

OFFRE DE TRAVAIL AU NOIR EN PRÉSENCE DE LA FISCALITÉ ET DES CONTRÔLES FISCAUX

[Bernard Fortin](#), [Nadia Joubert](#), [Guy Lacroix](#)

La Documentation française | « [Économie & prévision](#) »

2004/3 n° 164-165 | pages 145 à 163

ISSN 0249-4744

DOI 10.3917/ecop.164.0145

Article disponible en ligne à l'adresse :

<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-1-2004-3-page-145.htm>

Distribution électronique Cairn.info pour La Documentation française.

© La Documentation française. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Offre de travail au noir en présence de la fiscalité et des contrôles fiscaux

Bernard Fortin^(*)

Nadia Joubert^(**)

Guy Lacroix^(*)

Cet article présente un modèle économétrique d'offre de travail sur les marchés officiel et souterrain en présence de la fiscalité et des politiques de lutte contre la fraude. Nous spécifions une fonction d'utilité quadratique afin d'imposer un minimum de structure aux préférences individuelles. Les estimations des paramètres sont obtenues par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète. Notre approche tient compte de l'endogénéité de la probabilité de détection et de l'amende. Elle élimine ainsi le biais potentiel de dissonance cognitive associé aux variables subjectives. Nous procédons aux estimations sur données individuelles canadiennes. Nos résultats confirment l'influence des paramètres fiscaux et rejettent les hypothèses de séparabilité additive de la fonction d'utilité et de substitution parfaite des heures de travail.

(*) Centre Inter-universitaire sur le Risque, les Politiques Economiques et l'Emploi (Cirpée) et Centre Inter-universitaire de Recherche en Analyse des Organisations (Cirano) - Université Laval, Québec (Canada).

(**) Groupe d'Analyse et de Théorie Economique (Gate)-Université Lumière, Lyon 2 (France).

E-mail : joubert@gate.cnrs.fr

Nous remercions Patrick Lefèbvre pour ses commentaires et sa contribution à la création de la base de données. Nous sommes reconnaissants envers le Ministère des Finances du Québec pour l'usage de son modèle de revenu disponible pour le calcul des taux marginaux effectifs de taxation. Nous exprimons notre gratitude au Fonds Québécois de Recherche sur la Société et la Culture ainsi qu'à la Chaire du Canada en Politiques Sociales et Ressources Humaines pour le financement partiel du séjour au Cirpée de Nadia Joubert. Nous tenons à remercier le Cirpée pour son hospitalité envers cette dernière. Nous remercions aussi François Contensou, Marc Gurgand, François Gardes, Gauthier Lanot ainsi que les participants aux Journées de l'AFSE et de Microéconomie Appliquée, à la Journée de Micro-économétrie du Gremaq et du Séminaire de l'Ensaï pour leurs commentaires. Enfin, nous sommes reconnaissant envers les deux rapporteurs du papier pour leurs suggestions fort utiles.

La théorie standard de la fraude fiscale avec revenus endogènes montre que, sous certaines conditions, l'individu peut être incité à travailler sur le marché noir (ou souterrain) de façon à réduire son fardeau fiscal ou à préserver ses prestations sociales (e.g. Cowell, 1985). Dans cette approche, les heures offertes dépendent des taux de rémunération sur les marchés officiel et souterrain, du revenu hors travail, des paramètres de la fiscalité et des programmes sociaux, de la probabilité d'être contrôlé par les autorités gouvernementales et du taux de pénalité en cas de détection de fraude.

L'analyse économétrique de l'offre de travail au noir pose, cependant, plusieurs questions très délicates à résoudre. En premier lieu, il est très difficile d'obtenir des données fiables sur la participation à l'économie souterraine, puisque les personnes sondées ont souvent peu d'intérêt à dévoiler la vérité. En second lieu, certaines variables telles que la probabilité de contrôle et le taux de pénalité sont difficilement mesurables. Pour cette raison, la presque totalité des études économétriques (e.g., Clotfelter, 1983 ; Lemieux, Fortin et Fréchette, 1994 ; Graversen et Smith, 2001) ignore ces variables ou les remplace par une forme réduite en fonction de variables observables. En outre, il faut s'attendre à ce que l'individu réagisse non pas aux valeurs objectives de la probabilité de contrôle et du taux de pénalité mais plutôt à la perception subjective qu'il en a. En effet, il est probablement influencé par son appréciation des moyens mis en œuvre par les services fiscaux pour détecter la fraude et par son sentiment quant au caractère identifiable de son propre comportement (Andréoni, Erard et Feinstein, 1998). Par ailleurs, en raison notamment de l'opprobre social associé à un comportement de fraude, il importe de tenir compte de la substituabilité imparfaite entre les heures de travail officielles et au noir dans les préférences du travailleur. Enfin, le modèle économétrique doit tenir compte de plusieurs régimes (quatre) associés aux décisions de travailler ou non sur les marchés officiel et souterrain. La présence de ces quatre régimes rend la fonction de vraisemblance à maximiser particulièrement complexe.

Lacroix et Fortin (1992) ont analysé simultanément l'offre de travail sur ces deux marchés à partir d'un modèle structurel fondé sur la maximisation de l'espérance de l'utilité. Leur modèle tient compte des solutions de coin sur les marchés officiel et souterrain et de l'endogénéité des taux de rémunération bruts. Les données sont obtenues à partir d'une enquête réalisée en 1986 sur 2 134 personnes de la Ville de Québec (Canada). Ces données incluent des questions sur la probabilité subjective d'être contrôlé et le taux de pénalité en cas de fraude. Leurs résultats confirment l'impact positif du taux de taxation effectif des revenus de travail sur l'offre de travail au noir ainsi que l'impact négatif de

la probabilité de détection et du taux d'amende sur cette décision.

La présente étude a pour but d'élargir ce travail dans plusieurs directions. En premier lieu, nous exploitons une enquête semblable à celle utilisée par ces auteurs, mais plus récente et élargie cette fois à trois régions du Québec (Montréal, Québec et Bas-du-Fleuve) et comprenant près du double d'individus (4 988), ce qui peut améliorer la fiabilité des résultats. En second lieu, les données incluent une variable subjective indiquant la proportion des personnes travaillant sur les marchés officiel et souterrain dans l'entourage de l'individu. Cette variable sera utilisée pour évaluer l'importance des effets de voisinage dans les décisions de travailler de l'individu. En troisième lieu, Lacroix et Fortin utilisent une méthode en deux étapes pour estimer leur modèle. Ils estiment d'abord les taux de salaire sur chacun des deux marchés (avec correction pour biais de sélection) et ils estiment ensuite les fonctions d'offre de travail en tenant compte des quatre régimes après avoir remplacé les taux de salaire par les taux de salaire prédits dans la première étape. Or cette méthode soulève certaines difficultés en raison de la non-linéarité de ces fonctions. Dans ce cas, les coefficients estimés ne sont pas en général convergents (Wooldridge, 2001). Dans la présente étude, nous estimons le modèle à partir d'une méthode de maximum de vraisemblance à information complète, ce qui permet d'obtenir des estimateurs convergents et asymptotiquement efficaces des paramètres du modèle. Cela permet également d'effectuer des tests d'hypothèse non biaisés sur les paramètres du modèle.

Enfin, notre approche économétrique permet d'endogénéiser les variables subjectives de probabilité et d'amende. De nombreux travaux empiriques confirment, en effet, l'endogénéité de ces deux variables (e.g. Beron, Tauchen et Witte, 1992 ; Durbin, Graetz et Wilde, 1990). Par conséquent, des biais importants sont susceptibles de se produire lorsqu'elles sont supposées exogènes. Selon la théorie de la dissonance cognitive empruntée à Akerlof et Dickens (1982), les individus ont des préférences quant à l'état de la nature et quant à leurs croyances en l'état de la nature. Cette approche nous enseigne, en outre, qu'ils peuvent exercer un certain contrôle sur leurs croyances. Ils peuvent manipuler leurs croyances en sélectionnant les sources d'information qui confirment leurs désirs. Tout comme les travailleurs d'emplois dangereux sous-estiment souvent le danger inhérent à leur activité, les participants à l'économie souterraine peuvent se convaincre du caractère peu risqué de l'activité non déclarée. Ils peuvent réduire le sentiment d'insécurité en rapportant de faibles probabilités de sanctions. Ainsi, le risque de détection et l'amende associée sont endogènes à la participation au marché noir et doivent être traités comme telles. Or, toutes les études ayant recours à de

telles variables, dans leur analyse de l'offre de travail au noir, ont supposé qu'elles étaient exogènes (e.g. Isachsen et Strom, 1980 ; Isachsen, Klovland et Strom, 1982 ; Lacroix et Fortin, 1992). La procédure économétrique que nous développons dans cet article tient compte, pour la première fois, de l'endogénéité de ces variables.

Le modèle prend la forme d'un système de six équations simultanées avec possibilité de solutions de coin sur l'un et/ou l'autre des marchés officiel et souterrain. Les préférences sont représentées par une fonction d'utilité quadratique. Les variables endogènes comprennent les heures de travail sur chacun des deux marchés, le revenu « virtuel » hors travail, le salaire net sur le marché officiel, le salaire espéré sur le marché noir et une mesure du risque lié au marché noir. La technique économétrique traite de la non-linéarité de la contrainte budgétaire associée à la présence de la fiscalité et des programmes sociaux et tient compte de l'endogénéité des taux marginaux effectifs de taxation. Nous procédons aux estimations économétriques sur données individuelles canadiennes provenant de l'enquête « étude sur les effets et les perceptions de la taxation au Québec en 1994 » effectuée au Centre de Recherche Cirano et à laquelle ont contribué deux des auteurs du présent article. Nos résultats confirment que les choix d'offre de travail sur les deux marchés sont influencés par la taxation et les politiques de lutte contre la fraude. Ils soulignent l'importance des effets de voisinage dans le choix de l'activité souterraine et ils révèlent l'absence de discrimination salariale à l'encontre des femmes sur ce marché. Ils montrent, en outre, que les heures de travail ne sont que d'imparfaits substituts. Enfin, les données rejettent l'hypothèse de séparabilité additive de la fonction d'utilité entre la consommation et les heures de travail.

La structure de l'article est la suivante. Le modèle théorique d'offre de travail est exposé à la première partie. La spécification empirique retenue est présentée à la seconde partie. À la troisième partie, nous élaborons la stratégie d'estimation du modèle. La quatrième partie décrit la base de données et la construction des variables. Les résultats empiriques sont présentés et analysés à la cinquième partie. Enfin, nous concluons.

Le modèle théorique

Notre approche se fonde sur les modèles de fraude fiscale avec revenus endogènes (Cowell, 1990). Sur le plan économétrique, il généralise les travaux de Lacroix et Fortin (1992).

