

# LES DETERMINANTS DU CHOIX D'OCCUPATION EN COLOMBIE :

## UNE ANALYSE EMPIRIQUE

**Guillaume DESTRE**

*TEAM, Université de Paris1 et CNRS, France*

**Valentine HENRARD\***

*TEAM, Université de Paris1 et CNRS, France*

### Résumé

À partir d'un échantillon représentatif de ménages résidant dans les 10 plus grandes métropoles colombiennes, nous analysons les déterminants du choix du travail indépendant. Le modèle économétrique utilisé suppose, d'une part que les individus s'installent à leur compte si le différentiel de gains espérés entre les deux types d'emploi (indépendant ou salarié) excède les "coûts", et d'autre part, que les gains et le statut d'occupation sont déterminés de façon simultanée. Les principaux résultats sont : (1) le différentiel de gains espérés est le principal déterminant du choix d'occupation et il s'explique en grande partie par des facteurs inobservés. (2) Bien que positif, l'effet de la variable risque de chômage sur la probabilité d'être compte-propre n'est pas significative dans le modèle structurel. (3) La sélection négative dans le travail indépendant suggère qu'en Colombie la décision de s'installer à son compte peut être contrainte.

**Mots clés** : choix du statut d'occupation, travail indépendant, Colombie, biais de sélection.

**Classification JEL** : J23, J24, O12.

---

\* Maison des Sciences Économiques, 106-112 Boulevard de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13, France. Tél : 33 1 44 07 82 43. E-mail : henrardv@univ-paris1.fr.

## 1- INTRODUCTION

En Colombie, comme dans la plupart des pays en développement, le nombre de compte-propres n'a cessé d'augmenter depuis les années 70. Le pourcentage de la force de travail qui occupe un emploi indépendant est passé de 27,6 en 1982 à 32,6 en 1996 pour atteindre 38,0 en 2000.

Les individus qui font le choix de travailler à leur compte participent grandement au dynamisme de l'activité économique puisque, en plus de leurs propres emplois, ils induisent la création d'emplois directs (les salariés qu'ils peuvent recruter) et indirects (les domestiques et aides familiaux). En étant à la fois une alternative au salariat et un refuge contre le chômage, le travail autonome a attiré l'attention de bon nombre de gouvernements qui ont choisi de favoriser son développement par le biais de politiques incitatives. Un programme d'aide à la micro-entreprise<sup>2</sup> a d'ailleurs été mis en place en Colombie au cours de la période 1994-1998 afin d'en augmenter la compétitivité et d'en démocratiser la propriété. Dans un pays où le taux de chômage représentait environ 10,0 % de la population active en 1994, l'objectif du gouvernement était l'augmentation de l'emploi productif. L'efficacité de ce type de politique exige que les principaux facteurs qui conduisent les individus à s'installer à leur compte aient été clairement identifiés au préalable.

De façon assez paradoxale, alors qu'il existe bon nombre d'études des déterminants du travail indépendant dans les pays développés<sup>3</sup>, très peu de travaux ont été menés dans les pays en développement (Cunningham et Maloney, 1999 au Mexique et Earle et Sakova, 1999 dans les économies en transition) où les taux d'emploi indépendant sont les plus élevés (voir tableau I). Par ailleurs, à notre connaissance, à l'exception de l'étude de Taylor (1996), aucune n'a pris en compte le risque de chômage comme variable explicative du choix d'occupation.

Notre objectif dans cet article sera de combler en partie ces lacunes en introduisant une *proxy* de la probabilité d'être au chômage dans l'ensemble des facteurs susceptibles de conduire les individus à préférer l'emploi indépendant à l'emploi salarié dans un pays en

---

<sup>2</sup> En Colombie, les micro-entreprises sont des unités économiques de 10 travailleurs au plus, dont les actifs sont inférieurs à 50 millions de pesos. Elles regroupaient, en 1994, 51 % de l'emploi national.

<sup>3</sup> Voir la synthèse de Le (1999), Rees et Shah (1986), Blanchflower et Oswald (1990) et Taylor (1996) au Royaume-Uni ; Borjas (1986), Brock et Evans (1986), Gill (1988), Borjas et Bronars (1989) et Evans et Leighton (1989) aux Etats-Unis ; Evans (1989) et Kidd (1993) en Australie ; de Wit et Van Winden (1989) et de Wit (1993) aux Pays-Bas ; Bernhardt (1994) au Canada.

développement comme la Colombie. À l'aide d'un échantillon représentatif de l'enquête ménage réalisée dans les 10 plus grandes métropoles colombiennes en 1996 (« Encuesta Nacional de Hogares », ENH), nous estimerons un modèle structurel qui postule, d'une part que les individus choisissent de s'installer à leur compte lorsque le différentiel des gains espérés entre les deux types d'emploi excède les « coûts », et d'autre part, que les gains et le choix d'occupation sont déterminés de façon simultanée (Rees et Shah, 1986 ; Gill, 1988 ; de Wit et Van Widen, 1989 ; Bernhardt, 1994 ; Taylor, 1996 ; Earle et Sakova, 1999). Se faisant, nous prendrons en compte la possibilité que, dans nos données, les individus aient été sélectionnés dans l'un ou l'autre des deux statuts d'occupation.

La section 2 présente le modèle économétrique. Les données et les variables d'intérêt sont exposées dans la section 3. La section 4 analyse les principaux résultats. Enfin, la section 5 résume les principaux enseignements de cet article et suggère des pistes de recherche future.

**TABLEAU I**

**Part de l'emploi indépendant dans l'emploi total non agricole en 1996**

<i>Pays</i>	<i>Pourcentage</i>
États-Unis	7,3
France	7,7
Royaume-Unis	12,0
Espagne	18,4
Mexique	27,4
Colombie	32,6
<b>OCDE</b>	12,9
<b>PMA</b>	31,5

Sources : Blanchflower (2004), Maloney (1998) et ENH (1996).

## **2- LE MODELE ECONOMETRIQUE**

Le modèle économétrique que nous utilisons est semblable à celui estimé par Rees et Shah (1986), Gill (1988), de Wit et Van Widen (1989), Bernhardt (1994), Taylor (1996) et Earle et Sakova (1999). Les individus choisissent le travail (indépendant ou salarié) qui leur procure l'utilité la plus élevée. Conformément aux travaux de Knight (1921), ce critère de décision implique que :

$$(1) \ln Y_i^{SE} - \ln Y_i^E > \ln C_i$$

où  $Y_i^{SE}$  et  $Y_i^E$  sont les gains espérés dans chacun des deux types d'emploi ( $SE$  : Compte-propre et  $E$  : Employé).  $C_i$  est une valeur de réserve qui dépend du degré d'aversion au risque des individus, du coefficient de variation des gains et des caractéristiques des emplois indépendants et salariés.

