

La mise en oeuvre du modèle logistique multinomial emboîté dans l'analyse de la participation au marché du travail

par

François Combarnous

*Maître de Conférences, Centre d'économie du développement
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*

Résumé

Ce travail constitue une tentative de mise en oeuvre du modèle logistique multinomial emboîté dans l'analyse de la participation des individus au marché du travail. Ce modèle a pour avantage de permettre un relâchement de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes liée au modèles logistiques multinomiaux habituellement utilisés dans la littérature. L'utilisation de ce modèle, encore inexploité dans ce domaine, peut permettre d'étoffer les indications tirées des études empiriques et d'améliorer la pertinence générale de ces dernières. Une analyse empirique des choix liés à la participation à divers segments du marché du travail est conduite, dans le cas du Maroc, à l'aide d'un modèle logistique multinomial emboîté. Elle permet de mener une étude comparative avec les résultats obtenus à l'aide d'un modèle plus "traditionnel". Cette comparaison accorde une relative supériorité au modèle logistique multinomial emboîté en invalidant notamment l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes. De plus, l'évaluation des effets marginaux des variables explicatives sur les choix occupationnels issue des deux modèles "concurrents" montre que le choix de l'un ou l'autre peut modifier sur le fond les conclusions de ce type d'analyse.

Abstract

This research constitutes an attempt of using a nested multinomial logit to model the individuals labour market participation. This model has the advantage of relaxing the assumption of the independence of irrelevant alternatives which is a property of the multinomial logit model generally used in the literature. The utilization of this model, still unexploited in this research area, permits to enrich empirical studies informations and to improve these last's general pertinence. An empirical analysis of individuals choices among several labour market segments is conducted, in the case of Morocco, using a nested multinomial logit model. A comparative study with a more "traditional" multinomial logit model is runned. It shows a relative superiority of the nested multinomial logit model, notably invalidating the assumption of the independence of irrelevant alternatives. More, the evaluation of explanatory variable's marginal effects on occupational choices for the two "competing" models shows that the choice of either one may modify the basis of the conclusions stemming from that type of analysis.

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Le modèle empirique	2
	1. <i>Le modèle logistique multinomial</i>	2
	2. <i>L'indépendance des alternatives non pertinentes</i>	3
	3. <i>Le modèle logistique multinomial emboîté</i>	4
3.	Les données et variables explicatives du modèle	5
4.	Résultats	6
5.	Conclusion	11
	Références bibliographiques	11

1. Introduction¹

Ce travail se propose de suggérer une possible amélioration de la technique économétrique d'analyse de l'offre de travail. Il porte plus particulièrement sur l'étude de la participation au marché du travail urbain dans les pays en développement. La spécificité du marché du travail de ces pays, où coexisteraient plusieurs secteurs aux modes d'ajustement distincts, est aujourd'hui relativement documentée. La réalité est celle d'un marché du travail éclaté en sous-segments séparés les uns des autres. De plus, il semble que le degré de vulnérabilité économique et sociale soit fortement corrélé au type d'emploi occupé. La nécessité d'expliquer les choix occupationnels des individus est donc vive dans la mesure où le statut sur le marché du travail paraît jouer un rôle primordial sur le niveau de vie des ménages².

Pourtant, l'analyse de l'offre de travail se trouve confrontée à certaines difficultés empiriques dès lors que le nombre de choix "offerts" aux individus dépasse deux³. Il importe pourtant de mettre en place des modèles pluri-sectoriels de participation à la force de travail afin d'appréhender au mieux la réalité. La modélisation de choix occupationnels multiples met le plus souvent en oeuvre des estimations logistiques multinomiales (LM) dont nous verrons qu'elles comportent certaines "faiblesses" méthodologiques. L'utilisation du modèle logistique multinomial emboîté (LME)⁴ pourrait permettre une amélioration de la qualité des interprétations des choix des individus quant à leur offre de travail.

La présente recherche portera sur l'analyse des choix occupationnels en milieu urbain au Maroc. Elle se base sur des sources statistiques issues d'une enquête nationale intégrée sur le niveau de vie des ménages, effectuée en 1991 par la Direction de la Statistique de ce pays. Parmi les très nombreuses informations recueillies lors de cette investigation, nous nous concentrerons sur celles relatives aux caractéristiques démographiques, aux conditions de vie, à l'éducation et à l'activité des individus. L'échantillon étudié correspond à 1513 individus parmi lesquels se trouvent des travailleurs indépendants et des salariés des secteurs public et privé. La période d'enquête se situe en fin de période d'ajustement au Maroc, ce qui renforce encore son intérêt.

Nous allons tenter d'expliquer les choix des individus en intégrant les décisions de participation au marché du travail et les décisions de choix du type d'emploi inhérent à un marché du travail segmenté. Pour cela, nous observerons le "placement" des individus dans les différents segments du marché du travail établis par El Aynaoui⁵. Selon sa typologie, les quatre choix s'offrant aux individus sont les suivants : ne pas participer au marché du travail, être un *travailleur indépendant*, un *salarié concurrentiel* ou un *salarié protégé*⁶. Le segment des travailleurs indépendants regroupe un certain nombre de petites entreprises relativement autonomes, mais surtout des individus ayant des occupations indépendantes relativement précaires et très exposées à la moindre détérioration des conditions sur le marché du travail. Celui des salariés concurrentiels est caractérisé par une certaine précarité et est fortement exposé aux forces de la concurrence ; les conditions d'emploi y sont instables et les protections contractuelles très réduites. Enfin, le segment des salariés protégés se caractérise par une situation privilégiée des individus en terme de sécurité de l'emploi et de protection sociale. Ce modèle, fondé sur des différentiels de protection institutionnelle associée aux occupations, dépasse la dichotomie habituelle formel-informel et constitue un cadre explicatif satisfaisant du fonctionnement du marché du travail urbain au Maroc. El Aynaoui montre que l'incidence de la pauvreté est étroitement liée à cette segmentation du marché du travail.

¹ L'auteur tient ici à remercier J.-P. El Aynaoui car c'est grâce à lui qu'il a pu avoir accès aux données d'enquête utilisées dans ce travail. De plus, ce sont ses recherches, menées au CED, qui constituent le point de départ de cette analyse.

² Voir Rodgers [1989], Lachaud [1994] ou encore El Aynaoui [1995].

³ Travaille / ne travaille pas ; secteur informel / secteur moderne...

⁴ De l'anglo-saxon "nested multinomial logit".

⁵ El Aynaoui [1995].

⁶ En fait, El Aynaoui [1995] distingue quatre groupes *sur* le marché du travail. Il sépare les indépendants en deux sous-groupes distincts : les micro-entrepreneurs avec capital et les indépendants vulnérables. Nous ne tiendrons compte pour notre part que d'un seul groupe de travailleurs indépendants, même si ce dernier perd alors en homogénéité. L'évaluation d'une fonction de gains statistiquement significative pour les indépendants vulnérables pose en effet problème alors que celle des indépendants "en général" est fiable. Or, ces fonctions sont indispensables à l'évaluation des revenus imputés ultérieurement nécessaires à l'analyse. Ajoutons que dans la typologie considérée, les aides familiaux et les apprentis (55 et 28 individus respectivement) ne sont pas considérés comme participants au marché du travail.

