

Taux implicite d'impôt et détachement du dividende

Jean-Marc Suret et Jean-Marie Gagnon

Volume 67, numéro 4, décembre 1991

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602050ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602050ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Suret, J.-M. & Gagnon, J.-M. (1991). Taux implicite d'impôt et détachement du dividende. *L'Actualité économique*, 67(4), 482–498.

<https://doi.org/10.7202/602050ar>

Résumé de l'article

En 1970, E. Elton et M. Gruber ont suggéré qu'il est possible d'estimer le taux d'impôt sur les dividendes de l'investisseur marginal à l'aide de la chute des cours des actions attribuable au détachement du dividende. Leur statistique est toujours en usage pour détecter les effets de clientèle à l'égard des dividendes et des structures financières ainsi que les conséquences des réformes fiscales.

La présente recherche introduit l'incertitude dans le modèle en question et l'adapte à la structure fiscale canadienne. Les résultats empiriques suggèrent que la statistique proposée ne permet pas d'évaluer les taux d'impôt de façon fiable, qu'elle n'est pas liée statistiquement aux structures financières et qu'elle ne constitue pas un outil susceptible de déceler les effets de la réforme fiscale de 1971.

TAUX IMPLICITE D'IMPÔT ET DÉTACHEMENT DU DIVIDENDE*

Jean-Marc SURET
Jean-Marie GAGNON
Université Laval

RÉSUMÉ — En 1970, E. Elton et M. Gruber ont suggéré qu'il est possible d'estimer le taux d'impôt sur les dividendes de l'investisseur marginal à l'aide de la chute des cours des actions attribuable au détachement du dividende. Leur statistique est toujours en usage pour détecter les effets de clientèle à l'égard des dividendes et des structures financières ainsi que les conséquences des réformes fiscales.

La présente recherche introduit l'incertitude dans le modèle en question et l'adapte à la structure fiscale canadienne. Les résultats empiriques suggèrent que la statistique proposée ne permet pas d'évaluer les taux d'impôt de façon fiable, qu'elle n'est pas liée statistiquement aux structures financières et qu'elle ne constitue pas un outil susceptible de déceler les effets de la réforme fiscale de 1971.

ABSTRACT — In 1970, E. Elton and M. Gruber suggested that the price drop on ex-dividend days may be used as an estimator of the tax rate on dividends for the marginal investor. Their statistic is still being used to assess clientele effects for dividends and financial structures as well as the consequences of tax reforms.

The authors reformulate the model to take into account uncertainty and the peculiar features of the Canadian tax laws. The empirical results suggest that the Elton and Gruber statistic does not provide reliable estimates of the tax rates, it is not correlated with financial structures and is not helpful to detect the effects of the Tax Reform of 1971.

INTRODUCTION

Certains chercheurs ont accordé une attention particulière à la baisse du cours qu'entraîne le détachement du dividende d'un titre à revenu variable. À l'aide de la première cote «dividende détaché» et de la dernière «dividende attaché», on calcule le ratio du changement de valeur au montant du dividende. Pour Elton et Gruber (1970), le quotient ainsi obtenu est un estimateur du taux d'impôt de l'investisseur marginal et peut servir d'indicateur d'un effet de clientèle fiscale pour les

* Cette recherche a été financée par le Conseil de recherche en sciences humaines du Canada. Les auteurs remercient les arbitres de cette revue pour leurs commentaires pertinents.

dividendes. Bien que le modèle soit controversé¹, on y a fait appel pour déceler les effets de la réforme fiscale (Lakonishok et Vermaelen, 1983) et pour estimer les taux implicites d'impôt (Booth et Johnston, 1984). Des observations de sociétés françaises (Desbrières, 1988) et italiennes (Bosco, 1990) ont également servi à vérifier l'existence d'un effet de clientèle pour les dividendes. Enfin, Harris, Roenfeldt et Cooley (1983) ont également eu recours au modèle d'Elton et Gruber (dorénavant, E.G.) pour tester l'effet de clientèle fiscale pour les structures financières.

La première partie de ce texte est consacrée au modèle E.G. Nous entendons l'adapter à la structure fiscale canadienne. Ensuite, nous y introduirons l'incertitude du taux de rendement du jour ex-dividende. L'agencement des taux d'imposition et l'incertitude sont à l'origine de problèmes particuliers d'estimation, qui seront examinés dans cette première partie. La seconde illustrera, à l'aide de données canadiennes, la faiblesse relative du modèle à l'égard de trois types de problèmes pour lesquels il a été fréquemment utilisé: estimation du taux d'impôt de l'investisseur marginal, effet de clientèle fiscale pour les structures financières et test des effets de la réforme fiscale.

