevé pour les femmes que pour les hommes en raison du coût d'opportunité associé au travail à la maison, la faiblesse des rendements liés à l'apprentissage mis en évidence précédemment contribue à expliquer ce résultat. En ce sens, il sera vu plus loin que cette caractéristique favorise la participation à la force de travail en tant que travailleur indépendant vulnérable.

L'âge influence positivement et substantiellement les chances de participation pour les deux sexes. Le coefficient négatif de la variable âge au carré signifie que la probabilité de participation suit une trajectoire concave :

augmentation rapide avec l'âge dans les premières années, croissance plus lente ensuite et enfin diminution.

De nombreuses études ont montré l'importance de l'impact du contexte familial et de la structure du ménage sur la participation des femmes au marché du travail<sup>38</sup>. Les variables visant ici à mesurer l'effet du nombre d'enfants en bas âge et de femmes dans le ménage ne sont pas significatives pour les femmes, alors que pour les hommes, la première l'est fortement indiquant un effet positif de l'accroissement de la taille du ménage sur la participation. En revanche, l'effet du type d'éducation reçu par le père sur la probabilité de participation des femmes est notable. Ainsi, une femme dont le père a été à l'école coranique - avec la valeur moyenne de l'échantillon pour toutes les autres caractéristiques - à une probabilité prédite de participation inférieure de 45 pour-cent à celle d'une femme dont le père n'a pas été scolarisé. Ce résultat vient corroborer les conclusions précédentes sur l'effet de l'éducation coranique, mais avec cette fois un effet inter-génération. De façon similaire, lorsque le père a au moins un niveau d'étude primaire, la probabilité prédite de participation est égale à 0.18 alors qu'elle s'élève seulement à 0.16 pour une femme dont le père n'a pas été à l'école<sup>39</sup>. Par ailleurs, le pourcentage d'individus employés dans le ménage exercent une influence positive et significative sur les choix de participation des individus<sup>40</sup>. Ces résultats tendent à confirmer l'idée que, parallèlement à l'éducation, l'environnement social immédiat est crucial quant à l'insertion de la femme dans la société par le travail.

Le mariage réduit substantiellement les chances des femmes de participer au marché du travail. En effet, le statut matrimonial est un facteur clé puisque l'écart de probabilité prédite de participation s'élève à plus de 80 pour-cent entre une femme mariée et non-mariée, avec

---

<sup>38</sup> Voir notamment l'ouvrage édité par Psacharopoulos, Tzannatos (1992) contenant des études sur un certain nombre de pays d'Amérique Latine.

<sup>39</sup> Tableau 3.3.

<sup>40</sup> Cette variable présente le coefficient le plus élevé de l'ensemble de l'estimation et est très fortement significative.

---

<sup>37</sup> Tableau 3.3.

respectivement des valeurs égales à 0.35 et 0.58.

Enfin, pour les deux groupes, le coefficient du salaire imputé est significatif et négatif. Cela indiquerait que l'offre de travail n'est pas une fonction croissante du revenu, et que l'effet de substitution est plus fort que l'effet de revenu.

En conclusion, le modèle dichotomique a permis de mettre en évidence certains déterminants clés des décisions individuelles de participation au marché du travail, notamment pour les femmes. Concomitant aux effets habituels attendus, tel que l'impact des variables du capital humain, le modèle a révélé l'influence notable du contexte familial, particulièrement la nature de l'éducation reçu par le père, sur les probabilités de participation des femmes au marché du travail. Il s'agit cependant d'approfondir l'analyse en tenant compte de la structure du marché du travail à l'aide d'un modèle plus complet.

### 3. Segmentation, déterminants des gains et choix occupationnel

La vérification de l'hypothèse de segmentation adoptée est conduite en deux étapes<sup>41</sup>. En premier lieu, le tableau A.9 en annexe présente les résultats de l'équation d'affectation sectorielle. La normalisation est effectuée par rapport au groupe des indépendants vulnérables. Le test du rapport de vraisemblance révèle que les coefficients pris en groupe sont significativement différents de zéro au seuil de un pour-cent, et le test de spécification de Hausman-McFadden, reporté dans la seconde partie du tableau A.9 ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance des alternatives non pertinentes<sup>42</sup> de ce modèle. Par ailleurs, le log de vraisemblance de l'estimation est -528. L'affectation des individus dans les différents segments n'est donc pas aléatoire. Au regard des coefficients du paramètre lambda - tableau A.10 - les gains ne sont pas significativement influencés par les variables de choix sectoriel. Il y a donc absence de biais de sélection de l'échantillon puisque les termes d'erreur des quatre équations

de gains ne sont pas corrélés avec les probabilités afférentes d'affectation dans les segments. Les individus n'ont pas librement accès aux segments où leur revenu escompté est élevé. Autrement dit, le processus d'allocation sectorielle des individus, bien que non-aléatoire, n'affecte pas leurs gains, ce qui signifie que la localisation des travailleurs sur le marché du travail implique un choix des employeurs ; élément caractéristique du processus de segmentation.

En second lieu, le test de l'égalité des coefficients de régression<sup>43</sup> des quatre équations - voir tableau A.10 pour les statistiques - permet de largement rejeter l'hypothèse nulle. Toutes les équations de gains prises exhaustivement deux à deux sont alors significativement différentes entre elles<sup>44</sup>, *i.e.* quatre fonctions de gains sont plus appropriées qu'une seule pour expliquer le mécanisme de fixation des salaires. Ce résultat corrobore la conclusion précédente quant à la validité de l'hypothèse de segmentation du marché du travail urbain. Pour conclure sur ce point, il résulte de ces estimations empiriques, d'abord, que les individus n'ont pas librement accès aux segments du marché du travail, notamment aux occupations protégés, ensuite, que les modes de détermination des salaires divergent selon les segments. Ces tests, dont la méthode diffère nettement de celle employée pour mettre en évidence la segmentation en quatre segments<sup>45</sup>, qui est le fondement de la présente analyse, contribuent à leur tour à renforcer la validité de cette hypothèse dans le contexte du Maroc. Les fondements sous jacents au modèle pluri-sectoriel de participation à la force de travail se trouvent donc consolidés.

A l'aide d'un test simple, il a été précédemment montré que les modes de détermination des gains sont fonction des segments. Une observation plus fine du tableau 3.4 révèle que le pouvoir explicatif et la qualité des estimations varient substantiellement selon le segment considéré. Force est de constater que les équations de gains standards ne parviennent à

<sup>41</sup> Pour ce test, les estimations sont effectuées en ne considérant que les individus disposant d'un emploi dans l'un des quatre segments du marché du travail. Le segment de référence est alors celui des indépendants vulnérable et la décision de participation au marché du travail est donnée.

<sup>42</sup> IIA.

<sup>43</sup> Test de Chow.

<sup>44</sup> Même pour les deux segments des non salariés pour lesquels on aurait pu s'attendre à un mode de détermination des gains similaire.

<sup>45</sup> Voir El Aynaoui (1996).

