

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Octobre
2011

Emplois informels hétérogènes
et segmentation du marché
du travail turc

Mélika Ben Salem,
Isabelle Bensidoun

151

Document de travail

Emplois informels hétérogènes et segmentation du marché du travail turc

MELIKA BEN SALEM

melika.bensalem@cee-recherche.fr

Centre d'études de l'emploi

ISABELLE BENSIDOUN

isabelle.bensidoun@cee-recherche.fr

Centre d'études de l'emploi

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 151

octobre 2011

www.cee-recherche.fr

Directeur de publication : Alberto Lopez

ISSN 1776-3096
ISBN 978-2-11-128137-0

EMPLOIS INFORMELS HÉTÉROGÈNES ET SEGMENTATION DU MARCHÉ DU TRAVAIL TURC

Mélika Ben Salem, Isabelle Bensidoun

RÉSUMÉ

Le marché du travail turc se caractérise par un recours encore important à l'emploi informel (Ben Salem *et al.*, 2011). La question des raisons d'être de ce type d'emploi est au cœur des préoccupations des travaux sur les marchés du travail des pays en développement. Alors que, jusqu'il y a peu, l'emploi informel était considéré comme un emploi en dernier ressort pour échapper au chômage, les travaux de W. Maloney (2004) sur l'Amérique latine ont mis en avant son caractère parfois volontaire. Afin d'identifier le paradigme qui prévaut sur le marché du travail turc, une modélisation qui tient compte du caractère éventuellement hétérogène des emplois informels est retenue dans cet article. Pour ce faire, un mélange de modèles de régression fini est mis en œuvre qui valide l'hypothèse de l'existence de plusieurs segments au sein de l'informel, sans toutefois identifier un segment attractif qui serait la résultante d'un choix des travailleurs. Ainsi, l'hypothèse de segmentation du marché du travail est ici vérifiée : au sein des différents segments, la plupart des emplois informels sont subis.

Mots-clefs : emploi informel, segmentation du marché du travail, Turquie, mélange de modèles de régression.

Heterogeneous Informal Employment and Segmentation of the Turkish Labor Market

Abstract

The Turkish labor market is characterized by a still important use of informal jobs (Ben Salem et al., 2011). The question of the rationale for this kind of job is at the heart of the literature on developing countries' labor markets. While until recently informal employment was considered as employment of last resort to escape unemployment, the research of W. Maloney (2004) on Latin America has highlighted that informal employment could be voluntary. To identify the prevailing paradigm on the Turkish labor market, this article proposes a model that takes into account the possible heterogeneity of informal employment. The implementation of a finite mixture regression model confirms the hypothesis of the existence of several segments within the informal, but without identifying an attractive segment that would be the result of a choice of workers. Thus, the hypothesis of a segmented labor market is accepted: in the different segments most informal jobs are involuntary.

Keywords: *informal employment, segmented labor market, Turkey, mixture regression model.*

Les travaux sur le fonctionnement des marchés du travail dans les économies en développement¹ ont connu depuis une décennie un renouveau favorisé par deux facteurs. Le premier, et sans doute le plus décisif, concerne les efforts entrepris par les statisticiens du travail pour définir le concept d'« informel » et permettre ainsi à ce qui, jusque-là, échappait en grande partie à l'appareil statistique d'être mieux recensé. Le second a trait au renouvellement de la manière d'appréhender les raisons d'être de l'emploi informel. Alors que l'approche traditionnelle concevait l'emploi informel comme un emploi en dernier ressort pour échapper au chômage, un nouveau courant a émergé depuis la fin des années quatre-vingt-dix qui met en avant le caractère volontaire du travail informel. Or, selon le paradigme dans lequel on se trouve, qui peut être une combinaison de ces deux cas polaires (emploi informel subi *versus* choisi), les mesures de politique économique à prendre ne seront pas les mêmes.

Cet article propose, après avoir rappelé les différentes approches présentes dans la littérature pour comprendre les raisons d'être de l'emploi informel, d'identifier la configuration qui prévaut sur le marché du travail turc. Plus précisément, l'intention est de tenir compte d'une éventuelle hétérogénéité des emplois informels et donc de l'existence de différents segments au sein de l'informel. Cette démarche cherche à s'affranchir de la vision d'emplois informels homogènes qui seraient soit subis (conformément à l'approche en termes de segmentation du marché du travail), soit choisis (comme le suggèrent, à la suite de Maloney (2004), nombre de travaux récents). La difficulté réside ici dans le caractère inobservable de l'appartenance des travailleurs informels aux différents segments. Pour la dépasser, nous estimons, à la suite de Günther et Launov (2006, 2011), un mélange de modèles de régression fini. Cette méthode permet simultanément de détecter les éventuels segments, par l'estimation des probabilités d'appartenir à ces différents segments, et d'estimer pour chacun un modèle de régression. Au-delà, cette approche fournit la possibilité d'apporter un éclairage sur la nature volontaire ou non de l'emploi informel, en comparant les probabilités estimées d'appartenance aux différents segments à des probabilités théoriques qui résulteraient d'un fonctionnement concurrentiel du marché du travail sous l'hypothèse d'un comportement de maximisation du revenu de la part des travailleurs.

1. RAISONS D'ÊTRE

L'approche dominante jusqu'il y a peu pour éclairer les raisons d'être de l'emploi informel reposait sur l'idée que le marché du travail était segmenté en un marché primaire formel, offrant des rémunérations et des conditions d'emploi attractives, et un marché secondaire informel où se retrouvent ceux qui n'ont pas accès au marché primaire où, pour des raisons institutionnelles ou de salaire d'efficience, le salaire s'établit au-dessus du prix d'équilibre. Dans ce cadre, l'emploi informel constitue un emploi en dernier ressort pour échapper au chômage (dans le sens où les travailleurs préféreraient un emploi formel) auquel il est possible d'accéder du fait de l'absence de barrières à l'entrée sur ce segment du marché du travail (tous ceux qui désirent un travail le trouvent).

¹ Nous savons gré à Véronique Simonnet de sa relecture attentive et remerçons, pour leurs commentaires et suggestions, les participants aux colloques "The Informal Sector and Informal Employment: Statistical Measurement, Economic Implications and Public Policies" qui s'est tenu en mai 2010 à Hanoï, « Innovations et développement dans les pays méditerranéens » organisé par le GDRI DREEM les 13 et 14 décembre 2010 au Caire et aux Journées de Microéconomie Appliquée qui se sont déroulées à Sousse les 2 et 3 juin 2011.

Cette configuration du marché du travail a pour conséquences que des travailleurs comparables vont percevoir des salaires différents (plus élevés dans le secteur formel) et, s'ils en avaient l'opportunité (en l'absence de barrière à l'entrée sur le marché primaire), les travailleurs informels prendraient un emploi formel.

Cette vision qui a dominé la manière de penser l'informel pendant des décennies est, depuis la fin des années quatre-vingt-dix, remise en cause par ceux qui défendent l'idée que l'emploi informel résulterait d'un choix délibéré des individus. Ce courant impulsé par les travaux de W. Maloney (2004) sur l'Amérique latine a conduit à un renouvellement des études sur l'informel, voire à un réexamen.