1. LE MODÈLE D'ELTON ET GRUBER

Lorsqu'une action est sur le point de se négocier «dividende détaché», son détenteur peut choisir entre deux possibilités. Il peut la vendre «dividende attaché» au cours P_c et payer ensuite l'impôt sur le gain en capital, soit $\tau_g (P_c - P_0)$, où P_0 représente le coût fiscal du titre. Il peut également encaisser le dividende, imposé au taux τ_d , et vendre le titre au prix P_x , le cours sans dividende. Dans un marché en équilibre, si l'impôt sur les gains est immédiatement acquitté, les deux options devraient être équivalentes, et les équations suivantes devraient être vérifiées:

$$P_c - \tau_g (P_c - P_0) = D (1 - \tau_d) + P_x - \tau_g (P_x - P_0) \quad (1)$$

$$R = (P_c - P_x)/D = (1 - \tau_d) / (1 - \tau_g) \quad (2)$$

Les frais de courtage et autres vont réduire la rentabilité de la transaction. Booth et Johnston (1984) les ont introduits dans le modèle et doivent donc distinguer des autres les investisseurs professionnels, dont les coûts de transaction sont moins élevés. L'investisseur marginal qui fixera l'équilibre de l'équation (1) sera celui dont les frais d'achat et de vente seront les moins élevés. Toutefois, on peut arguer que les arbitragistes peuvent simplement avancer ou retarder au jour ex-dividende, la date de transactions décidées par ailleurs. En ce cas, le coût d'option de la transaction est nul et n'intervient pas dans l'équation (1). Nous n'entendons donc pas en tenir compte dans notre discussion.

Lorsque le statut de l'investisseur marginal est tel que $\tau_d = \tau_g$, la valeur du ratio R devrait être égale à l'unité. De nombreux actionnaires, comme les caisses

1. Voir Kalay (1982 et 1984), Miller et Scholes (1982), Brooks et Edwards (1980) et Lakonishok et Vermaelen (1983).

de retraite et les fondations, qui ne sont pas assujettis à l'impôt, entrent dans cette catégorie. Si $R < 1$, de tels investisseurs réalisent un profit assuré le jour ex-dividende (Miller et Scholes, 1982), ce qui représenterait une inefficience importante du marché des actions. Or, les valeurs estimatives de R , mesurées sur différents marchés, ont en commun d'être généralement comprises entre zéro et l'unité. Cela pourrait signifier que le marché est inefficace ou que l'investisseur marginal est assujetti à des taux différents selon que son revenu est un dividende ou un gain en capital. Par ailleurs, comme le rappellent Skinner et Gilster (1990), certains groupes de ratios R sont systématiquement plus grands que l'unité, ce qui suggère un taux implicite d'impôt négatif.

On ne peut donc rejeter les hypothèses que la statistique R est dominée par des effets autres que ceux de la fiscalité ou encore que le bruit qu'elle renferme en fait un indicateur peu fiable. C'est ce dernier aspect que nous entendons examiner ici.

1.1 La fiscalité canadienne

Au Canada, les taux d'impôt des revenus de placement en actions sont des fonctions du taux sur les revenus d'autres sources (τ_p), et l'on peut écrire:

$$\tau_d = \gamma \tau_p - \alpha \quad (3)$$

$$\tau_g = L \tau_p \quad (4)$$

où

- γ = facteur de majoration des dividendes
- α = facteur de crédit d'impôt pour dividendes
- L = proportion imposable des gains en capital

Par substitution dans (2), on obtient, après avoir combiné les taux provinciaux² et fédéraux τ_{pp} et τ_{pf} , respectivement:

$$R = \frac{P_c - P_x}{D} = \frac{(1 - (\gamma \tau_p - \alpha))}{(1 - L \tau_p)} = \frac{(1 - (1 + \tau_{pp}) \gamma \tau_{pf} + \alpha)}{(1 - (1 + \tau_{pp}) \tau_{pf} L)} \quad (5)$$

Les valeurs des paramètres qui composent cette équation ont varié régulièrement de 1970 à 1980. Celles qui ont prévalu de 1973 à 1976, en Ontario, permettent d'écrire:

$$R = \frac{P_c - P_x}{D} = \frac{(1.35 - 1.74 \tau_{pf})}{(1 - .65 \tau_{pf})} \quad (6)$$

1.2 L'agencement des taux d'impôt

Il y a lieu de distinguer deux types d'agencement des taux τ_d et τ_g . Le premier, que nous appellerons I , s'observe lorsque les deux taux sont indépendants l'un de