2. Le modèle empirique

Supposons que chaque individu i ait à choisir entre les quatre alternatives ($j = 0$ à 3) précédemment exposées (non participation, indépendant, salarié concurrentiel, salarié protégé). Ce que nous cherchons à étudier est la décision unique d'un individu parmi un certain nombre d'alternatives non ordonnées. Dans un modèle de choix non ordonnés, l'individu i va comparer les différents niveaux d'utilité associés aux divers choix, puis opter pour celui qui maximise son utilité U_{ij} parmi les J choix. Pour l'individu i , l'utilité du choix j est :

$$U_{ij} = \beta'z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad [1]$$

Dans cette expression, z_{ij} est un vecteur de caractéristiques individuelles, β est un vecteur de paramètres inconnus et ε_{ij} est un terme d'erreur aléatoire. Si l'individu i fait le choix j , on considérera que U_{ij} est l'utilité la plus grande parmi les J utilités considérées par l'individu i . De fait, la probabilité que l'individu i participe au secteur j correspond à la probabilité que l'utilité du secteur j soit supérieure à celle associée à tous les autres secteurs :

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

Ce modèle peut être rendu opérationnel si (et seulement si) l'on suppose que les erreurs aléatoires ε_{ij} sont statistiquement distribuées de façon indépendante et identique selon une distribution de Weibull :

$$F(\varepsilon_{ij}) = \exp(e^{-\varepsilon_{ij}}) \quad [3]$$

Dans ce cas, la différence entre les erreurs suit une distribution logistique⁷.

1. Le modèle logistique multinomial

Dans de très nombreuses études, l'estimation de l'équation réduite de participation à la force de travail se fait, à partir de ce point, en utilisant un modèle logistique multinomial (LM)⁸. Dans ce modèle, la probabilité pour que l'individu i choisisse l'option j est exprimée par :

$$\text{Pr } ob(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j'z_i}}{\sum_{k=0}^3 e^{\beta_k'z_i}} \quad [4]$$

avec $j = 0, 1, 2, 3$ et $\beta_0 = 0$

Tel quel, le modèle génère une indétermination. Celle-ci est levée par la simple normalisation $\beta_0 = 0$. Ainsi, chaque probabilité de choix est comprise entre 0 et 1 et la somme de ces dernières équivaut à l'unité.

Les coefficients obtenus par ce modèle sont difficiles à interpréter en l'état. Il serait tentant d'associer le coefficient β_j au choix j mais ceci serait trompeur. En dérivant l'égalité précédente, on peut mettre à jour les *effets marginaux* des variables explicatives sur les probabilités des choix :

$$\delta_j = \frac{\partial P_j}{\partial z_i} = P_j[\beta_j - \sum_{k=0}^3 P_k \beta_k] = P_j[\beta_j - \bar{\beta}] \quad [5]$$

⁷ McFadden [1973].

⁸ Le terme est dû à Nerlove et Press [1973].

Ces δ_j sont plus faciles à interpréter directement ; ils décrivent l'effet de la modification unitaire d'une variable sur la probabilité qu'un individu choisisse l'alternative j . Notons qu'il est aussi possible, pour les variables continues, d'évaluer des élasticités.

2. L'indépendance des alternatives non pertinentes

Les pourcentages de chance de faire tel ou tel choix sont indépendants les uns des autres dans le modèle LM. Cette propriété, par laquelle le rapport P_j/P_k est indépendant des autres possibilités de choix restantes est nommée l'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA)⁹. Elle est parfois présentée de façon plus explicite comme le "red-bus/blue-bus problem" : dans un modèle à trois choix de moyen de transport, elle implique que les probabilités relatives entre le choix de la voiture ou d'un bus rouge soient toujours spécifiées de façon identique, que le troisième choix possible soit un bus bleu ou le train. Cette propriété signifie aussi que les pourcentages (prédits par le modèle) d'individus choisissant chacune des alternatives diminueront proportionnellement à leurs importances initiales si l'on introduit un choix supplémentaire dans le modèle (et ce quel que soit ce choix). On peut pourtant s'attendre à des effets plus vifs sur les alternatives les plus "proches" de l'alternative supplémentaire¹⁰. L'hypothèse d'IIA est commode pour ce qui est des estimations, mais elle ne constitue pas forcément une restriction pertinente dans le cadre de l'étude de l'offre de travail. En effet, dans ce cadre, on peut par exemple supposer que le pourcentage de chance d'être un salarié protégé plutôt qu'un salarié concurrentiel dépend au moins en partie du fait que l'on puisse aussi choisir de ne pas travailler ou de devenir travailleur indépendant. En d'autres termes, il est probable que dans la réalité, le choix des travailleurs se fasse en considérant simultanément les avantages et inconvénients en terme d'utilité de *toutes* les options se présentant à eux. Le choix d'un segment ne repose pas exclusivement sur l'observation des attributs de ce dernier et de ses éventuelles interactions avec les caractéristiques de l'individu ; ce que suggère l'IIA. Il dépend aussi du nombre d'autres choix possibles, des attributs de ceux-ci et de leurs interactions avec les caractéristiques de l'individu.

Pour McFadden¹¹, l'IIA est théoriquement peu vraisemblable dans de nombreuses applications. Toutefois, il souligne que l'expérience empirique montre que le modèle LM est relativement robuste dans de nombreux cas pour lesquels la propriété d'IIA est pourtant théoriquement peu plausible. Ceci conserve donc une certaine validité opérationnelle à l'utilisation répandue de modèles LM pour l'analyse de l'offre de travail sur plusieurs segments.

Il est possible de tester la validité de l'hypothèse d'IIA ; Hausman et McFadden¹² suggèrent que si une sous-partie de l'ensemble des choix possibles est effectivement non pertinente, alors son omission dans le modèle ne changera pas fondamentalement les estimations des paramètres. De plus, l'ajout de ces choix sera inefficace, mais ne rendra pas le modèle non significatif. Par contre, si les pourcentages de chance de choisir une certaine alternative ne sont pas vraiment indépendants de ces autres choix (l'hypothèse d'IIA n'est pas vérifiée), alors les paramètres estimés lorsque ces choix sont éliminés ne seront pas significatifs¹³. Trois autres tests de l'hypothèse d'IIA, basés respectivement sur l'utilisation d'un multiplicateur de Lagrange, d'un test de vraisemblance ou encore d'une statistique de Wald ont été proposés par McFadden¹⁴.

⁹ Le terme anglo-saxon est "independence of irrelevant alternatives" (IIA). Plus techniquement, la propriété implique que l'élasticité-croisée de la probabilité de répondre j plutôt que k (par rapport à une composante quelconque du vecteur z_i) est la même pour tout $k \neq j$.

¹⁰ Pour plus de détails se reporter à Hoffman et Duncan [1988].

¹¹ McFadden, [1984].