Les gains et le statut de l'emploi sont déterminés de façon simultanée. Si l'on considère la variable latente  $I_i^*$  qui représente la différence d'utilité entre les deux alternatives, le modèle structurel s'exprime de la façon suivante :

$$\begin{cases} (2) I_i^* = \alpha_1 + \alpha_2 (\ln Y_i^{SE} - \ln Y_i^E) + \alpha_3 \ln C_i + \varepsilon_i \\ (3) \ln Y_i^{SE} = Z_i \gamma_{SE} + \varepsilon_i^{SE} \\ (4) \ln Y_i^E = Z_i \gamma_E + \varepsilon_i^E \end{cases}$$

où  $Z_i$  est un vecteur de caractéristiques individuelles qui ont une influence sur les gains.  $\varepsilon_i, \varepsilon_i^{SE}$  et  $\varepsilon_i^E$  sont des termes d'erreur aléatoire qui permettent de tenir compte du caractère non déterministe des différentes relations. Nous supposons qu'ils sont distribués de façon normale avec une espérance nulle et une variance constante.

En remplaçant,  $\ln Y_i^{SE}$  et  $\ln Y_i^E$  par (3) et (4) dans (2), nous obtenons le modèle réduit :

$$I_i^* = \alpha_1 + \alpha_2 (\gamma_{SE} - \gamma_E) Z_i + \alpha_3 \ln C_i + \alpha_2 (\varepsilon_i^{SE} - \varepsilon_i^E) + \varepsilon_i$$

$$(2') I_i^* = X_i \beta + \varepsilon_i^0$$

avec  $X_i = (Z_i, \ln C_i)$ ,  $\beta = (\alpha_1, \alpha_2 (\gamma_{SE} - \gamma_E), \alpha_3)$  et  $\varepsilon_i^0 = \alpha_2 (\varepsilon_i^{SE} - \varepsilon_i^E) + \varepsilon_i$

En pratique,  $I_i^*$  est inobservable, mais nous connaissons le statut d'emploi de l'individu. Nous construisons donc, pour les besoins de l'estimation, une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'individu est indépendant et 0 sinon :

$$(5) I_i = \begin{cases} 1 & \text{si } I_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Si les équations (3) et (4) sont estimées uniquement à partir des données sur les individus qui ont choisi l'une ou l'autre des deux alternatives, les espérances conditionnelles des erreurs ne sont plus égales à 0 et, de ce fait, les estimateurs des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sont biaisés. En effet, l'échantillon est tronqué dans la mesure où les observations affectées au premier régime (le travail indépendant) sont perdues pour le second (le travail salarié) et vice versa. Nous devons prendre en compte le fait que les individus peuvent avoir choisi tel type d'emploi plutôt que tel autre parce qu'ils ont un avantage comparatif dans cette alternative. Par exemple, ceux qui ont une aptitude au *management* choisiront le travail indépendant. Dans ce cas, les gains observés pour une catégorie de travailleurs ne nous permettent pas de déduire ce que l'autre catégorie aurait gagnée dans une situation similaire. Comme les études précédentes, afin de corriger ce biais de sélection, nous utiliserons la procédure d'Heckman (1979) en deux étapes, moins sensible que la méthode du maximum de vraisemblance à l'hypothèse de normalité des erreurs des fonctions de gains<sup>4</sup>.

Lorsque la distribution est tronquée, les gains espérés dans chaque type d'emploi s'expriment de la façon suivante (Thomas, 2000) :

$$\begin{cases} (3') E(\ln Y_i^{SE} / I_i^* > 0) = Z_i \gamma_{SE} - \left( \frac{\sigma_{SE0}}{\sigma_0} \right) \left( \frac{f_i}{F_i} \right) \\ (4') E(\ln Y_i^E / I_i^* \leq 0) = Z_i \gamma_E + \left( \frac{\sigma_{E0}}{\sigma_0} \right) \left( \frac{f_i}{1-F_i} \right) \end{cases}$$

où  $-\left(\frac{f_i}{F_i}\right)$  et  $\left(\frac{f_i}{1-F_i}\right)$  sont les rapports inverses de Mills.  $f_i = f\left(\frac{X_i\beta}{\sigma_0}\right)$  et  $F_i = F\left(\frac{X_i\beta}{\sigma_0}\right)$

représentent respectivement les fonctions de densité et de répartition associées à la loi normale centrée réduite, évaluées au point  $\frac{X_i\beta}{\sigma_0}$ .  $\sigma_{SE0}$  et  $\sigma_{E0}$  sont les covariances entre les

termes d'erreur des équations (3) et (2') d'une part, et, (4) et (2') d'autre part.  $\sigma_0$  est la variance

---

<sup>4</sup> Lee (1982) montre que la méthode en deux étapes donne des estimateurs convergents tant que la normalité des erreurs est vérifiée dans l'équation d'emploi (2').

des erreurs de l'équation (2'). Les gains espérés dans l'emploi alternatif (*i.e.* celui qui n'a pas été choisi par l'individu) sont :

$$\begin{cases} (3'') E(\ln Y_i^{SE} / I_i^* \leq 0) = Z_i \gamma_{SE} + \left( \frac{\sigma_{SE0}}{\sigma_0} \right) \left( \frac{f_i}{1 - F_i} \right) \\ (4'') E(\ln Y_i^E / I_i^* > 0) = Z_i \gamma_E - \left( \frac{\sigma_{E0}}{\sigma_0} \right) \left( \frac{f_i}{F_i} \right) \end{cases}$$

Les rapports inverses de Mills peuvent être estimés à l'aide d'un modèle *probit*. Nous utiliserons ici, comme équation de sélection, la forme réduite du modèle (2'). En remplaçant  $f_i$  et  $F_i$  par leurs estimateurs,  $\hat{f}_i$  et  $\hat{F}_i$ , nous pouvons estimer les équations (3) et (4) de façon convergente à l'aide des MCO :

$$\begin{cases} (3''') \ln Y_i^{SE} = Z_i \gamma_{SE} - a_{SE} \left( \frac{\hat{f}_i}{\hat{F}_i} \right) + \eta_i^{SE} \\ (4''') \ln Y_i^E = Z_i \gamma_E + a_E \left( \frac{\hat{f}_i}{1 - \hat{F}_i} \right) + \eta_i^E \end{cases}$$

où  $a_{SE} = \frac{\sigma_{SE0}}{\sigma_0}$ ,  $a_E = \frac{\sigma_{E0}}{\sigma_0}$ .  $\eta_{SEi}$  et  $\eta_{Ei}$  sont des termes d'erreurs d'espérances nulles et de

variances hétéroscédastiques du fait de l'utilisation des rapports inverses de Mills (variables qui sont estimées et non observées) comme variables explicatives des gains (Maddala, 1983). Si  $a_{SE}$  et  $a_E$  ont respectivement un signe négatif et positif, cela signifie que ceux qui choisissent un type d'emploi particulier ont des gains espérés plus élevés pour ce type d'emploi qu'un échantillon aléatoire d'individus ayant les mêmes caractéristiques observables.

Les espérances conditionnelles peuvent être calculées en utilisant les résultats de l'estimation des équations (3''') et (4'''). En remplaçant, dans (2), le différentiel de gains espérés par sa prédiction  $(\ln \hat{Y}_i^{SE} - \ln \hat{Y}_i^E)$ , nous pouvons, en utilisant l'expression (5), estimer le modèle structurel :

$$(2'') I_i^* = \alpha_1 + \alpha_2 (\ln \hat{Y}_i^{SE} - \ln \hat{Y}_i^E) + \alpha_3 \ln C_i + \varepsilon_i$$

à l'aide d'un *probit* avec correction de l'hétéroscédasticité (Greene, 1997)<sup>5</sup>.