**Tableau 3.4 : Equations de gains selon les segments du marché du travail avec correction du biais de sélection : modèle pluri-sectoriel de participation à la force de travail ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991**

Variable dépendante	Log du revenu <sup>1</sup>							
	Micro-entrepreneur avec capital (1)		Salarié concurrentiel (2)		Salarié protégé (3)		Indépendant vulnérable (4)	
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>
<b>Constante</b>	9,43219	2,41516*	3,85448	5,07385*	6,01008	10,7559*	7,52763	11,8519*
<b>Niveau d'étude<sup>3</sup></b>								
Coranique	-0,458220	-0,497737	0,459566	2,21180*	0,285358	1,46137	-0,056438	-0,265775
Primaire	0,040533	0,037564	0,310264	1,64594**	0,508378	2,65951*	0,140365	0,950895
>= Secondaire	-0,446592	-0,454085	0,327254	1,62920	1,03966	6,03301*	-0,460113	-1,36384
Apprentissage <sup>4</sup>	-0,138539	-0,106690	-0,086623	-0,353705	0,086426	0,225474	-0,116062	-0,747866
<b>Démographie</b>								
Age	-0,085342	-0,530411	0,125184	3,94924*	0,036847	4,22067*	0,81252E <sup>-02</sup>	0,270635
Age2	0,112132E <sup>-02</sup>	0,575827	-0,14392E <sup>-02</sup>	-3,72997*	-0,35305E <sup>-03</sup>	-1,02014	-0,12078E <sup>-03</sup>	-0,315693
Sexe : homme <sup>5</sup>	0,752123	1,06986	0,383114	2,08277*	0,048427	0,541276	0,145122	0,965721
<b>Lambda<sup>6</sup></b>	-0,86025E <sup>-02</sup>	-0,128504	0,31035E <sup>-03</sup>	0,018706	-0,040629	-1,42974	-0,47567E <sup>-02</sup>	-0,382719
R <sup>2</sup>		0,113938		0,230199		0,510579		0,065246
R <sup>2</sup> ajusté		-0,223610		0,189684		0,493630		0,859427E <sup>-02</sup>
F		0,337545		5,68172		30,1233		1,15170
N		30		161		240		141
Chow 1/2 (sig)				7,916180 (0,00000)				
Chow 1/3 (sig)				5,496358 (0,00000)				
Chow 1/4 (sig)				2,320593 (0,01780)				
Chow 2/3 (sig)				8,470667 (0,00000)				
Chow 2/4 (sig)				15,29042 (0,00000)				
Chow 3/4 (sig)				7,736454 (0,00000)				

(1) Voir la section sur les données pour la détermination des revenus. (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro ; le t est le rapport entre  $\beta$  et l'erreur-type, \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent. (3) base = sans instruction. (4) base = sans apprentissage. (5) Base = Femme. (6) Variable de correction du biais de selectivité : inverse du ratio de Mill calculé à partir de l'estimation logistique multinomiale de l'équation réduite du modèle pluri-sectoriel. Les résultats de cette estimation sont reproduits au tableau A.8 en annexe.

appréhender de façon relativement satisfaisante que les gains des travailleurs salariés. En revanche, les revenus des travailleurs indépendants et des micro-entrepreneurs s'expliquent par des facteurs autres que ceux du capital humain<sup>46</sup>, tels que le niveau de capital et la motivation ; éléments qui ne sont pas pris en compte dans les présentes estimations<sup>47</sup>. Ainsi, pour le segment des salariés protégés la régression explique près de 50 pour-cent de la variabilité des

revenus<sup>48</sup>, alors que ce facteur s'élève seulement à 19 pour-cent dans le cas des salariés concurrentiels, et qu'aucune des variables explicatives n'est significatives pour les deux autres catégories du marché du travail.

Le fait est que la réalité des rendements de l'investissement en capital humain n'est constatée que dans le secteur des salariés protégés puisqu'au sein de ce groupe, les niveaux d'études primaire et post-primaire augmentent respectivement les gains de 66 pour-cent et de 183 pour-cent<sup>49</sup>, alors que ce type de dotation n'est pas valorisée dans les deux

<sup>46</sup> Voir par exemple Lachaud (1995) pour une étude sur la détermination des revenus dans le secteur informel.

<sup>47</sup> C'est un résultat "habituel" dans le contexte des pays en développement. En outre, ici, il n'est pas possible de spécifier des équations différentes en fonction du secteur dans la mesure où le test de Chow se fonde sur des spécifications identiques.

<sup>48</sup> Ce résultat est proche de ceux obtenus par Benhayoun et Bazen (1995) à partir de données individuelles sur des salariés masculins dans trois grandes villes du Maroc.

<sup>49</sup> Toutes choses égales par ailleurs et relativement à l'absence d'éducation.

Tableau 3.5 : Estimation logistique multinomiale de l'équation structurelle d'offre : modèle pluri-sectoriel de participation à la force de travail ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991

Paramètres	Segments du marché du travail <sup>1</sup>							
	Micro-entrepreneur avec capital (1)		Salarié concurrentiel (2)		Salarié protégé (3)		Indépendant vulnérable (4)	
	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$
<b>Constante</b>	-12,3339	-2,04092*	-2,25517	-0,886085	-26,2400	-9,0723*	-4,39243	-1,32367
<b>Niveau d'étude</b>								
Coranique	3,92027	4,19439*	1,37050	2,29072*	-0,231393	-0,30787	1,30651	2,23110*
>= Primaire	2,04295	1,79294**	1,15307	2,28385*	-0,501698	-0,84264	0,819511	1,34961
Apprentissage	1,36854	1,35973	0,727097	1,62328	-0,349639	-0,56618	0,802426	1,78819**
Formation prof.	0,833341	1,09457	0,791928	2,19158*	0,731553	2,33900*	-1,33658	-1,27567
<b>Démographie</b>								
Age	0,445946	2,86268*	0,305292	5,03062*	0,214503	3,08998*	0,402655	5,40095*
Age2	-0,53152E <sup>-0</sup> <sub>2</sub>	-3,00233*	-0,39117E <sup>-0</sup> <sub>2</sub>	-5,35062*	-0,32457E <sup>-0</sup> <sub>2</sub>	-3,8398*	-0,46806E <sup>-0</sup> <sub>2</sub>	-5,48302*
Sexe : homme	1,97173	2,67818*	2,18908	7,52651*	0,248983	0,827320	2,58029	7,37027*
<b>Contexte familial</b>								
Père: école coranique		-0,687348		-1,17356		0,822291		0,417294
Père: >= Primaire	-0,408378	1,32271	-0,392799	-1,03675	0,247783	2,00924*	0,135576	-0,732799
Nb enfant = < 7 ans	1,03066	-0,726370	-0,682465	2,58522*	0,816393	2,77935*	-0,606682	5,29785*
Nb femmes >= 15 ans	-0,221660	-0,473654	0,273055	1,98607*	0,310449	0,536872	0,575306	2,81374*
Chef de ménage	-0,103512	4,55935*	0,164285	6,96624*	0,048528	7,26393*	0,258537	6,78872*
% indiv. employés	3,15831	7,13861*	2,53946	10,8984*	2,68383	8,94269*	2,66105	10,2237*
<b> Salaire imputé</b>	8,15783	-0,725646	7,87232	-2,77300*	6,69470	4,45342*	8,30183	-2,42275*
	-0,832508		-1,46392		2,53853		-1,64865	
Log vraisemblance	-1051,62							
$\chi^2$ (sig $\chi^2$ ) <sup>3</sup>	1317,266 (0,00000)							
Test IIA <sup>5</sup> ~ $\chi^2$	7,219186 (1,0000)							
N	1517							