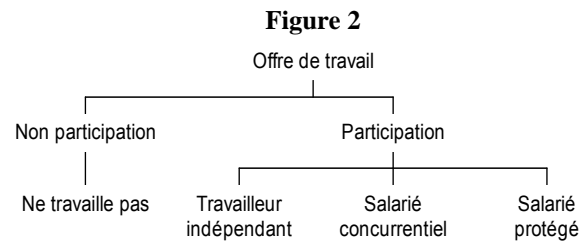
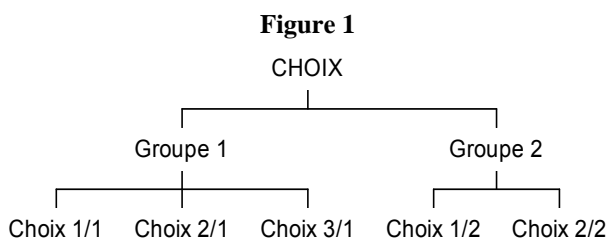
¹² Hausman et McFadden, [1984].

¹³ La statistique est : $\chi^2 = (\hat{\beta}_S - \hat{\beta}_E)' [\hat{V}_S - \hat{V}_E]^{-1} (\hat{\beta}_S - \hat{\beta}_E)$ où l'indice S indique les estimateurs basés sur le sous-ensemble restreint de choix, l'indice E indique ceux basés sur l'ensemble des choix possibles et \hat{V}_S et \hat{V}_E sont les estimations respectives des matrices de covariance asymptotique. Elle est distribuée selon une loi du χ^2 à k degrés de liberté.

¹⁴ Voir McFadden [1987].

3. Le modèle logistique multinomial emboîté

Si le test de l’IIA n’est pas concluant, un modèle alternatif au modèle LM devrait être utilisé. L’alternative naturelle à ce dernier consiste en un modèle probit multivarié dont l’estimation se révèle toutefois complexe dans l’état actuel des connaissances et surtout des moyens technologiques¹⁵. Un autre modèle plus opérationnel a été développé pour pouvoir relâcher *partiellement* l’hypothèse forte de l’IIA ; il s’agit du modèle logistique multinomial emboîté¹⁶. L’originalité de sa structure consiste à assembler les différentes alternatives en sous-groupes. La variance peut différer *entre* ces sous-groupes mais l’hypothèse d’IIA est maintenue à *l’intérieur* de ces derniers. On peut considérer ce modèle comme un problème de choix à deux niveaux (ou plus). Supposons que les J alternatives puissent être divisées en N sous-ensembles. On peut logiquement considérer le processus de choix comme suit : l’individu choisit un groupe d’alternatives *n* puis fait son choix “définitif” *j* parmi les différentes alternatives du groupe *n*. Ce processus conduit à une structure arborescente similaire à l’exemple de la figure 1, considérant deux “groupes de choix” et cinq choix possibles. Cette forme hiérarchique n’impose pas nécessairement le fait que le processus de choix des individus soit séquentiel. La seule chose qui s’impose dans ce modèle est le groupement des termes d’erreur autorisant un certain relâchement de l’hypothèse d’IIA.



Dans le modèle qui nous intéresse, la partition des choix en sous-groupes vient assez naturellement dans la mesure où l’on peut clairement séparer le choix de ne pas travailler de l’ensemble des autres choix qui sont tous des choix de travailler mais dans des segments différents. La structure hiérarchique du modèle que nous allons étudier est reproduite à la figure 2¹⁷. Voyons maintenant de quelle façon ce dernier sera mathématiquement spécifié. De même qu’avec un modèle LM, la probabilité qu’un travailleur exerce dans l’un ou l’autre des segments du marché du travail, sachant qu’il a choisi de travailler, est évaluée à l’aide de l’équation suivante :

$$\text{Prob}(Y_i = j|p) = \frac{\exp(\beta_j' z_i)}{\sum_{k=1}^3 \exp(\beta_k' z_i)} \quad [6]$$

Maintenant, la façon dont va être évaluée la probabilité de ne pas travailler plutôt que de participer au marché du travail va différer dans un modèle LME. Elle devient :

$$\text{Prob}(Y_i = 0) = \frac{\exp(\beta_0' z_{i0})}{\exp(\beta_0' z_{i0}) + \exp(\lambda \cdot I_i)} \quad [7] \text{ avec } I_i = \ln\left(\sum_{k=1}^3 \exp(\beta_k' z_i)\right)$$

Dans cette formulation, le vecteur z_{i0} correspond à un ensemble de variables propres à l’explication du choix de participer ou pas au marché du travail. Ces dernières peuvent différer des variables explicatives du choix d’un segment sur le marché du travail (z_i). Le terme I_i représente la *valeur inclusive* pour le groupe de choix concerné (ici les choix de segment sur le marché du travail). Dans cette formulation, si λ est égal à 1, le modèle LME se réduit à un modèle LM standard. C’est en permettant au terme λ de différer de l’unité que le modèle LME relâche l’hypothèse d’IIA à travers les différentes “branches” de l’arbre de décision. Elle est maintenue entre les

¹⁵ Ainsi que le signalent McFadden [1984], Amemiya [1985] ou encore Greene [1997]. Si le modèle est aujourd’hui calculable, il n’en pose pas moins d’assez grosses difficultés d’interprétation des coefficients.

¹⁶ Le premier à présenter ce modèle fut Ben-Akiva [1973].

¹⁷ Dans un cas moins évident que celui-ci, le choix de la structure de l’arbre de décision peut être problématique car il n’existe pas de procédure de test bien définie permettant d’opter pour une structure donnée.

choix appartenant à un même groupe mais est relâchée entre les groupes. La probabilité de choisir tel ou tel segment du marché du travail s'écrit dorénavant :

$$\text{Pr ob}(Y_i = j) = \text{Pr ob}(Y_i = j|p) \cdot (1 - \text{Pr ob}(Y_i = 0)) \quad [8]$$

Les paramètres du modèle LME ainsi défini peuvent être estimés par les techniques usuelles du maximum de vraisemblance¹⁸. Le paramètre λ peut servir à tester l'hypothèse d'IIA ; en effet, un test de l'hypothèse nulle $\lambda = 1$ constituera un test efficace de la pertinence de cette dernière dans le modèle LM.

Le modèle LME peut assez facilement être élargi à trois niveaux ou plus. Sa complexité augmente géométriquement avec le nombre de niveaux dans l'arbre de décision. Cependant, il se montre très flexible à l'usage et est très utilisé, en particulier dans la modélisation des choix de consommateurs.

3. Les données et variables explicatives du modèle

Les estimations empiriques à venir se fondent sur des 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 Maroc¹⁹. L'échantillon utilisé contient des données concernant 1513 individus, âgés de 15 à 65 ans et ayant terminé leur scolarité, dont 721 hommes et 792 femmes. Parmi eux, environ 38% exercent une activité rémunératrice sur l'un des segments du marché du travail dont 417 hommes et 155 femmes. L'offre de travail se rapporte ici aux personnes ayant exercé une activité économique au cours des dernières vingt-quatre heures ou étant engagées dans un processus de recherche d'emploi. La simple observation des taux de participation des individus selon le sexe permet de bien avoir dès à présent à l'esprit la grande faiblesse des taux de participation féminins comparés à ceux des hommes (respectivement 27 contre 69%)²⁰.