Certes, l'idée n'est pas complètement nouvelle. Le premier à avoir introduit le terme de « secteur informel », Keith Hart (1973) dans son étude sur le secteur urbain au Ghana, souligne la diversité des emplois dans ce secteur. Fields (1990) développe l'idée d'un dualisme au sein même de l'informel avec d'un côté une « strate » supérieure caractérisée par des emplois informels attractifs que les individus choisissent car, du fait de leurs caractéristiques, ils espèrent gagner plus que dans le secteur formel et une « strate » inférieure qui possède les caractéristiques de l'emploi informel telles qu'elles sont énoncées dans l'approche en termes de segmentation du marché du travail, notamment celle de libre-entrée. Les travaux menés au Bureau international du travail (BIT) soulignent aussi le caractère hétérogène des emplois informels. Mais, dans les travaux de W. Maloney et de ses disciples (cf. le rapport de la Banque mondiale, Perry *et al.*, 2007), il s'agit moins de reconnaître l'hétérogénéité du secteur informel que d'en souligner le caractère volontaire, et partant ses causes. Selon cette approche, les travailleurs évaluent les avantages et les inconvénients des emplois informels et formels et choisissent l'emploi qui maximise leur utilité en fonction de leurs caractéristiques individuelles et de leurs préférences. Ces dernières incluent au-delà des aspects financiers, des éléments comme l'autonomie, la flexibilité, la distance domicile-travail et d'autres opportunités attachées à l'emploi. Dès lors pour certains individus, compte tenu de leurs avantages comparatifs, l'emploi informel va être préféré à l'emploi formel. Dans ce cadre, les travailleurs optent volontairement pour un emploi informel qui correspond mieux à leurs caractéristiques et dont ils valorisent les attributs (Rosen, 1986). En outre, ce courant souligne que l'idée, communément admise, d'une supériorité des emplois formels, du fait de la couverture sociale qu'ils procurent, peut ne pas correspondre à la réalité ou du moins ne pas être apprécié de la sorte par les travailleurs dans des pays où les services offerts par ces dispositifs sociaux ne sont pas à la hauteur de leurs coûts. La protection sociale est alors perçue du fait de son inefficacité comme une taxe, et non une assurance, à laquelle les travailleurs souhaitent se soustraire. En outre, occuper un emploi informel ne signifie pas forcément être exclu de la protection sociale. Les travailleurs informels peuvent bénéficier de dispositifs universels ou, en tant qu'ayants droit, de la couverture d'un membre du ménage auquel ils appartiennent.

Selon cette approche, les conséquences en termes de salaires ne sont pas connues *a priori*. Les emplois informels peuvent, parce qu'ils présentent des conditions jugées attractives par les travailleurs, être moins bien rémunérés que les emplois formels. Dans ce cadre en effet, les travailleurs vendent les services de leur travail et achètent les attributs de leur emploi. Ainsi, ils payent un prix positif, pour les emplois qu'ils jugent attractifs, qui est soustrait de leur salaire. Mais les emplois informels peuvent tout aussi bien être mieux rémunérés que les emplois formels pour compenser l'absence de couverture sociale ou leur plus grande précarité.

Ce nouveau paradigme repose au départ sur des observations qui concernent principalement le travail indépendant (Maloney, 2004). Par la suite, cette approche a été présentée de

manière à laisser penser qu'elle pouvait concerner l'ensemble des emplois informels. Mais, à y regarder de plus près, c'est bien essentiellement les indépendants qui sont susceptibles de se conformer à ce paradigme dans le rapport de la Banque mondiale (Perry *et al.*, 2007). Certes, il est aussi fait mention du cas des femmes pour lesquelles l'emploi informel offrirait l'avantage de pouvoir mieux concilier vie familiale et vie professionnelle, et de celui des jeunes peu éduqués qui bénéficieraient ainsi d'une formation par le travail. Mais, au final, c'est plutôt à une reconnaissance de l'hétérogénéité des emplois informels à laquelle on aboutit, avec schématiquement d'un côté, des emplois salariés informels qui relèvent d'un processus d'exclusion et de l'autre, des emplois informels indépendants qui seraient davantage la résultante d'un choix. On retrouve ici une configuration à *la Fields* avec trois types d'emplois : des emplois formels, des emplois informels indépendants volontaires pour lesquels ils existent des restrictions à l'entrée (en termes de capital financier ou humain) et des emplois informels avec libre entrée.

Ces différents paradigmes véhiculent plusieurs configurations du marché du travail qui peuvent s'articuler autour des questions suivantes : les emplois informels sont-ils hétérogènes ? L'idée d'une ligne de fracture entre emplois informels salariés et indépendants est-elle pertinente ? Le marché du travail est-il segmenté ou compétitif ? Peut-on déceler une composante volontaire au sein des emplois informels ? Pour y répondre, à la suite de Gunther et Launov (2006, 2011), nous mobilisons un mélange fini de modèles de régression dont la présentation sera l'objet de la prochaine section.

2. MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE ET TEST DE SEGMENTATION

Le modèle économétrique qui permet de décrire un marché du travail avec un segment formel observé (avec π_F la proportion d'emplois formels connue) et de l'hétérogénéité inobservée au sein de l'informel peut s'écrire intuitivement de la manière suivante :

$$\ln w_F = x' \beta_F + u_F, \quad \pi_F = \frac{N_F}{N}$$

$$\ln w_I = \begin{cases} x' \beta_{I1} + u_{I1}, & \pi_1 = ? \\ \vdots & \\ x' \beta_{IJ} + u_{IJ}, & \pi_J = ? \end{cases}$$

où w_F et w_I sont les distributions des gains des travailleurs formels et informels, modélisées à l'aide des équations de Mincer qui lient la rémunération d'un individu à son capital humain auquel s'ajoutent d'autres caractéristiques individuelles (les x).

Pour estimer cette partition inconnue de l'emploi informel, il n'est pas possible de recourir aux méthodes paramétriques traditionnelles, puisqu'il faut estimer simultanément les paramètres des régressions (β_{IJ}) et la partition, c'est-à-dire les π_j . Nous mobilisons une méthode semi-paramétrique, le mélange de modèles de régression, qui permet d'estimer des combinaisons de lois paramétriques, dont les poids ne sont pas connus. Cette méthode permet d'identifier des segments homogènes de travailleurs informels, au sens où l'équation de Mincer est la même pour tous au sein d'un segment.

Nous faisons l'hypothèse que le nombre de segments est inférieur au nombre d'observations, ce qui revient à capter une hétérogénéité inobservée entre groupes (discrète) plutôt qu'individuelle (continue).

Après avoir décrit chaque composante de la densité des salaires et le mélange de modèles de régression qui en découle, la méthode d'estimation sera présentée, ainsi que le test qui permet d'évaluer l'ampleur de la segmentation et de la composante volontaire des emplois informels.