(1) Cinq alternatives : Absence de travail ou participation à la force de travail dans l'un des quatre segments. (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro ; le t est le rapport entre  $\beta$  et l'erreur-type, \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent. (3) Il s'agit du test du rapport de vraisemblance calculé selon :  $RV = 2[L(\beta_{nc}) - L(\beta_c)] \sim \chi^2$ , avec  $L(\beta_{nc})$  égale au log de vraisemblance du modèle sans contrainte et  $L(\beta_c)$  le log de vraisemblance du modèle contraint. Il suit une loi du  $\chi^2_m$  où m est le nombre de contraintes. (4) Il s'agit d'un pseudo R<sup>2</sup> égal à :  $1 - [L(\beta_{nc}) / L(\beta_c)]$ , avec  $L(\beta_c)$  égale au log de vraisemblance du modèle contraint où tous les coefficients sont égaux à 0, sauf la constante. (5) Test de spécification de Hausman- McFadden.

autres strates. Dans le segment des salariés concurrentiels, les rendements associés au capital humain sont bien moindres : seul le niveau d'étude primaire procure un différentiel positif de gains de 36 pour-cent relativement à l'absence d'éducation ; résultat fragile car le coefficient est faiblement significatif, alors que paradoxalement celui relatif à la variable école coranique l'est fortement. En fait, des paramètres non pris en compte par le modèle standard du capital humain semblent jouer un rôle prépondérant dans l'explication des revenus au sein de cette strate. En ce sens, due à la difficulté d'accès aux strates favorisées, il sera vu plus loin que la valorisation du capital humain est également fonction du contexte familial ; environnement qui est considérablement plus précaire pour les travailleurs occupants un emploi d'indépendant

vulnérable ou de salarié concurrentiel<sup>50</sup>. Enfin, l'âge, qui est ici un *proxy* de l'expérience, est positivement corrélé aux gains uniquement dans les secteurs des salariés indiquant l'existence d'une prime à l'expérience sur le marché du travail qui n'apparaît pas dans les autres segments.

Les hommes n'ont un avantage en termes de revenus, toutes choses égales par ailleurs, que dans les occupations de salarié concurrentiel. Ceci peut s'expliquer par une double raison : d'abord, les femmes sont moins représentées au sein des segments micro-entrepreneur avec capital et indépendant vulnérable ; ensuite, le segment des salariés protégés est caractérisé par un mode de fonctionnement plutôt codifié ce qui limite les disparités non compensatrices de salaire et les

<sup>50</sup> El Aynaoui (1996).

**Tableau 3.6 : Simulations à partir de l'estimation logistique multinomiale : probabilités de participation à la force de travail selon les caractéristiques ; Maroc 1991**

Caractéristiques	Statuts				
	Non participation	Micro-entrepreneur avec capital	Salarié concurrentiel	Salarié protégé	Indépendant vulnérable
<b>Age</b>					
Age = 15	99,70	0,00	0,07	0,22	0,01
Age = 20	98,99	0,00	0,31	0,65	0,04
Age = 25	96,42	0,03	1,38	1,85	0,32
Age = 30	87,02	0,21	5,74	4,89	2,14
Age = 35	59,71	1,35	18,12	9,81	11,00
Age = 40	22,38	4,71	31,27	10,75	30,89
Age = 45	4,73	9,26	30,43	6,64	48,94
Age = 50	0,77	13,95	22,71	3,15	59,43
Age = 55	0,11	18,81	15,16	1,34	64,58
Age = 60	0,02	23,88	9,53	0,53	66,04
Age = 65	0,00	29,13	5,75	0,20	64,91
<b>Education</b>					
Sans éducation	79,55	0,16	5,67	11,19	3,43
Coranique	43,41	16,29	25,2	3,53	11,57
> = primaire	69,47	1,24	16,35	5,88	7,06
<b>Apprentissage</b>					
Oui	63,80	1,93	19,41	4,68	10,18
Non	75,17	0,58	11,06	7,82	5,38
<b>Formation</b>					
Oui	64,50	1,14	20,21	12,69	1,45
Non	75,18	0,58	10,67	7,11	6,45
<b>Père: école coranique</b>					
Oui	75,42	0,44	8,27	9,50	6,36
Non	74,45	0,66	12,08	7,32	5,48
<b>Père: &gt; = Primaire</b>					
Oui	73,34	1,60	5,97	15,96	3,13
Non	74,44	0,58	12,00	7,16	5,83
<b>Nb enfant = &lt; 7 ans</b>					
= 0	79,66	0,81	9,68	6,21	3,65
= 1	73,78	0,60	11,78	7,85	6,00
= 2	66,40	0,43	13,93	9,63	9,60
= 3	57,61	0,30	15,88	11,40	14,81
= 4	47,77	0,20	17,30	12,89	21,84
= 5	37,60	0,13	17,89	13,84	30,55
<b>Nb femmes &gt;=15 ans</b>					
= 0	80,30	0,86	8,32	7,28	3,24
= 1	78,18	0,76	9,54	7,44	4,09
= 2	75,75	0,66	10,90	7,56	5,13
= 3	73,00	0,57	12,38	7,65	6,40
= 4	69,91	0,50	13,97	7,69	7,94
= 5	66,47	0,43	15,65	7,68	9,77
= 6	62,70	0,36	17,40	7,60	11,94

*A suivre*

Caractéristiques	Statuts				
	Non participation	Micro-entrepreneur avec capital	Salarié concurrentiel	Salarié protégé	Indépendant vulnérable
<b>Chef de ménage</b>					
Oui	30,76	2,50	29,42	21,63	15,69
Non	86,02	0,30	6,49	4,13	3,07
<b>% indiv. employés</b>					
0,0 %	96,85	0,06	1,30	1,24	0,55
25 %	82,33	0,42	7,89	5,61	3,76
50 %	40,79	1,61	27,96	14,82	14,83
75 %	9,06	2,75	44,43	17,54	26,23
100 %	1,39	3,24	48,87	14,37	32,12

Note: Pour chaque simulation, les autres variables indépendantes sont égales à leur valeur moyenne dans l'échantillon.

pratiques discriminatoires. Ce résultat tend à montrer que les femmes pourraient être victimes de situation de discrimination lorsque des mécanismes de marché sans véritable intervention institutionnelle sont à l'oeuvre ; ce qui est le cas au sein du segment salarié concurrentiel. Au sein de cette strate, l'écart de gains en faveur des hommes, appréhendé par la variable sexe, s'élève à 47 pour-cent, toutes choses égales par ailleurs.

Les résultats de l'estimation de l'équation structurelle du modèle pluri-sectoriel de participation à la force de travail sont reproduits au tableau 3.5<sup>51</sup>. On observe que les coefficients pris en groupe sont significativement différents de zéro au seuil de un pour-cent<sup>52</sup>. Globalement, en dépit du potentiel de fragilité des estimations dû à la taille de l'échantillon, un nombre substantiel de variables sont significatives : l'éducation, l'âge, la formation et certains éléments inhérents au contexte familial.

En premier lieu, les variables relatives à l'instruction et à la formation affectent de manière contrastée les probabilités de localisation dans les divers segments. L'éducation coranique augmente les chances des individus d'être dans trois segments sur quatre, micro-entrepreneur avec capital, indépendant vulnérable et salarié concurrentiel, alors qu'elle n'affecte pas la probabilité de travailler en tant que salarié protégé, le coefficient n'étant pas significatif. Ce

résultat est à considérer avec précaution car plus de 80 pour-cent des individus avec cette forme d'instruction, qui sont peu nombreux et dont la moyenne d'âge est supérieur à celle du reste de l'échantillon, sont actifs. L'éducation scolaire n'accroît véritablement que les chances de participer en tant que salarié concurrentiel. Ainsi, l'observation du tableau 3.6 révèle que le passage du niveau sans éducation au niveau éducation primaire ou post-primaire accroît la probabilité d'un individu de participer en tant que salarié concurrentiel de près de dix points de pourcentage.

