L'Actualité économique

Fraude fiscale et offre de travail au noir
Tax evasion and the supply of unofficial labour

Claude Fluet

Volume 63, Number 2-3, juin–septembre 1987

Incertain et information

URI: https://id.erudit.org/iderudit/601420ar
DOI: https://doi.org/10.7202/601420ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Fluet, C. (1987). Fraude fiscale et offre de travail au noir. *L'Actualité économique*, *63*(2-3), 225–242. https://doi.org/10.7202/601420ar

Article abstract

A well-known result in the theoretical literature on income tax evasion states that higher tax rates reduce tax evasion, in contrast to common sense beliefs on the matter. When tax evasion is interpreted in terms of the allocation of one's work effort between a "registered" and an "unregistered" labour market, this result is shown not to hold if, as seems reasonable, the wage rate for undeclared work is less than the before tax wage rate for declared work.

L'Actualité Économique. Revue d'analyse économique, vol. 63, n° 2-3, juin-septembre 1987

FRAUDE FISCALE ET OFFRE DE TRAVAIL AU NOIR

Claude FLUET
Université du Québec à Montréal

Un résultat bien connu de la littérature théorique sur la fraude fiscale montre que des taux d'imposition élevés sur le revenu constituent une désincitation à la fraude, contrairement à ce que laisserait croire le sens commun. En interprétant la fraude fiscale comme une décision de participation au marché du travail non déclaré, on montre ici que ce résultat ne tient plus lorsque, ce qui semble vraisemblable, le taux de salaire au noir est inférieur au taux de salaire avant impôt gagné sur le marché du travail déclaré.

Tax evasion and the supply of unofficial labour. — A well-known result in the theoretical literature on income tax evasion states that higher tax rates reduce tax evasion, in contrast to common sense beliefs on the matter. When tax evasion is interpreted in terms of the allocation of one's work effort between a "registered" and an "unregistered" labour market, this result is shown not to hold if, as seems reasonable, the wage rate for undeclared work is less than the before tax wage rate for declared work.

1. INTRODUCTION

La question posée ici est celle, bien connue, de l'incitation au travail non déclaré que constituerait pour un individu une hausse du taux de l'impôt personnel. Dans une analyse maintenant classique, Allingham et Sandmo (1972) ont modélisé la décision de fraude fiscale en fonction du taux d'imposition, de la probabilité de contrôle fiscale et du taux de pénalité sur le revenu non déclaré lorsqu'il y a contrôle. On déduit de cette analyse que l'effet d'une hausse du taux d'imposition sur la proportion de revenu déclarée est généralement ambigu: bien que l'effet de substitution associé à la hausse de l'impôt incite à frauder

Je tiens à remercier tout particulièrement Eric Briys, Georges Dionne, Pierre Pestieau, Cyrille Piatecki, de même que les deux arbitres de la Revue. Je remercie également les participants à des séminaires aux universités de Dijon, Genève, Louvain, Orléans, ainsi qu'à HEC-ISA, pour leurs commentaires ou suggestions sur une première version de ce texte.

davantage, l'effet revenu joue en sens contraire, du moins avec les hypothèses habituelles sur la relation entre l'aversion pour le risque et le revenu (en l'occurrence l'hypothèse d'aversion absolue décroissante). Sur la base du même modèle, mais en posant que le taux de pénalité sur le revenu non déclaré est fonction du taux d'imposition (c'est-à-dire que la pénalité est calculée sur l'impôt impayé plutôt que sur le revenu non déclaré comme tel), Yitzhaki (1974) a montré cependant qu'une hausse du taux d'imposition impliquait, en fait, une désincitation non ambiguë à la fraude. Dans ce cas, l'effet de substitution est lui-même négatif et joue donc dans le même sens que l'effet revenu. En d'autres termes, dans le cas le plus vraisemblable au regard de la plupart des législations fiscales, c'est-à-dire celui où la pénalité dépend de l'impôt impayé, on devrait conclure qu'une hausse du taux d'imposition désincite à la fraude plutôt qu'elle n'y incite.

Cette conclusion, à première vue paradoxale, a été présentée (Pencavel, 1979) comme l'un des résultats fondamentaux de la modélisation classique de la décision de fraude fiscale. On peut faire remarquer que c'est d'abord le signe de l'effet de substitution qui est intéressant ici. Un signe négatif signifie en effet (Koskela, 1983) qu'il y aura désincitation à la fraude par suite d'une modification de la structure de l'impôt personnel caractérisée par une hausse des taux marginaux et un ajustement des seuils d'imposition de façon à laisser inchangés soit le niveau de satisfaction du contribuable, soit les recettes de l'État. Par ailleurs, on sait qu'en équilibre général l'effet revenu d'une hausse du taux d'imposition a tendance à être négligeable dans la mesure où l'État redistribue les recettes fiscales sous forme de transferts substituts à la consommation privée. Dans cette optique, en concluant à partir du signe de l'effet de substitution, on peut donc considérer que le résultat d'Allingham et Sandmo est conforme à l'opinion assez largement répandue selon laquelle il y aurait une relation positive entre taux d'imposition et fraude, alors que le résultat de Yitzhaki, basé sur une fonction de pénalité plus vraisemblable, lui est diamétralement opposé[1].

Plusieurs généralisations du modèle de base sont possibles qui permettraient de tester la robustesse du résultat de Yitzhaki dans un cadre moins restrictif. Les analyses que l'on vient de présenter portent sur ce qu'on peut appeler la décision de fraude fiscale pure. La formulation est alors celle d'un problème de portefeuille à revenu personnel donné, la partie déclarée du revenu étant assimilable à un placement à taux de rendement connu, la partie non déclarée à un placement à rendement incertain par suite du risque de pénalité en cas de contrôle. Un traitement plus satisfaisant introduirait la possibilité que l'offre de travail et donc aussi le revenu de l'individu soient endogènes. Comme l'a souligné Baldry (1979), l'intégration du modèle de fraude fiscale au modèle standard d'offre de travail permet peu de résultats de statique comparative non ambigus, de sorte que

1. La relation entre taux marginal d'imposition et fraude fiscale (mesurée par la proportion de revenu non déclaré) a fait l'objet de peu de tentatives de vérification empirique à caractère véritablement micro-économique. Voir cependant l'étude de Clotfelter (1983) qui tendrait à démontrer une relation positive.

le résultat de Yitzhaki n'est effectivement plus assuré, de façon générale, lorsque le revenu de l'individu est endogène. Mais il est facile de montrer que le résultat en question ne peut être infirmé dans ce cas que si l'endogénéité de l'offre de travail permet de *compenser* l'effet de portefeuille pur (à revenu donné) analysé par Yitzhaki. Ceci nécessite que, d'une part, l'effet de la hausse du taux d'imposition sur la prestation totale de travail (et donc sur le revenu avant impôt) soit de signe approprié et que, d'autre part, cet effet soit suffisamment important en valeur absolue. Comme aucune de ces conditions ne semble a priori aller de soi, la prise en compte d'une offre de travail variable ne permet donc nullement de conforter le sens commun sur le caractère «évident» d'une relation positive entre taux d'imposition et travail non déclaré. On peut dire essentiellement la même chose des autres généralisations du modèle de base comme celle qui consiste à postuler une relation positive entre la probabilité de détection par le fisc et l'importance de la non-déclaration de revenu, ou celles qui remettent en cause la formulation simple en termes d'un problème de portefeuille par la prise en compte des enjeux éthiques affectant la décision de fraude fiscale[2].