Le modèle pluri-sectoriel de participation que nous allons mettre en oeuvre est un *modèle à choix discret*. De ce fait, il nécessite dans un premier temps une modification de la forme des données habituellement utilisée pour l'estimation de modèles de participation "classiques". En effet, les caractéristiques des individus ne sont plus présentées "sur une seule ligne", mais sous forme de données de panel nécessitant pour chaque individu l'écriture d'une ligne de caractéristiques pour chaque choix s'offrant à lui. Cette forme, quoique plus complexe, revêt deux avantages conséquents. D'une part, elle permet, le cas échéant, de choisir des variables explicatives différentes selon l'alternative que l'on souhaite expliquer. D'autre part, elle autorise la prise en considération des attributs liés aux différents choix que peut faire l'individu. Cela signifie qu'elle permet de prendre en compte des variables différant, pour un même individu, selon le choix qu'il fera.

Cette forme spécifique des données peut être particulièrement intéressante pour l'étude de la participation au marché du travail. En effet, on peut considérer que les différents choix proposés à chaque individu ne s'expliquent pas forcément tous par les mêmes variables. Ainsi, on peut argumenter que le choix de ne pas travailler est le plus souvent lié à des variables propres à la démographie et au contexte social et familial de l'individu, alors que le choix d'un segment *sur* le marché du travail va plutôt dépendre des caractéristiques individuelles et de la productivité potentielle de ce dernier. De plus, la possibilité de faire jouer des "attributs de choix"²¹ autorise une utilisation beaucoup plus pertinente de la variable "revenu imputé" souvent mise en oeuvre dans les modèles explicatifs de la participation au marché du travail.

Les variables démographiques et de contexte social et familial seront par conséquent utilisées pour tenter d'expliquer le choix des individus d'entrer ou pas sur le marché du travail. Il s'agira des variables suivantes : l'âge et le sexe de l'individu²², son statut éventuel de chef de ménage, la taille de ce ménage (en nombre d'individus présents), le nombre d'enfants en bas âge (âge ≤ 7 ans), le nombre de femmes de 15 ans et plus et

¹⁸ On fait l'hypothèse que les résidus ε dans la fonction d'utilité stochastique ont des distributions indépendantes de type GEV (generalized extreme-value). Notons, de plus, qu'il est aussi possible d'estimer un modèle LME de façon séquentielle par une méthode à étapes (Maddala, 1983). On estime alors dans un premier temps les β_j , dans l'équation [6], puis on calcule la valeur inclusive I_j . Enfin, on peut calculer les β_0 grâce à l'équation [7]. Cette méthode entraîne cependant une certaine perte d'efficacité dans le cas qui nous intéresse. Cela étant, elle est très utile dans l'évaluation de modèles de grande taille pour lesquels la méthode du maximum de vraisemblance devient difficilement utilisable.

¹⁹ Voir Direction de la statistique [1992] pour une présentation du contenu et de la méthodologie de l'enquête.

²⁰ Ces taux portent sur l'offre de travail, c'est à dire qu'ils comprennent les chômeurs, qui ne participent pas au marché du travail mais "offrent" tout de même leur force de travail sur le marché.

²¹ C'est à dire des variables dépendantes, pour chaque individu, du choix effectué par ce dernier.

²² La forme quadratique de la relation âge-participation sera prise en compte par l'introduction de l'âge au carré divisé par cent (la division par cent permet d'éviter certains désagréments liés aux effets d'échelle).

enfin le pourcentage d'individus employés dans le ménage²³. Les caractéristiques individuelles et la productivité potentielle permettront quant à elles d'essayer d'expliquer les choix des individus entre les différents segments du marché du travail. Nous présumerons que ce sont elles qui prennent en effet le relais lorsque les individus ont décidé de travailler ; ils vont maximiser leur utilité par rapport à des critères plus "objectifs" que les précédents. Nous considérerons cette fois : leur niveau d'étude²⁴, le fait qu'ils aient ou non bénéficié d'un apprentissage auprès d'un patron (à l'exclusion de toute autre forme d'éducation), le fait qu'ils aient ou non bénéficié d'une formation professionnelle (parallèlement à, ou "en plus" de leur formation initiale) et enfin le "revenu imputé", c'est à dire le revenu que peuvent escompter les individus de leur participation aux différents segments du marché du travail. L'avantage du modèle proposé ici est que ces revenus imputés pourront être mesurés pour chaque individu *dans chaque segment du marché du travail*. Ils seront évalués à partir des fonctions de gains correspondantes, établies par El Aynaoui sur le même échantillon²⁵. La prise en compte de l'influence des conditions de marché sur les décisions individuelles ne se fait plus selon les conditions (le revenu escompté) "sur le marché du travail" de façon large mais selon les revenus escomptés de la participation à chacun des segments de ce marché. Nous pourrions inférer pour chaque individu le revenu escompté de la participation au marché du travail en tant que travailleur indépendant, salarié concurrentiel ou salarié protégé. Ainsi, nous introduisons dans le modèle des "attributs de choix" pour chaque individu.

Soulignons ici que la spécification des équations du modèle constitue une phase fondamentale dans l'estimation des paramètres. Les résultats vont partiellement dépendre des décisions prises à cette étape. De nombreuses spécifications alternatives ont été testées et ont permis de conclure à une stabilité et une robustesse relative des résultats présentés plus loin. Toutefois, il est bien entendu que la spécification retenue ici est issue d'un travail de recherche "expérimental" et qu'à ce titre, elle peut constituer un maillon faible ou tout au moins discutable de notre analyse. Par exemple, la question se pose de savoir dans quelle mesure il est possible de ne considérer pour l'âge que sa seule influence sur la décision de participer au marché du travail, alors que l'on sait que celui-ci est aussi un assez bon indicateur de l'expérience des individus, et donc de leur productivité potentielle *sur* le marché du travail...

4. Résultats

Le tableau 1 présente un résumé de la répartition effective des individus selon leurs choix d'occupation ainsi que les moyennes et écarts-type, dans ces différents groupes, des variables de l'analyse. Le tableau 2 donne les résultats obtenus en utilisant un modèle LM et le tableau 3 ceux tirés de l'utilisation d'un modèle LME. Enfin, le tableau 4 confronte les coefficients obtenus grâce aux deux modèles sous la forme d'effets marginaux, plus facilement interprétables et comparables.

On peut voir au tableau 1 que seulement 38% des individus disposent d'une activité rémunérée et que ces derniers se répartissent à peu près équitablement entre les trois segments du marché du travail. Sans trop détailler les données, on remarquera tout de même que le groupe des individus ne participant pas au marché du travail est celui pour lequel le revenu imputé moyen dans chaque segment du marché est systématiquement le plus faible.

Les tableaux 2 et 3 donnent les résultats respectivement issus des modèles LM et LME²⁶. Pour commencer, notons que dans ces deux tableaux, les coefficients s'interprètent différemment de ceux d'un modèle logistique multinomial "habituel". Dans ce dernier, les coefficients s'interprètent comme l'effet d'un accroissement unitaire de la variable sur les chances de faire tel ou tel choix *plutôt* que le choix "exclu" ou "choix de référence" pour lequel les coefficients sont arbitrairement maintenus à zéro pour des raisons techniques. Ici, les coefficients portant sur la participation au marché du travail s'interprètent comme l'effet marginal d'une variation unitaire de la variable considérée sur l'utilité de ne pas participer au marché du travail plutôt que d'y entrer. Les coefficients portant sur le choix d'un segment sur le marché donnent les effets marginaux d'une variation unitaire de la variable considérée sur l'utilité de participer à tel ou tel segment du marché du travail. L'utilité étant une mesure ordinale,

²³ Cette variable permet "d'approcher" l'éventuelle division interne du travail entre travail à domicile et véritable activité de marché.