Dans ce qui précède, nous avons supposé que les termes d'erreurs des différentes équations étaient distribués de façon normale. Pourtant, un certain nombre d'articles ont mis en évidence la possibilité que la distribution des gains ne soit pas lognormale (Heckman and Sedlacek, 1990 notamment). D'ailleurs, comme Bernhardt (1994), nous rejetons l'hypothèse de normalité des erreurs des équations (3''') et (4''') à l'aide d'un test de Jarque-Bera. En pratique, l'absence de normalité des erreurs des fonctions de gains n'est pas un problème très important tant que les erreurs de l'équation d'emploi sont distribuées de façon normale puisque, dans ce cas, la méthode d'Heckman en deux étapes fournit des résultats convergents (voir la note de bas de page numéro 4). La validité de l'hypothèse de normalité des erreurs de l'équation d'emploi dépend principalement de la qualité de l'ajustement. Or, les modèles les plus couramment utilisés (*probit*, *logit*, *arctan*) donnent des ajustements assez similaires entre lesquels il est parfois difficile de choisir. Heckman et Sedlacek (1985) ont toutefois montré qu'il était possible de retenir l'hypothèse de normalité des erreurs dans l'équation de choix lorsque la distribution des erreurs des fonctions de gains ne s'écartait pas trop de la loi normale. L'asymétrie et l'aplatissement de la distribution des erreurs des fonctions de gains étant respectivement proche de 0 et 3 dans les échantillons indépendants et salariés, nous pouvons supposer que les erreurs sont distribuées de façon normale dans l'équation d'emploi. Notons également que la similarité des résultats (notamment en termes de signe et de significativité) obtenus par les méthodes du maximum de vraisemblance et d'Heckman en deux étapes indique également que l'on ne s'éloigne pas trop de la normalité des erreurs dans les fonctions de gains.

### **3- LES DONNEES**

Nous utilisons l'Enquête Ménage Nationale colombienne ("Encuesta Nacional de Hogares") réalisée par le Département National de la Statistique ("Departamento Administrativo

---

<sup>5</sup> Comme précédemment avec les rapports inverses de Mills dans les fonctions de gains, l'introduction d'une variable explicative aléatoire dans l'équation d'emploi, en l'occurrence la variable différentiel de gains espérés entre les deux types d'emploi, a pour effet de rendre la matrice de variance-covariance des coefficients de régression hétéroscédastiques (Murphy et Topel, 1985).

Nacional de Estadística", DANE) en juin 1996. Elle fournit des informations sur 19 500 ménages répartis dans les 10 plus grandes métropoles colombiennes<sup>6</sup>.

Contrairement aux données de panel, l'utilisation de données en coupe ne permet pas, d'une part d'analyser la dynamique des comportements, et d'autre part, de contrôler l'hétérogénéité individuelle inobservée. En effet, lorsque l'on étudie les déterminants du choix d'occupation à partir d'une coupe transversale, les décisions d'entrée et de sortie sont confondues. Les travailleurs indépendants sont ceux qui se sont installés à leur compte et qui y sont restés. Toutefois, Blanchflower et Oswald (1998) considèrent que ces études sont plus appropriées que celle des transitions du salariat vers l'indépendance dans la mesure où ce sont les taux d'emploi indépendant qui sont pertinents en matière de politique économique.

Afin d'homogénéiser l'échantillon et de nous conformer à la littérature standard sur le sujet, nous avons exclu de l'analyse les individus travaillant dans le secteur agricole, ce dernier ayant des caractéristiques particulières quant à l'emploi indépendant. En effet, il est probable que la décision de s'installer à son compte dans ce secteur dépende de la localisation géographique et de la disponibilité des terres. En outre, les activités indépendantes dans le secteur agricole sont souvent plus proches de l'auto-subsistance que d'activités dynamiques tournées vers le marché. De plus, nous avons restreint nos observations aux individus de sexe masculin, âgés de 18 à 70 ans. Cette sélection a pour objectif, d'une part d'écarter les individus ayant des comportements spécifiques sur le marché du travail<sup>7</sup>, et d'autre part, de centrer notre étude sur les travailleurs qui ont effectivement le choix entre l'activité de salarié et celle d'indépendant. De façon à pouvoir inclure des variables relatives au ménage dans les régressions, nous avons choisi de ne conserver que les chefs de ménage. Enfin, notre étude se concentre exclusivement sur l'activité principale déclarée par les individus afin d'exclure de l'analyse les activités secondaires comme la production domestique.

Nous avons regroupé les entrepreneurs et les individus travaillant à leur compte dans la catégorie des travailleurs indépendants. Dans l'enquête, les compte-propres sont des

---

<sup>6</sup> Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Cúcuta, Manizales, Medellín, Pasto, Pereira et Villavicencio.

<sup>7</sup> Un certain nombre d'études se sont penchés sur le travail indépendant parmi ces groupes spécifiques. Par exemple, Fuchs (1982) étudie le choix du statut de compte-propre chez les individus âgés, Blanchflower et Meyer (1994) chez la population jeune, et Devine (1994) chez les femmes.

individus qui exercent leur profession seuls et qui n'emploient pas de salariés. *A contrario*, les entrepreneurs sont ceux qui emploient une ou plusieurs personnes. Ainsi, nous utiliserons de façon équivalente les expressions entrepreneur, compte-propre et travailleur indépendant pour les caractériser. Ce regroupement donne une catégorie très hétérogène tant au niveau qualitatif (niveaux de revenus) qu'au niveau des caractéristiques des activités. Cependant, la catégorie patron ou employeur comprend déjà en elle-même des travailleurs très différents car, dans l'exercice d'une activité nécessitant peu de capital (commerce de rue, services par exemple), l'embauche d'un employé à mi-temps, même d'un membre de sa famille, suffit à donner le statut de patron (Huyette, 1994). Les salariés sont ceux qui se déclarent salariés ou employés dans le secteur public ou privé, ou les employés domestiques.

Notre échantillon final regroupe 9 682 chefs de ménages, dont 3 821 (*i.e.* 39,5 %) compte-propres. Comparé aux précédentes études du choix entre salariat et indépendance, il est bien plus important et comprend une part significativement plus élevée de travailleurs indépendants. L'échantillon utilisé par Bernhardt (1994) rassemble 692 individus dont 14,5 % de compte-propres. Ces chiffres sont respectivement de 4 762 et 6,9 % dans l'article de Rees et Shah (1986). Toujours au Royaume-Uni, l'échantillon utilisé par Taylor (1996) comprend 2 768 individus dont 466 travailleurs indépendants (16,8 %). Enfin, Earle et Sakova (1999) ont exploité un échantillon empilé de plusieurs coupes transversales de pays en transition au sein duquel la proportion d'indépendants s'élève à 6,3 %.

Comme nous l'avons mentionné dans la présentation du modèle économétrique, certaines variables explicatives (l'aversion au risque, le coefficient de variation des gains et les caractéristiques des deux types d'emploi) du choix d'occupation ne sont pas directement observables. Nous devons donc trouver des *proxies* de chacune d'elles afin d'estimer les formes réduite (2') et structurelle (2'') de notre modèle. Ainsi, en plus du différentiel de gains espérés, nous utiliserons les variables éducation, expérience, statut marital, nombre d'enfants, travail du conjoint, revenu du capital et risque de chômage pour expliquer ce qui conduit les individus à choisir de travailler à leur compte. Nous incluons aussi des indicatrices d'agglomération (10 villes en tout) afin de contrôler les éventuelles spécificités des marchés locaux, notamment le taux de chômage local. La répartition géographique des travailleurs indépendants et les taux de chômage locaux sont présentés dans le tableau IV de l'annexe. Le test de Spearman montre qu'il n'y a pas de corrélation significative entre ces deux variables.