Le coefficient de la variable apprentissage est significatif dans un segment sur quatre, signalant que cette formation favorise surtout la participation des individus dans des occupations d'indépendant vulnérable. Ce résultat est à rapprocher de celui obtenu pour les femmes lors de l'estimation du modèle binaire de participation. Si on considère les probabilités prédites, elles s'établissent respectivement pour les salariés concurrentiels et les indépendants vulnérables, à plus de 20 pour-cent et 10 pour-cent. Du fait de cette localisation sectorielle, il est fort probable que les ménages dont sont issus ces travailleurs sont particulièrement vulnérable en terme de niveau de vie.

On observe que l'instruction scolaire n'est pas corrélée à l'offre de travail salarié protégé alors que le rôle de la formation professionnelle dans l'accès à ce segment est à souligner. *A priori*, il semblerait que ce paramètre capte une partie du pouvoir explicatif des variables de niveau d'étude, ce qui expliquerait la non significativité de ces dernières. Certes, les individus qui disposent

<sup>51</sup> Le test de spécification de Hausman-McFadden reporté au tableau 3.5 ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA) de ce modèle.

<sup>52</sup> Test du rapport de vraisemblance - Chi<sup>2</sup>.

d'une formation professionnelle ont au minimum un niveau d'étude primaire, c'est donc la conjonction de ces deux actifs qui augmenterait la probabilité de participer à la force de travail en tant que salarié protégé. De nombreuses estimations ont cependant été tentées avec des spécifications alternatives, notamment en désagrégeant les niveaux scolaires, sans pour autant parvenir à mettre en exergue un rôle évident de l'éducation *stricto sensu* dans l'accès à ce segment. Ce sont donc des qualifications spécifiques aux emplois, couplées à une formation générale minimale, qui sont décisives, alors même que les fonctions de gains ont révélées l'existence de rendements positifs de l'éducation sur ce segment<sup>53</sup>. Ce résultat est également à rapprocher de la dynamique de segmentation mis à jour précédemment. Il semble que d'autres critères d'accès jouent aussi ; il sera vu plus loin que des éléments relatifs au contexte familial sont à prendre en compte. Au total, la formation professionnelle augmente les chances d'un individu de participer au sein des deux segments salariés, puisqu'il a une probabilité d'être salarié concurrentiel de 20 pour-cent et d'être salarié protégé de 13 pour-cent. En ce sens, le tableau 3.6 montre que disposer d'une formation professionnelle améliore la probabilité d'occuper un emploi de salarié protégé de 80 pour-cent relativement à un individu sans formation.

En second lieu, un âge croissant augmente les chances de travailler dans tous les segments, parallèlement, la probabilité de non-participation à la force de travail décroît régulièrement avec l'âge pour devenir presque nulle à partir de 50 ans. Les coefficients liés à cette variable sont systématiquement significatifs et positifs au seuil de un pour-cent. La magnitude de cet effet est particulièrement marquante sur les segments non-salariés, notamment pour l'accès aux occupations de micro-entrepreneur où le rôle d'une épargne constituée et de l'expérience sont primordiaux. La variable âge au carré est également significative au seuil de un pour-cent dans tous les segments indiquant un effet concave de l'âge sur les probabilités de participation afférentes. A

l'observation des simulations, on note que les probabilités prédites - toutes les autres variables étant constantes - d'être dans l'un des deux segments de salarié augmentent progressivement jusqu'à l'âge de 40 ans pour ensuite diminuer, faisant jour à un profil de participation dans ces segments en U inversé. On ne retrouve pas cette tendance dans les deux autres segments où les probabilités de travailler croissent continuellement jusqu'à l'âge de 60 ans, confirmant ainsi le rôle crucial de l'âge dans les chances de participation à ces segments, notamment dans celui de micro-entrepreneur où l'accumulation d'un capital est une condition d'accès apodictique. Les estimations font apparaître une tendance frappante : à partir de 50 ans, un individu à le plus de chance de participer au marché du travail en tant qu'indépendant vulnérable ; la probabilité prédite excède alors 60 pour-cent, et se maintient au dessus par la suite.

En troisième lieu, l'analyse des coefficients de la variable sexe révèle certaines spécificités en qui concerne la participation des femmes au marché du travail. Certes, le fait d'être un homme accroît nettement les probabilités de participation dans trois segments sur quatre, mais, parmi ceux-ci, figurent les deux groupes vulnérables et celui de micro-entrepreneur avec capital. Inversement, le segment des salariés protégés affiche un coefficient qui n'est pas significativement différent de zéro. Le fait d'être un homme n'accroît donc pas la probabilité de participation au salariat protégé relativement à l'absence de participation à la force de travail. Ainsi, les femmes ne sont donc pas désavantagées dans l'accès à ce segment auquel est associé des protections institutionnelles et une certaine stabilité, indiquant que les critères d'entrée sont d'une autre nature. Ce résultat contraste nettement avec ce qui prévaut en Afrique subsaharienne<sup>54</sup>.

Ensuite, parmi les variables de contexte familial, le fait que le père ait reçu une éducation scolaire accroît significativement les chances de participation dans le segment protégé plutôt que de ne pas participer, signe, probablement, d'une valorisation de l'éducation en fonction du contexte familial. L'existence de cette caractéristique augmente la probabilité d'être salarié protégé de 123 pour-cent. A cet égard, un des éléments qui

<sup>53</sup> Les fonctions de gains au tableau 3.4 n'intègrent pas la variable formation professionnelle. Cependant, une spécification alternative de la fonction de gains pour le segment salarié protégé a montrée l'importance des rendements en terme de gain de ce paramètre.

<sup>54</sup> Lachaud (1996).

semble jouer dans l'accès à ce segment est le réseau relationnel, qui influencerait le processus de sélection des employeurs, dont sont susceptibles de bénéficier les individus au sein d'un même ménage. Dans ce contexte, il est probable que l'appartenance antérieure du père à ce segment soit un facteur contributif non négligeable.

Le statut de chef de ménage et le pourcentage d'individus employés dans le ménage sont positivement et fortement corrélés à la probabilité de participation dans les divers segments. Toutefois, le second paramètre accroît plus fortement les probabilités de participation dans les segments vulnérables, alors que le statut de chef influence plutôt la participation dans le salariat. Lorsqu'un individu est chef de ménage, toutes les autres caractéristiques étant égales à leur moyenne dans l'échantillon, sa probabilité de participer en tant que salarié concurrentiel s'élève à 29 pour-cent, en tant que salarié protégé à 22 pour-cent, et en tant qu'indépendant vulnérable à 16 pour-cent. Ces dernières chutent lorsque l'individu n'est pas chef de ménage puisque la probabilité de non participation à la force de travail s'établit alors à 86 pour-cent. Parallèlement, la probabilité d'être dans les quatre segments augmente avec le pourcentage d'individus employés dans le ménage. A cet égard, il est grandement probable qu'un ménage avec une proportion élevée de membres occupées multiplie les opportunités en terme de réseau relationnel. A ce niveau, le rôle des entreprises familiales est également à prendre en compte.

Le nombre de femmes de plus de 15 ans dans le ménage augmente les probabilités de participation dans les segments défavorisés du marché du travail, résultat conforme aux hypothèses de la théorie traditionnelle. Néanmoins, le nombre d'enfants en bas âge est positivement relié à la probabilité de participation dans trois segments sur quatre, ce qui contredit les résultats habituels concernant les femmes. Les estimations étant conduites ici sans distinction de genre, les probabilités croissent face à la nécessité de générer des revenus supplémentaires.