²⁴ Le niveau d'étude est évalué par l'insertion dans le modèle de trois variables dichotomiques indiquant si l'individu a terminé, et le cas échéant n'est pas allé au-delà, des niveaux suivants : école coranique, école primaire, secondaire-supérieur.

²⁵ El Aynaoui [1997] ; la fonction de gains des indépendants a toutefois été réévaluée dans la mesure où l'auteur séparait cet ensemble en deux sous-groupes pour lesquelles il inférait deux fonctions de gains différentes.

²⁶ De façon générale, on notera que ces deux modèles ont grossièrement le même "pouvoir" explicatif avec des pseudo-R² ajustés respectifs d'environ 0,23 et 0,25 et 60% de cas correctement classés par simulation.

Tableau 1 : Identification des segments du marché du travail urbain, moyennes et écarts-type des variables de l'analyse ; Maroc 1991

Variables	Segments du marché du travail				
	Non participation	Travailleurs indépendants	Salariés concurrentiels	Salariés protégés	Ensemble
Démographie, contexte socio-familial					
Âge (en années)	30,05 (13,96)	40,75 (12,76)	33,20 (12,77)	37,15 (10,00)	32,72 (13,69)
Âge au carré / 100	10,98 (10,42)	18,22 (10,58)	12,64 (9,65)	14,80 (7,55)	12,58 (10,25)
Sexe (1 = homme)	0,32 (0,47)	0,79 (0,41)	0,75 (0,43)	0,67 (0,47)	0,48 (0,50)
Chef de ménage (1 = oui)	0,10 (0,30)	0,66 (0,47)	0,42 (0,49)	0,58 (0,49)	0,27 (0,45)
Taille du ménage	6,96 (2,89)	6,28 (3,44)	6,28 (3,36)	5,26 (2,26)	6,54 (2,99)
Nombre d'enfants en bas-âge	0,84 (1,03)	1,02 (1,15)	0,81 (1,06)	0,88 (1,02)	0,86 (1,05)
Nombre de femmes de 15 ans et plus	2,61 (1,32)	2,12 (1,28)	2,17 (1,42)	1,92 (1,16)	2,40 (1,33)
Pourcentage d'individus employés	0,24 (0,17)	0,41 (0,24)	0,42 (0,24)	0,46 (0,25)	0,31 (0,22)
Productivité potentielle					
Ecole coranique seulement (1 = oui)	0,01 (0,10)	0,16 (0,37)	0,06 (0,25)	0,02 (0,13)	0,03 (0,18)
Ecole primaire seulement (1 = oui)	0,19 (0,39)	0,27 (0,44)	0,35 (0,48)	0,10 (0,31)	0,20 (0,40)
Niveau secondaire ou plus (1 = oui)	0,44 (0,50)	0,12 (0,32)	0,24 (0,43)	0,76 (0,43)	0,43 (0,49)
Apprentissage uniquement (1 = oui)	0,05 (0,21)	0,12 (0,33)	0,09 (0,29)	0,02 (0,14)	0,05 (0,23)
Formation professionnelle (1 = oui)	0,08 (0,27)	0,02 (0,15)	0,09 (0,29)	0,26 (0,44)	0,10 (0,30)
Revenu imputé 1 (indépendants)	7,71 (0,22)	8,03 (0,22)	7,92 (0,25)	7,89 (0,24)	7,80 (0,26)
Revenu imputé 2 (salariés concurrentiels)	6,38 (0,27)	6,81 (0,28)	6,67 (0,28)	6,66 (0,32)	6,50 (0,32)
Revenu imputé 3 (salariés protégés)	7,36 (0,47)	7,80 (0,52)	7,53 (0,51)	7,76 (0,42)	7,49 (0,51)
Nombre d'individus (pourcentage du total)	941 (0,622)	171 (0,113)	161 (0,106)	240 (0,159)	1513 (1)

Tableau 2 : Estimation logistique multinomiale des coefficients (t de Student¹) de l'équation structurelle de participation au marché du travail : modèle pluri-sectoriel à choix discret (15 - 65 ans ; Maroc 1991)

Variables	Segments du marché du travail ²			
	Non participation	Travailleurs indépendants	Salariés concurrentiels	Salariés protégés
Participation au marché du				
Âge (en années)	-0,042 (-2,086)**	-	-	-
Âge au carré / 100	0,621 (2,165)**	-	-	-
Sexe (1 = homme)	-1,541 (-9,423)***	-	-	-
Chef de ménage (1 = oui)	-2,004 (-9,707)***	-	-	-
Taille du ménage	0,238 (6,243)***	-	-	-
Nombre d'enfants en bas-	-0,265 (-3,346)***	-	-	-
Nombre de femmes de 15	-0,687 (-0,927)	-	-	-
Pourcentage d'individus	-0,274 (-1,319)	-	-	-
Choix d'un segment sur le				
Ecole coranique seulement	-	1,888 (4,304)***	0,453 (0,913)	-0,196 (-0,308)
Ecole primaire seulement (1	-	0,399 (0,514)	1,703 (1,645)*	-1,224 (-4,747)***
Niveau secondaire ou plus (1	-	-1,417 (-1,887)*	-2,714 (-2,634)***	1,839 (6,513)***
Apprentissage uniquement	-	1,383 (4,022)***	0,484 (1,333)	0,026 (0,050)
Formation professionnelle (1	-	0,136 (0,240)	0,888 (2,564)**	1,342 (5,670)***
Revenu imputé	-	-	-0,528 (-7,960)***	-
-2 Log Likelihood	-1243,391	χ^2 (sig χ^2) ³	1708,145 (0,000)	
R² ajusté⁴	0,229	N	1513	

la magnitude absolue des coefficients ne peut donner lieu à des interprétations immédiates. Toutefois, la comparaison des résultats issus des deux modèles "concurrents" est rendue possible par l'observation des effets marginaux des différentes variables sur les chances de faire tel ou tel choix d'occupation²⁷.

²⁷ Notons que l'utilisation de variables explicatives inférées (ici les revenus imputés) peut éventuellement entraîner une certaine hétéroscédasticité des erreurs qui n'a pas pu être corrigée par la méthode de White. Voir White [1978], ou Greene [1997].