2.1. Spécification du mélange de modèles de régression avec sélection

Le marché du travail, noté Y , s'il est hétérogène, est caractérisé par J segments disjoints Y_j tels que $\bigcup_{j=1}^J Y_j = Y$. Chaque segment est caractérisé par une équation de salaire dont la spécificité est capturée par les rendements β_j des caractéristiques individuelles x_i :

$$\ln w_i = x_i' \beta_j + u_i, i \in Y_j$$

$$u_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_j^2)$$

$$u_i \perp u_{i'}, \text{ si } i' \notin Y_j$$

Dans la mesure où l'échantillon d'individus pour lesquels on observe le salaire n'est pas forcément aléatoire, l'estimation des équations de salaire dans chacun des segments risque d'être affectée par un biais de sélection. Pour en tenir compte, un probit modélisant la décision de participer au marché du travail est mis en œuvre dans une première étape, comme suit :

$$w_{is} = I(z_i' \gamma + u_{is} > 0)$$

$$u_{is} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

Si les erreurs issues de l'équation de salaire ($u_i, i \in Y_j$) et de l'équation de sélection (u_{is}) sont corrélées, l'estimation des β_j est biaisée. Sous l'hypothèse que la dynamique jointe de ces erreurs suit une loi normale bivariée, leur corrélation est égale à ρ_j :

$$\begin{pmatrix} u_i \\ u_{is} \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_j^2 & \rho_j \sigma_j \\ \rho_j \sigma_j & 1 \end{pmatrix} \right)$$

La prise en compte de cette corrélation modifie la distribution des salaires, puisque celle-ci est conditionnelle à l'observation du salaire pour l'individu i , $w_{is} = 1$. En appliquant la règle de Bayes sur les probabilités conditionnelles, cette distribution conditionnelle des salaires peut s'obtenir à partir de la distribution marginale des salaires de la manière suivante :

$$f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \theta_j, \gamma) = \frac{P(w_{is} = 1 | \ln w_i, x_i, z_i, \theta_j, \gamma) f(\ln w_i | x_i, z_i, \theta_j, \gamma)}{P(w_{is} = 1 | x_i, z_i)}$$

en notant $\theta_j = \beta_j, \sigma_j, \rho_j$.

La probabilité conditionnelle d'observer le salaire d'un individu dépend de la dynamique jointe des erreurs u_i et u_{is} , en effet :

$$\begin{aligned} P(w_{is} = 1 | \ln w_i, x_i, z_i, \theta_j, \gamma) &= P(z_i' \gamma + u_{is} > 0 | x_i' \beta_j + u_i, x_i, z_i, \theta_j, \gamma) \\ &= P(z_i' \gamma + u_{is} > 0 | u_i, x_i, z_i, \theta_j, \gamma) \end{aligned}$$

Cette dynamique jointe peut se caractériser de la manière suivante² :

$$\begin{aligned} u_s^i &= \frac{\rho_j}{\sigma_j} u_i + \varepsilon_s^i \\ V(u_s^i) &= \left(\frac{\rho_j}{\sigma_j}\right)^2 V(u_i) + V(\varepsilon_s^i) \\ \varepsilon_{is} &\sim \mathcal{N}(0, 1 - \rho_j^2) \end{aligned}$$

On en déduit donc la probabilité conditionnelle d'observer le salaire de l'individu i :

$$\begin{aligned} P(w_{is} = 1 | \ln w_i, x_i, z_i, \theta_j, \gamma) &= P(z_i' \gamma + \frac{\rho_j}{\sigma_j} u_i + \varepsilon_{is} > 0 | \ln w_i, x_i, z_i, \theta_j, \gamma) \\ &= P(\varepsilon_{is} > -z_i' \gamma - \frac{\rho_j}{\sigma_j} (\ln w_i - x_i' \beta_j) | \ln w_i, x_i, z_i, \theta_j, \gamma) \\ &= P\left(\frac{\varepsilon_{is}}{\sqrt{1 - \rho_j^2}} > -\frac{1}{\sqrt{1 - \rho_j^2}} (z_i' \gamma + \frac{\rho_j}{\sigma_j} (\ln w_i - x_i' \beta_j)) | \ln w_i, x_i, z_i, \theta_j, \gamma\right) \\ &= \Phi\left(\frac{z_i' \gamma + \frac{\rho_j}{\sigma_j} (\ln w_i - x_i' \beta_j)}{\sqrt{1 - \rho_j^2}}\right) \end{aligned}$$

où $\Phi(\cdot)$ est la fonction de répartition de la loi normale.

Les deux autres composantes de la distribution des salaires observés s'écrivent aisément :

$$\begin{aligned} f(\ln w_i | x_i, z_i, \theta_j, \gamma) &= \frac{1}{\sigma_j} \varphi\left(\frac{\ln w_i - x_i' \beta_j}{\sigma_j}\right) \\ P(w_{is} = 1 | x_i, z_i) &= P(z_i' \gamma + u_{is} > 0 | x_i, z_i) = P(u_{is} > -z_i' \gamma | x_i, z_i) \\ &= \Phi(z_i' \gamma) \end{aligned}$$

où $\varphi(\cdot)$ est la densité de la loi normale.

Au final, la distribution conditionnelle des salaires observés dans le j -ème segment s'écrit :

$$f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \theta_j, \gamma) = \frac{1}{\sigma_j} \varphi\left(\frac{\ln w_i - x_i' \beta_j}{\sigma_j}\right) \Phi\left(\frac{z_i' \gamma + \frac{\rho_j}{\sigma_j} (\ln w_i - x_i' \beta_j)}{\sqrt{1 - \rho_j^2}}\right) \times \frac{1}{\Phi(z_i' \gamma)}, i \in Y_j$$

La distribution conditionnelle des salaires pour l'ensemble du marché du travail se déduit des distributions conditionnelles des salaires observés dans chaque segment, en les pondérant par la taille relative de chacun d'entre eux. Comme celles-ci ne sont pas observées, la probabilité d'un individu i d'appartenir à un segment j est estimée de manière à ce que chaque segment

²La régression linéaire de u_{is} sur u_i conduit à l'estimateur du coefficient de u_i pour le segment j suivant :

$$\frac{\sum u_i u_{is}}{\sum u_i^2} = \frac{Cov(u_i, u_{is})}{V(u_i)} = \frac{Cov(u_i, u_{is})}{\sqrt{V(u_i)} \sqrt{V(u_{is})}} \frac{\sqrt{V(u_{is})}}{\sqrt{V(u_i)}} = Corr(u_i, u_{is}) \frac{\sqrt{V(u_{is})}}{\sqrt{V(u_i)}} = \frac{\rho_j}{\sigma_j}$$

soit composé de travailleurs homogènes, du point de vue de la relation qui lie leur salaire à leurs caractéristiques individuelles.

$$P(i \in Y_j) = \pi_j, \quad j = 1, \dots, J, \forall i$$

Cette probabilité est la même pour tous les individus. La densité des salaires observés est modélisée comme un mélange fini de modèles de régression linéaire, puisque la distribution des salaires dans chaque segment suit, comme on l'a postulé précédemment, une loi normale. Elle s'écrit comme suit :

$$f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \Theta, \gamma) = \sum_{j=1}^J \pi_j f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \theta_j, \gamma)$$

$$\text{où } \Theta = \{\theta_j\}_{j=1\dots J} = \{\beta_j, \sigma_j, \rho_j\}_{j=1\dots J}$$

Cette modélisation emboîte les deux cas particuliers suivants :

- S'il n'y a qu'un seul segment ($J = 1$), le mélange de modèles de régression se ramène au Tobit généralisé.
- S'il n'y a pas de biais de sélection c'est-à-dire, $\rho_j = 0 \forall j = 1, \dots, J$, il s'agit d'un mélange fini classique de modèles de régression.