L'objet du présent article est de réexaminer, dans le cadre de ce qu'il est convenu d'appeler le modèle standard, la possibilité qu'une hausse du taux d'imposition n'incite à la fraude dans le cas Yitzhaki d'une pénalité calculée sur l'impôt impayé. On procédera en deux étapes. La première analyse la décision de portefeuille de l'individu non pas à revenu personnel donné, mais à prestation totale de travail donnée. On suppose alors que cette prestation peut être affectée soit à des activités déclarées, sur le marché «officiel» du travail, soit à des activités non déclarées, sur le marché «informel». Autrement dit, on interprétera la décision de fraude fiscale comme une décision de participation au marché du travail au noir. Dans une telle situation, comme l'ont fait Isachsen et Strøm (1980) ou Cowell (1985a) parmi d'autres, il est légitime de considérer que les taux de rémunération brute peuvent être différents selon les marchés. Ceci introduit un degré de liberté supplémentaire dans l'analyse dont la littérature sur le sujet ne semble pas avoir tiré parti. Je démontrerai en effet les deux résultats suivants: (i) lorsque le taux de salaire du travail au noir est supérieur ou égal au taux de salaire avant impôt du travail déclaré, une hausse du taux d'imposition désincite au travail non déclaré et à la fraude fiscale, ce qui généralise le résultat de Yitzhaki; (ii) ce résultat ne tient plus dans le cas, qui semble certainement

2. Srinivasan (1973) et Yitzhaki (1987) ont examiné le cas où la probabilité de détection dépend de la proportion du revenu non déclaré (on peut noter que dans cet article Yitzhaki utilise comme indicateur de fraude fiscale le montant de l'impôt impayé plutôt que celui du revenu non déclaré au fisc). Lorsque la pénalité est calculée sur l'impôt impayé, cette généralisation ne permet pas d'infirmer le résultat de Yitzhaki (1974). La prise en compte, comme le suggèrent Hansson (1985) ou Baldry (1986), des «coûts moraux» associés à la fraude fiscale ou au travail non déclaré affecte la nature des solutions en coin du modèle (en expliquant pourquoi il n'y a pas de fraude même lorsque la probabilité de détection ou le taux de pénalité sont faibles), mais ne permet pas d'établir le caractère «évident» d'une relation positive entre taux d'imposition et fraude. Il en va de même de l'introduction de sanctions non pécuniaires (peines d'emprisonnement, perte de réputation, etc.) découlant de la détection de la fraude comme chez Pencavel (1979).

le plus raisonnable, où le taux de salaire au noir est inférieur au taux de salaire brut du travail déclaré. Dans cette dernière situation, une hausse du taux d'imposition (calculée à partir d'un taux initial arbitraire) a généralement un effet ambigu sur l'offre de travail au noir. On peut montrer cependant qu'il existe alors toujours un intervalle de valeurs pour le taux d'imposition tel qu'une hausse de l'impôt incitera à davantage de travail non déclaré. De façon peut-être plus intuitive, on pourra alors conclure, comme semble le présumer le sens commun, que des taux d'imposition «très élevés» sont généralement associés à davantage de fraude fiscale que des taux d'imposition «très faibles».

Dans une seconde étape, je ferai appel aux restrictions sur les préférences proposées par Cowell (1985a) pour l'analyse du cas où la prestation totale de travail est variable, tout en corrigeant certains résultats présentés par cet auteur. Contrairement aux hypothèses habituellement utilisées dans l'analyse de la décision de fraude fiscale avec offre de travail endogène, ces restrictions permettent la séparation fonctionnelle des décisions d'offre totale de travail et de choix d'activités[3]. Je montrerai alors que les résultats dérivés pour une offre de travail exogène se généralisent au cas d'une offre de travail variable. Autrement dit, le signe de la relation entre fraude fiscale (ou travail noir) et taux d'imposition dépend ici aussi du différentiel de rémunération entre les marchés du travail déclaré et non déclaré. Les restrictions en question faciliteront aussi la caractérisation des effets de substitution, ce qui est important, comme on l'a déjà souligné, pour l'analyse des effets d'une modification de l'impôt dans un contexte d'équilibre général. Enfin, bien que la discussion porte avant tout sur les implications d'une pénalité calculée directement sur l'impôt impayé, je présenterai également, pour fins de comparaison, les résultats correspondant au cas d'une pénalité proportionnelle au revenu non déclaré, comme dans la formulation initiale d'Allingham et Sandmo[4].

2. LE MODÈLE

S'il n'y a pas possibilité d'effectuer un travail non déclaré, le comportement de l'individu est décrit par le modèle simple d'offre de travail, avec une contrainte budgétaire

$$c = B + w_0 h, \tag{1}$$

3. La plupart des auteurs ont fait l'hypothèse de séparabilité additive des préférences consommation-temps libre; voir notamment Weiss (1976), Andersen (1977), Pencavel (1979) et Isachsen et Strøm (1980). Cette restriction ne permet pas la séparabilité fonctionnelle des décisions d'offre de travail et de choix d'activités.

4. L'analyse présentée ici a pour but de dériver, dans le cadre du modèle standard, des conditions permettant une relation positive entre taux d'imposition et travail non déclaré, non de montrer que la hausse des taux d'imposition est la cause essentielle, en pratique, de l'extension du travail au noir. Plusieurs études empiriques, par exemple Pestieau (1985) et Fortin et Fréchette (1987) ont montré l'importance de facteurs comme le chômage (ou plus généralement la présence d'un rationnement sur le marché officiel du travail) et la dépendance par rapport au système de sécurité sociale dans l'incidence du travail au noir.

où c est la consommation, w_0 le taux de salaire net, h la durée du travail et B un revenu autonome[5]. La prestation de travail h est choisie de façon à maximiser $U(c, 1-h)$, une fonction croissante dans chacun de ses arguments ($U_1 \equiv \partial U/\partial c > 0$, $U_2 \equiv \partial U/\partial(1-h) > 0$), strictement concave et où le temps total disponible a été normalisé à l'unité. En ne retenant que les solutions intérieures $h > 0$, on a la condition du premier ordre:

$$U_1(B + w_0 h, 1-h)w_0 - U_2(B + w_0 h, 1-h) = 0. \tag{2}$$

Soit $h = H(B, w_0)$ la solution définie par (2). On fait l'hypothèse que le revenu et le temps libre sont des biens normaux:

$$\partial c/\partial B = \partial(B + w_0 h)/\partial B = 1 + w_0 H_B > 0, \tag{A1a}$$

$$\partial(1-h)/\partial B = -H_B > 0. \tag{A1b}$$

Pour une fonction de taxation linéaire, une modification de la structure d'imposition peut se représenter comme la combinaison de variations du taux de salaire net w_0 et du revenu autonome disponible B. Soient par conséquent:

$$B = B(T_0),\ B'(T_0) < 0, \tag{3a}$$

$$w_0 = (1-t)W_0, \tag{3b}$$

où T_0 est un paramètre d'imposition forfaitaire, t le taux proportionnel d'imposition et W_0 le salaire brut avant impôt.