Enfin, les coefficients du salaire imputé montre que l'offre de travail est une fonction croissante du revenu uniquement dans le segment protégé, alors que l'effet de substitution l'emporte sur l'effet de revenu dans le segment des

indépendants vulnérable et des salariés concurrentiels.

#### **4. Conclusion**

Globalement, l'estimation des deux modèles a permis d'identifier avec une plus grande précision les déterminants de la participation. A cet égard, le modèle multinomial a approfondi l'analyse par rapport au modèle binaire standard dans la mesure où une prise en compte des idiosyncrasies du marché du travail dans les pays en développement est assurée.

Concomitant aux effets habituels attendus, tel que l'impact des variables du capital humain, les modèles binaire a révélé l'influence notable du contexte familial, particulièrement la nature de l'éducation reçu par le père, sur les probabilités de participation des femmes au marché du travail. L'analyse a également montré que la valorisation de l'éducation sur le marché du travail est largement fonction du milieu social, qui par ailleurs influence substantiellement les modalités de la participation des individus.

En outre, la présente étude a pu confirmer l'existence de processus de segmentation sur le marché du travail urbain au Maroc, corroborant ainsi des constats empiriques antérieurs établis dans le contexte de ce pays. En effet, le processus d'allocation sectorielle des individus, bien que non-aléatoire, n'affecte pas les gains, ce qui indique que la localisation des travailleurs sur le marché du travail implique un choix des employeurs. Ces résultats viennent renforcer la pertinence de cette hypothèse dans l'appréhension du fonctionnement du marché du travail dans les pays en développement. Dans ce contexte, le modèle multinomial a permis de préciser les différents facteurs affectant les probabilités de participation à la force de travail dans les quatre segments du marché du marché urbain. L'importance du contexte familial et les effets particuliers de l'éducation indiquant la présence de processus spécifiques d'accès à l'emploi de salarié protégé ont été mis à jour.

Enfin, il s'agit de faire preuve d'une prudence certaine dans l'interprétation des résultats du modèle polytomique du fait de la taille réduite de l'échantillon utilisé, et des inévitables biais et problèmes statistiques associés aux enquêtes de terrain, notamment en ce qui concerne

les données relatives au revenu des individus. Par ailleurs, il aurait été souhaitable de pouvoir différencier les estimations du second modèle selon le genre.

Plus largement, une investigation approfondie de cette question dans le contexte des pays en développement, à l'aide d'autres méthodologies, est un objectif d'autant plus fécond que la compréhension des modalités de la participation des individus au marché du travail, notamment des femmes, sont incontournables dans la définition des stratégies de réduction de la pauvreté urbaine.

## Références bibliographiques

- Agénor, P.-R. (1996) : "The labor market and economic adjustment", *International monetary fund staff paper*, n° 95/125, June.
- Appleton S., Collier P., Horsnel P. (1990) : "Gender, education, and employment in Côte d'Ivoire", Washington, *SDA working paper n° 8 policy analysis*, The World Bank, Washington, D.C.
- Azam, J.-P. (1995) : "The labor market in Morocco", *Rapports, R.95.08*, CERDI.
- Bazen, S., Benhayoun, G. (1995) : "Salaire-éducation au Maroc", *Région et développement*, n° 1-1995.
- Direction de la statistique (1992) : *Niveau de vie des ménages 1990/1991*, Rabat, Direction de la statistique.
- El Aynaoui, J.-P. K. (1996) : "Une investigation du lien pauvreté-marché du travail dans le contexte du Maroc", *Région et développement*, n° 3-1996.
- El Aynaoui, J.-P. K., Lachaud, J.-P. (1997) : "Offre de travail et marché du travail urbain segmenté : Une analyse économétrique appliquée au Maroc" in Bougroum, M., Werquin, P. (editeurs) : *Education et emploi dans les pays du Maghreb, ajustement structurel, secteur informel et croissance*, document n° 125, série séminaire, juillet 1997, CEREQ.
- Fields, G. (1990) : "Labor market modelling and the urban informal sector : theory and evidence" in Turnham, D., Salomé, B., Schwarz, A. (Eds) (1990) : *The informal sector revisited*, Paris, OECD.
- Gindling, T. H. (1991) : "Determination of wages in the public, private-formal, and informal sectors in San José, Costa Rica", *Economic development and cultural change*, vol. 39, n°3, avril.
- Heckman, J. J. (1976) : "The common structure of statistical model of truncation, sample selection and limited dependant variable and a simple estimator for such models", *Annals of economic and social measurement*, vol. 5, n°4.
- Heckman, J. J. (1979) : "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, vol. 47, n°1.
- Kannappan, S. (1985) : "Urban employment and the labor market in developing nations", *Economic development and cultural change*, vol. 33, n° 4, April.
- Khandker, S. R. (1992) : "Earnings, occupational choice and mobility in segmented labor markets of India", *discussion papers 154*, The World Bank, Washington, D.C.
- Lachaud, J.-P. (1989) : "L'analyse du marché du travail urbain en Afrique", *Travail et société*, vol. 14, n° 4, Octobre.
- Lachaud, J.-P. (Ed) (1994) : *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut international d'études sociales.
- Lachaud, J.-P. (1995) : "Le secteur informel urbain et l'informalisation du travail en Afrique subsaharienne : rhétorique et réalités. Le cas de la côte d'Ivoire", *Document de travail n° 5/1995*, CED, Université Montesquieu - Bordeaux 4.
- Lachaud, J.-P. (1996) : *Les femmes et le marché du travail urbain en Afrique subsaharienne*, Série de recherche 1, CED, Université Montesquieu - Bordeaux 4.
- Maddala, G. S. (1983) : *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- McFadden, D. (1973) : "Conditional logit Analysis of qualitative choice behavior", in Zarembka, P. (ed.) : *Frontiers in econometrics*, New York, Academic Press.
- McFadden, D. (1984) : "Econometric analysis of qualitative response models", in Griliches, Z., Intriligator, M. D. (Eds.) : *Handbook of econometrics*, vol. II, Elsevier Science Publishers BV.
- Mazumdar, D. (1983) : "Segmented labor markets in LDCs", *American economic review*, vol. 73, n° 2, May.

Peattie, L. (1987) : “An idea in good currency and how it grew : the informal sector”, *World development*, vol. 15, n° 7, July.

Psacharopoulos, G., Tzannatos, Z. (Eds.) (1992): “*Case studies on Women’s employment and pay in Latin America*”, The World Bank, Washington, D.C.

Rakowski, C. A. (1994): “Convergence and divergence in the informal sector debate : a focus on Latin America, 1984-1992”, *World development*, vol. 22, n° 4, April.

Train, K. (1993) : *Qualitative choice analysis*, Cambridge, The MIT Press.

Van Der Gaag, J., Vijverberg, W. (1988) : “A switching regression model for wage determinants in the public and private sectors of a developing country”, *Review of economics and statistics*, May.

Vijverberg, W., Van der Gaag, J. (1991) : “The private wage sector in Côte d’Ivoire : homogeneity or Heterogeneity ?”. *Southern economic journal*, vol. 58, n°2. October.