2.2. Estimation du mélange de modèles de régression

L'estimation du mélange avec sélection pose le problème de l'identification des paramètres ρ_j . Il n'est en effet pas possible d'estimer simultanément la proportion de chaque segment et la corrélation entre les inobservables qui déterminent les salaires au sein de ces segments et les inobservables de la probabilité d'avoir un emploi. Cette difficulté est contournée en imposant que la sélection affecte de manière identique les différents segments informels et formel. La distribution des salaires observée devient alors :

$$f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \Theta, \gamma) = \sum_{j=1}^J \frac{\pi_j}{\sigma_j} \varphi\left(\frac{\ln w_i - x_i' \beta_j}{\sigma_j}\right) \Phi\left(\frac{z_i' \gamma + \frac{\rho}{\sigma_j} (\ln w_i - x_i' \beta_j)}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right) \times \frac{1}{\Phi(z_i' \gamma)}$$

$$\text{où } \Theta = \{\beta_j, \sigma_j, \rho\}_{j=1\dots J}$$

Par ailleurs, les données mêlent deux types d'hétérogénéité : l'une observée, qui est liée à la nature formelle ou informelle de l'emploi, l'autre inobservée, qui ne concerne que l'emploi informel. Comme la proportion d'emplois formels est connue, le mélange de modèles de régression ne va porter que sur l'emploi informel. En notant EF_i , la variable indicatrice qui vaut 1 (resp. 0) quand le travailleur a un emploi formel (resp. informel), la log-vraisemblance de l'échantillon s'écrit finalement :

$$\begin{aligned}
L &= \prod_{i=1}^N P(w_{is} = 0)^{1-w_{is}} \left(P(w_{is} = 1) f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \theta_j, \gamma) \right)^{w_{is}} \\
&= \prod_{i \notin Y} P(w_{is} = 0) \prod_{i \in Y} P(w_{is} = 1) \\
&\quad \times \left(P(EF_i = 1) f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \theta_F, \gamma) \right)^{EF_i} \\
&\quad \times \left(P(EF_i = 0) \sum_{j=1}^J \pi_{Ij} f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \theta_{Ij}, \gamma) \right)^{1-EF_i}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\ln L &= \sum_{i \notin Y} \ln P(w_{is} = 0) + \sum_{i \in Y} \ln P(w_{is} = 1) \\
&\quad + \sum_{i \in Y_F} \ln \left(P(EF_i = 1) f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \theta_F, \gamma) \right) \\
&\quad + \sum_{i \in Y_I} \ln \left(P(EF_i = 0) \sum_{j=1}^J \pi_{Ij} f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \theta_{Ij}, \gamma) \right)
\end{aligned}$$

où $P(EF_i = 1)$ et $P(EF_i = 0)$ sont respectivement les proportions d'emplois formels et informels, connues, alors que les probabilités d'être en emploi et hors emploi sont modélisées de la façon suivante :

$$P(w_{is} = 1) = \Phi(z_i' \gamma) \text{ d'où } P(w_{is} = 0) = \Phi(-z_i' \gamma)$$

L'estimation des paramètres inconnus suppose d'avoir une expression analytique du maximum de vraisemblance, qui n'est pas toujours disponible. Il est donc d'usage de recourir à des méthodes itératives. La principale difficulté ici réside dans le fait que la log-vraisemblance est multimodale et que, par conséquent, l'algorithme d'optimisation peut converger vers un maximum local, et ce d'autant plus que les segments ne sont pas clairement séparés. En outre, la prise en compte de la sélection rend plus difficile l'obtention d'un optimum numérique dans la mesure où la concavité de la log-vraisemblance n'est pas assurée.

Pour limiter ce risque, nous procédons en deux étapes, selon l'approche développée par Heckman (1977, 1979).

1. Les paramètres qui gouvernent la sélection, γ , sont estimés par un probit de la probabilité d'être en emploi.
2. Les autres paramètres : $\pi_j, \beta_j, \sigma_j, \rho$, sont obtenus conditionnellement aux valeurs estimés $\hat{\gamma}$. Sachant que la proportion d'emplois formels est connue, le mélange ne porte que sur l'emploi informel et la log-vraisemblance à maximiser s'écrit donc :

$$\ln L = \sum_{i \in Y_F} \ln(\pi_F f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \theta_F, \hat{\gamma})) + \sum_{i \in Y_I} \ln \left(\sum_{j=1}^J \pi_j f(\ln w_i | w_{is} = 1, x_i, z_i, \theta_j, \hat{\gamma}) \right)$$

Cette log-vraisemblance est estimée pour différents nombres de segments informels, dont le nombre optimal est sélectionné sur la base de la minimisation de critères d'information tels que l'AIC ou le BIC.

La matrice de variance-covariance issue de la deuxième étape (associée aux paramètres $\pi_j, \beta_j, \sigma_j, \rho$) étant biaisée, nous appliquons la correction proposée par Murphy et Topel (1985) :

$$\Sigma_w = R_w^{-1} + R_w^{-1} (R'_{sw2} R_s^{-1} R_{sw2} - R'_{sw1} R_s^{-1} R_{sw2} - R'_{sw2} R_s^{-1} R_{sw1}) R_s^{-1}$$

où R_s et R_w sont respectivement les dérivées des scores (dérivées premières) issues de l'équation de sélection et des équations de salaire, R_{sw2} est la dérivée des scores des équations de salaire par rapport aux paramètres de l'équation de sélection et R_{sw1} le produit des scores de l'équation de sélection et des équations de salaire.

$$R_w = -E \frac{\partial^2 L_w}{\partial \theta \partial \theta'}$$

$$R_s = -E \frac{\partial^2 L_s}{\partial \gamma \partial \gamma'}$$

$$R_{sw2} = -E \frac{\partial^2 L_w}{\partial \gamma \partial \theta'}$$

$$R_{sw1} = -E \frac{\partial L_s}{\partial \gamma} \frac{\partial L_w}{\partial \theta}$$

2.3. Le test de segmentation

Dans le cas d'un marché concurrentiel, chaque travailleur connaît les rendements de ses caractéristiques individuelles dans tous les segments. Il choisit donc le segment qui lui fournit le niveau de revenu le plus élevé. Soit la variable indicatrice suivante :

$$I(w_i^j) = \begin{cases} 1 & \text{si } E(\ln w_i^j | w_{is} = 1, x_i, z_i) = \max_{k=1 \dots J} E(\ln w_i^k | w_{is} = 1, x_i, z_i) \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Avec le revenu espéré de l'individu i dans le segment j qui s'obtient comme suit :

$$\begin{aligned} E(\ln w_i^j | w_{is} = 1, x_i, z_i) &= E(x_i' \beta_j + u_i | w_{is} = 1, x_i, z_i) \\ &= E(x_i' \beta_j | w_{is} = 1, x_i, z_i) + E(\rho \sigma_j u_{is} + \varepsilon_i | w_{is} = 1, x_i, z_i) \\ &= x_i' \hat{\beta}_j + \hat{\rho} \hat{\sigma}_j E(u_{is} | w_{is} = 1, x_i, z_i) + E(\varepsilon_i | w_{is} = 1, x_i, z_i) \end{aligned}$$

$$\text{Comme } E(u_{is} | w_{is} = 1, x_i, z_i) = E(u_{is} | u_{is} > -z_i' \gamma, x_i, z_i) = \frac{\varphi(z_i' \hat{\gamma})}{\Phi(z_i' \hat{\gamma})}$$

$$\text{Alors } E(\ln w_i^j | w_{is} = 1, x_i, z_i) = x_i' \hat{\beta}_j + \hat{\rho} \hat{\sigma}_j \frac{\varphi(z_i' \hat{\gamma})}{\Phi(z_i' \hat{\gamma})}$$