Alors que les indépendants sont relativement plus nombreux dans les villes de Cúcuta et Barranquilla, le taux de chômage y atteint son minimum.

Nous allons discuter les effets attendus de certaines de ces variables explicatives (le tableau II de l'annexe donne la définition des variables utilisées).

### ***Éducation :***

Rees et Shah (1986) considèrent que l'éducation réduit la dispersion des gains dans le travail indépendant pour les individus les plus éduqués en uniformisant (théorie du filtre) leurs aptitudes et en développant leur capacité à évaluer de façon efficace les opportunités de création d'entreprise. On s'attend alors à ce que l'éducation augmente la probabilité de devenir indépendant. Toutefois, il se peut que les qualifications nécessaires pour réussir en tant qu'entrepreneur ne soient pas celles fournies par le système éducatif formel (Lentz et Laband, 1990). De Wit (1993) considère qu'en facilitant l'accès à l'emploi salarié, l'éducation diminue la probabilité de devenir compte-propre. Les résultats empiriques sur les effets de cette variable sont d'ailleurs très contrastés (Le, 1999).

### ***Expérience<sup>8</sup> :***

Les capacités et les aptitudes nécessaires au travail indépendant ne peuvent être acquises qu'après plusieurs années d'expérience sur le marché du travail (Lucas, 1978 ; Calvo et Wellisz, 1980). Par ailleurs, si les éventuels entrepreneurs font face à une contrainte de liquidité, le capital financier accumulé par les individus au cours de leur vie active augmentera leur probabilité de s'installer à leur compte. Cette accumulation de capital réduit en outre les risques associés aux variations des gains du travail indépendant (Kidd, 1993).

De plus, il existe pour les salariés en Colombie une "version capitalisée" de la prime de licenciement, ce sont les "Cesantías". Elles s'apparentent à une épargne mensuelle forcée<sup>9</sup> qui est versée lors du départ (volontaire ou involontaire) du travailleur, servant ainsi d'indemnité de chômage ou de licenciement. Ces "Cesantías" peuvent être utilisées par les travailleurs les percevants comme capital de départ, mais elle ne peuvent expliquer la

---

<sup>8</sup> À l'instar de Bernhardt (1994) et Earle et Sakova (1999), et contrairement à Rees et Shah (1986) et Taylor (1996), nous avons retenu l'expérience potentielle et non l'âge comme *proxy* du coefficient de variation des gains et de l'aversion au risque afin d'atténuer les problèmes de colinéarité avec les autres variables explicatives du modèle. De plus, par construction, l'expérience potentielle est une bonne approximation de l'âge (expérience potentielle = âge - éducation - 6).

<sup>9</sup> Un mois de salaire par année de travail, versé par les entreprises sur un compte au nom du travailleur, rémunéré au taux légal crédeur moyen.

constitution d'une épargne préalable suffisante que dans le cas d'un passage prolongé par le salariat, et d'un niveau de salaire relativement élevé (Huyette, 1997).

Par ailleurs, si l'aversion à l'égard du risque augmente avec l'âge, il est possible que les personnes âgées manifestent plus de réticences vis-à-vis des responsabilités qu'implique ce type d'emploi, l'activité d'entrepreneur pouvant se révéler extrêmement éprouvante (à la fois physiquement et moralement).

La plupart des études empiriques trouvent que la probabilité de s'installer à son compte est positivement corrélée avec l'âge (Van Praag et Van Ophen, 1995 ; Meyer, 1990), ou que cette probabilité est indépendante de l'âge jusqu'à un certain âge (quarante ans chez Evans et Leighton, 1989 ; cinquante ans chez Evans et Jovanovic, 1989).

#### ***Statut marital et nombre d'enfants :***

Rees et Shah (1986) pensent que le soutien d'une famille rend le travail indépendant moins pénible et peut inciter les individus mariés à prendre davantage de risques que les autres.

Certains auteurs comme Dolton et Makepeace (1990) pensent au contraire que le fait d'avoir la responsabilité d'une famille accroît l'aversion au risque en augmentant le coût d'un éventuel échec lors d'une installation en tant que compte-propre.

#### ***Capital financier :***

Les ressources financières d'un individu sont un élément déterminant dans sa décision de choisir le travail indépendant. En effet, les individus faisant face à des contraintes financières (Evans et Leighton, 1989 ; Evans et Jovanovic, 1989), il est en général nécessaire d'avoir un capital de départ pour créer une micro-entreprise. Une des principales barrières à l'entrée dans l'indépendance est liée à la difficulté d'obtenir des crédits. Par conséquent, plus la richesse initiale (qui peut être obtenue par le biais de l'épargne, de dons, d'héritages, ou de prêts, etc.) d'un individu sera importante, plus il aura de facilités à s'installer à son compte et moins il sera exposé au risque lié à la fluctuation des gains dans ce type d'emploi. Les variables revenus du capital et avoir un conjoint qui travaille apparaissent donc comme des *proxies* du capital financier. En effet, si le conjoint travaille, ses revenus peuvent jouer le rôle de "filet de sécurité" au cas où l'activité d'indépendant ne procurerait pas les revenus escomptés (Holtz-Eakin, Joulfaian et Rosen, 1994 ; van Praag et van Ophen, 1995). De plus, dans le cas de la Colombie, la sécurité sociale est liée au secteur formel, mais peut être

étendue dans certains cas aux "ayant-droits". Un individu peut donc décider de travailler dans l'informel tout en bénéficiant de la sécurité sociale de son conjoint.

### ***Risque de chômage :***

Comme nous l'avons mentionné en introduction, la décision de s'installer à son compte peut-être une alternative au chômage. Afin de le vérifier, nous avons construit une variable supposée refléter le risque d'être au chômage et nous l'avons introduite dans l'ensemble des variables explicatives du choix d'occupation. Pour cela, nous regroupé les individus au sein de cellules aussi homogènes que possibles en fonction de leur niveau d'études et de la classe d'âge à laquelle ils appartiennent. Nous avons identifié 3 niveaux d'études (primaire et sans éducation, secondaire, supérieur) et 23 cohortes d'âge de 2 ans chacune. Au sein de ces cellules, nous observons  $N_c$  individus dont  $n_{uc}$  sont au chômage. La probabilité (ou risque) d'être au chômage  $P_{uc}$  peut être approximée par la fréquence empirique :  $\hat{P}_{uc} = \frac{n_{uc}}{N_c}$  si le nombre d'observations par cellule est suffisamment important (nous avons entre 26 et 506 observations par cellule). Notons enfin que l'introduction d'une variable agrégée dans un modèle microéconomique a pour effet de biaiser à la baisse la matrice de variance-covariance des coefficients de régression dans la mesure où les observations à l'intérieur d'une même cellule ne sont pas indépendantes. Nous avons corrigé ce problème de *clustering* à l'aide des méthodes appropriées (Moulton, 1990).