2. On pose $\tau_p = (1 + \tau_{pp}) \tau_{pf}$ et α est le crédit combiné. Au Québec, il faut tenir compte du dégrèvement pour impôt provincial. Pour un examen plus détaillé, voir Gagnon et Suret (1988).

l'autre. L'équation (2) établit alors une relation linéaire entre τ_d et R . Cette situation s'appliquait aux données américaines utilisées par E.G. (1970). Toutefois, les taux τ_d et τ_g peuvent être liés l'un à l'autre, comme le montrent les équations (3) et (4). Nous appellerons J ce deuxième type d'agencement³. Si l'on exprime l'équation (5) en fonction de τ_{pf} , il vient :

$$\tau_{pf} = \frac{(1 - R + \alpha)}{(1 + \tau_{pp})(\gamma - RL)} \quad (7)$$

Cette fonction admet une asymptote pour $R = \gamma/L$. Cette relation, non linéaire et discontinue, est illustrée à la figure 1, qui fait appel aux valeurs numériques de l'équation (6). Sous un agencement de type J , les problèmes d'estimation de τ_p sont importants. En particulier, à moins que le ratio R ne soit mesuré de façon relativement précise, on obtiendra des estimations de τ_{pf} « inadmissibles »⁴, c'est-à-dire $\tau_{pf} > 1$ et $\tau_{pf} < 0$. Cette observation suggère l'examen du caractère aléatoire du ratio R .

TABLEAU 1

CLASSIFICATION DE PAYS SELON LE TYPE D'AGENCEMENT DES TAUX D'IMPOSITION DU REVENU ORDINAIRE (τ_p) ET DU GAIN EN CAPITAL (τ_g), JUILLET 1982

Type J τ_g est fonction de τ_p	Type I τ_g est indépendant de τ_p (par exemple, constant ou nul).
Belgique*	Canada (avant 1972)
Canada (après 1971)	France
Italie*	Royaume-Uni
Pays-Bas*	États-Unis** (1954-79)
États-Unis	

NOTES : * Ne s'applique qu'aux ventes dites « spéculatives ». Les autres transactions ne sont pas assujetties à l'impôt et, par conséquent, l'agencement est de type I .

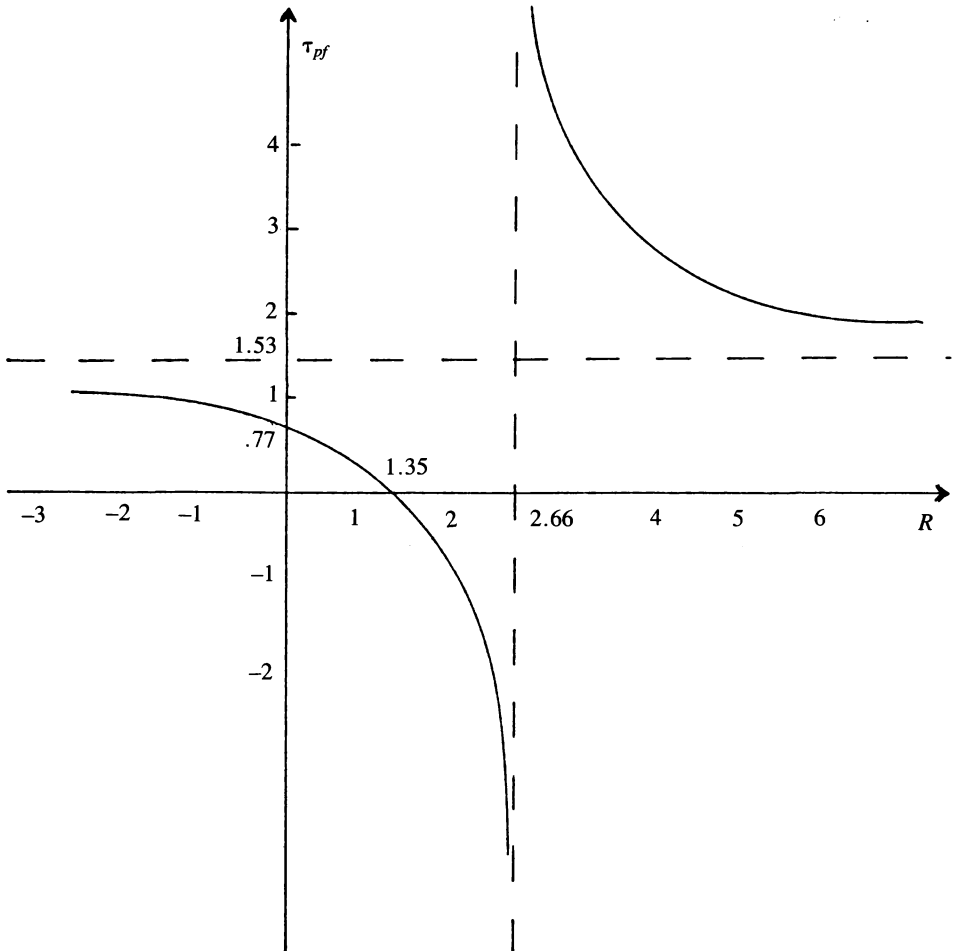
** Pour les contribuables qui choisissent le taux constant.