La possibilité de travailler au noir, sur un marché parallèle, transforme la contrainte (1) en

$$c = B + w_0 h_0 + w_1 h_1, \tag{4}$$

où h_0 et h_1 sont respectivement les prestations de travail déclaré et non déclaré. À cause du risque de contrôle fiscal, la rémunération nette du travail non déclaré est aléatoire et satisfait:

$$w_1 = \begin{cases} W_1 \text{ avec une probabilité } (1-p) \\ (1-\theta)\, W_1 \text{ avec une probabilité } p. \end{cases} \tag{5}$$

W_1 est le salaire sur le marché parallèle, p la probabilité de contrôle fiscal $(0 < p < 1)$ et θ le taux de pénalité sur le revenu non déclaré en cas de contrôle (avec évidemment $\theta > t$). Le cas analysé par Yitzhaki est celui où $\theta = \lambda t$, avec $\lambda > 1$; la pénalité consiste alors à rembourser un multiple de l'impôt impayé. On fait l'hypothèse que le taux de pénalité actuariel est inférieur au taux d'imposition, ce qui correspond à la condition d'existence de fraude fiscale dans le modèle Allingham-Sandmo:

$$p\theta < t \text{ ou } p\lambda < 1 \text{ (lorsque } \theta = \lambda t). \tag{A2}$$

5. B peut par exemple s'interpréter comme le revenu minimum garanti dans un système d'impôt négatif.

Le problème de l'individu consiste maintenant à choisir h_0 et h_1 pour maximiser son espérance d'utilité $EU(c,\ 1-h_0-h_1)$, où c est donné par (4). En conservant la possibilité que des solutions en coin puissent se produire pour l'une ou l'autre des variables d'activité, les conditions du premier ordre s'écrivent:

$$EU_1 w_0 - EU_2 \leqslant 0,\ h_0(EU_1 w_0 - EU_2) = 0, \tag{6a}$$

$$EU_1 w_1 - EU_2 \leqslant 0,\ h_1(EU_1 w_1 - EU_2) = 0, \tag{6b}$$

La condition du second ordre est assuré par la concavité stricte de U.

On aurait pu en principe résoudre le problème précédent en examinant d'abord la question du «portefeuille d'activités», pour une prestation totale de travail donnée, et en optimisant ensuite par rapport à cette dernière. Si h désigne la durée totale du travail, le problème de portefeuille consiste à résoudre:

$$\max_{h_0,h_1} \{EU(B + w_0 h_0 + w_1 h_1, 1 - h_0 - h_1) : h_0 + h_1 = h\}$$
$$= \max_{h_1} EU(B + w_0 h + v h_1,\ 1-h),$$

où $v = w_1 - w_0$ est le gain salarial net du travail non déclaré par rapport au travail déclaré. Les conditions du premier ordre sont:

$$EU_1(B + w_0 h,\ 1-h)v \leqslant 0 \text{ et } h_1 = 0, \text{ ou} \tag{7a}$$

$$EU_1(B + w_0 h + v h_1,\ 1-h)v = 0 \text{ et } 0 < h_1 < h, \text{ ou} \tag{7b}$$

$$EU_1(B + w_1 h,\ 1-h)v \geqslant 0 \text{ et } h_1 = h. \tag{7c}$$

La condition du second ordre, qui est assurée par la concavité stricte du U, correspond à l'aversion pour le risque relativement aux variations de revenu:

$$\triangle \equiv EU_{11}(B + w_0 h + v h_1,\ 1-h)v^2 \leqslant 0, < 0 \text{ si } v \not\equiv 0. \tag{8}$$

Soit $h_1 = g(p,\ \theta,\ W_1,\ w_0,\ B,\ h)$ la solution du problème de portefeuille. La résolution complète du modèle s'obtiendrait alors en maximisant ensuite par rapport à h l'expression $EU(B + w_0 h + vg,\ 1-h)$. Dans le cas général, cette approche récursive ne présente aucun intérêt, l'expression obtenue pour h ayant la forme $h(p,\ \theta,\ W_1,\ w_0, B)$. Cowell (1981) a montré cependant, sur la base d'un résultat de Drèze et Modigliani (1972), que si la fonction d'utilité satisfait la restriction

$$\partial^2(U_2/U_1)/\partial c^2 = 0, \tag{A3}$$

les solutions *intérieures* satisfaisant (6a) et (6b) seront données par

$$h = H(B,\ w_0) \tag{9}$$

$$h_1 = g(p,\ \theta,\ W_1,\ w_0,\ B,\ h), \tag{10}$$

$$h_0 = h - h_1 \tag{11}$$

où H est la fonction d'offre de travail définie par (2) dans le modèle conventionnel à activité unique et où g représente le choix optimal d'activités pour h donné. L'hypothèse A3 permet donc de tenir compte de l'endogénéité de la prestation totale de travail de façon particulièrement simple, à partir de la fonction standard d'offre de travail[6]. La section qui suit analyse la décision de portefeuille pour h donné; la section 4 intégrera l'effet d'une offre variable de travail.

3. LA DÉCISION DE PORTEFEUILLE

Avec une prestation totale de travail donnée, la situation n'est équivalente à celle du modèle classique de fraude fiscale que si $W_0 = W_1$. Lorsque les salaires sont les mêmes sur les deux marchés, le revenu salarial avant impôt, $W_0 h_0 + W_1 h_1$, est en effet indépendant du choix d'activités; ce choix est donc équivalent à une décision sur les proportions de revenu déclaré et non déclaré. Lorsque $W_0 \neq W_1$, le revenu salarial dépend du choix d'activités, même pour h donné. Quelle que soit la relation entre W_0 et W_1, on a évidemment un problème standard de portefeuille. Soit $A = -U_{11}/U_1$ le degré absolu d'aversion pour le risque. On fait l'hypothèse habituelle que, pour h donné, le degré absolu est décroissant en fonction du revenu:

$$\partial A(c, h)/\partial c < 0. \tag{A4}$$

Soit α et β les états du monde correspondant respectivement à l'absence de contrôle fiscal et à la réalisation d'un tel contrôle. La variable v a alors les réalisations:

$$v_\alpha = W_1 - (1-t)W_0, \tag{12a}$$

$$v_\beta = (1-\theta)W_1 - (1-t)W_0. \tag{12b}$$

6. Dans le cas général, en l'absence de la restriction A3, le système (6) détermine des solutions h_0° et h_1° et donc par définition une prestation totale $h^\circ = h_0^\circ + h_1^\circ$ qui sont fonction de tous les paramètres du modèle. Lorsqu'à l'optimum $h^\circ > 0$, il est clair que les solutions h_0° et h_1° doivent également résoudre le problème de portefeuille pour $h = h^\circ$ considéré comme donné; on peut d'ailleurs vérifier que les conditions (7) se dérivent de (6) en notant que $h > 0$ implique $h_0 > 0$ ou $h_1 > 0$. L'intérêt de A3 est de permettre d'écrire la prestation totale h° en fonction uniquement des paramètres B et w_0, comme dans la situation sans incertitude à activité unique. Une démonstration différente de celle que donne Cowell (1985a) consiste à vérifier que ce résultat se dérive directement de (6a) et (6b), dans le cas d'une solution intérieure $h_0 > 0$ et $h_1 > 0$, en utilisant le fait que A3 implique que la fonction d'utilité a la forme (qui inclut, par exemple, la spécification Cobb-Douglas):

$$U(c, 1\text{-}h) = V[cF(1\text{-}h) + G(1\text{-}h)]. \tag{11a}$$

Il peut être intéressant de noter qu'un résultat analogue au système (9)-(11) a été obtenu par Holthausen (1979) dans son analyse de la décision de production d'une entreprise riscophobe pouvant répartir ses ventes entre un marché au comptant à prix aléatoire et un marché à terme à prix certain (je dois ce rapprochement à l'un des arbitres). Dans ce cas, pour une solution intérieure, c'est le prix certain qui détermine le niveau de production indépendamment de l'aversion au risque. L'analogie tient au fait que l'utilité du revenu net de l'entreprise a une forme compatible avec (11a): il suffit de réinterpréter h comme le niveau de production total (avec h_0 vendu à prix déterminé et h_1 à prix aléatoire), c comme le produit aléatoire de ces ventes et de poser $F(1\text{-}h) \equiv 1$ et $G(1\text{-}h) \equiv -C(h)$, où $C(h)$ est le coût de production.