White, H. (1980) : “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity”, *Econometrica*, vol. 48, 1980

## Annexes

**Tableau A.1 : Moyennes et écarts-type des variables indépendantes de l'estimation logistique multinomiale : modèle pluri-sectoriel de participation à la force de travail ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991**

Paramètres	Statuts					
	Non participant	Micro- entrepreneur avec capital	Salarié concurrentiel	Salarié protégé	Indépendant vulnérable	Ensemble
<b>Niveau d'étude</b>						
Sans instruction	0,3613 (0,4806)	0,1667 (0,3790)	0,3476 (0,4777)	0,1203 (0,3260)	0,5177 (0,5015)	0,3322 (0,4712)
Coranique	0,0106 (0,1026)	0,3333 (0,4795)	0,0671 (0,2509)	0,0166 (0,1280)	0,1206 (0,3268)	0,0343 (0,1820)
>= Primaire	0,6281 (0,4836)	0,5000 (0,5085)	0,5854 (0,4942)	0,8631 (0,3445)	0,3617 (0,4822)	0,6335 (0,4820)
Apprentissage	0,0457 (0,2089)	0,0667 (0,2537)	0,0915 (0,2891)	0,0207 (0,1428)	0,1348 (0,3427)	0,0554 (0,2288)
Formation prof.	0,0765 (0,2660)	0,1000 (0,3051)	0,0915 (0,2891)	0,2573 (0,4380)	0,0071 (0,0842)	0,1009 (0,3012)
<b>Démographie</b>						
Age	30,0531 (13,95)	41,1000 (11,76)	33,4268 (12,96)	37,2448 (10,08)	40,6738 (13,00)	32,7660 (13,71)
Age2	1097,7 (1042,3)	1822,9 (1013,3)	1284,4 (987,4)	1488,5 (766,0)	1822,1 (1071,1)	1261,7 (1028,2)
Sexe : homme	0,3231 (0,4679)	0,8667 (0,3457)	0,7500 (0,4343)	0,6680 (0,4719)	0,7801 (0,4156)	0,4773 (0,4996)
<b>Contexte familial</b>						
Père: école coranique	0,1105 (0,3137)	0,1667 (0,3790)	0,1037 (0,3058)	0,2365 (0,4258)	0,1702 (0,3772)	0,1365 (0,3434)
Père: > = Primaire	0,0595 (0,2367)	0,1000 (0,3051)	0,0183 (0,1344)	0,1494 (0,3572)	0,0142 (0,1187)	0,0659 (0,2482)
Nb enfant = < 7 ans	0,8385 (1,0280)	0,4667 (0,7303)	0,7988 (1,0577)	0,8797 (1,0237)	1,1418 (1,1867)	0,8616 (1,0454)
Nb femmes >=15 ans	2,6100 (1,3216)	1,5333 (1,2521)	2,1829 (1,4326)	1,9336 (1,1743)	2,2482 (1,2601)	2,4015 (1,3352)
Chef de ménage	0,1020 (0,3028)	0,7667 (0,4302)	0,4207 (0,4952)	0,5809 (0,4944)	0,6383 (0,4822)	0,2755 (0,4469)
% indiv. employés	0,2381 (0,1715)	0,5107 (0,2827)	0,4270 (0,2395)	0,4615 (0,2518)	0,3918 (0,2215)	0,3137 (0,2242)
<b>Salaire imputé</b>	6,8033 (0,4476)	7,4980 (0,3671)	7,1794 (0,4393)	7,7230 (0,5634)	7,1876 (0,3881)	7,0395 (0,5735)

Note: Les écarts-type sont entre parenthèses.

**Tableau A.2 : Moyennes et écarts-type des variables indépendantes des équations de gains selon les segments du marché du travail : modèle pluri-sectoriel de participation à la force de travail ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991**

Paramètres	Segments du marché du travail <sup>1</sup>				
	Micro- entrepreneur avec capital	Salarié concurrentiel	Salarié protégé	Indépendant vulnérable	Ensemble
<b>Niveau d'étude</b>					
Coranique	0,33333 (0,4795)	0,0683 (0,2531)	0,0167 (0,1283)	0,1206 (0,3268)	0,0734 (0,2611)
Primaire	0,2667 (0,4498)	0,3478 (0,4778)	0,1042 (0,3061)	0,2695 (0,4453)	0,2220 (0,4161)
>= Secondaire	0,2333 (0,4302)	0,2360 (0,4260)	0,7625 (0,4264)	0,0922 (0,2903)	0,4213 (0,4942)
Apprentissage	0,0667 (0,2537)	0,0932 (0,2916)	0,0208 (0,1431)	0,1348 (0,3427)	0,0717 (0,2582)
<b>Démographie</b>					
Age	41,1000 (11,76)	33,1988 (12,76)	37,1500 (10,00)	40,6738 (13,00)	37,1136 (12,01)
Age2	1822,96 (1013,36)	1264,13 (964,75)	1479,75 (755,31)	1822,17 (1071,13)	1521,47 (937,85)
Sexe : homme	0,8667 (0,3457)	0,7516 (0,4335)	0,6667 (0,4724)	0,7801 (0,4156)	0,7290 (0,4449)
<b>Lambda</b>	1,6089 (3,1613)	6,1069 (6,1648)	4,2343 (5,5066)	4,0271 (5,4123)	4,5726 (5,6814)

Note: Les écarts-type sont entre parenthèses.

**Tableau A.3 : Moyennes et écarts-type des variables indépendantes des estimations probit pour les hommes et les femmes : modèle dichotomique de participation au marché du travail ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991**

Paramètres	Individus participants au marché du travail	
	Hommes	Femmes
<b>Niveau d'étude</b>		
Coranique	0,07 (0,25)	0,01 (0,07)
> = Primaire	0,74 (0,44)	0,54 (0,50)
Apprentissage		0,06 (0,25)
Formation professionnelle		0,10 (0,30)
<b>Démographie</b>		
Age	32,54 (13,62)	32,97 (13,81)
Age2	1244,10 (1010,82)	1277,81 (1044,31)
<b>Contexte familial</b>		
Education père : école coranique		0,13 (0,33)
Education père : > = Primaire		0,07 (0,25)
Nombre d'enfants = < 7 ans	0,86 (1,05)	0,87 (1,04)
Nombre de femmes > = 15 ans		2,61 (1,30)
Femme mariée		0,47 (0,50)
Education mère > = Primaire		0,02 (0,12)
% individus employés dans ménage	0,34 (0,24)	0,29 (0,21)
<b>Salaire imputé</b>	7,40 (0,46)	7,08 (0,42)

Note: Les écarts-type sont entre parenthèses.

**Tableau A.4 : Moyennes et écarts-type des variables indépendantes des équations de gains des hommes et des femmes : modèle dichotomique de participation au marché du travail ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991**

Paramètres	Hommes	Femmes
<b>Niveau d'étude/Apprentissage</b>		
Coranique	0,07 (0,26)	0,01 (0,08)
Primaire	0,22 (0,42)	0,16 (0,37)
>= Secondaire	0,42 (0,49)	0,44 (0,50)
Apprentissage	0,07 (0,26)	0,08 (0,28)
<b>Démographie</b>		
Age	37,11 (12,01)	34,77 (12,13)
Age2	1521,47 (937,85)	1354,99 (930,75)
<b>Entreprise</b>		
Taille > = 20 employés	0,42 (0,49)	0,45 (0,50)
<b>Lambda</b>	0,12 (0,21)	0,72 (0,46)

Note: Les écarts-type sont entre parenthèses.

**Tableau A.5 : Moyennes et écarts-type des variables indépendantes de l'équation de gains pour l'ensemble de l'échantillon - hommes et femmes - ;15 ans - 65 ans ; Maroc 1991**

Paramètres	Moyennes et écarts-type
<b>Niveau d'étude/Apprentissage</b>	
Coranique	0,07 (0,26)
Primaire	0,22 (0,42)
>= Secondaire	0,42 (0,49)
Apprentissage	0,07 (0,26)
<b>Démographie</b>	
Age	37,11 (12,01)
Age2	1521,47 (937,85)
<b>Entreprise</b>	
Taille > = 20 employés	0,42 (0,49)
<b>Lambda</b>	0,36 (0,38)

Note: Les écarts-type sont entre parenthèses.