Tableau 3 : Estimation logistique multinomiale emboîtée des coefficients (t de Student¹) de l'équation structurelle de participation au marché du travail : modèle pluri-sectoriel à choix discret (15 - 65 ans ; Maroc 1991)

Variables	Segments du marché du travail ²			
	Non participation	Travailleurs indépendants	Salariés concurrentiels	Salariés protégés
Participation au marché du travail				
Âge (en années)	-0,264 (-7,891)***	-	-	-
Âge au carré / 100	0,302 (7,304)***	-	-	-
Sexe (1 = homme)	-2,241 (-11,533)***	-	-	-
Chef de ménage (1 = oui)	-1,782 (-7,982)***	-	-	-
Taille du ménage	0,209 (5,218)***	-	-	-
Nombre d'enfants en bas-âge	-0,269 (-3,181)***	-	-	-
Nombre de femmes de 15 ans et plus	-0,136 (-1,709)*	-	-	-
Pourcentage d'individus employés	-0,519 (-2,519)**	-	-	-
Choix d'un segment sur le marché				
Ecole coranique seulement (1 = oui)	-	1,064 (5,635)***	-0,220 (-0,811)	-0,939 (-1,880)*
Ecole primaire seulement (1 = oui)	-	1,035 (1,422)	2,327 (2,261)**	-0,524 (-5,167)***
Niveau secondaire ou plus (1 = oui)	-	-1,764 (-2,539)**	-2,976 (-2,901)***	1,331 (12,700)***
Apprentissage uniquement (1 = oui)	-	0,763 (3,779)***	0,027 (0,127)	-0,500 (-1,177)
Formation professionnelle (1 = oui)	-	-0,749 (-1,469)	0,134 (0,601)	0,379 (2,909)***
Revenu imputé	-	-	-0,387 (-5,289)***	-
Valeur inclusive λ	4,465 (3,170)***			
-2 Log Likelihood	-1211,737	χ^2 (sig χ^2)³	930,801 (0,000)	
R² ajusté⁴	0,249	N	1513	

Notes pour les tableaux 2 et 3 : (1) probabilité "two-tailed" que le coefficient soit égal à zéro ; le t est le rapport entre ce dernier et l'erreur-type ; *** = significatif à un pour cent, ** = significatif à cinq pour cent, * = significatif à dix pour cent ; (2) quatre alternatives : absence de travail ou participation à la force de travail dans l'un des trois segments ; (3) test du rapport de vraisemblance calculé selon $RV = 2(L_1 - L_0)$ où L_1 correspond au -2 Log Likelihood du modèle sans contrainte et L_0 correspond au -2 Log Likelihood du modèle contraint ; il suit une loi du χ^2 à $N-(2k-1)$ degrés de libertés, k étant le nombre de variables ; (4) il s'agit d'un pseudo-R² ajusté égal à : $1 - (L_1/L_0)$.

modèle LME "s'imposait" dans le cas qui nous intéresse. Rappelons que l'avantage premier du modèle LME est de relâcher, au moins partiellement, l'hypothèse forte d'IIA propre au modèle LM. Un test de l'hypothèse d'IIA²⁸ a été mené sur le modèle LM. Malheureusement, ce test mène à une singularité et ne permet donc pas d'infirmer l'hypothèse d'IIA dans ce cas²⁹. La "supériorité" éventuelle du modèle LME devra donc être mesurée a posteriori puisque l'hypothèse d'IIA n'est pour l'instant pas formellement mise en cause. Nous avons dit plus haut que le paramètre l dans le modèle LME pouvait servir à tester l'hypothèse d'IIA ; un test de l'hypothèse $l = 1$ peut en effet constituer un test efficace de la pertinence de cette dernière dans le modèle LM (et donc de l'intérêt éventuel d'utiliser un modèle LME)³⁰. Cette fois, le résultat est beaucoup plus probant. Le paramètre l a bien une valeur significative différente de l'unité (4,465) et surtout l'hypothèse nulle $l = 1$ est rejetée à 5%. On peut en conclure que dans notre cas, le modèle LM ne constitue pas un outil approprié à l'évaluation des facteurs explicatifs des choix des individus. Ceci ne constitue pas un résultat très surprenant étant donnée la "fissure" évidente existant entre la décision de travailler et le choix d'un segment sur le marché du travail. Les résultats suggèrent que les alternatives proposées sur le marché du travail constituent entre elles des substituts plus proches que par exemple le choix de ne pas travailler plutôt que d'être un travailleur indépendant.

Par souci de contrôle, nous avons poussé un peu plus loin l'investigation et mis en oeuvre d'autres tests de l'éventuelle "supériorité" du modèle LME sur le modèle LM. Ces derniers, au nombre de deux, ont aussi été proposés par McFadden³¹. Il s'agit d'un test basé sur la statistique du multiplicateur de Lagrange et d'un autre mettant en oeuvre un test du rapport de vraisemblance. La valeur obtenue pour la statistique du multiplicateur de Lagrange permet de rejeter le modèle LM contre le modèle LME à 1%. De même, le test du rapport de

²⁸ Test de spécification de Hausman-McFadden.

²⁹ Il importe de signaler qu'El Aynaoui [1997], à partir d'une estimation logistique multinomiale simple portant sur le même échantillon et considérant quatre groupes sur le marché du travail ne rejetait pas l'hypothèse d'IIA.

³⁰ En quelque sorte, le coefficient λ constitue une mesure de "l'indépendance" des choix du sous-groupe constitué des trois possibilités sur le marché du travail par rapport au dernier choix, celui de ne pas travailler.

³¹ McFadden [1984].

vraisemblance conduit à un rejet du modèle LM à 1%. Ainsi, même si le test initial de l'hypothèse d'IIA ne peut mener à une conclusion réellement tranchée, on ne peut rejeter l'idée qu'un modèle LME puisse être mieux adapté à l'étude de la participation au marché du travail qu'un modèle LM.

Si l'on observe les résultats obtenus à partir du modèle LME, on constate que ces derniers sont intéressants dans la mesure, entre autre, où ils permettent d'obtenir un grand nombre de variables significatives, aussi bien dans l'explication des choix de participation que dans celle des choix de segments sur le marché du travail. L'option de spécification choisie, qui consiste à supposer que la décision de participer au marché dépend des caractéristiques démographiques et du contexte social et familial alors que le choix d'un segment dépend de la productivité potentielle de l'individu, semble permettre de mieux expliquer les choix et d'éviter la "dilution" de l'information -concernant par exemple le contexte familial- sur un ensemble de choix qui n'est pas forcément pertinent. En effet, on peut considérer que des variables telles que le statut de chef de ménage, la taille du ménage, le nombre d'enfants en bas âge ou de femmes de plus de 15 ans et enfin la proportion d'individus employés dans le ménage influence la décision de travailler, mais pas forcément celle de travailler dans tel ou tel segment du marché du travail. A l'inverse, les variables liées aux potentialités de l'individu sur le marché du travail vont plutôt jouer sur le choix de segment qu'il fera, une fois qu'il aura décidé de travailler.