Dans les fonctions de gains, nous utiliserons comme variables explicatives, en plus des traditionnels variables de capital humain que sont l'éducation et l'expérience, le secteur d'activité, la région et le statut marital. L'introduction, même de façon approximative, du taux chômage local par l'intermédiaire des indicatrices d'agglomération dans les équations de salaire est une façon de prendre en compte l'existence éventuelle de déséquilibres sur le marché du travail<sup>10</sup>.

Les statistiques descriptives de notre échantillon figurent dans le tableau III de l'annexe. Nous constatons que les individus qui travaillent à leur compte sont, en moyenne, plus âgés, légèrement moins éduqués et ont des revenus (du travail et du capital) plus élevés

---

<sup>10</sup> Dans une étude du marché du travail colombien, Magnac (1991) rejette l'hypothèse d'un marché segmenté et parle de concurrence faible pour le caractériser. La prise en compte du chômage dans les équations de salaire est donc une façon d'atténuer l'hypothèse de marché concurrentiel propre aux fonctions de gains minceriennes.

que les salariés. Alors que les travailleurs indépendants ont des revenus du capital, en moyenne, 1,25 fois plus élevés que ceux des salariés, la différence de revenus du travail entre ces deux types d'emploi n'est, en moyenne, que de 1,05. Cette observation semble confirmer le rôle joué par le capital financier dans le choix d'occupation. Les coefficients de variation des gains dans les deux types d'emploi sont respectivement de 1,14 pour les indépendants et 1,01 pour les salariés. La dispersion relative des gains des compte-propres semble donc plus élevée que celle des salariés. Si l'attitude vis-à-vis du risque influence le choix du statut, il est probable que les individus les plus averses au risque choisiront moins facilement de s'installer à leur compte.

#### **4- LES RESULTATS**

Les tableaux V, VI et VII de l'annexe présentent respectivement les résultats du modèle réduit, des fonctions de gains et du modèle structurel.

L'estimation du modèle structurel fait apparaître que le différentiel de gains espérés entre le travail indépendant et le travail salarié est le principal déterminant du choix des individus<sup>11</sup>. Ce résultat confirme celui obtenu Bernhardt (1994) à partir d'un échantillon d'hommes blancs canadiens. Notons toutefois que si les revenus du travail sont sous-déclarés pour échapper à la fiscalité, le coefficient de régression associé à cette variable est probablement sous-estimé (Rees et Shah, 1986). En effet, le statut d'indépendant permet, dans certains cas, d'exploiter les failles du système d'imposition. Dès lors, afin de payer moins d'impôts, les ménages peuvent avoir tendance à masquer une partie de leurs revenus (travail et capital). Ainsi, bien que la sous-déclaration ne soit pas un phénomène généralisé et que les individus aient l'habitude d'être enquêtés en Colombie (ce qui pourrait avoir tendance à réduire les erreurs de mesure), il semble peu probable que les coefficients des variables de revenus soient sur-estimés

L'examen du tableau VII met en exergue que la variable différentiel de gains espérés entre les deux types d'emploi n'est pas la seule à exercer une influence significative sur les comportements des individus. Comme de Wit et van Winden (1989), Kidd (1993) et Henrard

---

<sup>11</sup> Ce commentaire résulte de la comparaison des élasticités (voir tableau VII).

(2003), nous trouvons que l'éducation a un effet négatif sur la probabilité de devenir compte-propre. Ce résultat, qui n'est guère surprenant à l'examen des statistiques descriptives (tableau III de l'annexe), signifie que l'éducation formelle ne fournit pas nécessairement les qualifications adéquates pour s'installer à son compte (Lentz et Laband, 1990). Le fait que le signe négatif soit plus important pour les individus ayant un niveau universitaire confirme que l'éducation est plus valorisée dans le salariat (en termes de salaire et de carrière) que dans le travail indépendant (de Wit, 1993). Selon Lautier (1994), dans les pays en développement comme la Colombie, les emplois de compte-propre procurent des revenus qui vont du minimum nécessaire à la survie jusqu'à des revenus supérieurs à la moyenne des salaires dans le secteur privé. Cela étant, au delà d'un certain niveau d'éducation, il montre que les perspectives de rémunération sont meilleures dans le salariat. Il semble donc peu probable qu'en Colombie les choix éducatifs soient faits en vue de devenir entrepreneur, ce qui atténue les soupçons d'endogénéité de la variable éducation.

Il est à noter que, lorsque l'on ne prend pas en compte le risque de chômage comme variable explicative du choix d'occupation, la probabilité d'être indépendant est encore faible pour les plus éduqués, probablement parce que ces individus n'ont pas besoin de s'installer à leur compte pour avoir un emploi, leur probabilité de se retrouver au chômage étant assez faible.

*A contrario*, l'expérience exerce un effet positif et statistiquement significatif sur la probabilité de devenir compte-propre. Le tableau III de l'annexe montre que les individus qui travaillent à leur compte sont, en moyenne, plus expérimentés que les salariés (30 ans contre 23 ans). Il est intéressant de remarquer que, contrairement à Bernhardt (1994), l'effet positif de l'expérience reste significatif lorsque l'on introduit des variables de richesse. Ceci nous conduit à considérer que l'expérience est davantage une *proxy* du capital humain général accumulé au cours de la vie active que du capital financier (voir la section II). Il apparaît également que cet effet est le même pour les individus les plus expérimentés puisque le coefficient du terme quadratique n'est pas significatif au seuil de 10 %. Ceci indique clairement qu'en Colombie, passés l'âge conventionnel de la retraite<sup>12</sup>, les individus ne quittent pas le marché du travail et préfèrent s'installer à leur compte, probablement à cause de la faiblesse des pensions de retraite et des défaillances du système de protection sociale. Le statut d'indépendant qui permet d'assouplir les rigueurs du fonctionnement du système

---

<sup>12</sup> L'âge minimum de la retraite est de 55 ans pour les femmes et de 60 ans pour les hommes.

d'emploi, apparaît aussi, en Colombie, comme une alternative à un système de sécurité sociale défaillant (Huyette, 1994).

Le fait d'avoir au moins un enfant de moins de 16 ans diminue la probabilité de devenir indépendant, ce qui confirme le rôle négatif joué par les responsabilités familiales dans la décision des individus (voir section II).

Comme Bernhardt (1994), nous montrons que le fait d'avoir un conjoint qui travaille accroît de façon significative la probabilité de choisir un emploi indépendant. L'activité du conjoint, par l'intermédiaire de ses revenus, diminue donc les risques associés au statut d'indépendant. En Colombie, bien que lié essentiellement au secteur formel, le système de sécurité sociale peut, dans certains cas, être étendu aux ayant droits (Huyette, 1997). Les proches peuvent alors travailler dans le secteur informel tout en bénéficiant de la couverture sociale de leur conjoint. Ceci expliquerait un effet positif d'avoir un conjoint employé dans le secteur formel sur la probabilité de s'installer à son compte. Par ailleurs, le taux de participation des femmes au marché du travail colombien ayant augmenté, il est possible que la décision de l'homme de s'établir à son compte soit liée à la décision de sa conjointe d'entrer sur le marché du travail. En outre, le conjoint pouvant être plus flexible qu'un salarié extérieur à la famille, il est assez fréquent qu'il travaille directement dans l'entreprise. Ainsi, la corrélation positive entre le fait que le conjoint travaille et la probabilité de s'établir comme indépendant peut simplement être la conséquence de la décision des deux conjoints de s'investir ensemble dans une même activité économique familiale. On peut penser que c'est particulièrement vrai pour les indépendants "informels" ayant un revenu peu élevé. Il convient donc d'être extrêmement prudent à l'égard du résultat de la variable *travail du conjoint* dans la mesure où elle peut être endogène.