SOURCES : Levasseur (1985) et Seastrand (1988)

3. On trouvera au tableau 1 une liste de pays classifiés selon le type d'agencement qu'ils utilisent.
4. Miller et Scholes (1982) ont signalé l'existence et l'effet de ces valeurs extrêmes sans, toutefois, les relier à la structure fiscale.

FIGURE 1

RELATION ENTRE LE RATIO R ET LE TAUX MARGINAL D'IMPÔT FÉDÉRAL
CONTRIBUABLE ONTARIEN, 1973-1976



1.3 Le ratio R , variable aléatoire

Kalay (1984) a signalé que le gain visé par les transactions desquelles devrait résulter l'équilibre de l'équation (1) est aléatoire. En effet, l'actionnaire doit échanger un dividende (D) certain contre un gain en capital ($P_x - P_0$) incertain, parce que P_x est incertain. De ce fait, on peut reprendre l'équation (5) afin d'exprimer la valeur espérée de \bar{R} , $E(\bar{R})$, en fonction de l'espérance mathématique de P_x , $E(\bar{P}_x)$:

$$E(\bar{R}) = \frac{P_c - E(\bar{P}_x)}{D} \quad (8)$$

On peut définir:

$$\mu = \frac{P_x - E(\bar{P}_x)}{P_c} \quad \text{et} \quad \delta = \frac{D}{P_c} = \text{rendement en dividende}$$

Par substitution, il vient:

$$\frac{P_c - P_x}{D} = \left[\frac{1 - (1 + \tau_{pp})\gamma\tau_{pf} + \alpha}{1 - (1 + \tau_{pp})\tau_{pf}L} \right] - \left[\frac{P_x - E(\bar{P}_x)}{D} \right] \quad (9)$$

$$= \left[\frac{1 - (1 + \tau_{pp})\gamma\tau_{pf} + \alpha}{1 - (1 + \tau_{pp})\tau_{pf}L} \right] - \left[\frac{\mu}{\delta} \right] \quad (10)$$

Par conséquent

$$E(\bar{R}) = R + \frac{\mu}{\delta} \quad (11)$$

La plupart des utilisateurs du modèle E.G. laissent tomber le dernier terme à la droite de l'équation (10). Il est plausible que la valeur de μ , le jour ex-dividende, soit nulle. Par ailleurs, sa dispersion peut être importante, à cause du volume élevé de transactions le jour du détachement du dividende⁵. De plus, une distribution asymétrique vers la droite produira à la fois des estimations de τ_{pf} très faibles, même négatives, et très élevées. Une distribution asymétrique vers la gauche produira des taux «d'impôt» plus grands que l'unité. Les estimations de τ_{pf} obtenues à partir d'estimations de \bar{R} pour chacun des titres ne tendront pas vers leur «vraie» valeur⁶. On peut dissimuler ces anomalies⁷ en calculant la moyenne de \bar{R} , pour un grand nombre de titres, afin de fonder sur cette dernière l'estimation de τ_{pf} . Mais plus la dispersion de \bar{R} sera élevée, plus la moyenne

5. Voir les études empiriques répertoriées dans Gagnon et Suret (1991). Toutefois, ce dernier texte n'offre pas de résultats empiriques originaux; il examine les propriétés du modèle E.G. à l'aide de simulations.

6. Voir Gagnon et Suret (1991).

7. Elles peuvent toutefois ressortir pour d'autres raisons, comme l'hétérogénéité de l'échantillon. Voir Skinner et Gilster (1990).

comprendra d'éléments inadmissibles économiquement. Ces difficultés affecteront inéluctablement les estimations de taux dont l'agencement est de type J . Les taux canadiens appartiennent à cette catégorie, de telle sorte que nous pourrions montrer, dans la seconde partie, que les observations empiriques publiées jusqu'à ce jour n'ont pas de valeur probante.