On vérifie facilement que $v_\alpha > 0$ et $v_\beta < 0$ est une condition nécessaire pour une solution intérieure satisfaisant (7b). Cette dernière condition, combinée à l'hypothèse (A4), implique $EU_{11}v > 0$. Pour h_0, $h_1 > 0$, les résultats de statique comparative suivants sont alors immédiats[7]:

$$g_B = -E(U_{11}v)/\triangle > 0, \tag{13}$$

$$g_h = (1-t)W_0 g_B + E(U_{12}v)/E(U_{11}v^2), \tag{14}$$

$$g_\theta = (pW_1 h_1 U_{11}^\beta v_\beta + U_1^\beta)/\triangle < 0, \tag{15}$$

$$g_{w_0} = -[h_0 E(U_{11}v) - EU_1]/\triangle. \tag{16}$$

Le signe de cette dernière expression est ambigu. Comme

$$\partial g/\partial t \Big|_{\theta \text{ donné}} = -W_0 g_{w_0}, \tag{17}$$

l'effet sur h_1 d'une hausse de t, pour θ donné, l'est donc également, ce qui correspond au résultat d'Allingham et Sandmo. Pour $\theta = \lambda t$, on a :

$$\begin{aligned} \partial g/\partial t \Big|_{\theta=\lambda t} &= \lambda g_\theta - W_0 g_{w_0} \\ &= [W_0 h_0 E(U_{11}v) + p\lambda W_1 h_1 U_{11}^\beta v_\beta]/\triangle \\ &\quad + p\lambda W_1(W_1 - W_0)U_1^\beta / v_\alpha \triangle.^8 \end{aligned} \tag{18}$$

Le premier terme du membre de droite de (18) est négatif; le second est négatif ou nul si $W_1 \geqslant W_0$. On a donc

$$\partial g/\partial t \Big|_{\theta=\lambda t} < 0, \text{ si } W_1 \geqslant W_0. \tag{19}$$

Le tableau 1 présente, dans le cas d'une *solution intérieure*, les effets de statique comparative pour une variation des paramètres de taxation T_0 et t en distinguant entre effets de revenu et effets de substitution. Ces derniers sont définis sur la base d'une variation compensatrice du revenu autonome B maintenant constante l'espérance de l'utilité. L'effet de substitution d'une variation de t est donc:

---

7. On écrit $g_B = \partial g/\partial B$, etc. lorsque la variable par rapport à laquelle on dérive est un argument explicite de g telle que définie dans (10). L'indice α ou β sur U ou ses dérivées indique qu'on évalue la fonction en c_α ou c_β.

8. La dérivation de la condition d'équilibre (7b) donne directement

$$\begin{aligned} \partial g/\partial t = {} & [W_0 h_0 E(U_{11}V) + p\lambda W_1 U_{11}^\beta v_\beta]/\triangle \\ & - [(1-p)U_1^\alpha W_0 + pU_1^\beta(W_0 - \lambda W_1)]/\triangle. \end{aligned} \tag{18a}$$

En développant $EU_1 v = 0$, on trouve $(1-p)U_1^\alpha \equiv pU_1^\beta v_\beta / v_\alpha$. En remplaçant par cette expression dans le second terme de (18a) et en faisant appel à (12a) et (12b), on obtient le second terme de (18).

$$(\partial g/\partial t)^s \equiv (\partial g/\partial t)_{dEU=0} = \partial g/\partial t + g_B(dB/dt)^s, \tag{20}$$

où la variation compensatrice $(dB/dt)^S$ est obtenue par dérivation implicite de la condition d'équilibre (7b) et de la contrainte:

$$EU(B + w_0 h + vh_1, 1-h) = \text{constante}. \tag{21}$$

Les variations compensatrices satisfont:

$$(dB/dt)^s = W_0 h_0, \text{ pour } \theta \text{ donné}; \tag{22}$$

$$(dB/dt)^s = W_0 h_0 + [W_1 - (1-t)W_0]\, h_1/t, \text{ pour } \theta = \lambda t. \tag{23}$$

Dans tous les cas, les effets revenu associés à une hausse du taux d'imposition, $-g_B(dB/dt)^s$, sont négatifs par suite de l'hypothèse d'aversion absolue décroissante pour le risque; ils jouent donc dans le sens d'une diminution de l'offre de travail au noir[9]. Dans le cas où θ est donné, l'effet de substitution $(\partial g/\partial t)^s$ est positif. L'effet total est donc généralement ambigu; toutefois, on peut montrer que cet effet est positif si on impose comme condition additionnelle que l'aversion relative pour le risque est inférieure à l'unité, c'est-à-dire $R \leqslant 1$ pour chacune des réalisations de c, où $R \equiv -cU_{11}/U_1$. Dans le cas où la pénalité varie avec l'impôt impayé ($\theta = \lambda t$), l'effet de substitution d'une hausse du taux d'imposition dépend de la relation entre W_0 et W_1. Lorsque $W_1 \geqslant W_0$, cet effet est négatif et il en va donc de même pour l'effet total. Lorsque $W_1 < W_0$, l'effet de

TABLEAU 1

EFFETS DE PORTEFEUILLE POUR UNE SOLUTION INTÉRIEURE: VARIATION DE h_1 EN FONCTION DE L'AUGMENTATION DES PARAMÈTRES DE TAXATION (POUR h DONNÉ)

	Effet de substitution	Effet revenu	Effet total
T_0	0	–	–
t avec θ donné	+	–	ind.[1]
t avec $\theta = \lambda t$ et $W_1 \geqslant W_0$	–	–	–
t avec $\theta = \lambda t$ et $W_1 < W_0$	ind.[2]	–	ind.[2]

1. On a le signe «+» lorsque $R \leqslant 1$ (pour $c = c_\alpha$ et $c = c_\beta$) où $R \equiv -cU_{11}/U_1$ est l'aversion relative pour le risque.

2. Il existe nécessairement un intervalle de valeurs de t pour lesquelles on a ici le signe «+» (voir la proposition 1ii).

9. On a $g_B > 0$ par (13) et une variation compensatrice qui satisfait évidemment $(dB/dt)^s > 0$. On peut montrer que l'expression (23), dont le signe semble a priori ambigu lorsque $W_1 < W_0$, est nécessairement positive pour des valeurs de t associées à une solution intérieure.

substitution et l'effet total sont de signe indéterminé. Il semble donc qu'on ne puisse dans ce cas rien dire a priori. Le développement qui suit montre cependant que, même sans hypothèses additionnelles, lorsque $W_1 < W_0$ il existe nécessairement un intervalle de valeurs pour le taux d'imposition tel qu'une hausse de ce taux s'accompagnera d'une augmentation de l'offre de travail au noir[10].

Ce développement consiste à caractériser complètement $h_1 = g(\bullet)$ en fonction de t (pour $0 \leqslant t \leqslant 1$), dans le cas $\theta = \lambda t$ et pour λ, p, B, W_0, W_1 et h donnés. On utilisera le lemme suivant dont la dérivation est immédiate à partir des conditions (7) et (8):

Lemme: Si $t > 0$ ou si $W_0 \neq W_1$, la condition $Ev > 0$ est nécessaire et suffisante pour une solution satisfaisant $h_1 > 0$.