Tableau A.6 : Equation de gains pour l'ensemble de l'échantillon - hommes et femmes - avec correction du biais de sélection ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991

Variable dependante	Log du revenu <sup>1</sup>	
	$\beta$	$t^2$
<b>Paramètres</b>		
<b>Constante</b>	5,00433	10,6851
<b>Niveau d'étude<sup>3</sup>/Apprentissage<sup>4</sup></b>		
Coranique	0,362542	2,19010
Primaire	0,345312	2,80441
>= Secondaire	0,525200	4,24930
Apprentissage	-0,011867	-0,067710
<b>Démographie</b>		
Age	0,098282	4,26952
Age2	-0,958376E-03	-3,29668
<b>Entreprise</b>		
Taille > = 20 employés <sup>5</sup>	0,078083	1,01367
<b>Lambda<sup>6</sup></b>	-0,244397	-1,83840
R <sup>2</sup>	0,245682	
R <sup>2</sup> ajusté	0,234963	
F	22,9212 (0,000)	
N	572	

(1) A l'instar de la plupart des d'enquêtes statistiques de terrain dans les pays en développement, les informations relatives au revenu des travailleurs indépendants ainsi que celles concernant les micro-entreprises se sont avérées être d'une qualité médiocre : cas manquants, bénéfices négatifs et valeurs aberrantes. La méthode de correction suivante à été utilisée. Au premier stade, l'ensemble des entreprises ont été regroupé en trois branches d'activité homogènes ; l'homogénéité de l'agrégation en trois branches a été contrôlée par une analyse exploratoire des données (Boxplot). Par la suite, les étapes suivantes ont permis d'estimer le bénéfice pour les cas posant problème. A partir des cas pour lesquels les données étaient disponibles et fiables, une régression par la méthode des moindres carrés ; respectivement au sein de chaque groupe ; du revenu sur le chiffre d'affaire a été effectué. Pour les unités de production disposant de données sur le chiffre d'affaire - la majeure partie - les résultats des régressions ont permis de prédire le bénéfice. Toutefois, la valeur du bénéfice estimée imputé à ces entreprises est égale à la moyenne du bénéfice moyen de la branche d'appartenance et du bénéfice prédit. Pour les autres entreprises, le bénéfice moyen de leur branched'appartenance leur à été attribué.

(2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro ; le t est le rapport entre  $\beta$  et l'erreur-type, \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre à 10 pour cent. (3) base = sans instruction. (4) base = sans apprentissage. (5) base = moins de vingt employés. (6) Variable de correction du biais de selectivité : inverse du ratio de Mill calculé à partir de l'estimation probit de l'équation réduite de participation pour l'ensemble de l'échantillon.

**Tableau A.7 : Estimations probit des équations réduites de participation pour les hommes et les femmes : modèle dichotomique de participation au marché du travail ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991**

Variable dépendante	Participation au marché du travail <sup>1</sup>			
	Hommes		Femmes	
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>
<b>Paramètres</b>				
<b>Constante</b>	-5,61805	-9,38415	-3,54313	-7,42050
<b>Niveau d'étude</b>				
Coranique	0,571669	1,42264	0,156282	0,207485
> = Primaire	0,466751	1,96245	0,396142	2,85837
Apprentissage	1,21751	1,88635	0,370749	1,62138
Formation professionnelle	0,804699	2,59142	0,590541	3,40757
<b>Démographie</b>				
Age	0,286797	8,96202	0,098990	4,09044
Age2	-0,366924E-02	-8,76958	-0,150923E-02	-4,49464
<b>Contexte familial</b>				
Education père : école coranique	0,112382	0,432741	-0,244035	-1,40999
Education père : > = Primaire	0,260743	0,915024	0,344009	1,63299
Nombre d'enfants = < 7 ans	0,141439	1,98782	-0,480274E-02	-0,085491
Nombre de femmes > = 15 ans	0,523981E-03	0,938256E-02	0,085568	1,93974
Chef de ménage	1,08330	2,97806	0,882534	4,58535
% individus employés dans ménage	3,38910	7,78095	3,19769	10,7750
Log vraisemblance		-218,399		-368,667
$\chi^2$ (sig $\chi^2$ ) <sup>3</sup>		330,4940 (0,00000)		226,5327 (0,00000)
Cas correctement classés. (%)		0,864641		0,803279
R <sup>2</sup> <sup>4</sup>		0,447003		0,284367
N		724		793
Rapport de vraisemblance (Sig.) <sup>5</sup>		239,6493 (0,00000)		

(1) Non participation ou participation au marché du travail. (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro ; le t est le rapport entre  $\beta$  et l'erreur-type. (3) Il s'agit du test du rapport de vraisemblance calculé selon :  $RV = 2[L(\beta_{nc}) - L(\beta_c)] \sim \chi^2$ , avec  $L(\beta_{nc})$  égale au log de vraisemblance du modèle sans contrainte et  $L(\beta_c)$  le log de vraisemblance du modèle contraint (tous les coefficients sont égaux à 0, sauf la constante). Il suit une loi du  $\chi^2_m$  où m est le nombre de contraintes. (4) Il s'agit d'un pseudo R<sup>2</sup> égal à :  $1 - [L(\beta_{nc}) / L(\beta_c)]$ .

(5) Test estimé selon :  $-2L(\beta_{hom+fem}) - [(-2L(\beta_{hom})) + (-2L(\beta_{fem}))]$ . Le test est calculé à partir des estimations probit des équations réduites de participation pour les hommes et les femmes, et d'une équation réduite de participation pour l'ensemble de l'échantillon.

Tableau A.8 : Estimation logistique multinomiale de l'équation réduite de participation : modèle pluri-sectoriel de participation à la force de travail ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991

Paramètres	Segments du marché du travail <sup>1</sup>							
	Micro-entrepreneur avec capital (1)		Salarié concurrentiel (2)		Salarié protégé (3)		Indépendant vulnérable (4)	
	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$
<b>Constante</b>	-16,9788	-6,00267	-8,93434	-9,26388	-14,2488	-12,3357	-12,0818	-9,59967
<b>Niveau d'étude</b>								
Diplôme	-0,921458	-1,62914	-0,823537	-2,99360	1,77327	5,56750	-1,52317	-4,04890
>=Coranique	2,33033	3,20394	0,372763	1,26058	0,468133	1,22146	0,161131	0,521860
Apprentissage	1,27099	1,26565	0,496413	1,11047	0,031944	0,052233	0,548142	1,23491
Formation prof.	0,768441	0,989565	0,843435	2,25898	0,664166	2,20980	-0,926350	-0,869275
<b>Démographie</b>								
Age	0,377997	2,96845	0,192615	4,14197	0,393375	7,09959	0,279663	4,88441
Age2	-0,44031E <sup>-02</sup>	-2,90539	-0,27280E <sup>-02</sup>	-4,47351	-0,50184E <sup>-02</sup>	-6,88760	-0,33750E <sup>-02</sup>	-4,82967
Sexe : homme	2,09097	3,23454	1,87122	7,58542	0,839682	3,38519	2,24827	7,70495
<b>Contexte familial</b>								
Père: école coranique	-0,214152	-0,369431	-0,351786	-1,05292	0,206350	0,689922	0,195520	0,597498
Père: > = Primaire	0,823081	1,04456	-0,633107	-0,960248	0,691743	1,74283	-0,509312	-0,597817
Nb enfant = < 7 ans	-0,155920	-0,532668	0,252126	2,37633	0,388261	3,50482	0,547060	4,95891
Nb femmes >=15 ans	-0,097500	-0,450197	0,148281	1,79028	0,069493	0,788505	0,246363	2,65897
Chef de ménage	2,98745	4,46393	2,18206	6,48445	3,20952	9,25758	2,23759	6,35706
% indiv. employés	7,95252	7,91304	6,95259	11,4772	7,98592	12,9262	7,34091	11,0190
Log vraisemblance					-1710,25			
$\chi^2$ (sig $\chi^2$ ) <sup>3</sup>					1332,531	0,00000		
N					1517			