En revanche, contrairement à Bernhardt (1994), les revenus du capital n'exercent pas d'influence significative sur la probabilité d'être indépendant. Ce résultat peut s'expliquer par les facilités d'accès au crédit qui ont été développées dans le cadre du programme d'aides aux micro-entreprises de 1994-1998 (octroi de crédits et services financiers adaptés aux micro entreprises). Il faut toutefois tempérer cette explication dans la mesure où la variable *revenus du capital* n'est peut-être pas la meilleure approximation du capital accumulé préalablement à la décision de s'installer à son compte. Comme nous l'avons mentionné auparavant, ces

revenus sont souvent sous-déclarés, les individus enquêtés craignant que l'information ainsi révélée soit susceptible d'alerter l'administration fiscale et d'entraîner un contrôle.

Le signe positif (significatif au seuil de 10 % dans le modèle réduit et non significatif dans le modèle structurel) de la variable risque de chômage semble indiquer que l'indépendance peut être une alternative au chômage (soutenant la théorie du *Employment Push*). Toutefois, son caractère peu significatif suggère qu'elle est peut-être davantage un déterminant des transitions du salariat vers l'indépendance que de la probabilité d'être et de demeurer compte-propre. En utilisant une variable légèrement différente<sup>13</sup>, Taylor (1996) trouve également un effet peu significatif du chômage sur la probabilité d'être indépendant.

Le tableau VI permet de comparer les résultats de l'estimation des fonctions de gains dans les deux types d'emploi lorsque l'on corrige le biais de sélection de l'échantillon. La variable dépendante est le logarithme népérien du salaire mensuel. Comme Bernhardt (1994) et Taylor (1996), le coefficient de l'inverse du ratio de Mills est positif pour les travailleurs indépendants. Ceci indique que ceux qui ont choisi de travailler à leur compte ont des gains espérés moins élevés dans cette alternative qu'un échantillon aléatoire d'individus ayant les mêmes caractéristiques observables (voir section I). Cette sélection négative suggère qu'en Colombie la décision de s'installer à son compte peut être contrainte par des désavantages comparatifs dans le travail salarié ou motivée par des facteurs autres que les gains monétaires (Le, 1999). Light (1980) montre que l'existence de barrières linguistiques, l'ignorance des coutumes, la pauvreté et le chômage réduisent plus fortement les revenus des salariés que ceux des compte-propres. Cette théorie sociologique permet d'expliquer pourquoi les individus en situation précaire sur le marché du travail s'installent plus facilement à leur compte que les autres, ce statut servant alors de palliatif au chômage ou au salariat très précaire. En Colombie, le statut d'entrepreneur regroupe des situations très hétérogènes. Si, pour certains, il représente une opportunité de gains élevés et d'autonomie dans l'organisation du travail, pour d'autres, il est subit et s'apparente à des micro-activités de survie (comme la vente d'objets divers ou de services dans la rue).

En revanche, comme Rees et Shah (1986), Bernhardt (1994) et Earle et Sakova (1999), nous trouvons qu'il y a une sélection positive pour les salariés, ce qui suggère que les gains de

---

<sup>13</sup> Le rapport entre le nombre d'emplois disponibles et le nombre d'individus à la recherche d'un emploi au niveau régional.

ceux qui ont choisi ce statut sont significativement plus élevés que ceux qu'ils auraient obtenus dans l'autre alternative. Ce résultat est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle ceux qui choisissent ce type d'emploi ont des avantages comparatifs, en termes de gains, dans cette alternative par rapport à un échantillon aléatoire d'individus aux caractéristiques observables identiques.

En ce qui concerne les autres variables explicatives du salaire, nous constatons que l'éducation a un effet positif sur les gains et, qu'elle est plus valorisée dans le travail indépendant que dans le salariat. L'éducation ayant par ailleurs un effet négatif sur la probabilité de s'installer à son compte, nous pouvons en conclure qu'elle offre plus d'opportunités, en terme de carrière, dans le salariat. Les profils de gains avec l'expérience sont, de façon similaire, concaves dans les deux alternatives. Le fait d'être marié accroît, en moyenne, davantage les gains des travailleurs indépendants (19,9 %) que ceux des salariés (9,5 %). Enfin, le secteur d'activité et la localisation géographique ont également un effet statistiquement significatif sur les gains dans les deux types d'emploi. En moyenne, les indépendants qui travaillent dans l'industrie, le bâtiment ou les services marchands gagnent plus que ceux qui exercent leur activité dans les services administratifs. Les salariés des services administratifs gagnent, en moyenne, plus que les autres.

Le tableau III de l'annexe fait apparaître que les indépendants gagnent, en moyenne, 5 % de plus que les salariés. Le différentiel de gains espérés entre les deux types d'emploi peut se décomposer de la façon suivante :

$$\ln \bar{Y}^{SE} - \ln \bar{Y}^E = \bar{Z}_{SE} (\hat{\gamma}_{SE} - \hat{\gamma}_E) + (\bar{Z}_{SE} - \bar{Z}_E) \hat{\gamma}_E$$

où les barres représentent la moyenne et les accents circonflexes les estimations. Si nous appelons  $(\bar{Z}_{SE} - \bar{Z}_E) \hat{\gamma}_E$  l'effet des dotations en capital humain et autres variables de contrôle, et  $\bar{Z}_{SE} (\hat{\gamma}_{SE} - \hat{\gamma}_E)$  l'effet résiduel (voir Rees et Shah, 1986), nous obtenons :

Effet des dotations = - 0,180

Effet résiduel = 0,793

Effet total = 0,613

Nous voyons clairement que l'effet résiduel l'emporte assez largement sur l'effet des dotations (comme Rees et Shah, 1986 et Bernhardt, 1994), ce qui indique que les différences de gains entre le travail indépendant et l'emploi salarié sont très peu expliquées par les différences de caractéristiques observables.

## **5- CONCLUSION**

Comme dans les études précédentes sur des pays développés (le Royaume-Uni et le Canada notamment), le différentiel de gains espérés apparaît comme le principal déterminant du choix d'occupation des individus en Colombie. En revanche, contrairement à la plupart des études précédentes, nous trouvons un biais de sélection négatif (significativement différent de zéro) dans le travail indépendant, ce qui semble indiquer qu'une partie des individus qui souhaitent s'installer à leur compte sont en fait des travailleurs précaires (instabilité dans l'emploi), exclus du salariat, qui se tournent vers des micro-activités de survie comme une solution de moindre mal. Bien que positif, l'effet de la variable risque de chômage sur la probabilité d'être compte-propre n'est pas significativement de zéro dans le modèle structurel.