Lorsque $t = 0$ et $W_0 = W_1$, la variable v est identiquement égale à zéro, de sorte que l'individu est indifférent au choix d'activités (la condition du second ordre (8) est alors satisfaite comme une égalité). Lorsque v n'est pas identiquement nul, le fait que $Ev > 0$ soit nécessaire et suffisant pour $h_1 > 0$ correspond à un résultat bien connu de la théorie du portefeuille[11]. Définissons

$$Q(t) \equiv Ev = (W_1 - W_0) + t(W_0 - p\lambda W_1). \tag{24}$$

La proposition 1 se dérive essentiellement à partir du lemme en examinant le signe de $Q(t)$ lorsque t varie entre zéro et l'unité (on exclut $t = 1$ du domaine de définition pour tenir compte du fait que la consommation serait nulle dans ce cas si $B = 0$); les démonstrations formelles des propositions sont données en annexe.

Proposition 1: Lorsque $\theta = \lambda t$ et pour h donné, la solution h_1 du problème de portefeuille est une fonction continue de t sur l'intervalle (0, 1) satisfaisant:

(i) Si $W_1 \geqslant W_0$, ou bien $h_1 = h$ pour tout t ou bien il existe un t_1, $0 < t_1 < 1$, tel que $h_1 = h$ pour $t \leqslant t_1$ et $0 < h_1 < h$, $\partial h_1/\partial t < 0$ pour $t > t_1$.

10. On peut vérifier également que $\partial g/\partial p < 0$, $\partial g/\partial\lambda < 0$ et que $\partial g/\partial W_0$ et $\partial g/\partial W_1$ sont ambigus. Les effets revenu associés à une hausse de W_0 et W_1 sont positifs. Par ailleurs, on a $(\partial g/\partial W_0)^s < 0$, le raisonnement étant ici le même que pour $(\partial g/\partial t)^s$ avec θ donné, alors que $(\partial g/\partial W_1)^s$ est de signe indéterminé. La condition $R \leqslant 1$ est toutefois suffisante pour obtenir $\partial g/\partial W_0 < 0$ et $\partial g/\partial W_1 > 0$. Le rôle de cette condition a été analysé dans un contexte analogue par Stiglitz (1969) et Fishburn et Burr Porter (1976). Les erreurs contenues dans Cowell (1985a) sont les suivantes: (i) la relation entre W_0 et W_1 n'est pas prise en compte lorsqu'il s'agit de signer $\partial g/\partial t$ dans le cas $\theta = \lambda t$; (ii) on prétend signer $\partial g/\partial t$ (pour θ donné), $\partial g/\partial W_0$ et $\partial g/\partial W_1$ indépendamment de la condition $R \leqslant 1$; (iii) pour signer ces effets, on introduit de façon erronée l'hypothèse d'aversion *relative* croissante pour le risque. En ce qui concerne ces deux derniers points, on trouvera dans Fluet (1987) une critique des erreurs formellement équivalentes contenues dans Cowell (1981), ainsi qu'une explication du caractère à première vue paradoxal de l'ambiguïté du signe de $(\partial g/\partial W_1)^s$.

11. *Cf.* Arrow (1970, p. 100): "*A risk averter takes no part of an unfavorable or barely fair gamble; on the other hand he always takes some part of a favorable gamble*".

(ii) Si $W_1 < W_0$, $h_1 = 0$ pour $t \leqslant t_2 \equiv [1 - (W_1/W_0)]/[1 - p\lambda(W_1/W_0)]$ et $h_1 > 0$ pour $t > t_2$, où $0 < t_2 < 1$; de plus, $\partial h_1/\partial t > 0$ pour $t > t_2$ dans un voisinage de t_2.

On observera que la solution obtenue pour $W_1 \geqslant W_0$ n'est guère crédible, du moins au regard du sens commun: non seulement y a-t-il fraude fiscale ($h_1 > 0$) quel que soit le taux d'imposition, mais la totalité du revenu de travail sera gagnée au noir lorsque ce taux est voisin de zéro. L'évasion fiscale maximale est alors associée aux taux d'imposition les plus faibles. Lorsque $W_1 < W_0$, il y a un coût à exercer une activité non déclarée, si on fait abstraction de l'impôt, puisqu'une telle activité est moins rémunératrice en termes bruts. Dans ce cas il n'y aura fraude que si le taux d'imposition a atteint un seuil défini par

$$t_2 = [1 - (W_1/W_0)]/[1 - p\lambda(W_1/W_0)]. \tag{25}$$

Pour des valeurs raisonnables des paramètres, par exemple p compris entre 0,1 et 0,2, λ entre 1,5 et 2, (W_1/W_0) entre 0,6 et 0,8, le seuil en question se situera entre 23% et 53%. Au-delà de ce seuil, il y aura nécessairement une certaine proportion de travail non déclaré. Le graphe de h_1 (ou du revenu non déclaré W_1h_1) en fonction de t a alors l'allure suivante: h_1 est nul pour $t \leqslant t_2$ et positif pour $t > t_2$, de sorte que h_1 est nécessairement croissant dans un intervalle à droite du seuil t_2. Notons que la proposition ne permet aucune conclusion sur l'importance de cet intervalle: il se peut donc que h_1 soit croissant avec le taux d'imposition pour tout taux compris entre le seuil t_2 et l'unité ou qu'au contraire h_1 atteigne un maximum pour un taux d'imposition strictement inférieur à l'unité [12]. Cependant, comme h_1 est nul pour un taux d'imposition en deçà du seuil et positif au-delà, on peut dire qu'il y a plus de travail non déclaré avec des taux d'imposition «très élevés» qu'avec des taux «très faibles». La solution obtenue pour $W_1 < W_0$, condition qui apparaît d'ailleurs par elle-même comme plus vraisemblable, correspond ainsi beaucoup mieux aux opinions couramment admises sur la relation entre taux d'imposition et fraude fiscale que ce n'est le cas avec $W_1 \geqslant W_0$.

4. CHOIX D'ACTIVITÉS ET PRESTATION TOTALE DE TRAVAIL

Avec une offre totale de travail endogène et pour une solution intérieure décrite par le système (9)-(11), l'effet de la variation d'un paramètre γ quelconque

---

12. Par exemple, avec la spécification

$$U(c, 1-h) = \log c + \log(1-h),$$

on peut montrer que h_1 n'est jamais décroissant en t lorsque B est suffisamment grand par rapport au revenu de travail possible (comme $W_1 < W_0$, ce dernier est borné supérieurement par W_0h). Dans ce cas, il est facile de générer une solution en coin où la totalité du revenu de travail est gagné au noir si le taux d'imposition est suffisamment élevé. Notons qu'un revenu autonome important (sous forme de prestations) par rapport au revenu de travail possible et des taux d'imposition implicites très élevés caractérisent assez bien la situation de certains bénéficiaires des systèmes de sécurité sociale; on sait qu'il est fréquent pour ceux-ci, lorsqu'ils travaillent, de ne le faire qu'au noir (voir Fortin et Fréchette, 1987).

du modèle sur l'offre de travail non déclaré est donné par:

$$\partial h_1/\partial\gamma = \partial g/\partial\gamma + g_h \partial H/\partial\gamma. \tag{26}$$

Pour une variation de B, on a donc, compte tenu de (A1b) et de (14),

$$\partial h_1/\partial B = g_B(1 + w_0 H_B) + [E(U_{12}v)/E(U_{11}v^2)]H_B > 0. \tag{27}$$

Une augmentation du paramètre d'imposition forfaitaire T_0 constituera une désincitation à la fraude fiscale. Pour une hausse du taux d'imposition, on a

$$\partial h_1/\partial t = \partial g/\partial t - W_0 H_{w_0} g_h. \tag{28}$$

L'équation (28) suggère à première vue que la possibilité qu'une hausse de t incite à la fraude fiscale sera accentuée par la prise en compte d'une offre de travail endogène lorsque $H_{w_0} < 0$. Ce cas est celui d'une élasticité d'offre de travail négative par rapport au salaire net (dans un voisinage des valeurs des paramètres). Lorsque $\theta = \lambda t$, on montrera cependant que, quel que soit le signe de H_{w_0}, la condition $W_1 < W_0$ est également nécessaire ici pour obtenir $\partial h_1/\partial t > 0$.