(1) Cinq alternatives : Absence de travail ou participation à la force de travail dans l'un des quatre segments. (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro ; le t est le rapport entre  $\beta$  et l'erreur-type. (3) Il s'agit du test du rapport de vraisemblance calculé selon :  $RV = 2[L(\beta_{nc}) - L(\beta_c)] \sim \chi^2$ , avec  $L(\beta_{nc})$  égale au log de vraisemblance du modèle sans contrainte et  $L(\beta_c)$  le log de vraisemblance du modèle contraint. Il suit une loi du  $\chi^2_m$  où m est le nombre de contraintes. (4) Il s'agit d'un pseudo R<sup>2</sup> égal à :  $1 - [L(\beta_{nc}) / L(\beta_c)]$ , avec  $L(\beta_c)$  égale au log de vraisemblance du modèle contraint où tous les coefficients sont égaux à 0, sauf la constante.

Tableau A.9 : Equation d'affectation : test de l'hypothèse de segmentation ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991

Paramètres	Segments du marché du travail <sup>1</sup>					
	Micro-entrepreneur avec capital (1)		Salarié concurrentiel (2)		Salarié protégé (3)	
	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$
<b>Constante</b>	-3,63534	-1,22442*	3,24972	2,50890*	0,351482	0,228024
<b>Niveau d'étude</b>						
Diplôme	0,529624	0,853305	0,859044	2,12902*	3,32135	7,98360*
>=Coranique	2,12259	2,90424*	0,216147	0,663634	0,104598	0,262580
Apprentissage	0,789661	0,803318	-0,048884	-0,112497	-0,540209	-0,918628
Formation prof.	1,80482	1,41691	1,72144	1,58347	1,71591	1,62321
<b>Démographie</b>						
Age	0,038559	0,287762	-0,104230	-1,66351**	-0,010120	-0,137219
Age2	-0,362282E <sup>-03</sup>	-0,229401	0,875275E <sup>-03</sup>	1,14179	-0,272760E <sup>-03</sup>	-0,303075
Sexe : homme	-0,039517	-0,056713	-0,031304	-0,094095	-1,26457	-3,42751*
<b>Contexte familial</b>						
Père: école coranique	-0,451608	-0,769376	-0,571012	-1,55323	0,086852	0,237631
Père: > = Primaire	1,44177	1,39631	-0,120418	-0,124588	1,45322	1,71869**
Nb enfant = < 7 ans	-0,696945	-2,32403*	-0,286744	-2,28711*	-0,114270	-0,817456
Nb femmes >=15 ans	-0,375312	-1,61538	-0,142438	-1,34003	-0,210837	-1,64627**
Chef de ménage	0,742223	1,06001	-0,163045	-0,423921	1,15912	2,69516*
% indiv. employés	0,545942	0,525201	-0,300646	-0,450579	0,464782	0,652652
Log vraisemblance	-528,220					
$\chi^2$ (sig $\chi^2$ ) <sup>3</sup>	349,7462 (0,00000)					
Test IIA <sup>5</sup> ~ $\chi^2$	-112,3890 (0,00000)					
N	572					

(1) Quatre alternatives : participation à la force de travail dans l'un des quatre segments. (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro ; le t est le rapport entre  $\beta$  et l'erreur-type, \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent. (3) Il s'agit du test du rapport de vraisemblance calculé selon :  $RV = 2[L(\beta_{nc}) - L(\beta_c)] \sim \chi^2$ , avec  $L(\beta_{nc})$  égale au log de vraisemblance du modèle sans contrainte et  $L(\beta_c)$  le log de vraisemblance du modèle contraint. Il suit une loi du  $\chi^2_m$  où m est le nombre de contraintes. (4) Il s'agit d'un pseudo R<sup>2</sup> égal à :  $1 - [L(\beta_{nc}) / L(\beta_c)]$ , avec  $L(\beta_c)$  égale au log de vraisemblance du modèle contraint où tous les coefficients sont égaux à 0, sauf la constante. (5) Test de spécification de Hausman- McFadden.

Tableau A.10 : Equations de gains selon les segments du marché du travail avec correction du biais de sélection : test de l'hypothèse de segmentation ; 15 ans - 65 ans ; Maroc 1991

Variable dépendante	Log du revenu <sup>1</sup>							
	Micro-entrepreneur avec capital (1)		Salarié concurrentiel (2)		Salarié protégé (3)		Indépendant vulnérable (4)	
Paramètres	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$	$\beta$	$t^2$
<b>Constante</b>	9,07374	2,50638	3,77300	6,96745	5,24597	10,8909	7,31274	14,2944
<b>Niveau d'étude<sup>3</sup></b>								
Coranique	0,055609	0,058233	0,480536	2,30397	0,166322	0,81572	-0,025603	-0,114704
Primaire	0,508168	0,436175	0,356223	1,73035	0,307770	1,32191	0,183884	1,16959
>= Secondaire	0,408476	0,297320	0,419759	1,47635	0,626164	2,41441	-0,367355	-0,852497
Apprentissage <sup>4</sup>	-0,205790	-0,185248	-0,096799	-0,396881	-0,099825	-2,06063	-0,107343	-0,701479
<b>Démographie</b>								
Age	-0,094377	-0,578308	0,124719	4,95356	0,082348	3,36478	0,012295	0,492455
Age2	0,11119E <sup>-02</sup>	0,541540	-0,14342E <sup>-02</sup>	-4,44067	-0,79637E <sup>-03</sup>	-2,59774	-0,16540E <sup>-03</sup>	-0,501672
Sexe : homme <sup>5</sup>	0,580552	0,910009	0,374623	2,60236	0,248753	3,00682	0,156759	1,15373
<b>Lambda<sup>6</sup></b>	0,223815	0,700129	0,022411	0,615511	0,057594	0,156322	0,017850	0,482419
R <sup>2</sup>		0,146808		0,232383		0,492394		0,066467
R <sup>2</sup> ajusté		-0,178217		0,191982		0,474814		0,988920E <sup>-02</sup>
F		0,451683		5,75191		28,0096		1,17479
N		30		161		240		141
Chow 1/2 (sig)				8,323832 (0,00000)				
Chow 1/3 (sig)				6,106501 (0,00000)				
Chow 1/4 (sig)				2,621505 (0,00760)				
Chow 2/3 (sig)				9,096198 (0,00000)				
Chow 2/4 (sig)				14,58580 (0,00000)				
Chow 3/4 (sig)				7,382198 (0,00000)				

(1) Voir la section sur les données pour la détermination des revenus. (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro ; le t est le rapport entre  $\beta$  et l'erreur-type. (3) base = sans instruction. (4) base = sans apprentissage. (5) Base = Femme. (6) Variable de correction du biais de selectivité : inverse du ratio de Mill calculé à partir de l'estimation logistique multinomiale de l'équation d'affectation. Les résultats de cette estimation sont reproduits au tableau A.9.