Chaque individu i choisit le segment j qui maximise son revenu, ce qui correspond à $I(w_i^j) = 1$ et, pour chaque segment j , la proportion d'individus pour lesquels ce segment est le plus rémunérateur est donnée par :

$$P(i \in Y_j) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I(w_i^j) = \tilde{\pi}_j$$

Le test, dont l'hypothèse nulle correspond à l'absence de segmentation (c'est-à-dire à l'absence de barrières à l'entrée de chaque segment), consiste à tester l'égalité entre la distribution des individus entre les secteurs issue d'un marché concurrentiel et celle observée (ou plus précisément estimée) sur le marché du travail. Si ces deux distributions sont égales, cela signifie que les individus se trouvent bien dans le segment qui leur procure la meilleure rémunération compte-tenu de leurs caractéristiques individuelles et que, par conséquent, il n'y a pas de barrières à l'entrée des différents segments. D'un point de vue pratique, il s'agit de comparer les tailles des segments du marché du travail telles qu'elles sont données par la maximisation du revenu sur la base des rendements estimés ($\tilde{\pi}_j$) et par l'estimation du mélange de modèles de régression ($\hat{\pi}_j$).

$$H_0: \frac{\tilde{\pi}_j}{\hat{\pi}_j} = 1$$

La loi empirique de chaque probabilité $\tilde{\pi}_j, j = 1 \dots J$ est obtenue par *bootstrap*.

3. ANALYSE EMPIRIQUE

3.1. Présentation des données

Les données mobilisées ici proviennent de l'enquête *budget des ménages* 2006 (volet individuel) publiée par l'institut de statistiques turc. L'analyse est menée sur la population en âge de travailler (15-64 ans) qui, lorsqu'elle est en emploi, perçoit une rémunération positive. De ce fait, les travailleurs familiaux non rémunérés sont exclus de l'échantillon (1 793 individus), de même que les individus qui ont déclaré une rémunération négative ou nulle (71). Cet échantillon est composé de 20 919 individus, dont 8 909 en emploi. Conformément aux directives concernant une définition statistique de l'emploi informel

approuvées en 2003 lors de la dix-septième Conférence internationale des statisticiens du travail, ces emplois sont répartis en emplois formels et informels à partir des caractéristiques des emplois occupés. Le critère de non affiliation à la Sécurité sociale permet d'identifier les emplois informels. Plus précisément, sont considérés comme travailleurs informels ceux qui ont répondu qu'ils n'étaient affiliés à aucun des organismes de sécurité sociale du fait de leur emploi. Ainsi formulée, cette question permet d'éviter que se pose le problème des ayants droit ou de ceux qui bénéficient d'un dispositif d'assurance maladie lié à la faiblesse de leurs revenus (*green card*).

Le modèle économétrique retenu ici correspond à un Tobit généralisé avec une équation de participation, qui modélise la probabilité d'avoir un emploi, et une équation de gain. Celui-ci peut être soit un salaire (pour les individus qui se déclarent salariés réguliers, occasionnels ou employeurs) soit un revenu (pour les indépendants ou les employeurs). Nous modélisons le logarithme du gain mensuel. En effet, au vu des horaires qui sont plus souvent irréguliers ou contraints dans l'emploi informel, la fréquence mensuelle nous paraît mieux mesurer les opportunités pécuniaires de l'emploi informel.

Les caractéristiques individuelles retenues pour ces deux équations sont de trois ordres. Celles communes à l'équation de participation et à l'équation de gain :

- le sexe : la modalité de référence est être un homme.
- l'âge : variable continue comprise entre 15 et 64 ans.
- le niveau d'éducation : variable qualitative ordonnée au sens où les modalités désignent des niveaux d'éducation croissants : sans diplôme, primaire, collège, lycée, supérieur. La modalité de référence est sans diplôme.

Celles présentes uniquement dans l'équation de gain :

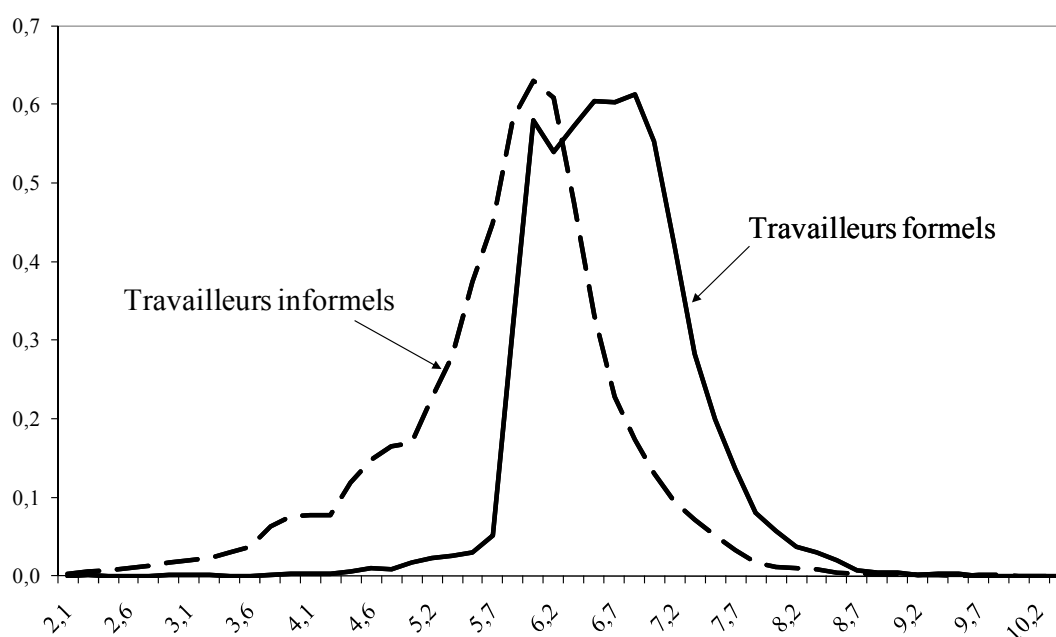
- l'âge au carré : cette variable ajoutée à l'âge permet d'approximer l'effet de l'expérience, variable non disponible. En effet, l'âge d'un individu est la somme de son expérience potentielle (en l'absence d'années de chômage ou d'inactivité), de ses années de formation et des six ans de son début de vie. Dans ce cas, si on note α_1 et α_2 les coefficients respectifs de l'âge et de l'âge au carré, les rendements moyens de l'expérience sont approximatés par la somme suivante : $\alpha_1 + 2\alpha_2 \times \text{âge moyen}$.
- la durée du travail mensuelle en heures (en logarithme) ;
- la localisation géographique du ménage : elle distingue les urbains des ruraux (modalité de référence). La zone rurale (resp. urbaine) correspond à des agglomérations de moins (resp. plus) de 20 000 habitants.