Nous considérons que les heures de travail sur le marché noir apportent une perte d'utilité à l'individu différente de celle découlant des heures de travail sur le marché officiel. Or de nombreuses études imposent la substitution parfaite entre les heures de travail sur chacun des deux marchés. Dans ce cas, la désutilité marginale des heures de travail sur les deux marchés est supposée la même. La fonction d'utilité s'écrit $U = U(h_1 + h_2, C)$ où h_1 et h_2 représentent les heures de travail sur les marchés officiel et souterrain respectivement et où C représente la consommation. Cependant, certains auteurs (Hansson, 1985 ; Baldry, 1986 ; Lacroix, 1990) soutiennent que tel n'est pas le cas. En effet, la satisfaction de frauder le fisc pourrait réduire, pour certains individus, la désutilité marginale de h_2 par rapport à h_1 . En revanche, l'immoralité associée au travail au noir et l'opprobre social manifesté à son égard peuvent contribuer à accroître la désutilité marginale de h_2 relativement à h_1 . Par conséquent, nous avons retenu une fonction d'utilité plus générale donnée par :

$$(1) U = U(h_1, h_2, C)$$

Cette fonction n'impose pas la substitution parfaite entre les deux types d'heures de travail. Elle est, de plus, supposée strictement concave en ses arguments, croissante en C et décroissante en h_1 et h_2 . La concavité implique que l'individu est averse au risque.

Par ailleurs, la nature dissimulée de l'activité au noir impose une limitation de son ampleur. Une fonction de gains non déclarés de type Cobb-Douglas et reliant ceux-ci aux heures non déclarées pourrait être envisagée, tandis que les rémunérations du travail déclaré seraient modélisées par une fonction linéaire (Lemieux, Fortin et Fréchette, 1994). Néanmoins, afin de simplifier notre approche, nous supposons une même forme fonctionnelle linéaire aux gains issus du marché officiel et du marché souterrain.

Le travail au noir est rémunéré au taux W_2 et permet à l'individu d'échapper à l'imposition. Ce dernier encourt, toutefois, le risque d'être contrôlé par les autorités fiscales – ce qui survient avec une probabilité p . Il subit alors un redressement au taux de pénalité θ avec $\theta > \tau$ où τ est le taux d'impôt de l'individu supposé, pour le moment, proportionnel. Lorsque la pénalité s'applique sur les revenus

dissimulés (Allingham et Sandmo, 1972), θ est fixe alors que lorsqu'elle s'applique sur l'impôt fraudé (Yitzhaki, 1974), on a $\theta = (1 + \lambda)\tau$, où λ est le taux de pénalité sur ce montant d'impôt fraudé. L'incertitude liée à la détection sur le marché noir et l'amende qui y est rattachée rendent la contrainte budgétaire aléatoire, de sorte que celle-ci s'écrit :

$$(2) C \geq y + w_1 h_1 + w_2 h_2$$

où y est le revenu non salarial, w_1 est le salaire officiel net, avec $w_1 = W_1(1 - \tau)$, où W_1 est le salaire brut, et w_2 est le salaire net de l'activité non déclarée. Comme cette dernière variable est aléatoire, on a :

$$(3) w_2 = \begin{cases} W_2 & \text{avec probabilité } (1-p) \\ W_2(1-\theta) & \text{avec probabilité } p \end{cases}$$

L'individu est supposé maximiser son espérance d'utilité sous cette contrainte, en choisissant ses heures de travail sur les deux marchés. Nous admettons, en effet, la possibilité pour l'individu de cumuler un emploi officiel et un emploi au noir. En outre, une contrainte de non-négativité est imposée sur les heures de travail dans chacun des marchés, de sorte que : $h_1 \geq 0$ et $h_2 \geq 0$.

Sous l'hypothèse que les axiomes de von Neuman-Morgenstern sous incertitude sont satisfaits, le programme à résoudre est alors le suivant :

$$(4) \max EU(h_1, h_2, C)$$

sous les contraintes de budget et de non-négativité sur h_1 et h_2 . E est l'opérateur d'espérance mathématique.

Dans la mesure où la contrainte budgétaire (2) est respectée avec égalité stricte (en l'absence de saturation des préférences), il est possible de la substituer dans (4) et d'exprimer la fonction d'utilité espérée en termes de h_1 et h_2 et des variables exogènes. En dérivant partiellement la fonction d'utilité espérée par rapport à h_1 et h_2 , on obtient :

$$(5) m_1(h_1, h_2, z) = EU_1 + w_1 EU_3$$

$$(6) m_2(h_1, h_2, z) = EU_2 + E(U_3 w_2)$$

où m_1 et m_2 représentent respectivement les utilités marginales nettes de l'activité déclarée et de l'activité au noir, et où $z = (W_1(1 - \tau), W_2, p, \theta, y)$ est le vecteur des variables exogènes.

Les équations (5) et (6) nous permettent de caractériser les conditions d'optimalité du travail propres à chacun des quatre régimes sur les marchés officiel et souterrain. Plus précisément, à l'optimum,

les conditions de Kuhn-Tucker de premier ordre associées au programme (4) peuvent s'écrire de la façon suivante :

$$(7) m_1(h_1, h_2, z) \leq 0$$

$$(8) m_2(h_1, h_2, z) \leq 0$$

$$(9) h_1 [m_1(h_1, h_2, z)] = 0$$

$$(10) h_2 [m_2(h_1, h_2, z)] = 0$$

Les conditions de second ordre sont :

$$(11) m_{11}(h_1, h_2, z) \leq 0$$

$$(12) m_{12}(h_1, h_2, z) \leq 0$$

$$(13) m_{11} m_{22} - (m_{12})^2 \geq 0$$

Ces conditions (7) à (10) définissent quatre régimes selon que les contraintes de non-négativité sont serrées ou non.

Le **régime 1** caractérise le cas où l'individu exerce une activité sur les deux marchés du travail, *i.e.* $h_1 \geq 0$ et $h_2 \geq 0$ (solutions intérieures). Les conditions impliquent que les équations (5) et (6) sont satisfaites avec égalité stricte :

$$(14) m_1(h_1, h_2, z) = 0$$

$$(15) m_2(h_1, h_2, z) = 0$$

En résolvant ces dernières équations simultanément, nous obtenons les fonctions d'offre de travail non contraintes : $h_1 = h_1(h_2, z)$ et $h_2 = h_2(h_1, z)$.

Dans le **régime 2**, l'individu travaille uniquement sur le marché officiel, *i.e.*, $h_1 \geq 0$ et $h_2 = 0$ (solution intérieure en h_1 seulement et solution de coin en h_2). Par conséquent, nous avons :

$$(16) m_1(h_1, 0, z) = 0$$

$$(17) m_2(h_1, 0, z) \leq 0$$

L'équation (16) nous permet de déduire la fonction d'offre de travail officiel contrainte (*i.e.*, lorsque l'individu ne travaille pas au noir) : $h_1 = \bar{h}_1(z)$.

Dans le **régime 3**, l'individu travaille uniquement sur le marché noir, $h_1 = 0$ et $h_2 \geq 0$ (solution intérieure en h_2 et solution de coin en h_1). Dans ce cas, nous obtenons :

$$(18) m_1(0, h_2, z) \leq 0$$

$$(19) m_2(0, h_2, z) = 0$$

En résolvant (19) pour h_2 , nous obtenons la fonction d'offre de travail au noir contrainte (*i.e.*, lorsque l'individu ne travaille pas sur le marché officiel) : $h_2 = \bar{h}_2(z)$.

Enfin, le régime 4 fait référence aux individus qui n'exercent aucune activité de travail, *i.e.*, $h_1 = 0$ et $h_2 = 0$. Il n'y a aucune solution intérieure. Les inégalités (7) et (8) deviennent alors :

$$(20) \quad m_1(0,0,z) \leq 0$$

$$(21) \quad m_2(0,0,z) \leq 0$$

Le modèle théorique nous permet d'identifier les différentes variables exogènes influençant l'offre de travail sur les deux marchés. Néanmoins, il ne nous permet pas de déterminer quantitativement les effets de ces variables sur l'offre de travail. La stratégie économétrique consiste alors à imposer une forme fonctionnelle sur la fonction d'utilité, puis d'estimer les paramètres qui la définissent.

Spécification empirique

Nous spécifions, en premier lieu, une forme fonctionnelle à la fonction d'utilité et aux équations de salaire et de revenu virtuel hors-travail. Les caractéristiques socio-démographiques et l'hétérogénéité non observable entre individus sont ensuite introduites dans le modèle.

Une fonction d'utilité quadratique

La spécification d'une forme fonctionnelle appropriée se heurte à la volonté de rendre compte de la réalité le plus fidèlement possible, tout en répondant à des conditions de faisabilité économétrique. Stern (1986) et Ransom (1987a) ont montré qu'une fonction d'utilité quadratique est suffisamment flexible pour être considérée comme une approximation de second ordre à toute fonction d'utilité. En outre, les fonctions d'utilité marginales qui en découlent sont linéaires dans les paramètres, ce qui simplifie considérablement les estimations.

Afin d'estimer notre modèle, et suivant en cela Lacroix et Fortin (1992), nous retenons la forme fonctionnelle suivante :

$$(22) \quad U(x) = \alpha'x + \frac{1}{2}x'\beta x$$

où $x = (h_1, h_2, C)'$, α est un vecteur de paramètres de dimension 3×1 et β est une matrice de paramètres 3×3 .

U est strictement concave si β est définie négative et symétrique. Sous une forme vectorielle, les

fonctions d'utilité marginales, linéaires en x , sont égales à $\alpha + \beta x$. Elles ne sont pas monotones, en général, de sorte que la consommation peut affecter négativement l'utilité pour certaines valeurs de x et que les heures de travail (h_1 et h_2) peuvent l'affecter positivement. L'espérance de l'utilité en fonction de h_1 , h_2 et z est obtenue en utilisant (22) et en remplaçant la consommation par son expression dans chaque état de la nature :

$$(23) \quad EU = \alpha_1 h_1 + \alpha_2 h_2 + \alpha_3 (y + w_1 h_1 + h_2 Ew_2) \\ + \frac{1}{2} \beta_{11} h_1^2 + \beta_{12} h_1 h_2 + \beta_{13} h_1 (y + w_1 h_1 + h_2 Ew_2) \\ + \frac{1}{2} \beta_{22} h_2^2 + \beta_{23} h_2 (y + w_1 h_1 + h_2 Ew_2) \\ + \frac{1}{2} \beta_{33} E(y + w_1 h_1 + w_2 h_2)^2$$

$$\text{où } Ew_2 = W_2(1 - \theta p)$$

$$\text{et } Ew_2^2 = Ew_2^2 = W_2^2(1 + p\theta^2 - 2p\theta)$$

À partir de (23), on obtient alors les utilités marginales nettes :

$$(24) \quad m_1(h_1, h_2, z) = \alpha_1 + \alpha_3 w_1 + \beta_{11} h_1 + \beta_{12} h_2 \\ + \beta_{13} (y + 2w_1 h_1 + h_2 Ew_2) + \beta_{23} w_1 h_2 \\ + \beta_{33} w_1 (y + w_1 h_1 + h_2 Ew_2)$$

$$(25) \quad m_2(h_1, h_2, z) = \alpha_2 + \alpha_3 Ew_2 + \beta_{12} h_1 + \beta_{13} h_1 Ew_2 \\ + \beta_{22} h_2 + \beta_{23} (y + w_1 h_1 + 2h_2 Ew_2) \\ + \beta_{33} [(y + w_1 h_1) Ew_2 + h_2 Ew_2^2]$$

Les conditions locales de second ordre sont :

$$(26) \quad m_{11} = \beta_{11} + 2\beta_{13} w_1 + \beta_{33} w_1^2 \leq 0$$

$$(27) \quad m_{22} = \beta_{22} + 2\beta_{23} Ew_2 + \beta_{33} Ew_2^2 \leq 0$$

$$(28) \quad m_{11} m_{22} - (m_{12})^2 = (\beta_{11} + 2\beta_{13} w_1 + \beta_{33} w_1^2) \\ \times (\beta_{22} + 2\beta_{23} Ew_2 + \beta_{33} Ew_2^2) \\ - (\beta_{12} + \beta_{13} Ew_2 + \beta_{23} w_1 Ew_2)^2 \geq 0$$

Ces conditions sont globalement satisfaites si la matrice β est définie négative (concavité stricte de $U(x)$). Ces conditions sont les suivantes :

$$(29) \quad \beta_{11} < 0$$

$$\beta_{11} \beta_{22} - \beta_{12}^2 > 0$$

$$\beta_{11} \beta_{22} \beta_{33} - \beta_{11} \beta_{23}^2 - \beta_{12}^2 \beta_{33} + 2\beta_{12} \beta_{13} \beta_{23} - \beta_{13}^2 \beta_{22} < 0$$

Les fonctions d'offre de travail du régime 1 sont obtenues en égalisant (24) et (25) à zéro et en résolvant pour h_1 et h_2 . Ces fonctions peuvent admettre un rebroussement dans les salaires puisqu'elles sont non linéaires en w_1, Ew_2 et $E(w_2^2)$.