Comme pour la fonction de portefeuille, les résultats de statique comparative peuvent se décomposer en effets de substitution et de revenu. La définition de l'effet de substitution est la même que précédemment, à cette différence près que l'offre de travail est maintenant variable. On a donc:

$$(\partial h_1/\partial t)^s \equiv (\partial h_1/\partial t)_{dEU=0} = \partial h_1/\partial t + (\partial h_1/\partial B)(dB/dt)^s, \tag{29}$$

où $(dB/dt)^s$ provient de la dérivation implicite de la contrainte (21), compte tenu de (9) et (10). À partir des conditions (6a) et (6b) pour une solution intérieure, on montre facilement que la variation compensatrice $(dB/dt)^s$ avec offre de travail endogène est égale à celle qui avait été obtenue en (22) ou (23) dans l'analyse de la fonction de portefeuille.

L'effet revenu associé à une hausse de t est négatif, comme pour la décision de portefeuille à h donné, mais est inférieur en valeur absolue à l'effet qui avait été obtenu dans ce dernier cas. Sur la base de (29), l'effet revenu s'écrit:

$$-(\partial h_1/\partial B)(dB/dt)^s < 0, \tag{30}$$

où $\partial h_1/\partial B > 0$ par l'équation (27) et où évidemment $(dB/dt)^s > 0$. En développant, on obtient

$$\begin{aligned} -(\partial h_1/\partial B)(dB/dt)^s &= -(g_B + g_h H_B)(dB/dt)^s \\ &> -g_B(dB/dt)^s. \end{aligned} \tag{31}$$

ce dernier terme étant l'effet revenu de la décision de portefeuille.

L'effet de substitution, dont le signe est généralement ambigu, se décompose comme suit:

$$\begin{aligned}(\partial h_1/\partial t)^s &= (\partial g/\partial t + g_h \partial H/\partial t) + (g_B + g_h H_B)(dB/dt)^s \\ &= [\partial g/\partial t + g_B(dB/dt)^s] + [\partial H/\partial t + H_B(dB/dt)^s]\, g_h \\ &= (\partial g/\partial t)^s + (\partial H/\partial t)^c g_h,\end{aligned} \tag{32}$$

où $(\partial g/\partial t)^s$ est l'effet de substitution de la décision de portefeuille et où on a posé

$$\begin{aligned}(\partial H/\partial t)^c &\equiv \partial H/\partial t + H_B(dB/dt)^s \\ &= -W_0 H_{w_0} + H_B(dB/dt)^s.\end{aligned} \tag{33}$$

$(\partial H/\partial t)^c$ est l'effet compensé d'offre de travail; il est clair à partir de (33) que ce terme est négatif si l'offre de travail est à pente positive ($H_{w_0} > 0$). La proposition qui suit montre toutefois que $W_1 \geqslant W_0$ est suffisant pour obtenir $(\partial H/\partial t)^c < 0$ lorsque $\theta = \lambda t$, quel que soit le signe de H_{w_0}. Il s'ensuit que dans ce cas l'effet, compensé ou non, d'une hausse du taux d'imposition est de diminuer la fraude fiscale, comme dans la situation avec offre de travail exogène.

Proposition 2: Lorsque $\theta = \lambda t$ et $W_1 \geqslant W_0$, les solutions intérieures avec prestation totale de travail endogène satisfont $(\partial H/\partial t)^c < 0$ et $\partial h_1/\partial t < (\partial h_1/\partial t)^s < 0$.

Les résultats de statique comparative sont présentés au tableau 2, ainsi que la décomposition des effets. Pour θ donné, indépendant de t, l'effet de substitution et l'effet total sont de signe indéterminé. Par ailleurs, on a vu que dans ce cas $R \leqslant 1$ est suffisant pour avoir $\partial g/\partial t > 0$. Étant donné (28), $R \leqslant 1$ et $H_{w_0} \leqslant 0$ sont alors suffisants pour assurer $\partial h_1/\partial t > 0$; l'effet revenu étant toujours négatif, il découle que l'on doit aussi avoir $(\partial h_1/\partial t)^s > 0$. L'élément intéressant du tableau est le résultat pour $\theta = \lambda t$. Comme pour la décision de portefeuille avec prestation totale de travail exogène, la fraude fiscale diminue ici si $W_1 \geqslant W_0$ et l'effet est de signe indéterminé quand $W_1 < W_0$. Si cette dernière condition est satisfaite, on peut montrer, comme dans la situation avec h donné, qu'il existe toujours un intervalle de valeurs pour le taux d'imposition tel qu'une hausse de ce taux incitera à davantage de travail non déclaré.

TABLEAU 2

VARIATION DE h_1 EN FONCTION DE L'AUGMENTATION DES PARAMÈTRES DE TAXATION POUR h ENDOGÈNE (SOLUTIONS INTÉRIEURES)

	Effet de substitution			Effet revenu	Effet total
	$(\partial g/\partial t)^s$	$(\partial H/\partial t)^c$	Total		
T_0	0	0	0	–	–
t avec θ donné	+	ind.[1]	ind.[2]	–	ind.[2]
t avec $\theta = \lambda t$ et $W_1 \geqslant W_0$	–	–	–	–	–
t avec $\theta = \lambda t$ et $W_1 < W_0$	ind.[3]	ind.[1]	ind.[3]	–	ind.[3]

1. Signe «–» si $H_{w_0} > 0$.
2. Signe «+» si $H_{W_0} < 0$ et $R \leqslant 1$.
3. Il existe nécessairement un intervalle de valeurs de t pour lesquelles on a ici le signe «+» (voir la proposition 3).

Proposition 3: Lorsque $\theta = \lambda t$ et $W_1 < W_0$, la solution h_1 du problème avec prestation totale de travail endogène, considérée comme une fonction de t sur l'intervalle $[0, 1)$, satisfait: $h_1 = 0$ pour $t \leqslant t_2$ défini par (25); si $h > 0$ en $t = t_2$, on a alors aussi $h_1 > 0$ et $\partial h_1/\partial t > 0$ pour $t > t_2$ dans un voisinage de t_2.