Celles qui permettent d'identifier la participation au sens où elles n'influencent pas directement le niveau du gain :

- Le statut marital : plusieurs modalités de cette variable ont été regroupées en raison du faible nombre d'observations de certaines d'entre elles. Il en reste trois : la modalité de référence est célibataire, qui regroupe la modalité « n'avoir jamais été marié » et la modalité « vivre séparément », la deuxième modalité est vivre en couple (modalités « marié » et « vivre ensemble »), la dernière regroupe veufs et divorcés.
- Le nombre de dépendants au sein d'un ménage : les dépendants sont soit des personnes en âge de travailler qui ne sont pas en emploi (chômeurs ou inactifs), soit des plus de 64 ans ou des enfants (de moins de 15 ans). Nous construisons deux variables : le nombre d'enfants de moins de 15 ans pour un individu au sein de son ménage, et le nombre d'individus de plus de 14 ans qui n'ont pas d'emploi rémunéré au sein d'un ménage.

Le tableau 1 présente les moyennes de ces variables. Parmi les personnes en âge de travailler, moins de 45 % sont en emploi et, parmi elles, seulement 55 % ont un emploi formel³. La répartition par sexe montre que cette faiblesse du taux d'emploi tient à la très faible participation des femmes turques au marché du travail : les hors emplois (inactifs et chômeurs) sont essentiellement des femmes (74,4 %), alors qu'elles représentent seulement 24 % des emplois informels et moins de 15 % des emplois formels. En termes de rémunération, l'écart est fort entre emploi formel et informel : les travailleurs formels sont en moyenne deux fois mieux rémunérés que les travailleurs informels, alors que l'âge moyen est de deux ans plus élevé dans l'informel. Le graphique 1 montre cependant que les deux distributions se recouvrent partiellement, indiquant que tous les emplois informels ne sont pas forcément moins bien rémunérés que les emplois formels.

Graphique 1. Distribution des rémunérations mensuelles, 2006



Source : calculs des auteurs à partir de TUIK, Enquête budget des ménages 2006.

Les niveaux d'éducation atteints sont plus élevés pour les travailleurs formels : 30 % d'entre eux ont fini le lycée, contre 19 % dans la population hors emploi et 14 % parmi les travailleurs informels, mais surtout plus de 20 % d'entre eux ont un diplôme du supérieur, contre moins de 4 % de ceux qui sont hors emploi et moins de 3 % de ceux qui ont un emploi informel. Les sans-diplôme ne constituent que 1,5 % des emplois formels, contre 12,5 % des emplois informels. Pour ces derniers, l'essentiel des effectifs (près des deux tiers) dispose seulement d'un diplôme primaire. La durée hebdomadaire du travail est plus élevée (de deux heures) pour les travailleurs formels que pour les travailleurs informels. La localisation géographique des emplois⁴ avec près de 80 % des emplois formels en milieu urbain, contre

³ Ce chiffre est très proche de celui fourni par l'enquête sur la population active réalisée auprès des ménages (52 %) qui couvrent l'ensemble des personnes en emploi, y compris les travailleurs familiaux non rémunérés (voir Ben Salem *et al*, 2011a et 2011b).

⁴ Sous l'hypothèse que les emplois se situent dans la même zone (rurale/urbaine) que les habitations.

seulement 56 % pour les emplois informels, illustre le caractère essentiellement informel des emplois agricoles.

Tableau 1. Statistiques descriptives

	Population en âge de travailler	Hors emploi	Emploi formel	Emploi informel
Population	20 919	12 010	4 947	3 962
(%)	100	57,4	23,6	18,9
Rémunération mensuelle	750	.	964	484
Âge	35,2	34,1	35,8	37,8
Sexe (%)				
homme	49,3	25,6	85,4	76,2
femme	50,7	74,4	14,6	23,8
Éducation (%)				
sans diplôme	13,6	19,0	1,5	12,5
primaire	50,4	52,4	35,9	62,3
collège	7,8	6,0	11,5	8,6
lycée	20,6	19,0	29,9	13,9
supérieur	7,6	3,7	21,2	2,7
Durée du travail hebdomadaire	50,8	.	51,9	49,5
Localisation (%)				
rural	26,6	23,2	20,6	44,1
urbain	73,4	76,8	79,4	55,9

Source : calculs des auteurs à partir de TUIK, Enquête budget des ménages 2006.

3.2. Choix du nombre de segments

La première étape dans la mise en œuvre du mélange de modèles de régression consiste à déterminer le nombre de segments le plus pertinent. Pour cela, les estimations sont effectuées pour différents nombres de segments fixés *a priori*, dont les performances sont comparées à l'aide des critères d'information AIC et BIC.

Le tableau 2 montre qu'une partition en deux segments de l'emploi informel est préférable à une représentation homogène quel que soit le critère retenu. En revanche, la discrimination entre trois et deux segments de même que celle entre quatre segments *versus* trois segments est moins évidente. En effet, dans ces deux cas, le critère AIC identifie le modèle avec le plus grand nombre de segments comme étant le plus optimal, alors que le critère BIC sélectionne le modèle avec deux segments. Cette différence reflète la tendance de l'AIC à favoriser des modèles plus complexes (Wedel, Kamakura, 1998 ; Biernacki, 2009). Nous retiendrons ici le

nombre de segments pour lequel les deux critères fournissent la même conclusion : deux segments informels.

Tableau 2. Critères d'information pour la sélection du modèle

Informel	AIC	BIC
Un segment	37 597,8	37 876,0
Deux segments	37 029,0	37 402,6
Trois segments	36 944,1	37 413,1
Quatre segments	36 882,2	37 446,5

Source : calculs des auteurs.

3.3. Résultats des estimations

Le tableau 3 présente les résultats des estimations de l'équation de participation et des équations de gains pour deux configurations du marché du travail turc. La première correspond à une partition de l'emploi informel en deux segments, issue du mélange de modèles de régression. La seconde est établie à partir d'une séparation des emplois en trois catégories connues : emplois formels, emplois informels salariés et emplois informels indépendants⁵.

La première information que l'on peut tirer de ce tableau concerne la prise en compte dans les estimations des équations de gains d'un éventuel biais de sélection lié à la censure sur la distribution des rémunérations, du fait que l'on n'observe pas les rémunérations des individus hors emploi. La non-significativité du terme de sélection (ρ) indique que les caractéristiques des populations en emploi et hors emploi sont relativement proches en Turquie et qu'un mélange de modèles de régression sans sélection fournirait des estimations non biaisées.

⁵ La colonne correspondant à l'estimation de l'équation de gains pour les travailleurs formels n'est reportée qu'une fois dans ce tableau ; celle correspondant à la partition de l'informel en deux segments connus étant très similaire à celle issue du mélange.