Il importe de souligner qu'en raison de la forme quadratique retenue, deux paramètres seulement définissent les caractéristiques du marché noir influençant l'offre de travail, soit Ew_2 et $E(w_2^2)$.

Ainsi, la probabilité d'être contrôlé, le taux d'amende et le salaire brut au noir influencent les offres de travail uniquement à travers ces deux paramètres. On notera en outre que, pour une espérance de salaire au noir donné Ew_2 , la variable $E(w_2^2)$ est une mesure du risque de salaire associé au travail au noir. En effet, la variance de la rémunération au noir est donnée par $E(w_2^2) - (Ew_2)^2$. Finalement, en posant respectivement $h_2 = 0$ dans (24) et $h_1 = 0$ dans (25), en égalisant (24) et (25) à zéro et en résolvant pour h_2 et h_1 , nous obtenons les fonctions d'offre associées aux régimes 2 et 3 respectivement⁽¹⁾.

Revenu hors-travail virtuel et taux de taxation endogène

L'interaction des systèmes d'imposition et de transferts sociaux donne lieu à une contrainte budgétaire linéaire par segment. En conséquence, le taux marginal d'imposition auquel fait face un individu est endogène. Un modèle comptable de la fiscalité et des transferts québécois a donc été utilisé. Celui-ci calcule le taux marginal effectif de taxation sur le revenu de travail officiel de chaque individu ainsi que ses impôts nets des transferts⁽²⁾.

Le revenu hors-travail virtuel y^v est calculé en linéarisant la contrainte budgétaire de l'individu au point correspondant à son niveau observé des heures de travail sur le marché officiel et sur le marché noir. En généralisant l'équation (6.7) de Blundell et MaCurdy (1999), il s'agit de résoudre $C = W_1(1-\tau)h_1 + w_2h_2 + y^v = W_1h_1 + w_2h_2 + y - T(\cdot)$ pour y^v . On obtient alors :

$$y^v = y + \tau W_1 h_1 - T(\cdot)$$

où T définit le montant de l'impôt net des transferts et τ le taux marginal effectif de taxation sur le revenu du travail officiel. Ces deux derniers éléments sont fonction du salaire brut officiel global $W_1 h_1$ et du revenu hors-travail y .

L'effet d'une fiscalité progressive est de créer un ensemble budgétaire convexe et linéaire par segment. Le barème fiscal engendre des coudes caractérisant les différentes tranches d'imposition liées au niveau de revenu imposable de l'individu.

Par ailleurs, la présence de programmes de transferts sociaux axés sur le revenu engendre, en général, des non-convexités dans l'ensemble budgétaire.

Le principal problème économétrique est, par conséquent, la multiplicité des taux de salaire nets auxquels l'individu fait face lorsqu'il détermine son offre de travail, ainsi que la non-convexité de l'ensemble budgétaire. Pour résoudre ce problème, nous adoptons une approche de convexification (locale) de l'ensemble budgétaire (Bourguignon et Magnac, 1990 ; Blundell et MaCurdy, 1999) et nous considérons le taux de salaire marginal net ainsi que le revenu hors-travail virtuel comme variables endogènes. Afin d'endogénéiser le revenu hors-travail virtuel, nous spécifions l'équation suivante :

$$(31) \quad y^v = X_3' \Psi_3 + \varepsilon_3$$

où X_3' est un vecteur de variables exogènes. En ce qui concerne les couples, nous avons considéré différentes règles de partage du revenu hors-travail. La première des règles consiste en une répartition égalitaire du revenu hors-travail virtuel entre les membres du ménage. La seconde règle consiste à attribuer une part du revenu hors-travail proportionnelle aux salaires reçus par chacun des époux. Enfin, la troisième règle repose sur le résultat obtenu par Chiappori, Fortin et Lacroix (2002), à savoir une répartition à hauteur de 70% pour la femme et de 30% pour l'homme. La dernière règle a été retenue dans le présent article. Il convient de noter que les résultats sont en général robustes à ces différentes spécifications.

Les équations de salaire

Nous spécifions les équations salariales linéaires suivantes :

$$(32) \quad w_1 = X_4' \Psi_4 + \varepsilon_4$$

$$(33) \quad Ew_2 = X_5' \Psi_5 + \varepsilon_5$$

$$(34) \quad E(w_2^2) = X_6' \Psi_6 + \varepsilon_6$$

où X_i' est un vecteur de caractéristiques socio-économiques exogènes et ε_i est un terme aléatoire avec $i = 4, 5, 6$. La linéarité de ces équations facilitera l'estimation économétrique du modèle (Moffitt, 1984).

Dans la mesure où h_1 et h_2 sont strictement positifs dans le régime 1, les variables de salaire dans les équations (32), (33) et (34) sont observées dans ce régime. En revanche, dans le régime 2, nous observons uniquement le salaire obtenu sur le

marché officiel et pour le régime 3, nous observons uniquement le salaire de l'activité au noir. Enfin, dans le régime 4, il importe de tenir compte de ces «données manquantes» dans l'estimation du modèle.

Une structure stochastique

Les attributs socio-démographiques et les différences non observables entre individus sont introduits dans le modèle en décomposant les coefficients α_1 et α_2 en une partie déterministe et une partie aléatoire. À l'instar de Ransom (1987), les différences dans les préférences entre individus sont prises en compte en réécrivant α_1 et α_2 ainsi :

$$(35) \alpha_1 = \bar{\alpha}_1 + X_1' \delta_1 + \varepsilon_1$$

$$(36) \alpha_2 = \bar{\alpha}_2 + X_2' \delta_2 + \varepsilon_2$$

où $\bar{\alpha}_i$ est une constante, X_i' un vecteur de caractéristiques socio-démographiques et δ_i est un vecteur de paramètres à estimer, avec $i = 1, 2$. Les termes aléatoires ε_1 et ε_2 sont introduits pour tenir compte de l'hétérogénéité non observable dans les préférences. On suppose finalement que $(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4, \varepsilon_5, \varepsilon_6)$ est distribué $N(0, \Sigma)$. La matrice Σ comporte donc vingt et un paramètres de nuisance différents qui tiennent compte des variances et covariances des termes d'erreur et qui entreront dans la vraisemblance à maximiser.

Estimation du modèle

Parmi les difficultés liées à l'estimation du modèle figurent l'absence d'information sur les salaires des individus qui ne travaillent pas sur l'un ou l'autre des marchés ainsi que l'endogénéité des taux marginaux d'imposition, du revenu « virtuel » hors travail et des salaires sur les deux marchés du travail. Nous avons choisi de résoudre ces problèmes en procédant aux estimations par la *méthode de maximisation de la fonction de vraisemblance à information complète*. Ainsi, nous étudions simultanément les comportements sur les marchés officiel et souterrain en tenant compte des problèmes liés aux équations simultanées avec variables endogènes censurées.

La procédure d'estimation utilisée est la *méthode du maximum de vraisemblance à information complète*. Il s'agit de maximiser le logarithme de l'équation (37) de l'encadré ci-après par rapport à l'ensemble des paramètres.

Les données

D'un point de vue empirique, l'économie souterraine reste un sujet d'étude relativement peu abordé. En effet, le problème de la révélation d'informations relatives aux activités souterraines rend difficile la constitution de bases de données individuelles et explique la relative rareté des applications économétriques. Ce manque de données micro-économiques sur le comportement d'offre de travail au noir a souvent contraint les chercheurs à une analyse agrégée de l'ampleur du phénomène, au détriment d'un examen approfondi des motivations à exercer une activité au noir et des déterminants de ce choix.

L'estimation du modèle développé dans la section précédente est permise par l'exploitation d'une riche base de données individuelles canadiennes. Dans ce qui suit, nous discutons des aspects méthodologiques de l'enquête et des transformations requises pour satisfaire aux exigences particulières du modèle.

L'enquête

Les données sont issues d'une enquête menée en mai 1994 dans la Province de Québec. L'enquête a été réalisée par le *Centre Inter-universitaire de Recherche en Analyse des Organisations* (Cirano). À cette occasion, les enquêteurs d'une agence de sondage très connue au Québec (Léger&Léger) ont été spécialement formés pour convaincre les individus de répondre aux questions posées. Le but de l'enquête était clairement exposé en insistant sur son anonymat, sa confidentialité et son caractère strictement académique. Les questionnaires complétés devaient être glissés dans une enveloppe, puis cachetés en attendant d'être colligés. Ces précautions ont assuré un taux de réponse relativement élevé compte tenu de la nature de ces activités : sur 63,8% des foyers enquêtés, au moins un individu a répondu au questionnaire. Malgré un risque évident de sous-déclaration des activités, plusieurs tests sur les données semblent confirmer leur fiabilité⁽⁴⁾.

Trois zones géographiques ont été définies afin d'assurer une représentativité spatiale du territoire. Ainsi, la première zone concerne la ville de Montréal (1 961 individus) qui est la région la plus peuplée et la plus industrialisée de la Province. La deuxième zone est celle de la ville de Québec (1 966 individus) qui est la capitale administrative et politique et héberge le gouvernement provincial. Enfin, la région du Bas-du-Fleuve (1 061 individus), sélectionnée pour son caractère rural ou semi-urbain, constitue la dernière zone enquêtée. La méthode d'échantillonnage est basée sur l'approche des sondages par grappes aléatoires.