Cette démonstration se fera à trois niveaux. Nous montrerons en premier lieu qu'il semble impossible, au Canada, d'inférer des taux d'impôt au niveau des firmes comme le font Harris, Roenfeldt et Cooley (1983). Il semble également impossible d'employer le ratio E.G. dans des modèles économétriques, comme le fait Bosco (1990). En second lieu, nous montrerons que l'agrégation des ratios pour des groupes prétendus homogènes représentant une certaine clientèle fiscale laisse subsister trop de variabilité pour que cette hypothèse d'effet de clientèle puisse être vérifiée. Enfin, nous verrons que les effets des changements fiscaux sur les ratios et les taux implicites ne peuvent vraisemblablement être détectés.

2. LES APPLICATIONS DU MODÈLE E.G.

2.1 *Les données*

Les données de la présente étude sont de trois origines. Celles qui ont trait aux ajustements des prix sont de Booth et Johnston (1984). Cette base de données comprend les versements de dividendes de plus de 0,25 \$ pour 144 entreprises, de 1970 à 1980. Elle comporte le montant du dividende, les cours de fermeture antérieurs à la date de détachement du dividende ainsi que les cours d'ouverture et de fermeture de ce jour. Les valeurs correspondantes de l'indice boursier sont également rapportées.

Nous avons ajouté à l'échantillon de Booth et Johnston 20 entreprises qui n'ont versé aucun dividende entre 1970 et 1980, à partir de l'information contenue dans la version canadienne du Compustat (Standard and Poor's Compustat Services). Le même fichier a permis le relevé des ratios d'endettement pour l'ensemble des entreprises. Ces derniers renseignements ont été vérifiés à l'aide des cartes du Financial Post (*Financial Post*).

2.2 *Le taux implicite d'impôt de chacun des titres*

Le modèle E.G. permet en principe l'estimation du taux d'impôt de l'investisseur marginal pour chacune des entreprises qui verse des dividendes. Ces derniers ont été calculés pour l'échantillon de Booth et Johnston (1984), en trois étapes.

- i) Les ratios R ont été calculés à l'aide de l'expression $R = (P_c - P_x)/D$, où P_x est le cours d'ouverture⁸ du jour ex-dividende⁹. En raison de la

8. Le cours d'ouverture a d'abord été ajusté pour tenir compte de la fluctuation nocturne de l'indice boursier et de la réaction du titre, évaluée à l'aide du coefficient bêta. Comme ces ajustements n'améliorent pas la précision des estimations, nous ne présentons ici que les résultats non ajustés.

9. L'utilisation du cours d'ouverture permet de répondre à la critique de Kalay (1982), qui signale une relation positive entre le rendement du jour ex-dividende et le taux de dividende.

présence de nombreux résultats aberrants, nous avons introduit un filtre. Les ratios sont éliminés lorsque $|P_c - P_x| \geq$ que le changement maximal observé au cours des 5 derniers jours de transaction ou lorsque $|P_c - D - P_x| \geq .10 P_c$. Ces filtres introduisent un biais en faveur du modèle. Les résultats concernant les effets de clientèle sont présentés avec ou sans filtres.

- ii) Les ratios R calculés pour chaque versement de dividende sont groupés sur une base annuelle. La moyenne est alors calculée, pour chacun des titres, afin de calculer τ_{pf} . Cette utilisation d'un ratio moyen constitue un nouveau biais favorable au modèle parce qu'elle réduit la dispersion des observations.
- iii) Les distributions des taux implicites et des ratios R ont été calculées. Elles sont présentées aux tableaux 2 et 3.

TABLEAU 2

PRINCIPALES CARACTÉRISTIQUES DE LA DISTRIBUTION
DES TAUX D'IMPÔT FÉDÉRAL ESTIMÉS À L'AIDE
DU MODÈLE D'ELTON ET GRUBER, POUR 130 ENTREPRISES

Année	Taux non calculés*	$\tau_{pf} \leq 0$		$0 \leq \tau_{pf} \leq 0.59$		$0.59 < \tau_{pf}$		Moyenne	Écart-type
		#	%	#	%	#	%		
1970	49	14	0.17	18	0.22	49	0.60	1.07	1.68
1971	50	12	0.15	16	0.20	52	0.65	1.21	1.72
1972	46	13	0.15	24	0.29	47	0.56	0.27	2.07
1973	38	13	0.14	28	0.20	51	0.55	0.59	1.27
1974	30	20	0.20	29	0.29	51	0.51	0.84	4.68
1975	29	13	0.13	26	0.26	62	0.61	-0.02	5.21
1976	24	14	0.13	38	0.36	54	0.51	0.50	0.76
1977	19	13	0.12	54	0.49	44	0.40	1.66	14.60
1978	25	12	0.11	43	0.41	50	0.48	0.53	0.65
1979	13	16	0.14	49	0.42	52	0.44	0.55	1.14
1980	17	14	0.12	41	0.36	58	0.51	0.52	2.60

NOTE: * Omis par suite de l'usage des filtres

SOURCE: Données fournies par L. Booth, Université de Toronto.