L'âge des individus augmente les chances de participation au marché du travail et ce de façon très significative³². L'aspect quadratique de la relation âge-participation est démontré par le signe négatif et la forte significativité du coefficient lié à l'âge au carré divisé par cent. Le coefficient lié au sexe des individus montre que le fait d'être un homme, toutes choses égales par ailleurs, augmente très significativement les chances de participer au marché. Ceci va dans le sens de l'écart important constaté entre les taux de participation des hommes et des femmes au Maroc. Les variables statut de chef de ménage, taille du ménage, nombre d'enfants en bas-âge et de femmes de plus de 15 ans sont toutes significativement corrélées, selon le signe conforme aux hypothèses de la théorie traditionnelle, à la participation au marché du travail. Pour ces dernières cependant, il aurait été particulièrement intéressant de pouvoir différencier l'effet sur la participation des hommes et des femmes³³. Il est manifeste que ce dernier diverge selon le sexe des individus et que celui présenté par le modèle constitue un "effet total", parfois peu évident à interpréter. Malheureusement, la taille relativement réduite de l'échantillon et le très faible nombre de femmes présentes dans les différents segments du marché³⁴ ne permettent pas d'évaluer un modèle LME pour ce sous-échantillon. Cette recherche, plus fine, devra être menée dans des travaux ultérieurs. On remarquera enfin que le pourcentage d'individus employés est positivement corrélé à la probabilité de participation, ce qui démontre peut-être le rôle que peuvent jouer les opportunités en terme de réseau relationnel au sein du ménage³⁵.

Concernant le choix d'un segment sur le marché, on remarque que le fait d'avoir été à l'école coranique (exclusivement) augmente significativement la probabilité d'être un travailleur indépendant et diminue simultanément celle d'être un salarié protégé. De même, le fait d'avoir terminé le primaire (exclusivement aussi) augmente significativement les chances d'être un salarié concurrentiel en diminuant simultanément les chances d'être un salarié protégé. Le fait d'avoir poursuivi des études au-delà de ce niveau (secondaire ou supérieur) accroît très fortement les chances d'être un salarié protégé, ce au détriment des chances de participation au deux autres segments. Ainsi, il semble exister un lien fort et préétabli entre la productivité potentielle de l'individu et ses choix et possibilités de participation au marché du travail. Un niveau d'éducation suffisant paraît effectivement pouvoir mener, si l'individu décide de travailler, à des emplois salariés protégés. De même, les liens niveau primaire-salariat concurrentiel et école coranique-travail indépendant semblent relativement établis. Ceci démontre le rôle essentiel joué par le niveau d'éducation sur les possibilités d'accès aux différents segments du marché et sur l'incidence de la pauvreté pouvant en découler. Comme on pouvait s'y attendre, le fait d'avoir suivi un apprentissage augmente la probabilité de se retrouver sur le marché du travail indépendant et celui d'avoir suivi une formation professionnelle augmente les chances d'être un salarié protégé.

Le coefficient lié au revenu imputé est négatif et significatif à 1%. L'offre de travail dans les différents segments est donc une fonction décroissante du revenu escompté dans ces derniers. Ce résultat est intéressant dans la mesure où la plupart des modèles explicatifs usuels de la participation au marché du travail ne parviennent pas à établir de réel lien significatif entre revenu imputé et choix de secteur. Ces derniers ne peuvent en effet prendre en considération qu'un seul revenu imputé sur le marché du travail : celui que les individus peuvent escompter de leur participation au marché "au sens large" -et pas de leur participation à *tel ou tel*

³² Rappelons ici qu'un signe négatif pour le coefficient lié à la variable âge signifie qu'un âge croissant diminue les chances de ne pas participer au marché du travail et augmente conséquemment celles d'une participation.

³³ Entre autre pour le rôle joué par la taille du ménage et le nombre d'enfants en bas-âge ou de femmes de 15 ans et plus.

³⁴ Sur 792 femmes dans l'échantillon, 637 ne participent pas au marché du travail, 35 sont des travailleuses indépendantes, 40 des salariées concurrentielles et 80 des salariées protégées.

³⁵ A ce niveau, le rôle des entreprises familiales est également à considérer.

Tableau 4 : Effets marginaux dans les modèles LM et LME¹

Variables	Segments du marché du travail ²							
	Non participation		Travailleurs indépendants		Salariés concurrentiels		Salariés protégés	
	LM	LME	LM	LME	LM	LME	LM	LME
Participation au marché du travail								
Âge (en années)	-0,66	-3,91	-	-	-	-	-	-
Âge au carré / 100	+0,98	+4,48	-	-	-	-	-	-
Sexe (1 = homme)	-24,29	-33,23	-	-	-	-	-	-
Chef de ménage (1 = oui)	-31,58	-26,43	-	-	-	-	-	-
Taille du ménage	+3,74	+3,11	-	-	-	-	-	-
Nombre d'enfants en bas-âge	-4,18	-3,99	-	-	-	-	-	-
Nombre de femmes de 15 ans et plus	<i>(-1,08)</i>	-2,01	-	-	-	-	-	-
Pourcentage d'individus employés	<i>(-4,32)</i>	-7,69	-	-	-	-	-	-
Choix d'un segment sur le marché								
Ecole coranique seulement (1 = oui)	-	-	+12,62	+10,94	<i>(+4,28)</i>	<i>(-3,26)</i>	<i>(-2,22)</i>	-24,09
Ecole primaire seulement (1 = oui)	-	-	<i>(+2,67)</i>	<i>(+10,64)</i>	+16,11	+34,53	-13,88	-13,45
Niveau secondaire ou plus (1 = oui)	-	-	-9,48	-18,15	-25,67	-44,15	+20,86	+34,15
Apprentissage uniquement (1 = oui)	-	-	+9,25	+7,85	<i>(+4,57)</i>	<i>(+0,40)</i>	<i>(+0,29)</i>	<i>(-12,82)</i>
Formation professionnelle (1 = oui)	-	-	<i>(+0,91)</i>	<i>(-7,70)</i>	+8,40	<i>(+1,99)</i>	+15,23	+9,72
Revenu imputé	-	-	-3,53	-3,98	-4,99	-5,74	-5,99	-9,93

Notes : (1) les valeurs en italique et entre parenthèses correspondent à des variables non significatives dans les modèles concernés ; elles ne sont donc reproduites qu'à titre indicatif et ne peuvent donner lieu à une quelconque interprétation.

segment du marché³⁶. Ici, il est possible de considérer des revenus imputés différents selon le segment considéré. Chaque individu est confronté à trois revenus imputés différents correspondant chacun à l'un des segments du marché du travail considéré. Ces revenus sont inférés à partir de trois fonctions de gains, chacune propre à l'un des segments. Ce sont donc les caractéristiques de l'individu et les conditions d'établissement des revenus propres à *chaque* segment du marché du travail qui permettent cette fois de juger de l'influence des revenus escomptés sur l'offre de travail. Cette nouvelle prise en compte des revenus imputés est bien entendu plus efficace, car elle permet de rendre compte de l'hétérogénéité des modes de fixation des revenus dans les différents segments considérés. La méthode usuelle obligeait à considérer que les revenus se forment de la même façon sur l'ensemble du marché, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse initiale de segmentation.

Le signe négatif associé au revenu imputé peut sembler déconcertant de prime abord. Une explication pertinente de ce résultat existe toutefois si l'on considère que, dans le cas observé, c'est l'effet de substitution qui l'emporte sur l'effet de revenu dans les trois segments³⁷.