Encadré : la fonction de vraisemblance

Dans le **régime 1**, l'individu travaille sur les deux marchés ($h_1 > 0$ et $h_2 > 0$). En utilisant les équations (24) et (25), la fonction de densité jointe des heures de travail et des salaires sur les deux marchés est :

$$g_1(h_1, h_2, y^v, w_1, Ew_2, Ew_2^2; X) = f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4, \varepsilon_5, \varepsilon_6) |J_1|$$

où X est le vecteur des $X_i, (i=1, \dots, 6), |J_1|$ représente la valeur absolue du déterminant de la matrice jacobienne de la transformation des termes inobservés ($\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4, \varepsilon_5, \varepsilon_6$) en termes observés ($h_1, h_2, y^v, w_1, Ew_2, Ew_2^2$) et où $f(\cdot)$ est la fonction de densité normale à six dimensions.

Dans le **régime 2**, l'individu travaille uniquement sur le marché officiel ($h_1 > 0$ et $h_2 = 0$). La fonction mixte de densité et de répartition associée à ce régime est :

$$g_2(h_1, y^v, w_1; X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4, \varepsilon_5, \varepsilon_6) d\varepsilon_2 d\varepsilon_3 d\varepsilon_6 |J_2|$$

où $|J_2|$ représente la valeur absolue de déterminant de la matrice jacobienne de la transformation des termes inobservés ($\varepsilon_1, \varepsilon_3, \varepsilon_4$) en termes observés (h_1, y^v, w_1) et où ε_2^* est tel que $m_2(h_1, 0, y^v, w_1, Ew_2, Ew_2^2; X) = 0, i.e.$

$$\varepsilon_2^* = -\bar{\alpha}_2 - X_2' \delta_2 - (X_4' \Psi_4) [\alpha_3 + \beta_{13} h_1 + \beta_{33} (y^v + w_1 h_1)] - \beta_{12} h_1 - \beta_{23} (y^v + w_1 h_1) - \varepsilon_5 [\alpha_3 + \beta_{13} h_1 + \beta_{33} (y^v + w_1 h_1)]$$

Nous constatons que ε_2^* est lui-même fonction du terme aléatoire ε_5 , ce qui complique quelque peu la programmation de la vraisemblance.

Le **régime 3** est symétrique au deuxième. Il caractérise l'exercice d'un emploi au noir uniquement ($h_1 = 0$ et $h_2 > 0$). La fonction mixte de densité et de répartition est la suivante :

$$g_3(h_2, y^v, Ew_2, Ew_2^2; X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4, \varepsilon_5, \varepsilon_6) d\varepsilon_1 d\varepsilon_4 |J_3|$$

où $|J_3|$ représente la valeur absolue du déterminant de la matrice jacobienne de la transformation des termes inobservés ($\varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_5, \varepsilon_6$) en termes observés (h_2, y^v, Ew_2, Ew_2^2) et où ε_1^* est tel que $m_1(0, h_2, y^v, w_1, Ew_2, Ew_2^2; X) = 0, i.e.$

$$\varepsilon_1^* = -\bar{\alpha}_1 - X_1' \delta_1 - \beta_{12} h_2 - \beta_{13} (y^v + h_2 Ew_2) - (X_3' \Psi_3) [\alpha_3 + \beta_{23} h_2 + \beta_{33} (y^v + h_2 Ew_2)] - \varepsilon_4 [\alpha_3 + \beta_{23} h_2 + \beta_{33} (y^v + h_2 Ew_2)]$$

Ici encore, nous constatons que ε_1^* est lui-même fonction d'un autre terme aléatoire ε_4 .

Dans le **régime 4**, l'individu ne travaille sur aucun marché ($h_1 = 0$ et $h_2 = 0$). La fonction mixte de densité et de répartition est :

$$g_4(y^v; X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4, \varepsilon_5, \varepsilon_6) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_4 d\varepsilon_5 d\varepsilon_6$$

où ε_1^* est tel que $m_1(0, 0, w_1, y^v, Ew_2, Ew_2^2; X) = 0$,

$$\varepsilon_1^* = -\bar{\alpha}_1 - X_1' \delta_1 - \beta_{13} y^v - (X_3' \Psi_3) (\alpha_3 + \beta_{33} y^v) - \varepsilon_4 (\alpha_3 + \beta_{33} y^v)$$

et où ε_2^* est tel que $m_2(0, 0, y^v, w_1, Ew_2, Ew_2^2; X) = 0$

$$\varepsilon_2^* = -\bar{\alpha}_2 - X_2' \delta_2 - \beta_{23} y^v - (X_4' \Psi_4) (\alpha_3 + \beta_{33} y^v) - \varepsilon_5 (\alpha_3 + \beta_{33} y^v)$$

Une nouvelle fois, les termes ε_1^* et ε_2^* sont fonctions de deux autres termes aléatoires, respectivement ε_4 et ε_5 .

La fonction de vraisemblance associée aux quatre régimes s'écrit ⁽³⁾ :

$$(37) L = \prod_{i \in G_1} f(-\bar{\alpha}_1 - X_1' \delta_1 - \alpha_3 w_1 - \beta_{11} h_1 - \beta_{12} h_2 - \beta_{13} (y^v + 2w_1 h_1 + h_2 Ew_2) - \beta_{23} w_1 h_2 - \beta_{33} w_1 (y^v + w_1 h_1 + h_2 Ew_2) - \bar{\alpha}_2 - X_2' \delta_2 - \alpha_3 Ew_2 - \beta_{12} h_1 - \beta_{13} h_1 Ew_2 - \beta_{22} h_2 - \beta_{23} (y^v + w_1 h_1 + 2h_2 Ew_2) - \beta_{33} [(y^v + w_1 h_1 + 2h_2 Ew_2^2)] y^v - X_3' \Psi_3, w_1 - X_4' \Psi_4, Ew_2 - X_5' \Psi_5, Ew_2^2 - X_6' \Psi_6) |J_1| \times \prod_{i \in G_2} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(-\bar{\alpha}_1 - X_1' \delta_1 - \alpha_3 w_1 - \beta_{11} h_1 - \beta_{13} (y^v + 2w_1 h_1) - \beta_{33} w_1 (y^v + w_1 h_1) \varepsilon_2, y^v - X_3' \Psi_3, w_1 - X_4' \Psi_4, \varepsilon_5, \varepsilon_6) d\varepsilon_2 d\varepsilon_5 d\varepsilon_6 |J_2| \times \prod_{i \in G_3} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(\varepsilon_1, -\bar{\alpha}_2 - X_2' \delta_2 - \alpha_3 Ew_2 - \beta_{22} h_2 - \beta_{23} (y^v + 2h_2 Ew_2) - \beta_{33} (y^v Ew_2 + h_2 Ew_2^2), y^v - X_3' \Psi_3, \varepsilon_4, Ew_2 - X_5' \Psi_5, Ew_2^2 - X_6' \Psi_6) d\varepsilon_1 d\varepsilon_4 |J_3| \times \prod_{i \in G_4} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, y^v - X_3' \Psi_3, \varepsilon_4, \varepsilon_5, \varepsilon_6) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_4 d\varepsilon_5 d\varepsilon_6$$

$$\text{où } G_1 = \{h_1 > 0, h_2 > 0\} \quad G_3 = \{h_1 = 0, h_2 > 0\}$$

$$G_2 = \{h_1 > 0, h_2 = 0\} \quad G_4 = \{h_1 = 0, h_2 = 0\}$$

L'échantillon porte sur 4 988 individus de 18 ans et plus, répartis selon un pourcentage de 46,4% d'hommes et 53,6% de femmes. Au-delà des questions traditionnelles relatives à leurs

caractéristiques individuelles, les personnes ont été interrogées sur d'éventuels emplois officiels ou au noir qu'elles auraient occupés au cours de l'année 1993 et l'année précédente.

Il convient de noter que nous qualifions les emplois de « souterrains » lorsque leurs revenus ne sont pas déclarés aux autorités fiscales et d'« officiels » dans le cas contraire. De notre champ d'analyse, nous excluons, d'une part, les activités non-marchandes (travail domestique et bénévolat) et, parmi les activités marchandes, nous ignorons les activités illégales (production et distribution de substances prohibées, jeux et prostitution). L'enquête comporte certes des questions relatives aux activités illégales. Cependant, les questionnaires sont très peu renseignés de ce point de vue et les réponses apportées sont clairement sujettes à forte suspicion. En conséquence, nous nous limitons aux activités marchandes légales, mais dissimulées à l'État. Notons qu'il existe une distinction additionnelle entre les activités non déclarées au fisc et celles qui ne sont pas mesurées dans la Comptabilité Nationale. Certaines activités peuvent, en effet, échapper au fisc tout en étant comptabilisées dans les Comptes Nationaux. Le fisc ne constitue pas une entité homogène, de sorte que certains revenus sont

déclarés aux fins d'un impôt particulier et ne sont pas déclarés aux fins d'un autre impôt. Par ailleurs, certaines transactions peuvent échapper au contrôle réglementaire (e.g., construction) tout en étant déclarées au fisc. Enfin, il est possible que les revenus de travail de prestataires de programmes sociaux (e.g., assurance-chômage) ne soient pas déclarés aux agents qui déterminent le montant des prestations mais soient déclarés à l'impôt. Toutes ces éventualités introduisent une zone grise dans l'économie souterraine. Toutefois, il est raisonnable de penser que les revenus non déclarés aux autorités fiscales constituent un bon indicateur de l'ensemble des revenus échappant au contrôle fiscal et réglementaire de l'État. En ce sens, nous concentrons l'analyse sur les activités marchandes, légales et dissimulées aux autorités fiscales.

Le tableau 1 résume les caractéristiques de notre échantillon et décrit l'ampleur de la participation au marché noir selon les catégories d'individus. Sur l'ensemble, 232 individus déclarent travailler dans l'économie souterraine. En général, le travail au noir

Tableau 1 : statistiques descriptives

Caractéristiques	Taille de l'échantillon	Pourcentage dans l'échantillon	Nombre de participants au marché noir	Taux de participation au marché noir
Sexe				
Hommes	2314	46,39	117	5,05
Femmes	2674	53,61	115	4,30
Âge				
18-24	737	14,77	91	12,35
25-39	1862	37,33	94	5,05
40-59	1658	33,24	40	2,41
60 +	731	14,66	7	0,96
Statut Marital				
Célibataire	549	11,00	32	5,83
Marié	1307	26,20	38	2,91
Famille	2069	41,48	54	2,61
Mono-parental	274	5,50	13	4,74
Chez leurs parents	789	15,82	95	12,04
Éducation				
Primaire	700	14,02	11	1,57
Secondaire	1892	37,94	61	3,22
Collège	1251	25,08	90	7,19
Université	1145	22,96	70	6,11
Statut Professionnel ^(a)				
Étudiant	657	13,17	85	12,94
Retraité	633	12,69	7	1,11
Au foyer	547	10,97	13	2,38
Travailleurs	2784	55,81	94	3,38
Chômeurs	367	7,36	33	8,99
Minima sociaux				
Assurance chômage	671	13,45	50	7,45
Aide sociale	294	5,89	24	8,16
Niveau d'imposition ^(b)				
Aucun	1559	31,25	52	3,34
Faible	673	13,49	17	2,53
Moyen	1525	30,57	30	1,97
Élevé	588	11,79	1	0,17

a - activité principale au cours de l'année 1993.

b - 643 personnes ont refusé de répondre à la question de leur niveau d'imposition.

constitue une activité à temps partiel et, pour près de la moitié des travailleurs au noir, il s'agit d'un second emploi avec une moyenne de 424 heures par an, correspondant à 12 semaines de 35 heures. Le revenu moyen annuel de l'activité souterraine s'élève à 2 126 \$ et le salaire horaire moyen net obtenu sur le marché noir correspond au mieux à 75% du salaire horaire moyen brut obtenu dans l'économie officielle. La relative faiblesse des revenus générés sur le marché noir s'explique aisément. En effet, lorsque les revenus sont limités, il s'avère beaucoup plus facile d'éviter les contrôles fiscaux et moins coûteux en termes de pénalités⁽⁵⁾.