Le tableau 2 montre que pour chacune des années étudiées, plus de 50 % des taux estimés sont inacceptables, car négatifs ou supérieurs à 59 %, le taux fédéral maximum à l'époque sous étude. Pour six des onze années, la proportion des taux

inacceptables dépasse 70 %. Les distributions de fréquence sont bimodales, et chacun des modes se situe en dehors de l'intervalle acceptable. En dépit de cette forme particulière, la moyenne se trouve parfois dans l'intervalle plausible. Il est évident que toute inférence basée sur cette moyenne est problématique.

Il est intéressant de déterminer dans quelle mesure ces résultats sont imputables à la relation particulière que lie τ_p et R dans un système fiscal de type J . Pour cela, il suffit d'examiner la distribution des ratios R , présentée au tableau 3. Pour être plausible, un ratio R doit se situer entre 0 et 1¹⁰. Moins de la moitié des ratios calculés se trouvent dans cette zone. L'impossibilité d'inférer des taux à partir des ratios provient donc en premier lieu de la volatilité des cours. Elle n'est donc pas spécifique au Canada. Le régime fiscal de type J aggrave cependant ce phénomène.

La volatilité importante des ratios et des taux inférés a conduit plusieurs auteurs à agréger les ratios avant de calculer des taux implicites, dans le cadre d'études visant généralement à vérifier la présence d'effets de clientèle.

TABLEAU 3
PRINCIPALES CARACTÉRISTIQUES DE LA DISTRIBUTION
DES RATIOS R , POUR 130 ENTREPRISES

Année	Ratios non calculés	$R \leq 0$		$0 < R \leq 1$		$R > 1$		Moyenne	Écart-type
		#	%	#	%	#	%		
1970	49	23	0.32	30	0.42	18	0.25	0.13	1.69
1971	50	19	0.26	31	0.43	22	0.31	0.30	1.94
1972	46	29	0.39	28	0.37	18	0.24	0.57	1.82
1973	38	30	0.36	28	0.33	26	0.31	0.31	1.84
1974	30	25	0.28	31	0.34	34	0.38	0.46	1.37
1975	29	30	0.31	42	0.44	24	0.25	0.33	1.25
1976	24	24	0.25	50	0.52	22	0.23	0.49	1.10
1977	19	23	0.23	60	0.59	18	0.18	0.51	1.18
1978	25	25	0.25	48	0.48	26	0.26	0.63	1.64
1979	13	34	0.32	47	0.44	26	0.24	0.28	1.22
1980	17	31	0.29	45	0.42	32	0.30	0.55	1.67

10. Le ratio égale 1 en l'absence de tout effet fiscal. Le minimum dépend des paramètres fiscaux. La valeur nulle est compatible avec une imposition de 100 % des dividendes.

2.3 Effets de clientèle

Les règles fiscales nord-américaines ont des caractéristiques communes. En premier lieu, les dividendes sont généralement imposés à un taux supérieur à celui qui frappe les gains en capital. En particulier, les individus à faible revenu bénéficient de taux personnels favorables aux dividendes, ce qui laisse prévoir un premier effet de clientèle fiscale. Ils devraient donc préférer les titres à taux de rendement en dividende élevé, alors que les actionnaires à taux d'impôt élevé opteraient pour des titres versant peu de dividendes mais qui, en retour, promettent des gains en capital plus importants. C'est cette relation qu'ont tenté de vérifier Elton et Gruber (1970), Booth et Johnston (1984) ou Desbrières (1988). La relation que ces travaux ont révélée entre les ratios R et les taux de rendement en dividende est fortement remise en cause par Skinner et Gilster (1990) qui n'y voient qu'un effet sectoriel¹¹.