En outre, nous avons mis en évidence que les différentiels de gains espérés entre les deux types d'emploi sont dus à des facteurs inobservés. Si ces caractéristiques qui, pour une bonne part, sont propres à chaque individu, sont corrélées à toute ou partie des variables explicatives du modèle structurel, il est possible que l'estimation des coefficients de régression soit biaisée. Pour surmonter cette difficulté, l'idéal serait d'avoir un panel de ménages. Malheureusement, de telles données n'existent pas aujourd'hui en Colombie.

## RÉFÉRENCES

- [1] Blanchflower D.G. (2004), "Self-employment: More May not Be Better", *NBER working paper*, 10286.
- [2] Blanchflower D. G. and B. Meyer (1994), "A Longitudinal Analysis of the Young self-employed in Australia and the United States", *Small Business Economics*, 6:1-19.
- [3] Blanchflower D. G. and A. J. Oswald (1998), "What Makes an Entrepreneur?", *Journal of Labor Economics*, 16, 1: 26-60.
- [4] Bernhardt I. (1994), "Comparative Advantage in Self-employment and Paid work", *Canadian Journal of Economics*, 27: 273-289.
- [5] Borjas G. J. (1986), "The Self-employment Experience of Immigrants", *The Journal of Human Resources*, 21: 485-506.
- [6] Borjas G. J. and S. G. Bronars (1989), "Consumer discrimination and Self-employment" *Journal of Political Economy*, 97: 581-605.
- [7] Brock W. A. and D. S. Evans (1986), *The Economics of Small Businesses: Their Role and Regulation in the US Economy*. New-York: Holmes et Meier.
- [8] Calvo, G. and Wellisz (1980), "Technology, Entrepreneurs, and Firm Size", *Quarterly Journal of Economics*, 95 : 445-467.
- [9] Cunningham W.V., and W.F. Maloney (1999), "Heterogeneity among Mexico's Micro-enterprises", *Policy Research Working Paper*, World Bank.
- [10] Dolton, P.J. and G.H. Makepeace (1990), "The earnings of Economics Graduates", *The Economic Journal*, Vol. 10, 399: 237-250.
- [11] Devine T.(1994), "Changes in Wage and Salary Returns to Skill and the Recent Rise in Female Self-employment", *American Economic Review*, 84:108-113.
- [12] Earle, J.S. and Z. Sokova (1999), "Entrepreneurship from Scratch: Lessons on the Entry Decision into Self-employment from Transition Economies", *IZA Discussion Parper*, 79.
- [13] Evans M. D. R. (1989), "Immigrant Entrepreneurship: effects of ethnic market size and isolated labor pool", *American Sociological Review*, 54: 950-962.
- [14] Evans, D.S. and L.S. Leighton (1989), "Some Empirical Aspects of Entrepreneurship", *American Economic Review*, 79: 519-535.
- [15] Evans, D.S. and B. Jovanovic (1989), "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice Under Liquidity Constraints", *Journal of Political Economy*, 97: 808-827.

- [16] Fuchs, V. (1982), "Self-employment and Labor Force Participation of Older Males", *Journal of Human Resources*, 17: 339-357.
- [17] Gill, A. (1988), "Choice of Employment Status and the Wages of Employees and the Self-Employed: Some Further Evidence", *Journal of Applied Econometrics*, 3: 229-234.
- [18] Heckman, J.J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification error", *Econometrica*, 47: 153-161.
- [19] Heckman, J. J. and G. Sedlacek (1985), "Heterogeneity, aggregation, and market wage functions: an empirical model of self-selection in the labor market", *Journal of Political Economy*, 98: 265-294.
- [20] Henrard, V. (2003), "The Determinants of Transitions from Wage-work to Self-employment in Colombia: an empirical analysis", *Cahiers de la MSE, série blanche-TEAM*, 2003.41.
- [21] Holtz-Eakin, D., D. Joulfaian et H.S. Rosen (1994), "Entrepreneurial Decisions and Liquidity Constraints", *Rand Journal of Economics*, 25: 334-347.
- [22] Huyette, P. (1997), "Mobilité et informalité : Des Nouvelles Formes aux Régulations Modernes de l'Emploi en Colombie", *Revue Tiers Monde*, 152: 753-776.
- [23] Kidd M. P. (1993), "Immigrant Wage Differentials and the Role of Self-employment in Australia", *Australia Economic Papers*, 32: 92-115.
- [24] Knight, F. H. (1921), *Risk, Uncertainty and Profit*, Houghton Mifflin, New-York.
- [ ] Lautier (1994),
- [25] Le A. T. (1999), "Empirical Studies of Self-employment", *Journal of Economic surveys*, vol. 13, 4: 760-784.
- [26] Lee, L-F. (1982), "Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias", *The Review of Economic Studies*, 49, 3: 355-372.
- [27] Lentz, B. and D. Laband (1990), "Entrepreneurial Success and Occupational Inheritance Among Proprietors", *Canadian Journal of Economics*, 23, no.3: 563-579.
- [28] Light, I. (1980), "Disadvantaged Minorities in Self-employment", *International Journal of Comparative Sociology*, 20: 31-45.
- [29] Lopez Castaño H. (1987), "Secteur Informel et Société Moderne: l'Expérience Colombienne", *Tiers Monde*, 23, n°110.
- [30] Lucas, R. E. (1978), "On the Size Distribution of Business Firms", *Bell Journal of Economics*, 9, 508-523.
- [31] Maddala, G. S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.

- [32] Magnac, T. (1991), "Segmented or Competitive Labor Markets", *Econometrica*, 59: 165-187.
- [33] Maloney, W. F.(1998), "Self-employment and Labor Turnover in LDCs: Cross Country Evidence", mimeo, World Bank.
- [34] Moulton B. R. (1990), "An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units", *The Review of Economics and Statistics*, 334-338.
- [35] Murphy K. and R. Topel (1985), "Estimation and Inference in Two Step Econometrics Models", *Journal of Business and Economics Statistics*, 3: 370-379.
- [36] Rees H. and A. Shah (1986), "An Empirical Analysis of Self-employment in the U.K. ", *Journal Of Applied Econometrics*, 1: 101-108.
- [37] Taylor M. P. (1996), "Earnings, Independence or Unemployment: Why become Self-employed?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 2: 253-266.
- [38] Thomas A. (2000), "Econométrie de variables qualitatives", Ed: Dunod.
- [39] Van Praag M. and Van Ophen H. (1995), "Determinants of Willingness and Opportunity to start as an entrepreneur", *Kyklos*, 48: 513-540.
- [40] de Wit G. (1993), "Models of Self-employment in a competitive Market", *Journal of Economic Surveys*, 7: 367-396.
- [41] de Wit G. and Van Widen, F.A.A.M. (1989), "An Empirical Analysis of Self-employment in the Netherlands", *Small Business Economics*, 1: 263-272.

## ANNEXE

**TABLEAU II**  
**Définition des variables**

---

*Revenus du travail* : gains monétaires et avantages en nature mensuels, corrigés des erreurs dues aux informations manquantes et à la sous-déclaration (en pesos colombiens).

*Revenus du capital* : revenus autres que ceux du travail : pensions, rentes (provenant de l'immobilier, de terres, d'équipements...), dividendes, loteries...

*Âge* : âge de l'individu en nombre d'années.

*Expérience* : âge moins éducation moins six.

*Education* : nous distinguons trois catégories : pas d'éducation ou niveau primaire, niveau secondaire et niveau universitaire (supérieur).