Par ailleurs, il convient de noter qu'un fractionnement des taux de participation par niveaux d'éducation peut conduire à des erreurs d'interprétation dans la mesure où les jeunes sont plus éduqués que les plus âgés. La relation peut alors simplement refléter des effets de cohorte.

L'un des traits marquants du tableau 1 est également le nombre élevé d'étudiants, de chômeurs et de bénéficiaires de minima sociaux parmi les travailleurs au noir. De même, la participation est plus élevée pour les jeunes et les célibataires. En outre, les taux de participation et les heures de travail sont négativement reliés au revenu disponible, de sorte que plus les individus payent d'impôts, moins ils travaillent au noir.

En définitive, l'importance du travail au noir s'avère plus marquée chez les jeunes hommes. Le taux de participation des femmes est, en effet, légèrement

plus faible que celui des hommes, bien que les heures conditionnelles moyennes soient plus élevées. Une explication de cette moindre participation des femmes serait un degré d'aversion au risque plus élevé, de façon générale, pour celles-ci que pour les hommes. Toutefois, il convient de souligner que proportionnellement plus de femmes n'exercent qu'une activité souterraine. Ainsi, le nombre de femmes travaillant seulement au noir s'élève à 54, contre 38 pour les hommes. Cela signifie que, parmi les femmes qui travaillent au noir, 47% d'entre elles ne travaillent que sur ce marché, tandis que le pourcentage des hommes qui n'exercent qu'une activité souterraine ne dépasse pas 32%.

Le tableau 2 représente les valeurs moyennes des variables sélectionnées pour les 4 régimes considérés⁽⁶⁾.

Les personnes qui exercent une activité souterraine travaillent, en moyenne, moins d'heures sur le marché officiel que celles qui se consacrent exclusivement à une activité officielle. De même, la participation au marché noir est plus élevée lorsqu'elles ne travaillent pas sur le marché officiel. Leur revenu virtuel hors travail est plus faible que celui des personnes qui travaillent sur les marchés officiel et souterrain. Ce revenu est le plus important pour les personnes qui travaillent de façon officielle et qui n'exercent pas d'activité souterraine. De façon générale, le revenu virtuel est plus élevé, *ceteris paribus*, pour les individus qui ne travaillent pas au noir.

Tableau 2 : caractéristiques moyennes selon la participation au marché du travail

Marché noir	Variables	Marché officiel	
		$h_1 > 0$	$h_1 = 0$
$h_2 > 0$	Effectif total	104	86
	Femmes	43	50
	Hommes	61	36
	Âge	31	32
	Heures officielles (h_1)	1097,69	-
	Heures au noir (h_2)	338,58	721,25
	Revenu virtuel (y^v) / 1000	13,98	3,45
	Salaire officiel / heure (w_1)	16,97	-
	Salaire espéré au noir / heure (Ew_2)	14,96	8,13
	Salaire espéré au noir au carré / heure (Ew_2^2)	877,55	143,57
	$h_2 = 0$	Effectif total	2,893
Femmes		1446	897
Hommes		1447	679
Âge		37	50
Heures officielles (h_1)		1 569,51	-
Heures au noir (h_2)		-	-
Revenu virtuel (y^v) / 1000		21,31	4,91
Salaire officiel / heure (w_1)		13,78	-
Salaire espéré au noir / heure (Ew_2)		-	-
Salaire espéré au noir au carré / heure (Ew_2^2)	-	-	

Enfin, pour les individus qui exercent une activité sur chacun des deux marchés, le salaire horaire officiel est supérieur au salaire horaire espéré sur le marché noir. Cela est probablement lié aux imperfections sur le marché noir reliées à l'existence de coûts d'information plus élevés. Cependant, le salaire officiel est plus faible pour les individus qui ne travaillent pas au noir comparativement à ceux qui exercent une activité sur chaque marché. De la même manière, les individus qui travaillent sur les deux marchés ont un salaire espéré au noir plus important que celui des individus qui ne travaillent que sur ce marché. La complémentarité des qualifications requises sur les deux marchés peut expliquer pourquoi le salaire des personnes travaillant sur les deux marchés est supérieur.

Construction des variables

Probabilité de détection et taux d'amende

Au cours de l'enquête, il a été demandé aux personnes interrogées d'évaluer la probabilité de détection d'une activité souterraine et le taux de pénalité encouru. Cette information n'est utilisée que pour les travailleurs au noir. Elle permet d'estimer le risque d'une activité souterraine et, par conséquent, l'impact du système fiscal et de répression de la fraude sur l'exercice d'une telle activité. Nous aurions pu exploiter les publications officielles des services fiscaux, et les divers textes de loi relatifs au travail au noir, pour appréhender la probabilité de détection par secteur d'activité et le montant réel des pénalités. Cependant, les décisions individuelles sont probablement davantage fondées sur une évaluation subjective que sur une connaissance précise de ces éléments. Il est donc certainement plus judicieux de procéder de cette manière.

Les questions touchant à la probabilité de détection et l'amende sont cependant de nature à soulever des problèmes d'endogénéité. Cela est dû au fait que les individus ayant travaillé sur le marché noir sont susceptibles de sous-estimer les valeurs de σ et p , de façon à réduire le stress associé à cette activité. Une telle attitude est à la source d'un biais de dissonance cognitive. Toutefois, nous procédons à l'estimation de l'espérance du salaire (et son espérance au carré) sur le marché noir et non pas à l'estimation du salaire lui-même. La probabilité de détection et l'amende encourue sont alors indirectement endogénéisées et

estimées, ce qui écarte ce problème de dissonance cognitive.

La question relative à l'amende à payer pose, en revanche, un autre problème méthodologique. En effet, en posant que la pénalité est proportionnelle à l'impôt impayé, le salaire au noir en cas de détection est donné par $w_2 = W_2 (1-\theta)$, avec :

$$\theta = (1+\lambda)\tau$$

Dans ce cas, pour que l'amende ait un effet dissuasif, il faut que $\lambda > 0$. Cette variable n'a cependant pas de bornes naturelles, contrairement à la variable de probabilité. Ainsi, sur 1000\$ d'impôt fraudé, certains individus estiment devoir payer jusqu'à 25 000\$ d'amende additionnelle aux 1 000\$ dus, soit vingt-cinq fois le montant de la fraude. Dans ces conditions, déterminer un intervalle pour le montant de l'amende relève quelque peu de l'arbitraire. Nous avons alors choisi de redéfinir cette variable de deux manières différentes. En premier lieu, nous avons fixé une borne supérieure équivalente à 100% de la fraude, de sorte que l'amende maximale soit égale à 1 000\$ en plus des 1 000\$ impayés. Puis, nous avons envisagé la possibilité de doubler le montant du redressement. Un traitement particulier a alors été effectué sur les valeurs excédant 1 000\$. En effet, une fonction cumulative normale centrée-réduite a été créée pour ces valeurs, de sorte que le montant de l'amende est, dans ce cas, défini sur l'intervalle [0; 2000]. Après quelques expérimentations, nous avons décidé de retenir cette dernière spécification.

Le tableau 3 retrace la moyenne des variables τ , λ , p et θ par régime.

Variables de contrôle sur les préférences

La théorie économique ne nous permet malheureusement pas de déterminer les variables exogènes qui influencent l'utilité marginale du travail officiel et du travail au noir. Après plusieurs expérimentations, les variables suivantes ont été incluses dans l'équation de l'utilité marginale nette des heures sur le marché officiel : le nombre de personnes dans le ménage, le nombre d'enfants de moins de six ans, une variable muette pour le sexe ($Femme=1$), l'âge de la personne et trois variables muettes pour la situation maritale (célibataire, couple et famille monoparentale; la référence étant constituée par la catégorie *Autre*, qui se rapporte à

Tableau 3 : valeurs moyennes de τ , λ , θ et p

	Régime 1	Régime 2	Régime 3	Régime 4	Total
Taux marginal d'impôt : t	0,50	0,48	0,21	0,19	0,34
Taux de pénalité : λ	0,52	0,52	0,51	0,56	0,53
Amende : θ (où $\theta = (1+\lambda)t$)	0,76	0,73	0,32	0,30	0,52
Probabilité de détection : p	0,23	0,38	0,27	0,40	0,32
Nombre d'observations	104	2893	86	1576	4659 ^c

c : le nombre d'observations correspond à notre sous-échantillon après retrait des valeurs aberrantes.

une personne vivant chez un membre de sa famille). L'équation de l'utilité marginale nette des heures au noir contient les mêmes variables, auxquelles ont été ajoutées un certain nombre de variables subjectives. En effet, l'enquête présente une évaluation par les individus du pourcentage de participants parmi les personnes de leur entourage (*Proporen*). Cette dernière variable est graduée de façon discrète sur l'intervalle [1;11], où 1 correspond à 0% de travailleurs au noir dans l'entourage et 11 à 100%. Des questions d'ordre moral ont également été posées. D'une part, l'exercice d'un travail au noir est jugé, selon une échelle de valeur, de très moral à très immoral. D'autre part, l'approbation ou la désapprobation des proches à l'exercice d'une activité souterraine est évaluée subjectivement par l'individu à travers la variable de « réaction de l'entourage ».

Variables explicatives des équations de salaire et de revenu virtuel

Lorsque l'on estime des fonctions d'offre de travail, le salaire horaire utilisé est souvent obtenu en divisant les revenus de travail annuels par le produit des semaines de travail et des heures hebdomadaires « normales ». Toute erreur de mesure sur les heures de travail introduit alors un biais sur les élasticités salariales. Les salaires horaires utilisés ici sont moins susceptibles d'être entachés de ce type de biais puisque les répondants devaient indiquer le revenu moyen durant les séquences où ils ont occupé un emploi au cours de l'année. Les salaires ont ensuite été converti sur une base horaire.

Après plusieurs expérimentations, nous avons retenu dans les trois équations de salaire (salaire sur le marché officiel, salaire espéré sur le marché noir, salaire espéré au carré sur le marché noir) deux variables régionales muettes : la première pour la région de *Montréal* et la seconde pour la région du *Bas-du-Fleuve*; la référence étant constituée par la région de Québec. Nous avons également introduit une variable de sexe (*Femme*=1), et des fonctions polynomiales de l'âge et du nombre d'années de scolarité. Enfin, ces mêmes variables et des termes interactifs entre l'âge et la scolarité ont été inclus dans l'équation du revenu virtuel. Il est facile de vérifier que le choix des variables exogènes retenues dans le système des six équations simultanées fait en sorte que le modèle est sur-identifié.