Une seconde caractéristique des régimes fiscaux nord-américains est la déductibilité des frais financiers engagés pour investir. Par ailleurs, les revenus provenant d'actions sont moins imposés que les revenus d'autres sources¹². Ces deux caractéristiques devraient conduire les investisseurs soucieux de maximiser leur revenu après impôt à adopter la stratégie suivante: l'investisseur dont le taux d'impôt est élevé devrait s'endetter à compte personnel pour investir dans des entreprises dont le taux d'impôt est moins élevé que le sien. Inversement, l'actionnaire peu imposé devrait acquérir des titres d'entreprises endettées de façon à profiter de la déduction des intérêts au compte de l'entreprise¹³. Une relation devrait donc lier les catégories fiscales d'actionnaires et les caractéristiques financières des entreprises: il s'agit d'un second effet de clientèle. Les entreprises à endettement élevé devraient attirer des investisseurs à bas taux d'impôt, les autres s'intéressant aux entreprises peu endettées. Cet argument, présenté par Miller (1977), a été testé par Kim, Lewellen et McConnel (1979), qui estiment les taux d'impôt des particuliers à l'aide de questionnaires portant sur leur revenu. Ils mettent en évidence une relation faible entre les taux et les niveaux d'endettement. Ils imputent les faibles niveaux de signification aux erreurs d'estimation des taux d'impôt personnels. Pour pallier à cette difficulté, Harris *et al.* (1983) ont utilisé le modèle de E.G. afin d'évaluer les taux d'impôt des investisseurs. Ils vérifient l'existence d'une relation significative entre les taux implicites d'imposition des actionnaires et les niveaux d'endettement des 316 entreprises de leur échantillon. Leurs résultats se vérifient tant au niveau des

11. Skinner et Gilster (1990) montrent que la relation qui existe entre le ratio moyen et le taux de rendement en dividende disparaît dès que l'on tient compte du comportement particulier des titres émis par les entreprises de services publics.

12. Bien que cette proposition ait été atténuée par les mesures fiscales récentes, elle s'appliquait entièrement à la période que nous avons étudiée.

13. On trouvera une discussion plus complète dans Gagnon et Suret (1988). Il est à souligner que la notion de risque n'apparaît pas dans ce type d'analyse. Dans chacune des classes de risque, il existe en effet un grand nombre d'entreprises aux politiques financières différentes. L'investisseur peut donc composer un portefeuille en fonction de ses préférences fiscales, quelle que soit son attitude face au risque.

entreprises qu'à celui de leur regroupement en quintiles. Ces deux études portent sur des données américaines.

Nous avons repris l'étude de Harris, Roenfeldt et Cooley (1983) à l'aide des données décrites plus haut. Dans une première étape, nous avons calculé les ratios d'endettement moyens pour chacune des trois sous-périodes, et avons vérifié la stabilité de ces ratios en évaluant les coefficients de corrélation de rang entre les classements pour les sous-périodes. Les valeurs obtenues se situent toutes entre 85 et 95 %. Les niveaux d'endettement des entreprises de l'échantillon constituent donc des caractéristiques relativement stables. Ceci confirme les conclusions de Ang (1976). Pour la suite des tests, nous avons classé les entreprises sur la base de ces ratios d'endettement moyens calculés durant toute la période d'observation. Pour chacun des groupes ainsi constitués, nous avons ensuite calculé la moyenne de la distribution des ratios R , pour l'ensemble de la période et pour chaque sous-période¹⁴ (1983). Les résultats apparaissent au tableau 4, qui est de même facture que celui de Harris *et al.* (1983). Les résultats sont toutefois totalement différents. Alors qu'aux USA, il apparaissait une relation positive entre les ratios R et les niveaux d'endettement (et donc une relation inverse entre les taux inférés et l'endettement), on n'observe rien de comparable au Canada. Les ratios R moyens semblent n'avoir aucune relation avec l'ordre établi à partir des ratios d'endettement. De plus, leurs valeurs sont telles que l'on ne peut en inférer des taux plausibles. Dans la plupart des cas, ils dépassent les limites des taux maximums de la période. Les coefficients de corrélation de rang ne sont pas significatifs et ont parfois le signe inverse de celui qui était anticipé.

TABLEAU 4

DISTRIBUTION DES RATIOS R ET TAUX IMPLICITES D'IMPÔT PERSONNEL

GROUPES CONSTITUÉS SUR LA BASE DE L'ENDETTEMENT TOTAL							
	Ratio d'endettement moyen	Distribution ratios filtrés		Taux implicite d'impôt	Distribution ratios non filtrés		Taux implicite d'impôt
		moyenne	écart-type		moyenne	écart-type	
1	0.66	0.53	0.39	0.58	1.31	2.49	0.04
2	0.51	0.45	0.66	0.62	1.33	2.44	0.02
3	0.43	0.23	0.40	0.70	2.19	3.85	-2.73
4	0.34	0.76	0.62	0.47	0.50	0.72	0.60
5	0.20	0.34	0.91	0.66	1.69	3.26	-0.37

14. Les résultats pour chaque sous-période ne sont pas présentés ici. Le nombre limité de ratios conduit à une volatilité très importante des moyennes et des taux implicites, qui confirme nos conclusions. Les taux présentés au tableau 4 utilisent les paramètres fiscaux de la période 1973-1976.