Tableau 3. Estimations du mélange de modèles de régressions et d'une partition *a priori* de l'informel entre salariés et indépendants

	Probit		Formel		Informel 1		Informel 2		Informel salariés		Informel Indépendants	
	coef	se	coef	se	coef	se	coef	se	coef	se	coef	se
Âge	-0,001	0,001	0,094***	0,007	0,113***	0,012	0,043***	0,008	0,071***	0,007	0,091***	0,017
Âge ²			-0,001***	0,000	-0,001***	0,000	-0,000***	0,000	-0,001***	0,000	-0,001***	0,000
<i>Réf. Sans diplôme</i>												
Primaire	0,168***	0,038	0,283***	0,094	0,284***	0,081	0,101**	0,043	0,186***	0,046	0,097	0,077
Collège	0,429***	0,052	0,369***	0,096	0,552***	0,109	0,135**	0,058	0,270***	0,058	0,319***	0,103
Lycée	0,453***	0,044	0,543***	0,094	0,627***	0,109	0,075	0,056	0,281***	0,054	0,374***	0,112
Supérieur	1,051***	0,058	0,921***	0,096	1,497***	0,182	0,319	0,201	1,013***	0,106	0,811***	0,184
Durée du travail			0,168***	0,028	0,480***	0,061	0,501***	0,049	0,477***	0,042	0,565***	0,051
<i>Réf. Homme</i>												
Femme	-1,751***	0,025	-0,219***	0,028	-0,957***	0,088	-0,173***	0,045	-0,369***	0,041	-1,026***	0,081
<i>Réf. Rural</i>												
Urbain			0,124***	0,021	0,276***	0,055	0,078***	0,027	0,089***	0,028	0,276***	0,051
<i>Réf. Célibataire</i>												
En couple	0,322***	0,039										
Divorcé, veuf	0,366***	0,080										
Nbre d'enf. -14 ans	0,075***	0,009										
Nbre de dép. + 14 ans	-0,496***	0,012										
Constante	1,012***	0,062	3,168***	0,212	0,670*	0,386	2,360***	0,313	1,754***	0,259	0,992**	0,453
σ_j			0,540***	0,010	0,971***	0,034	0,368***	0,028	0,642***	0,013	0,939***	0,023
$\hat{\pi}_j$			0,555***	0,005	0,226***	0,020	0,219***	0,020	0,270	.	0,175	.
ρ			-0,034	0,032		.	.	.	-0,003	0,029	.	.
Salaire moyen			817,5		346,3	.	396,8	.	345,4	.	398,9	.
Nbre d'observations	20 919		8 909						8 909			
Log-vraisemblance	-8 610,65		-14 475,58						-17 206,54			

Lecture : *** significatif à 1 %, ** 5 % et * 10 %.

Ensuite, l'estimation du mélange avec deux segments informels conduit à une répartition équiprobable des travailleurs informels entre les deux segments (respectivement 51 % et 49 %). L'écart de revenu moyen entre ces deux segments est faible et ne permet donc pas de retrouver, sur la base de ce critère, une configuration à *la Fields* avec une strate supérieure et une strate inférieure. En revanche, les revenus moyens estimés dans les segments informels sont clairement en dessous du revenu moyen formel estimé. Les résultats des estimations montrent des écarts de rendements des caractéristiques individuelles, marqués entre les segments. Les rendements de l'expérience sont significatifs dans tous les segments mais bien plus faibles dans l'informel 2 que dans les deux autres. Les rendements de l'éducation augmentent avec le niveau atteint dans le formel et l'informel 1, alors que dans l'informel 2 les revenus sont, au seuil de 1 %, indépendants des compétences acquises et, au seuil de 5 %, seuls le primaire et le collège offrent des rendements plus élevés que les autres niveaux d'éducation. Dans tous les segments, les femmes perçoivent des rémunérations plus faibles que celles des hommes, mais cette discrimination est particulièrement marquée dans l'informel 1. C'est aussi dans ce segment que la localisation géographique exerce l'impact le plus fort avec une « prime urbaine » nettement plus élevée.

L'estimation qui sépare *a priori* les travailleurs informels entre salariés et indépendants est menée ici, dans la mesure où plusieurs travaux mettent en avant les différences qui pourraient exister entre ces deux catégories d'emplois informels avec l'idée que les indépendants seraient dans l'informel davantage par choix que les salariés. Les résultats obtenus par rapport à ceux issus du mélange fournissent un certain nombre d'enseignements. Tout d'abord, cette configuration paraît moins représentative du marché du travail turc, comme l'illustre la comparaison des valeurs de la log-vraisemblance. La partition obtenue par mélange permet d'obtenir des segments plus homogènes dans la relation qui lie les revenus à leurs déterminants et fait ainsi émerger des différences plus marquées entre les segments. En conséquence, la répartition des travailleurs informels entre salariés et indépendants, si elle correspond à une clef de partage observable, n'est pas celle qui permet d'obtenir les segments les plus pertinents.

Les différences de rendements des caractéristiques individuelles observées entre les segments indiquent qu'il est nécessaire de tenir compte de l'hétérogénéité de l'emploi informel. La comparaison avec une décomposition de l'emploi informel entre salariés et indépendants montre en outre que la « bonne » ligne de partage n'est pas le statut dans l'emploi. Pour répondre aux deux dernières questions posées à l'issue de la première partie, relatives à la nature du marché du travail turc et à l'ampleur de la composante volontaire au sein de l'informel, il reste à déterminer s'il existe des barrières à l'entrée entre les différents segments.

3.4. Marché du travail segmenté ou compétitif ?

Afin d'apporter un éclairage sur le caractère segmenté ou compétitif du marché du travail turc, la distribution des probabilités issues du mélange de modèles de régression avec trois segments $\{\hat{\pi}_j\}_{j=1}^J$ est comparée à celle qui résulterait d'un comportement de maximisation de leur revenu par les travailleurs $\{\tilde{\pi}_j\}_{j=1}^J$. Cette dernière est obtenue en calculant, pour chaque segment, la proportion d'individus pour lesquels le revenu serait, compte tenu de leurs caractéristiques individuelles, maximal dans ce segment. En pratique, cela revient à identifier pour chaque individu le segment dans lequel son revenu est le plus élevé puis à calculer pour chaque segment la proportion d'individus pour lesquels ce segment est le plus rémunérateur. Si les probabilités estimées et les probabilités théoriques sont égales, et donc leur ratio égal à 1,

cela signifie que les individus se situent dans le segment qui leur procure la rémunération maximale et, par conséquent, qu'il n'y a pas de phénomène de file d'attente et donc de barrières à l'entrée dans les différents segments. Le marché du travail est dans ce cas qualifié de compétitif. Le tableau 4 montre qu'en Turquie la distribution des probabilités estimées est statistiquement très différente de celle correspondant à un comportement de maximisation du revenu.

Tableau 4. Probabilités estimées ($\hat{\pi}_j$) et théoriques ($\tilde{\pi}_j$)

	Formel	Informel 1	Informel 2
$\hat{\pi}_j$	0,555	0,226	0,219
$\tilde{\pi}_j$	0,897	0,065	0,038
$\frac{\tilde{\pi}_j}{\hat{\pi}_j}$	1,615	0,288	0,175
<i>p-value*</i>	0,000	0,016	0,001

*Les *p-values* du test d'égalité à 1 du ratio sont obtenues à partir de 400 réplifications de l'échantillon par *bootstrap*.

Source : calculs des auteurs à partir des estimations du tableau 3.

Les travailleurs sont sous-représentés dans le segment formel (le ratio probabilité théorique sur probabilité estimée dans ce secteur est plus grand que 1) et sur-représentés dans les deux segments informels. Des barrières à l'entrée dans le segment formel empêchent les travailleurs d'être rémunérés, compte tenu de leurs caractéristiques individuelles, autant qu'ils le devraient si le marché était compétitif. La proportion de ceux qui souhaiteraient être employés dans le segment formel est bien plus élevée (90 %) que celle effectivement observée (55 %). L'essentiel de l'emploi informel en Turquie apparaît donc comme un emploi en dernier ressort pour échapper au chômage. La composante volontaire telle qu'elle peut être estimée ici, sous l'hypothèse que les agents maximisent leur revenu, est très faible : elle n'atteint pas 10 % de l'emploi informel⁶.