La comparaison des effets marginaux issus des deux modèles estimés (tableau 4) permet de confronter plus directement les résultats produits par ces derniers. Il apparaît que des écarts notables existent entre les deux estimations. Les effets marginaux portant sur la participation au marché du travail sont *relativement* similaires dans les deux modèles. On remarquera toutefois que le rôle de l'âge, ainsi que la forme quadratique de son influence, sont beaucoup plus soulignés dans le modèle LME. Il est probable que ce rôle de l'âge soit "dilué" dans le modèle LM, puisque l'on considère qu'il influence *tous* les choix. L'influence du nombre de femmes de plus de 15 ans présentes dans le ménage et celle de la proportion d'individus employés dans le ménage n'apparaissent quant à elles que lorsque l'on utilise le modèle emboîté.

Les écarts deviennent encore plus nets si l'on considère les effets marginaux portant sur le choix d'un segment. On voit alors apparaître des évolutions considérables (parfois du simple au double) entre les effets marginaux estimés selon l'un ou l'autre des modèles. De façon générale, le rôle du niveau d'étude sur les choix de segments dans le modèle LME est bien plus intense qu'il ne l'était dans le modèle LM³⁸. On notera aussi qu'à contrario, le rôle de la formation professionnelle dans l'accès aux segment salarié protégé se trouve diminué par l'utilisation d'un modèle LME et qu'il disparaît même complètement dans l'accès au segment salarié

³⁶ Ce revenu imputé -unique- est inféré à partir d'une fonction de gains sur le marché du travail ; il mesure le revenu potentiel de l'individu sur le marché, étant donné ses caractéristiques et les conditions de marché.

³⁷ Pour une revue très complète et détaillée des relations entre revenus imputés et offre de travail pour les hommes et les femmes, on se reportera à Pencavel [1986] et Killingsworth et Heckman [1986].

³⁸ Voir entre autres les effets marginaux de l'école primaire sur les chances d'être un salarié concurrentiel ou ceux du niveau secondaire sur les chances d'être un salarié concurrentiel ou un salarié protégé.

concurrentiel. L'influence fortement négative de l'école coranique sur l'accès à un emploi salarié protégé n'apparaît quant à elle que si l'on utilise le modèle emboîté.

Si l'on se penche sur les effets marginaux des revenus imputés sur l'offre de travail, on constate que ceux-ci sont accrus par l'utilisation du modèle LME, en particulier pour les salariés protégés. Ce résultat peut laisser penser que la perception qu'ont les individus des conditions de marché, et la réaction qu'ils ont par rapport à ces dernières, est peut être beaucoup plus forte que ne le laissent entrevoir nombre d'études antérieures³⁹.

Cette succincte comparaison des effets marginaux estimés par nos deux modèles, qui révèle un certain nombre d'écart importants, va dans le sens d'une considération plus attentive de la possibilité de mise en oeuvre de modèles relâchant l'hypothèse d'IIA.

5. Conclusion

L'objectif essentiel de ce travail n'était pas tant de mener une analyse poussée des facteurs explicatifs de l'offre de travail au Maroc que d'explorer la possibilité de mise en oeuvre d'une technique novatrice d'analyse de cette dernière.

Dans le cas présent, le modèle logistique multinomial emboîté paraît relativement pertinent dans le cadre d'une analyse pluri-sectorielle de la participation tenant compte de la possibilité de ne pas entrer sur le marché du travail. Il autorise le relâchement de l'hypothèse forte d'indépendance des alternatives non pertinentes⁴⁰ et permet de tester l'opportunité de cette dernière. Ici, l'hypothèse d'IIA, bien que mise à mal, n'est pas formellement rejetée ; mais il paraît évident que cela ne devrait pas être le cas dans toutes les applications liées à l'étude de la participation. Dans notre exemple, la prise en compte d'une alternative supplémentaire *sur* le marché du travail devrait proportionnellement beaucoup plus influencer les variables liées aux autres choix sur le marché que celles liées au choix de ne pas travailler. On ne peut nier l'éventualité d'une certaine "indépendance" entre le choix de participer au marché du travail et le choix d'un segment sur ce marché. A partir de là, la question de l'utilisation d'un modèle LME dans l'analyse de la participation au marché du travail se pose avec une certaine acuité. Elle appelle d'autres tentatives visant à tester la pertinence de l'hypothèse d'IIA des modèles non-emboîtés. Le problème est loin de se limiter à une simple question de forme. L'analyse montre que l'utilisation de l'un ou l'autre des modèles peut entraîner d'importantes variations des coefficients estimés et peut donc modifier sur le fond les conclusions tirées de ce type d'études.

La compréhension des modalités de l'offre de travail, incontournable dans la définition des stratégies de réduction de la pauvreté urbaine, pourrait donc bien être améliorée par l'utilisation de modèles LME.

Références bibliographiques

Amemiya, T. 1985 *Advanced econometrics*, Cambridge : Harvard University Press.

Ben-Akiva, M. 1973 "Structure of passenger travel demand models", *Transportation research board record*, n°526, Washington, D.C.

El Aynaoui, J.-P. 1995 "Pauvreté et stratification du marché du travail urbain au Maroc : éléments d'analyse", DT/8/1995, CED, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

— . 1997 "Participation, choix occupationnel et gains sur un marché du travail segmenté : une analyse appliquée au cas du Maroc", DT/18/1995, CED, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

Greene, W. 1997 *Econometric analysis*, 3rd ed., Prentice Hall.

Hausman, J. et Mc Fadden, D. 1984 "A specification test for the multinomial logit model", *Econometrica*, 52, pp. 1219-40.

Hoffman, S. et Duncan, G. 1988 "A comparison of choice-based multinomial and nested logit models : the family structure and welfare use decisions of divorced or separated women", *Journal of human resources*, 23 (4), Fall, pp. 550-62.

³⁹ Ceci provient très certainement du fait que ces études ne tiennent compte que du revenu escompté "sur le marché" et négligent de fait l'hétérogénéité des conditions propres aux différents segments considérés.

⁴⁰ Hypothèse spécifique et "interne" aux modèles "usuels" d'analyse de la participation.

- Killingsworth, M. et Heckman, J. 1986 "Female labor supply : a survey", *Handbook of labor economics*, Vol.I, O. Ashenfelter et R. Layard (eds.), pp. 103-204, North-Holland.
- Lachaud, J.-P. (ed.) 1994 *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut International d'Etudes Sociales.
- Maddala, G.S. 1983 *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*, Econometric Society monograph n° 3, Cambridge University Press, U.K.
- Mc Fadden, D. 1973 "Conditional logit analysis of qualitative choice behavior", in P. Zarembka, ed., *Frontiers in econometrics*, New York : Academic Press.
- . 1984 "Econometric analysis of qualitative response models", *Handbook of econometrics*, Vol. II, Z. Griliches et M.D. Intriligator (eds.), Elsevier Science Publishers.
- . 1987 "Regression based specification tests for the multinomial logit model", *Journal of econometrics*, 34, pp.63-82.
- Nerlove, M. et Press, S. 1973 "Univariate and multivariate log-linear and logistic models", RAND-R1306-EDA/NIH, Santa Monica.
- Pencavel, J. 1986 "Labor supply of men : a survey", *Handbook of labor economics*, Vol. I, O. Ashenfelter et R. Layard (eds.), pp. 3-102, North-Holland.
- Rodgers, G. (ed.) 1989 *Urban poverty and the labour market*, Genève, ILO.
- White, H. 1978 "A heteroskedasticity consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, 46, pp. 817-38.