Résultats empiriques

Fonction d'utilité

Les paramètres de la fonction d'utilité quadratique sont obtenus par maximisation de la fonction de vraisemblance, comme nous l'avons mentionné plus haut⁽⁷⁾. Les résultats de l'estimation sont présentés au tableau 4. Pour simplifier la présentation du tableau, les vingt et un paramètres de nuisance de la matrice de variance-covariance des termes d'erreur ont été exclus de celui-ci. Les estimateurs des paramètres sont compatibles avec une fonction d'utilité strictement concave puisque les conditions globales de second ordre sont satisfaites⁽⁸⁾.

En outre, il est très important de noter que tous les coefficients associés à la forme quadratique de cette fonction (la matrice β) sont statistiquement significatifs, ce qui implique que la taxation et les politiques de lutte contre la fraude (probabilité de détection et amendes) ont aussi un impact significatif sur l'offre de travail officiel et au noir.

Les variables de contrôle sur les heures au noir et sur le marché officiel ont le signe généralement attendu. Le statut matrimonial affecte positivement l'utilité marginale du travail sur les deux marchés. *Ceteris paribus*, celle-ci est plus élevée pour les personnes seules, les familles monoparentales et les couples comparativement aux personnes résidant chez un parent ou un proche. Le paramètre associé à la variable du « nombre de personnes dans le ménage » est également positif. Ce coefficient mesure l'impact d'une hausse du nombre de personnes dans le ménage (enfants de plus de 6 ans et adultes) sur l'utilité marginale des heures de travail sur le marché correspondant, pour un statut marital donné. Ainsi, l'utilité marginale du travail officiel et du travail au noir augmente avec la taille du ménage. Ce résultat reflète notamment les contraintes financières auxquelles le ménage fait face lorsque le nombre de personnes au foyer s'accroît.

La variable muette *Femme* est négative, reflétant une participation plus faible au marché du travail pour les femmes. La variable correspondant au nombre d'enfants en dessous de 6 ans n'est pas significative. Néanmoins, ce résultat peut être dû au fait que nous contraignons les paramètres à être les mêmes pour les hommes et pour les femmes. Or, il se peut qu'à l'intérieur du ménage, la présence d'enfants en âge pré-scolaire ait un effet différent sur chacun des conjoints. Elle pourrait affecter uniquement l'intensité au travail des femmes et rester sans effet pour les hommes, ou n'avoir qu'un effet marginal.

Tableau 4 : estimation de la fonction d'utilité quadratique

Paramètres		Coefficients		Écart type	
α_3		0,25		-	
β_{11}		-0,5257		0,035	
β_{12}		-0,3389		0,017	
β_{13}		-0,0987		0,006	
β_{22}		-0,2823		0,015	
β_{23}		-0,1077		0,017	
β_{33}		-0,1557		0,003	
Marché officiel			Marché noir		
Paramètres	Coefficients	Écart type	Paramètres	Coefficients	Écart type
Heures officielles / 1000			Heures au noir / 1000		
α_1	0,5784	0,046	α_2	-2,4515	0,043
Nombre de pers. dans le ménage	0,0271	0,009	Nombre de pers. dans le ménage	0,0159	0,005
Enfants (< 6ans)	-0,0040	0,012	Enfants (< 6ans)	-0,0020	0,007
Personne seule	0,1440	0,031	Personne seule	0,1037	0,015
Conjoint	0,2062	0,027	Conjoint	0,1014	0,014
Monoparent	0,1286	0,037	Monoparent	0,0719	0,019
Femme	-0,1041	0,018	Femme	-0,0461	0,018
Âge	0,3485	0,088	Age	0,1124	0,085
			Proporen	0,0030	0,001
			Réaction de l'entourage	0,9948	0,013
			Moralité	-0,0016	0,004
Revenu hors-travail "virtuel" / 100			Salaire espéré au noir / 100		
Constante	0,2154	0,148	Constante	-2,2059	0,094
Âge	0,1690	0,393	Âge	4,1547	0,828
Âge (au carré)	0,0263	0,029	Âge (au carré)	-1,4446	0,255
Années de scolarité	0,2454	0,209	Âge (au cube)	1,2676	0,243
Années de scolarité (au carré)	-0,1378	0,875	Années de scolarité	2,2584	0,265
Âge*scolarité	-0,6699	0,420	Années de scolarité (au carré)	-2,1355	0,357
Âge*(scolarité au carré)	0,5244	0,183	Années de scolarité (au cube)	0,6180	0,121
Femme	-0,0152	0,011	Femme	0,0098	0,016
Montréal	0,0271	0,009	Montréal	-0,0553	0,007
Bas-du-fleuve	-0,0052	0,011	Bas-du-fleuve	-0,0775	0,011
Salaire net officiel / 100			Salaire espéré au noir (au carré) / 10 000		
Constante	0,1352	0,110	Constante	-3,0925	0,478
Âge	1,1191	0,390	Âge	4,5652	3,671
Âge (au carré)	-0,1284	0,043	Âge (au carré)	-1,7337	1,157
Années de scolarité	0,0586	0,067	Âge (au cube)	1,5732	1,030
Années de scolarité (au carré)	-0,0303	0,148	Années de scolarité	3,6846	2,389
Femme	-0,0376	0,014	Années de scolarité (au carré)	-3,8061	2,154
Montréal	0,0144	0,013	Années de scolarité (au cube)	1,1038	0,647
Bas-du-fleuve	-0,0282	0,016	Femme	0,0008	0,046
			Montréal	-0,0988	0,040
			Bas-du-fleuve	-0,0895	0,069
Log-Vraisemblance		- 8 143,6			
Nombre d'observations		4 489			

La variable *Proporen*⁽⁹⁾ affecte positivement l'utilité marginale du travail au noir. Cette variable apporte un premier élément de réponse quant à l'impact du voisinage sur l'offre de travail au noir. Il semblerait que le choix des heures de travail au noir soit influencé par le comportement des proches de l'individu. Il est, en effet, souvent avancé que le travail au noir se développe au sein d'un réseau de

relations très dense⁽¹⁰⁾. Par ailleurs, les membres d'un même groupe social tendent à se comporter de façon similaire. Le groupe auquel l'individu appartient représente alors non seulement un bassin d'emplois potentiels non négligeable, mais génère également davantage de tolérance à l'égard des activités souterraines. Autrement dit, un milieu constitué de nombreux travailleurs au noir a

tendance à inciter ses membres à exercer le même type d'activités et, par un effet de réseau, conduit à la fois à l'accroissement des opportunités d'emploi sur ce marché et à la levée d'éventuelles réticences à l'égard des activités frauduleuses.

Ce résultat tendrait à confirmer l'hypothèse d'interdépendance des comportements selon laquelle le comportement du groupe affecte celui de ses membres. Les individus interagissent avec leur environnement lors de leurs prises de décision et les interactions sociales parmi les membres du groupe sont de nature à conditionner le choix de l'activité. Cependant, ce résultat mérite quelque peu d'être nuancé. D'une part, il est possible que la variable *Proporen* soit entachée d'un biais d'endogénéité. En effet, on peut s'attendre à ce que l'individu qui travaille beaucoup au noir soit porté à déclarer qu'une fraction importante de son entourage travaille au noir, de façon à justifier son comportement (effet de dissonance cognitive). D'autre part, Manski (1993) a montré que la corrélation entre la participation du groupe et celle de l'individu est sujette au problème du « *miroir* » (*reflexion problem*). En d'autres mots, l'individu possède des caractéristiques non observables corrélées avec celles du groupe auquel il s'identifie (« *Qui se ressemble, s'assemble.* »). Dans ce cas, la corrélation observée ne reflète pas un lien de causalité entre le comportement du groupe et celui de l'individu.

Pour vérifier cette éventualité, nous avons poursuivi l'analyse de l'interdépendance des comportements en nous fondant sur l'approche développée par Aronsson *et alii* (1999). Nous avons introduit des variables dichotomiques distinguant différents groupes de référence afin de tenir compte du problème du « *miroir* ». Cependant, le problème fondamental de cette approche provient de la difficulté de cerner avec précision le groupe avec lequel l'individu interagit. En nous fondant sur les critères habituellement retenus pour les décisions d'offre de travail,⁽¹¹⁾ nous avons sélectionné les variables d'âge, de niveau d'éducation et du lieu de résidence des individus pour constituer les groupes de référence. Néanmoins, quelle que soit la spécification –fondée sur les différentes combinaisons possibles des critères choisis– aucun des coefficients associés aux variables de groupe ne s'est révélé statistiquement significatif. En outre, l'introduction des variables de groupe n'a pas affecté le coefficient associé à la variable subjective d'évaluation de la proportion de travailleurs au noir dans l'entourage. Celui-ci est toujours demeuré statistiquement significatif⁽¹²⁾. Deux interprétations sont dès lors possibles. La première est que les critères de sélection pour la constitution des groupes de référence sont inappropriés pour les travailleurs au noir. La seconde est que le problème du « *miroir* » n'est pas important dans le cas du travail au noir.

De façon similaire, le sentiment d'être approuvé par son entourage dans le choix de l'activité souterraine accroît l'utilité marginale de cet emploi, comme en témoigne le coefficient associé à la variable *réaction de l'entourage*. Alors qu'un certain opprobre social peut être associé au travail au noir, notamment du point de vue des non-participants, une attitude moins négative à l'égard de ces activités peut motiver leur choix. Les préférences individuelles en termes d'heures de travail officiel et au noir sembleraient donc influencées par le comportement et l'approbation des membres du groupe auquel l'individu appartient.

Concernant les équations de salaire, il est intéressant de noter que la plupart des variables explicatives ont le signe intuitivement attendu. Les résultats obtenus sont également conformes à ce qui est observé dans la littérature sur les salaires (Card, 1999). Ainsi, les fonctions de salaire sur le marché officiel et sur le marché noir sont concaves par rapport à l'âge, comme en témoigne le signe positif du paramètre associé à l'âge, et le signe négatif associé à cette variable au carré. On observe aussi une concavité de la relation par rapport au niveau d'éducation. Il existe, sur chacun des deux marchés, une relation positive entre le diplôme et la rémunération, mais l'éducation est à rendements décroissants. Notons que si les effets séparés de la scolarité et de la scolarité au carré ne sont pas significativement différents de zéro dans l'équation de salaire sur le marché officiel, nous rejetons l'égalité à zéro de ces effets à partir d'un test conjoint. Une nouvelle fois, nous retrouvons un des résultats standard de la littérature du capital humain (*e.g.*, Becker, 1993; Card, 1999).

Par ailleurs, des différences salariales défavorables aux femmes apparaissent sur le marché officiel. Le paramètre associé à cette variable est en effet négatif, reflétant que celles-ci perçoivent des rémunérations inférieures aux hommes, *ceteris paribus*. Un résultat intéressant est que cette variable n'est pas significative au niveau de l'équation de salaire associé au marché noir. La discrimination en termes de salaire dont souffrent habituellement les femmes semblerait absente sur le marché souterrain. Ce résultat mérite d'être explicité compte tenu du fait que nous ne contrôlons pas pour le type d'activité exercée au noir. Il se pourrait en effet que l'absence de significativité de la variable *Femme* soit le résultat d'une spécialisation plus marquée pour celles-ci sur le marché noir que sur le marché officiel.