La modélisation mise en œuvre dans cet article a permis d'identifier deux segments au sein de l'informel dans lesquels les rendements des caractéristiques individuelles sont différents. L'hétérogénéité ainsi mise en évidence ne correspond pas à une partition des emplois informels entre salariés d'un côté et indépendants de l'autre. Elle ne conduit pas non plus à distinguer un segment attractif qui serait la résultante d'un choix des travailleurs. Dans les deux segments, les emplois informels sont subis : la plupart des travailleurs informels, s'ils occupaient un emploi formel, percevraient une rémunération supérieure. L'hypothèse de segmentation du marché du travail, même après prise en compte de l'hétérogénéité des

⁶ Celle-ci est égale à $\frac{\tilde{\pi}_{I1}^{IEI} + \tilde{\pi}_{I2}^{IEI}}{\pi_I}$.

emplois informels, est ici vérifiée. L'ampleur de la composante involontaire des emplois informels pourrait cependant résulter de l'hypothèse posée ici que les travailleurs maximisent leur revenu et non leur utilité. Eu égard à l'écart de rémunération moyenne entre emplois formels et informels, cela signifierait que les avantages non pécuniaires offerts par les emplois informels par rapport aux emplois formels sont particulièrement importants pour compenser cet écart financier. Aussi, si l'on peut penser que la prise en compte de l'utilité en place du revenu pourrait pour certains individus modifier les estimations réalisées ici, il semble peu probable qu'elle les modifie fondamentalement.

Ainsi, pour réduire l'emploi informel dans le cas de barrières à l'entrée de l'emploi formel, la recommandation microéconomique militerait en faveur d'une suppression des rigidités sur le marché du travail, qui empêchent les ajustements par les prix. Cependant, le prix à payer pour cette extension de la protection sociale au plus grand nombre serait incompatible, du fait des écarts de rémunération entre emplois formels et informels, avec le respect d'un niveau de vie décent pour nombre de travailleurs. Aussi, pour assurer une couverture plus large des individus contre les risques faut-il s'interroger sur les réformes du système de protection sociale à envisager. Pour le moment, les réformes du système des retraites et de l'assurance-maladie se sont attachées essentiellement à modifier les paramètres des régimes pour en assurer la viabilité financière (Soto Iguaran, 2011). Ainsi, le lien entre protection sociale et emploi reste dominant. Or, dans un contexte où la moitié des travailleurs ne bénéficie d'aucune couverture sociale, le passage à un système plus universel devrait être examiné.

BIBLIOGRAPHIE

- AHAMADA I., E. FLACHAIRE, 2008, *Econométrie non paramétrique*, Economica.
- BEN SALEM M., I. BENSIDOUN, S. PELEK, 2011a, "Portrait de l'emploi informel en Turquie", *Document de travail CEE*, n° 138, janvier.
- BEN SALEM M., I. BENSIDOUN, S. PELEK, 2011b, "Informal employment in Turkey : an overview", *Région et développement*, 34, à paraître.
- BIERNACKI C., 2009, "Pourquoi les modèles de mélange pour la classification ?", *La Revue de Modulad*, 40, 1-22.
- HART J. K., 1973, "Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana", *Journal of Modern African Studies* 11. 3, 61-89.
- HECKMAN J., 1977, "Sample selection bias as a specification error", *NBER WP* 172.
- HECKMAN J., 1979, "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, 153-161
- FIELDS G., 1990, "Labor market modelling and the urban informal sector: Theory and evidence", in Turnham D., B. Salomé, A. Schwarz, *The informal sector revisited* (Paris, OCDE), 49-69.
- FIELDS G., 2005, "A Guide to Multisector Labor Market Models", *Social Protection Discussion Paper*, n° 0505, World Bank.
- GÜNTHER I., A. LAUNOV, 2006, "Competitive and Segmented Informal Labor Markets", *IZA Discussion Paper*, n° 2349.
- GÜNTHER I., A. LAUNOV, 2011, "Informal Employment in Developing Countries. Opportunity or Last Resort?", *Journal of Development Economics*, [doi:10.1016/j.jdeveco.2011.01.001](https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2011.01.001).
- MALONEY W. F., 2004, "Informality Revisited", *World Development*, 32 (7), p.1159-1178, July.
- MURPHY K.M., R.H. TOPEL, 1985, "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 3(4), 370-379.

PERRY G. E., W. F. MALONEY, O. ARIAS, P. FAJNZYLBER, A. MASON, J. SAAVEDRE-CHANDUVI, 2007, *Informality: Exit and Exclusion in Latin America*, World Bank.

ROSEN S., 1986, “The Theory of Equalizing Differences”, *Handbook of Labor Economics*, Vol.1, Ashenfelter O. and R. Layard (Ed).

SOTO IGUARAN C., 2011, “The Turkish Welfare Regime under Pressure: Resilience or Change?”, *Document de travail CEE*, n° 144, avril.

WEDEL M., W.A. KAMAKURA, 1998, *Market Segmentation : Conceptual and Methodological Foundations*, Boston: Kluwer Academic Press.

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

- N° 150** *La santé des indépendants : un avantage relatif à interpréter*
ÉLISABETH ALGAVA, CATHERINE CAVALIN, SYLVIE CELERIER
octobre 2011
- N° 149** *L'importance des « réseaux d'entreprises » dans la mobilité sectorielle des salariés*
OANA CALAVREZO, RICHARD DUHAUTOIS, FRANCIS KRAMARZ
septembre 2011
- N° 148** *Familles monoparentales allocataires du RMI ou de l'API et trappes à inactivité : les enseignements de l'enquête sur les expérimentations du rSa en France*
AI-THU DANG, DANIELE TRANCART
septembre 2011
- N° 147** *Les effets du bénévolat sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés d'Île-de-France*
JONATHAN BOUGARD, THOMAS BRODATY, CELINE ÉMOND, YANNICK L'HORTY, LOÏC DU PARQUET, PASCALE PETIT
mai 2011
- N° 146** *L'impact de la crise sur les trajectoires professionnelles des jeunes*
ÉLISABETH DANZIN, VERONIQUE SIMONNET, DANIELE TRANCART
mai 2011
- N° 145** *Pourquoi un retour à l'emploi plus rapide à proximité de la frontière ?*
JONATHAN BOUGARD
mai 2011
- N° 144** *The Turkish Welfare Regime under Pressure: Resilience or Change?
Le régime turc de protection sociale sous pression : résistance ou changement ?*
CARLOS SOTO IGUARAN
avril 2011
- N° 143** *Évaluer l'expérimentation sociale*
BERNARD GOMEL, ÉVELYNE SERVERIN
avril 2011
- N° 142** *Les nouveaux cadres d'une entreprise publique en mutation*
ALEX ALBER
avril 2011
- N° 141** *Discriminations à l'embauche des jeunes Franciliens et intersectionnalité du sexe et de l'origine : Les résultats d'un testing*
PASCALE PETIT, EMMANUEL DUGUET, YANNICK L'HORTY, LOÏC DU PARQUET, FLORENT SARI
février 2011