*Marié* : la variable est codée 1 si le chef de ménage est marié, 0 sinon.

*Enfant* : la variable est codée 1 si l'individu a au moins un enfant de moins de 16 ans, 0 sinon.

*Travail du conjoint* : la variable est codée 1 si le conjoint travaille, 0 sinon.

*Risque de chômage* : nombre de chômeurs / nombre d'individus par cellule (voir section 3).

*Secteur d'activité* : bâtiment, industrie, services marchands, services administratifs.

*Ville* : Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Manizales, Medellín, Cali, Pasto, Villavicencio, Pereira et Cúcuta.

---

**TABLEAU III**  
**Statistiques descriptives**

Variables	Indépendants	Salariés
	Moyennes	Moyennes
Revenus du travail $\times 10^{-4}$ (pesos)	36,7 (42,0)	35,0 (35,3)
Revenus du capital $\times 10^{-4}$ (pesos)	3,0 (16,8)	2,4 (14,2)
Expérience (en nombre d'années)	29,5 (13,0)	23,1 (11,5)
Âge	43,0 (11,5)	37,8 (10,4)
Education (en nombre d'années)	7,5 (4,2)	8,7 (4,2)
Marié <sup>a</sup>	91	92
Enfant de moins de 16 ans <sup>a</sup>	69	76
Travail du conjoint <sup>a</sup>	40	35
Risque de chômage <sup>a</sup>	13	8
Construction <sup>a</sup>	13	10
Industrie <sup>a</sup>	13	29
Services marchands <sup>a</sup>	57	36
Services administratifs <sup>a</sup>	17	25
Barranquilla <sup>a</sup>	17	13
Bucaramanga <sup>a</sup>	11	10
Bogotá <sup>a</sup>	21	21
Manizales <sup>a</sup>	4	6
Medellín <sup>a</sup>	11	20
Cali <sup>a</sup>	7	8
Pasto <sup>a</sup>	7	5
Villaviciencio <sup>a</sup>	5	5
Pereira <sup>a</sup>	7	7
Cúcuta <sup>a</sup>	10	5
Nombre d'observations	3 821	5 861

Notes : Les écart-types sont entre parenthèses.

<sup>a</sup> signifie que les chiffres représentent des pourcentages.

**TABLEAU IV****Taux de chômage local et proportion d'indépendants en pourcentage**

Ville	Taux de chômage <sup>a</sup>	Proportion d'indépendants
Barranquilla <sup>a</sup>	8,6	46,2
Bucaramanga <sup>a</sup>	8,6	43,0
Bogotá <sup>a</sup>	10,3	39,7
Manizales <sup>a</sup>	9,6	29,9
Medellín <sup>a</sup>	9,6	26,1
Cali <sup>a</sup>	11,1	35,7
Pasto <sup>a</sup>	11,1	46,8
Villaviciencio <sup>a</sup>	8,6	39,5
Pereira <sup>a</sup>	9,6	38,8
Cúcuta <sup>a</sup>	8,6	56,2
Coefficient de corrélation de Spearman		-0,2988 <sup>NS</sup>

Notes : <sup>a</sup> : source : DANE, Encuesta Nacional de Hogares.

<sup>NS</sup> : non significativement différent de 0 au seuil de 10 %.

**TABLEAU V**  
**Modèle réduit**

	Coefficients	Écart-types à la moyenne
Education secondaire	-0,044	0,034
Education supérieure	-0,115**	0,048
Expérience	0,041***	0,006
Expérience au carré	-0,0004***	0,0001
Bucaramanga	-0,107*	0,055
Bogotá	-0,159***	0,046
Manizales	-0,458***	0,072
Medellín	-0,523*	0,050
Cali	-0,271	0,059
Pasto	-0,036	0,066
Villavicienco	-0,233***	0,067
Pereira	-0,239***	0,061
Cúcuta	0,223***	0,062
Industrie	-0,231**	0,043
Bâtiment	0,335***	0,051
Services marchands	0,466***	0,036
Enfant de moins de 16 ans	-0,033	0,037
Marié	-0,182***	0,055
Travail du conjoint	0,223***	0,030
Revenus du capital	0,0009	0,0009
Risque de chômage	0,657***	0,332
Constante	-0,982***	0,104
% bien prédit	67,8	
Nombre d'observations	9 682	

\*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement au seuil de 1 %, 5 % et 10 %.

**TABLEAU VI**  
**Les fonctions de gains**

	Indépendants	Écart-types à la moyenne	Salariés	Écart-types à la moyenne
Education secondaire	0,364***	0,028	0,285***	0,017
Education supérieure	1,215***	0,040	1,153***	0,023
Expérience	0,013***	0,006	0,021***	0,003
Expérience au carré	-0,0003***	0,00007	-0,0003***	0,00004
Bucaramanga	0,261***	0,045	0,067**	0,029
Bogotá	0,224***	0,039	0,155***	0,025
Manizales	0,055	0,079	0,055	0,041
Medellín	0,234***	0,069	0,067*	0,036
Cali	0,144**	0,057	0,073**	0,033
Pasto	-0,309***	0,052	-0,188***	0,036
Villaviciencio	0,257***	0,061	0,119***	0,037
Pereira	-0,067	0,057	0,052	0,034
Cúcuta	-0,309***	0,051	-0,189***	0,038
Industrie	0,230***	0,048	-0,012	0,022
Bâtiment	0,021	0,055	-0,129***	0,032
Services marchands	0,024	0,058	-0,139***	0,031
Marié	0,199***	0,043	0,095***	0,026
-densité/cumulative	0,417***	0,156		
densité/ (1-cumulative)			0,297***	0,104
Constante	2,896***	0,246	2,443***	0,058
$R^2$	0,274		0,365	
Nombre d'observations	3 821		5 861	

NOTES : les écart-types à la moyenne sont corrigés de l'hétéroscédasticité.

\*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement au seuil de 1 %, 5 % et 10 %.

**TABLEAU VII**  
**Modèle structurel**

	Coefficients	Écart-types à la moyenne	Élasticités
Ln (gains relatifs)	1,083***	0,265	-1,074***
Education secondaire	-0,147***	0,048	-0,145***
Education supérieure	-0,173**	0,059	-0,171***
Expérience	0,038***	0,007	0,038***
Expérience au carré	-0,0002***	0,0002	-0,0002
Bucaramanga	-0,303***	0,072	-0,300***
Bogotá	-0,216***	0,064	-0,214***
Manizales	-0,402***	0,089	-0,399***
Medellín	-0,666***	0,067	-0,660
Cali	-0,337***	0,077	-0,334***
Pasto	0,113*	0,068	0,112*
Villaviciencio	-0,295***	0,091	-0,293***
Pereira	-0,053	0,087	-0,053
Cúcuta	0,350***	0,070	0,347***
Enfant de moins de 16 ans	-0,098***	0,035	-0,097***
Travail du conjoint	0,171***	0,026	0,170***
Revenus du capital	0,0008	0,001	0,0008
Risque de chômage	0,429	0,380	0,425
Constante	-0,810***	0,103	
% bien prédit	66,24		
Nombre d'observations	9 682		

NOTES : les écart-types à la moyenne sont corrigés de l'hétéroscédasticité.

\*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement au seuil de 1 %, 5 % et 10 %.