Cependant, l'introduction de variables de contrôle pour le type d'emploi est susceptible de soulever des problèmes d'endogénéité et nécessiterait dès lors l'ajout au modèle d'équations latentes sur les activités souterraines. Il est clair qu'un tel ajout, dans le cadre d'un modèle à information complète, se traduirait par une complexité accrue de l'estimation et pourrait s'avérer proprement irréalisable. C'est

pourquoi, afin de juger de l'impact du secteur d'activité sur le salaire obtenu dans l'emploi souterrain, nous avons mené plusieurs estimations, par moindres carrés ordinaires, en parallèle. L'introduction de variables dichotomiques de secteur d'activité ne permet nullement de remettre en cause le résultat obtenu. En effet, quel que soit le degré de finesse de la nomenclature des activités professionnelles utilisées dans nos estimations, la variable *Femme* ne s'est jamais révélée statistiquement significative et son coefficient est resté inchangé. Par conséquent, notre résultat semble robuste aux différentes spécifications, ce qui tend à confirmer l'absence de discrimination salariale défavorable aux femmes sur le marché noir.

Enfin, les variables régionales nous permettent d'identifier les zones où les emplois sont les plus rémunérateurs. Ainsi, la région de Montréal est celle qui offre les rémunérations les plus élevées sur le marché officiel alors que, sur le marché noir, les salaires les plus importants sont versés dans la région de Québec. Mais, dans tous les cas, les salaires (officiels et au noir) obtenus dans la région du Bas-du-Fleuve sont plus faibles.

Tests sur les préférences

Notre modèle permet de tester empiriquement la validité de l'hypothèse de substituabilité parfaite entre les heures de travail sur le marché officiel (h_1) et sur le marché noir (h_2). Il nous permet également de tester l'hypothèse de séparabilité additive entre la consommation (C) et le nombre total d'heures de travail ($h_1 + h_2$). Ces hypothèses sont, en effet, très fréquentes dans la littérature sur la fraude fiscale.

La forme générale de la fonction d'utilité quadratique est la suivante :

$$(38) U(h_1, h_2, C) = \alpha_1 h_1 + \alpha_2 h_2 + \alpha_3 C + \frac{1}{2} \beta_{11} h_1^2 + \beta_{12} h_1 h_2 + \beta_{13} h_1 C + \frac{1}{2} \beta_{22} h_2^2 + \beta_{23} h_2 C + \frac{1}{2} \beta_{33} C^2$$

La substitution parfaite entre (h_1) et (h_2) signifie que (38) peut être réécrite de la façon suivante :

$$(39) U(h_1, h_2, C) = \gamma_1 (h_1 + h_2) + \gamma_2 C + \frac{1}{2} \delta_{11} (h_1 + h_2)^2 + \delta_{12} (h_1 + h_2) C + \frac{1}{2} \delta_{22} C^2$$

Dans ce cas, la désutilité marginale de chaque activité est la même. La comparaison de (38) et (39) nous indique les restrictions imposées sur les paramètres par l'hypothèse de substituabilité parfaite :

$$(i) \alpha_1 = \alpha_2 ;$$

$$(ii) \beta_{11} = \beta_{22} = 2\beta_{12}$$

$$(iii) \beta_{13} = \beta_{23}$$

Afin de tenir compte des caractéristiques individuelles, nous avons posé $\alpha_1 = \bar{\alpha}_1 + X_1' \delta_1 + \varepsilon_1$ et $\alpha_2 = \bar{\alpha}_2 + X_2' \delta_2 + \varepsilon_2$. Or les variables incluses dans X_1' ne sont pas forcément les mêmes que celles incluses dans X_2' . Nous pouvons, dès lors, décomposer α_1 et α_2 ainsi :

$$\alpha_1 = \bar{\alpha}_1 + \bar{X}' \bar{\delta}_1 + \tilde{X}_1' \tilde{\delta}_1 + \varepsilon_1$$

$$\alpha_2 = \bar{\alpha}_2 + \bar{X}' \bar{\delta}_2 + \tilde{X}_2' \tilde{\delta}_2 + \varepsilon_2$$

où \bar{X}' est un vecteur de variables communes aux deux activités, \tilde{X}_1' et \tilde{X}_2' sont des vecteurs de variables de contrôle spécifiques aux activités officielles et au noir respectivement, et $\bar{\alpha}_i$ est une constante ($i = 1, 2$). La condition $\alpha_1 = \alpha_2$ implique donc : $\bar{\alpha}_1 = \bar{\alpha}_2$, $\bar{\delta}_1 = \bar{\delta}_2$, et $\tilde{\delta}_1 = \tilde{\delta}_2 = 0$ ⁽¹³⁾.

Pour tester l'hypothèse de substituabilité parfaite entre h_1 et h_2 , nous avons effectué un test de Wald. La statistique W calculée à partir des paramètres du tableau 4 est de $W = 23354,8$. Cette valeur doit être comparée à la valeur critique $\chi_{0,05}^2(13) = 22,36$. Par conséquent, l'hypothèse de substitution parfaite entre les heures de travail est fortement rejetée.

Par ailleurs, l'hypothèse de séparabilité additive revient à imposer $\beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{23} = 0$. Un test de Wald a également été effectué et nous obtenons $W = 144,4$. La comparaison de cette dernière avec $\chi_{0,05}^2(3) = 7,82$ nous permet de conclure que nos données ne supportent pas l'hypothèse de séparabilité additive⁽¹⁴⁾.

Conclusion

Dans cet article, nous avons construit et estimé un modèle d'offre de travail sur les marchés officiel et souterrain en présence de la fiscalité, des programmes sociaux et des politiques de contrôle fiscal du gouvernement. Un modèle théorique et empirique d'offre de travail a été développé dans lequel nous supposons que l'individu maximise son espérance d'utilité. Nous supposons également que ses préférences sont représentées par une fonction d'utilité quadratique. Le choix de cette forme fonctionnelle a été motivé par le fait qu'elle permet d'imposer un minimum de structure aux préférences individuelles. Elle est suffisamment flexible, en effet, pour que la séparabilité additive et la substituabilité parfaite entre les heures de travail officiel et au noir soient des cas particuliers. Elle présente, en outre, l'avantage de faciliter les estimations dans la mesure où les fonctions d'utilités marginales nettes qui en découlent sont linéaires dans les paramètres.

Notre modèle inclut non seulement les heures de travail officiel et au noir, les salaires obtenus sur ces deux marchés, mais également le revenu virtuel hors travail. De ce fait, il tient compte des non-linéarités dues à la fois au système fiscal et aux programmes sociaux. Notre modèle est alors constitué par un système de six équations simultanées avec censure sur les heures de travail dans chaque marché. Les estimations des paramètres de la fonction d'utilité sont obtenues par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète. Cette approche économétrique nous permet d'obtenir des estimateurs convergents et asymptotiquement efficaces des coefficients estimés du modèle.

Les estimations sont permises grâce à l'exploitation d'une base de données individuelles, réalisée au Canada, particulièrement riche. Celle-ci comporte notamment de nombreuses informations quant à la perception subjective du risque associé aux activités souterraines. Ces informations sont d'autant plus primordiales que l'on doit s'attendre à ce que les individus décident de participer au marché noir, non pas en fonction des risques réels (difficilement appréciables) mais davantage en fonction de l'idée qu'ils s'en font.

À ce propos, il convient de noter que les travailleurs au noir peuvent être amenés à sous-estimer la probabilité de détection et le montant de l'amende de façon à limiter le stress inhérent à leur activité. De ce point de vue, nous sommes confrontés à un problème de dissonance cognitive (Akerlof *et alii*, 1982). En effet, les individus peuvent manipuler leurs croyances pour les mettre en conformité avec leurs désirs. Par conséquent, l'évaluation par l'individu du risque encouru est endogène. Or l'approche économétrique que nous avons développée tient

compte de l'endogénéité des variables subjectives de probabilité de détection et d'amende.

Un autre aspect spécifique au présent article repose sur la prise en compte d'un effet de voisinage. Celui-ci est appréhendé au travers d'une variable subjective d'évaluation de la proportion de travailleurs au noir dans l'entourage de l'individu (*Proporen*). Nos résultats tendent à montrer que l'individu interagit avec son environnement lors de ses prises de décision et que les interactions sociales, parmi les membres du groupe auquel il appartient, conditionnent le choix de l'activité souterraine. Autrement dit, l'offre de travail au noir semble être influencée par le type d'activité exercée par l'entourage de l'individu. Néanmoins, cette conclusion doit être nuancée par le fait que la variable *Proporen* peut refléter l'existence de caractéristiques non observables similaires entre l'individu et les autres membres du groupe auquel il appartient. C'est pourquoi, dans certaines spécifications, nous avons introduit plusieurs variables de groupes, afin de contrôler les effets corrélés. Or, non seulement les coefficients associés aux variables de groupe ne sont pas significatifs, mais les coefficients associés à la variable subjective ne sont pas affectés par l'introduction des variables de groupe. Cela conforte l'idée selon laquelle le problème du miroir ne semble pas présent sur le marché noir. Par ailleurs, l'approche proposée dans cet article constitue la première tentative d'appréhension des comportements interdépendants sur le marché noir.

Nos résultats témoignent, par ailleurs, d'une certaine similitude entre les marchés officiel et souterrain du travail. En effet, les rémunérations salariales sur chacun des deux marchés augmentent avec l'âge, mais à un taux décroissant. De même, l'éducation a des rendements décroissants à la fois sur le marché officiel et sur le marché noir. Nous retrouvons ici les résultats standard de la littérature sur le capital humain et les salaires.

En outre, l'utilité marginale du travail sur les deux marchés augmente avec la taille du ménage, de sorte que les contraintes financières incitent tout autant les individus à travailler sur le marché officiel que sur le marché noir.

Nous constatons, en revanche, des divergences non négligeables entre les deux marchés du travail. Ainsi, la discrimination salariale dont semblent souffrir les femmes sur le marché officiel n'est pas significative sur le marché noir. En effet, alors que celles-ci sont moins rémunérées que les hommes sur le marché officiel, il ne semble pas y avoir de différences salariales entre les hommes et les femmes sur le marché noir. De même, la répartition géographique des niveaux de rémunérations est différente selon les deux marchés. Les salaires du marché officiel les plus élevés sont concentrés dans

la région de Montréal, alors que ceux du marché noir sont davantage situés dans la région de Québec. Toutefois, le clivage entre les zones urbaines et rurales reste très marqué.