La proposition qui précède établit que, même avec une offre de travail endogène, on aura $\partial h_1/\partial t > 0$ et donc aussi $(\partial h_1/\partial t)^s > 0$ pour un taux d'imposition situé dans un intervalle à droite du seuil t_2 à partir duquel la fraude fiscale devient profitable, à la condition bien sûr que la prestation totale de travail soit non nulle dans cet intervalle. En se reportant à (28), il est intuitivement évident que l'intervalle de valeurs en question sera plus grand avec une offre de travail à pente négative que dans le cas contraire. Par conséquent, mais uniquement lorsque $W_1 < W_0$, on peut dire que la présence d'une élasticité d'offre de travail négative par rapport au salaire net renforce la possibilité qu'une hausse du taux d'imposition incite au travail non déclaré.

5. CONCLUSION

Avec les hypothèses faites ici sur les préférences consommation-temps libre, un alourdissement de l'imposition forfaitaire désincitera au travail non déclaré lorsqu'il y a cumul d'activités déclarées et non déclarées. Il s'ensuit que l'effet revenu d'une hausse du taux d'imposition joue toujours dans le sens d'une diminution de la fraude fiscale. L'effet total est en général de signe ambigu, bien qu'on puisse identifier des situations permettant de signer cet effet.

Lorsque le taux de pénalité sur le revenu non déclaré est indépendant du taux d'imposition, comme dans la formulation initiale d'Allingham et Sandmo, on peut trouver, en termes du degré d'aversion pour le risque et du signe de l'élasticité d'offre conventionnelle de travail, des conditions suffisantes pour qu'une hausse du taux d'imposition incite au travail non déclaré; il est suffisant alors que l'aversion relative soit inférieure à l'unité et que l'élasticité d'offre totale de travail par rapport au salaire net soit négative. Lorsque, de façon plus vraisemblable, le taux de pénalité dépend du taux d'imposition, comme dans l'analyse de Yitzhaki, le signe des effets dépend du différentiel de rémunérations entre travail déclaré et non déclaré. Une augmentation de la fraude fiscale par suite d'une hausse du taux d'imposition ne peut alors se produire que si le taux de rémunération W_1 du travail non déclaré est inférieur au taux de rémunération avant impôt W_0 qui serait obtenu sur le marché officiel. Dans ce cas, il y a fraude fiscale lorsque le taux d'imposition atteint un seuil qui dépend du ratio entre W_1 et W_0, de la probabilité de détection et du taux de pénalité sur l'impôt impayé. Dans un voisinage de ce seuil, une hausse du taux d'imposition constitue nécessairement une incitation au travail au noir.

Les rémunérations du travail non déclaré étant en pratique le plus souvent inférieures aux rémunérations brutes du marché officiel, on peut donc conclure à une relation positive entre taux d'imposition et fraude fiscale ou travail noir, quoique cette relation ne soit pas nécessairement vérifiée «partout». La probabilité d'observer une relation positive sera accentuée en pratique aussi par le fait que les élasticités d'offre de travail, telles que mesurées empiriquement dans les pays industriels, ont plutôt tendance à être négatives (voir par exemple Hansson et Stuart, 1985). Pour ce qui est de l'observation courante selon laquelle $W_1 < W_0$, celle-ci peut s'expliquer évidemment par le fait qu'une partie de l'économie d'impôt du travail non déclaré est transférée à l'acheteur de services. On peut penser aussi que seules certaines activités sont susceptibles d'échapper au fisc, notamment les activités peu intensives en capital et donc en général moins «productives». Dans ce dernier cas, la relation positive entre taux d'imposition sur le revenu et fraude fiscale irait de pair avec l'existence d'un coût social réel associé à l'exercice d'une activité non déclarée aux dépens du temps de travail effectué sur le marché officiel. En ce qui concerne ce dernier point, on peut faire remarquer que l'analyse présentée ici suppose que l'individu a toujours la possibilité d'augmenter sa prestation de travail sur le marché officiel. Il va de soi que l'existence d'un rationnement sur ce marché modifierait sensiblement les résultats[13].

ANNEXE

Démonstration de la proposition 1

(i) $W_1 \geqslant W_0$:

Soit

$$S(t) \equiv E(U_1 v) \Big|_{h_1 = h} \tag{B1}$$
$$= (1-p)V'(B + W_1 h)v_\alpha + pV'[B + (1-\lambda t)W_1 h]v_\beta,$$

où $V(c) \equiv U(c, 1-h)$. De (7) et (8), $h_1 = h$ *ssi* $S(t) \geqslant 0$. Cette condition est vérifiée dans un voisinage de $t = 0$: en effet, si $W_1 > W_0$,

$$S(0) = (W_1 - W_0)\, V'(B + W_1 h) > 0, \tag{B2}$$

de sorte que par continuité $S(t) > 0$ dans un voisinage; si $W_1 = W_0$, $S(0) = 0$ mais par A2 on a

$$S'(0) = (1 - p\lambda)W_0 V'(B + W_0 h) > 0, \tag{B3}$$

de sorte qu'on a également $S(0) > 0$ pour $t > 0$ dans un voisinage.

13. Voir Cowell (1985a): une contrainte sur h_0 (due à l'existence d'un temps de travail standard, à la disponibilité d'emplois à temps partiels uniquement, etc.) entraîne $\partial h_1/\partial T_0 > 0$, $(\partial h_1/\partial t)_{\theta \text{ donné}} > 0$ et $(\partial h_1/\partial t)_{\theta = \lambda t} \gtreqless 0$ selon que $H_{w_0} \lesseqgtr 0$. L'effet revenu d'une hausse du taux d'imposition étant ici d'augmenter la fraude fiscale, contrairement au cas où h_0 n'est pas rationné, ces effets ne seront cependant valables que pour les effets totaux et non les effets de substitution. On pourrait vérifier également qu'un renforcement de la contrainte de rationnement constitue par lui-même un facteur d'incitation au travail non déclaré, c'est-à-dire $\partial h_1/\partial h_0 < 0$; ceci est vrai même si la réduction de la durée «normale» du travail s'accompagne d'une pleine compensation salariale.

Si le voisinage pour lequel $S(t) \geqslant 0$ est [0, 1), on a démontré la première possibilité, c'est-à-dire $h_1 = h$ pour tout t. S'il est de la forme $[0, t_1]$ où $t_1 < 1$, on a $h_1 = h$ pour $t \leqslant t_1$. Dans ce cas, $S(t_1) = 0$ et $S'(t_1) < 0$. A4 impliquant $S''(t) < 0$ pour tout t, on a donc $S(t) < 0$ pour tout $t > t_1$ et par conséquent $h_1 < h$ sur cet intervalle. Pour montrer que l'on a également $h_1 > 0$, on utilise le fait que $Q(t) > 0$ pour tout $t > 0$: ceci est évident pour $W_1 = W_0$; si $W_1 > W_0$, $Q(t) \leqslant 0$ implique $t < 0$ ou $t > 1$ (selon le signe de $W_0 - p\lambda W_1$), qui sont tous deux hors du domaine. Par le lemme, on a donc une solution intérieure $0 < h_1 < h$ satisfaisant (12) pour $t > t_1$. La continuité se vérifie en notant que $S(t_1) = 0$ implique que la condition d'équilibre (7b) pour une solution intérieure est satisfaite par $h_1 = h$ en $t = t_1$.