En définitive, la méthode économétrique mise en œuvre pour estimer notre modèle nous a permis d'apprécier la complexité de l'interaction entre les deux marchés du travail. Toutefois, certaines dimensions ont probablement été négligées. Parmi celles-ci, on peut penser aux rigidités institutionnelles du marché officiel. Il serait, en effet, intéressant d'examiner en quoi les contraintes réglementaires du marché officiel peuvent conduire les individus sur le marché noir. Il serait également intéressant de simuler l'impact de réformes sur la taxation, les programmes sociaux ou les politiques de contrôle fiscal du gouvernement (*e.g.* hausse des amendes en cas de fraude), sur l'offre de travail au noir et sur le marché officiel. Nous pourrions calculer le coût d'inefficacité de la fiscalité, *i.e.* le coût marginal des fonds publics pour un dollar de recette fiscale additionnelle. Enfin, une généralisation possible du modèle consisterait à prendre en considération la présence de coûts fixes de participation au marché noir (ou barrières à l'entrée).

Notes

- (1) Les expressions détaillées des fonctions d'offre de travail peuvent être trouvées dans Fortin, Joubert et Lacroix (2002).
- (2) En raison du caractère statique de notre modèle, on suppose que l'horizon décisionnel de l'individu est d'une année. Les taxes portent sur les revenus présents de l'individu et ce dernier n'anticipe pas les revenus différés associés à certaines cotisations sociales.
- (3) Le détail de la dérivation de la fonction de vraisemblance est disponible auprès des auteurs.
- (4) Se reporter à Fortin *et alii* (1996). Dans cette monographie, les résultats de l'enquête ont été extrapolés sur l'ensemble du Québec. Après certains ajustements tenant compte des différents biais de sous-déclaration, la taille de l'économie souterraine au Québec a été évalué à 2,55% du PIB, soit environ 1600 \$ can. annuels par ménage. Cette estimation constitue probablement une borne inférieure du phénomène.
- (5) Une ventilation détaillée des individus et des revenus moyens par type d'activités souterraines est présentée en annexe.
- (6) Après élimination des valeurs aberrantes de notre échantillon, celui-ci est composé de 4659 observations. Ainsi, à titre d'exemple, nous avons retiré les personnes ayant déclaré une activité professionnelle pour laquelle aucun salaire n'a été versé.
- (7) Dans la présente version, nous avons ignoré le quatrième régime en raison de difficultés d'ordre numérique.
- (8) Se reporter à l'équation (29).
- (9) Évaluation subjective de la proportion de travailleurs au noir dans l'entourage.
- (10) Spiro (1993) montre que les individus, une fois sur le marché noir, développent leur propre réseau social et nouent d'importantes relations personnelles. Cela explique qu'ils éprouvent certaines difficultés à retourner sur le marché officiel, même à plus long terme.
- (11) Voir notamment Grodner *et alii* (2002), Weinberg *et alii* (2001) et Aronsson *et alii* (1999).
- (12) Les résultats détaillés des estimations des différentes spécifications sont disponibles à la demande.
- (13) Le nombre de restrictions s'élève ainsi à 13.
- (14) Les valeurs de la statistique W calculée ne doivent pas surprendre, compte tenu du niveau très élevé de significativité des coefficients, au regard de la statistique t de Student.

Bibliographie

- Akerlof G.A., Dickens W.T (1982).** «The Economic Consequences of Cognitive Dissonance», *The American Economic Review*, vol. 72, 3, pp. 307-319.
- Allingham M.G. et Sandmo A. (1972).** « Income Tax Evasion: a Theoretical Analysis », *Journal of Public Economics*, vol.1, pp. 323-338.
- Aronsson T., Blomquist S. et Sacklen H. (1999).** « Identifying Interdependent Behaviour in an Empirical Model of Labour Supply », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, pp. 607-626.
- Baldry J.C. (1986).** « Tax Evasion is not a Gamble », *Economics Letters*, vol. 3, pp. 53-56.
- Beron K., Tauchen H. et Witte A. (1992).** « The Effects of Audits and Socioeconomic Variables on Compliance », in : J. Slemrod (ed), *Why People Pay Taxes : Tax Compliance and Enforcement*, University of Michigan Press, pp. 67-89.
- Blundell R. et MaCurdy T. (1999).** « Labour Supply, A Review of Alternative Approaches », in: Ashenfelter and Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3c, Elsevier, Amsterdam.
- Bourguignon F. et Magnac T. (1990).** « Labor Supply and Taxation in France », *The Journal of Human Resources*, vol. 25, pp. 359-389.
- Card D.(1999).** « The Causal Effect of Education on Earnings », in : O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, North Holland.
- Chiappori P.A., Fortin B. et Lacroix G. (2002).** « Marriage Market, Divorce Legislation and Household Labor Supply », *Journal of Political Economy*, vol. 110, 1, pp. 37-72.
- Clotfelter C. (1983).** « Tax Evasion and Tax Rates : An Analysis of Individual Returns », *Review of Economic and Statistics*, vol. 65, 3, pp. 363-373.
- Cowell F.A. (1985).** « Tax Evasion with Labor Income », *Journal of Public Economics*, vol. 26, pp. 19-35.
- Durbin J., Graetz M. et Wilde L. (1990).** « The Effect of Audit Rates on the Federal Individual Income Tax 1977-1986 », *National Tax Journal*, vol. 43, 4, pp. 395-409.
- Gowell F. A. (1990).** «Cheating the Government: the Economics of Evasion». Cambridge, Mass., MIT Press.
- Fortin B., Garneau G., Lacroix G., Lemieux T. et Montmarquette C. (1996).** *L'économie souterraine au Québec : Mythes et réalités*. Sainte-Foy : Presses de l'Université Laval.
- Fortin B., Joubert N. et Lacroix G. (2002).** « Fiscalité, effets de voisinage et offre de travail au noir », *Working Paper n°0205*, Groupe d'Analyse et de Théorie Économique, Université Lumière Lyon 2.
- Graversen E. et Smith N. (2001).** « Tax Evasion and Work in the Underground Sector », *Scandinavian Working Paper in Economics n°01-2*, Centre for Labour Market and Social Research, Aarhus School of Business.
- Hanson I. (1985).** « Tax Evasion and Government Policy », in: W.Gaertner et A.Wenig (eds). *The Economics of the Shadow Economy*. New-York : Springer-Verlag.
- Hausman J. (1978).** « Labor Supply », in : H.Aaron et J.Pechman (eds). *How Taxes affect Economic Behavior*. Washington, D.C., Brookings Institution.
- Hausman J.A., Newey W.K. et Taylor W.E. (1987).** « Efficient Estimation and Identification of Simultaneous Equation Models with Covariance Restrictions », *Econometrica*, vol. 55, 4, pp. 849-874.
- Isachsen A., Klorland J. et Ström S. (1982).** The Hidden Economy in Norway, in Tanzi, *The Underground Economy in the United States and abroad*, p. 209-232.
- Isachsen A., Samuelson S. et Ström S. (1985).** « The Behavior of Tax Evaders », in: Gaertner et Wenig (eds). *The Economics of the Shadow Economy*. Berlin, Springer-Verlag, pp. 227-247.
- Lacroix G. (1990).** *Un modèle micro-économétrique de l'offre de travail sur les marchés réguliers et au noir*. Thèse de Doctorat, Université Laval, Québec.
- Lacroix G., Fortin B. (1992).** « Utility-Based Estimation of Labour Supply Functions in the Regular and Irregular Sectors », *The Economic Journal*, vol. 102, pp. 1407-1422.
- Lemieux T., Fortin B. et Fréchette P. (1994).** « The Effects of Taxes on Labor Supply in the Underground Economy », *American Economic Review*, vol. 84, pp. 231-254.
- Manski C.F. (1993).** « Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem », *Review of Economic Studies*, vol. 60, pp. 531-542.
- Moffitt R. (1984).** « The Estimation of a Joint Wage-Hours Labor Supply Model », *Journal of Labor Economics*, vol. 2, 4, pp. 550-566.
- Mroz T.A. (1987).** « The Sensitivity of an Empirical Model of a Married Women's hours of work to economic and statistical assumptions », *Econometrica*, vol. 55, 4, pp. 765-799.
- Ransom M.R. (1987a).** « The Labor Supply of Married Men : A Switching Regressions Model », *Journal of Labor Economics*, vol. 5, 1, pp. 63-75.
- Ransom M.R. (1987b).** « An empirical model of discrete and continuous choice in family labor supply », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 69, 3, pp. 465-472.
- Spiro P.S. (1993).** « Evidence of a Post-GST Increase in the Underground Economy », *Canadian Tax Journal*, vol. 41, 2, pp. 247-58.
- Stern N. (1986).** « On the specification of labor supply functions », in : R.Blundell et I.Walker (eds). *Unemployment, Search and Labour Supply*. Cambridge : Cambridge University Press, pp. 143-189.
- Yitzakhi S. (1974).** « A note on income tax evasion », *Journal of Public Economics*, vol.3, pp. 201-202.
- Wooldridge J.M. (2001).** *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. MIT Press.

Annexe : secteurs d'activité et revenus moyens des emplois non-déclarés

Activités	Nombre d'obs.	Région de Québec	Région de Montréal	Région du Bas-du-Fleuve	Revenu ^a moyen	Écart type	Revenu ^a minimum	Revenu ^a maximum	Importance relative
Travaux :									
Rénovation	25	8	14	3	1917,7	2110,6	30	8000	8,20%
Construction	14	6	5	3	1170,6	1435,3	30	4800	2,80%
Entret. domes.	31	14	12	5	3009,3	6901,1	45	36000	15,97%
Réparation	13	5	5	3	2832,0	3787,7	30	11797	6,30%
Location de chambre	3	1	2	0	950,0	636,4	500	1400	0,48%
Garde d'enfants	16	6	8	2	3268,7	4205,4	20	14000	8,95%
Soins aux personnes	8	3	2	3	791,7	840,1	100	2000	1,08%
Cours privés	10	4	5	1	1531,4	633,7	800	2500	2,62%
Services personnels	11	2	6	3	1041,0	1195,9	50	2987	1,96%
Services de vente	5	3	1	1	1609,6	1910,6	100	4800	1,38%
Services de restauration	8	1	6	1	2581,2	4082,8	50	12400	3,53%
Services reliés aux réceptions	4	1	3	0	5750,0	4272,0	3000	12000	3,94%
Services de transport	4	3	0	1	900,0	1058,3	100	2100	0,61%
Jeu	7	4	3	0	5266,7	5810,9	100	15000	6,31%
Ventes de cigarettes	6	0	6	0	3533,3	5601,2	200	10000	3,63%
Usinage	2	1	0	1	1454,5	771,5	909	2000	0,50%
Produits agricoles	2	2	0	0	500,0	353,6	250	750	0,17%
Services professionnels:									
Soins de santé	1	1	0	0	8000,0	.	8000	8000	1,37%
Psychologie	2	1	1	0	1020,0	1385,9	40	2000	0,35%
Administration	18	7	9	2	4459,4	6361,1	50	24000	13,73%
Décoration, aménagement	5	0	5	0	1069,6	580,4	100	1500	0,92%
Génie, agronomie, mathématique	2	2	0	0	2050,0	70,7	2000	2100	0,70%
Autres ^b	35	13	19	3	2420,7	3684,9	50	15000	14,50%
Total	232	88	112	32	3443,0	-	-	-	100

a - Revenu net total pour chaque type d'activité non-déclarée en 1993 (en dollars canadiens).

b - Revenus non ventilés entre les différentes activités.