(ii) $W_1 < W_0$:

Étant donné A2, on a $W_0 - p\lambda W_1 > W_0 - W_1 > 0$. Par conséquent $Q(t) \leqslant 0$ est équivalent à $t \leqslant t_2 \equiv (W_0 - W_1)/(W_0 - p\lambda W_1)$, où il est évident que $0 < t_2 < 1$. Par le lemme, ceci implique $h_1 = 0$ pour $t \leqslant t_2$ et $h_1 > 0$ pour $t > t_2$. Le fait que $\partial g/\partial t > 0$ pour $t > t_2$ dans un voisinage de t_2 découle directement de la continuité de g, laquelle se vérifie en observant que (7b) est satisfaite en t_2 par $h_1 = 0$, de sorte qu'une solution intérieure est obtenue dans un voisinage à droite de t_2. Comme $t \to t_2^+$ implique $h_1 \to 0$ et $Ev \to 0$, à partir de (18) on a donc

$$\lim_{t \to t_2^+} \partial g/\partial t = (p\lambda W_1 - W_0)\, V'[B + (1-t_2)W_0 h]/\triangle v_\alpha > 0. \quad \text{(B4)}$$

C.Q.F.D.

Démonstration de la proposition 2

(29) et (30) impliquent $\partial h_1/\partial t < (\partial h_1/\partial t)^s$. Il faut donc montrer que $(\partial h_1/\partial t)^s < 0$. Comme l'on sait que $W_1 \geqslant W_0$ implique $(\partial g/\partial t)^s < 0$, il suffit par (32) de montrer que $(\partial H/\partial t)^c < 0$. L'effet de substitution classique défini par la décomposition de Slutsky de l'offre de travail est:

$$\begin{aligned}(\partial H/\partial t)^s &\equiv \partial H/\partial t + W_0 h H_B \\ &= -\, W_0(H_{w_0} - hH_B),\end{aligned} \quad \text{(B5)}$$

où l'on sait que $(\partial H/\partial t)^s < 0$. En comparant (33) et (B5), on trouve

$$(\partial H/\partial t)^c \leqslant (\partial H/\partial t)^s \leftrightarrow W_0 h \leqslant (dB/dt)^s. \quad \text{(B6)}$$

Étant donné (23), il vient immédiatement

$$W_0 h \leqslant (dB/dt)^s \leftrightarrow W_1 \geqslant W_0. \quad \text{(B7)}$$

C.Q.F.D.

Démonstration de la proposition 3.

L'argument est semblable à celui de la proposition 1ii, en notant cependant que par (28) on peut écrire

$$\lim_{t \to t_2^+} \partial h_1/\partial t = \lim_{t \to t_2^+} \partial g/\partial t - W_0 H_{W_0} [B, (1-t_2)W_0] \lim_{t \to t_2^+} g_h \tag{B8}$$

Le premier terme à droite est positif pour une solution $h = H[B, (1-t_2)W_0] > 0$, comme dans la démonstration de 1ii. Par ailleurs, sachant que $h_1 \to 0$ quand $t \to t_2^+$, on peut vérifier que $g_h \to 0$. L'expression (B8) est donc positive quel que soit le signe de H_{w_0}.

C.Q.F.D.

ADDENDA

Pour obtenir $\partial h_1/\partial B > 0$ dans l'équation (27), on doit faire l'hypothèse additionnelle, qui complète (A4), que l'aversion absolue pour le risque n'est pas croissante avec le temps libre disponible, c'est-à-dire $\partial A/\partial x \leq 0$, où $x \equiv 1-h$. Ceci implique $E(U_{12} v) \geq 0$. Je dois à B. Fortin et à G. Lacroix d'avoir attiré mon attention sur une erreur dans la version initiale des équations (14) et (27) où le terme en $E(U_{12} v)$ était absent. Cf. l'erreur équivalente chez Cowell (1981) à l'équation (34) et chez Cowell (1985a) pour l'analyse du signe de $\partial h_1/\partial B$ dans son équation (10).

BIBLIOGRAPHIE

ALLINGHAM, M.G. et A. SANDMO, «Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis», *Journal of Public Economics*, vol. 1, 1972, pp. 323-338.

ANDERSEN, P., «Tax Evasion and Labour Supply», *Scandinavian Journal of Economics*, vol 79, 1977, pp. 375-383.

ARROW, K.J., *Essays in the Theory of Risk-Bearing*, North-Holland, Amsterdam, 1970.

BALDRY, J.C., «Tax Evasion and Labor Supply», *Economics Letters*, vol. 3, 1979, pp. 53-56.

BALDRY, J.C., «Tax Evasion Is not a Gamble», *Economics Letters*, vol. 10, 1986, pp. 333-335.

CLOTFELTER, C., «Tax Evasion and Tax Rates: An Analysis of Individual Returns», *Review of Economics and Statistics*, vol. 65, 1983, pp. 363-373.

COWELL, F.A., «Taxation and Labour Supply with Risky Activities» *Economica*, vol. 48, 1981, pp. 365-379

COWELL, F.A., «Tax Evasion with Labour Income», *Journal of Public Economics*, vol. 26, 1985a, pp. 19-35.

COWELL, F.A., «The Economics of Tax Evasion», *Bulletin of Economic Research*, vol. 37, 1985b, pp. 163-193.

DRÈZE, J.H. et F. MODIGLIANI, «Consumption Decisions under Uncertainty» *Journal of Economic Theory*, vol. 5, 1972, pp. 308-335.

FISHBURN, P.C. et R. BURR PORTER, «Optimal Portfolios with One Safe and One Risky Asset», *Management Science*, vol. 22, 1976, pp. 1064-1073.

FLUET, C., «Taxation and Labour Supply with Risky Activities: A Note», cahier no 8705D, Département de sciences économiques, Université du Québec à Montréal, janvier 1987.

FORTIN, B. et P. FRÉCHETTE, «The Size and Determinants of the Underground Economy in Quebec», Groupe de recherche en politique économique, Université Laval, mai 1987.

GAERTNER, W. et A. WENIG (éd.), *The Economics of the Shadow Economy*, Springer, New York, 1985.

HANSSON, I., «Tax Evasion and Government Policy», *in* Gaertner et Wenig (éd.), 1985, pp. 285-300.

HANSSON, I. et C. STUART, «Tax Revenues and the Marginal Cost of Public Funds in Sweden», *Journal of Public Economics*, vol. 27, 1985, pp. 331-353.

HOLTHAUSEN, D.M., «Hedging and the Competitive Firm under Price Uncertainty», *American Economic Review*, vol. 69, 1979, pp. 989-995.

ISACHSEN, A.J. et S. STRØM, «The Hidden Economy: The Labour Market and Tax Evasion», *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 82, 1980, pp. 304-311.

KOSKELA, E., «A Note on Progression, Penalty Schemes and Tax Evasion», *Journal of Public Economics*, vol. 22, 1983, pp. 127-133.

PENCAVEL, J.H., «A Note on Income Tax Evasion, Labour Supply, and Nonlinear Tax Schedules», *Journal of Public Economics*, vol. 12, 1979, pp. 115-124.

PESTIEAU, P., «Belgium's Irregular Economy» *in* Gaertner et Wenig (éd.), 1985, pp. 115-124.

SRINIVASAN, T., «Tax Evasion: a Model», *Journal of Public Economics*, vol. 2, 1973, pp. 339-346.

STIGLITZ, J., «The Effect of Income, Wealth and Capital Gains Taxation on Risk Taking», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 83, 1969, pp. 263-283.

WEISS, L., «The Desirability of Cheating Incentives and Randomness in an Optimal Income Tax», *Journal of Political Economy*, vol 84, 1976, pp. 1343-1352.

YITZHAKI, S., «A Note on Income Tax Evasion», *Journal of Public Economics*, vol. 3, 1974, pp. 201-202.

YITZHAKI, S., «On the Excess Burden of Tax Evasion», *Public Finance Quarterly*, vol. 15, 1987, pp. 123-137.