TABLEAU 4 (suite)

GROUPES CONSTITUÉS SUR LA BASE DE L'ENDETTEMENT À LONG TERME

	Ratio d'endet- tement moyen	Distribution ratios filtrés		Taux implicite d'impôt	Distribution ratios non filtrés		Taux implicite d'impôt
		moyenne	écart- type		moyenne	écart- type	
1	0.66	0.23	0.69	0.70	2.71	4.03	53.20
2	0.51	0.53	0.50	0.58	1.35	2.88	0.00
3	0.43	0.45	0.57	0.62	0.88	0.89	0.40
4	0.34	0.69	0.59	0.51	0.81	1.46	0.45
5	0.20	0.37	0.80	0.65	1.37	3.33	-0.03

Il apparaît que les taux inférés pour des groupes de titres sont trop volatils pour permettre un test probant de l'hypothèse d'effet de clientèle. Il s'agit cependant de ratios qui sont déjà des moyennes, calculées à partir d'un nombre de versements de dividendes qui se situent entre 30 et 44. La distribution des ratios calculée par Harris *et al.* à partir d'un maximum de 16 versements doit donc afficher une volatilité encore plus importante.

Il est également possible que les effets de clientèle soient, au Canada, trop complexes pour être détectés à l'aide de la statistique E.G. Pour tenter de vérifier cette hypothèse, nous avons mené un second test dont les résultats sont présentés au tableau 5. Nous avons calculé les ratios d'endettement moyens de trois groupes d'entreprises, pour la période 1970-1981. Le premier est composé des entreprises qui ont versé un dividende au cours d'au moins 10 des 11 années. Le deuxième comprend celles qui en ont versé de façon occasionnelle durant cette période et le troisième celles qui n'en ont pas versé. Les données proviennent de l'échantillon décrit ci-dessus, complété à l'aide des données canadiennes de Compustat. On devrait observer que les sociétés qui versent peu de dividendes sont également les moins endettées, puisqu'elles attirent la clientèle des investisseurs fortement imposés. La relation observée est inverse, contredisant ainsi l'hypothèse d'un effet de clientèle.

2.4 Réforme fiscale

Nous avons montré jusqu'ici que les ratios R se comportaient comme des variables aléatoires de variance élevée, et que les taux implicites qui en étaient tirés avaient peu de signification. Or, d'une part, Booth et Johnston (1984, tableaux 1 et 6) observent un ajustement significatif des taux implicites après la réforme fiscale de 1971. D'autre part, Lakonishok et Vermaelen (1983) ont observé un changement dans la moyenne des ratios R et avancé que ces changements contenaient de l'information au sujet de l'impact de la réforme sur les taux de rendement. On peut avancer que la réforme n'a eu aucun effet significatif sur la distribution des ratios R et que la modification des taux implicites découle d'un effet arithmétique et ne traduit aucun effet économique.

TABLEAU 5
DISTRIBUTION DES RATIOS D'ENDETTLEMENT
EN FONCTION DE LA POLITIQUE DE DIVIDENDES

Politique de dividendes de 1970 à 1981	Échantillon	Ratio de la dette totale	Ratio de la dette à long terme
		moyenne (écart-type)	moyenne (écart-type)
dividendes annuels	69	0.418 (0.173)	0.211 (0.134)
dividendes occasionnels	49	0.463 (0.167)	0.205 (0.152)
aucun dividende	20	0.423 (0.219)	0.156 (0.146)
toutes les entreprises	138	0.435 (0.180)	0.201 (0.143)

TABLEAU 6
ANALYSE DES DIFFÉRENCES ENTRE LES DISTRIBUTIONS SUCCESSIVES DES RATIOS
AJUSTÉS (VALEUR DU CHI-CARRÉ, À 5 DEGRÉS DE LIBERTÉ)

	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
1970	3,15	4,93	8,44	3,19	4,93	5,65	6,76	5,46	5,28	4,99
1971		1,86	4,99	3,10	3,83	3,86	4,30	2,21	2,65	4,56
1972			4,48	3,45	5,60	8,49	10,14	4,10	5,25	3,44
1973				1,74	9,23	6,77	10,29	2,59	4,06	4,03
1974					7,43	5,97	8,67	3,00	2,20	1,55
1975						3,65	6,26	2,78	9,13	12,47*
1976							1,32	1,85	6,54	11,37*
1977								4,73	7,80	12,85*
1978									4,08	7,33
1979										3,13
1980										

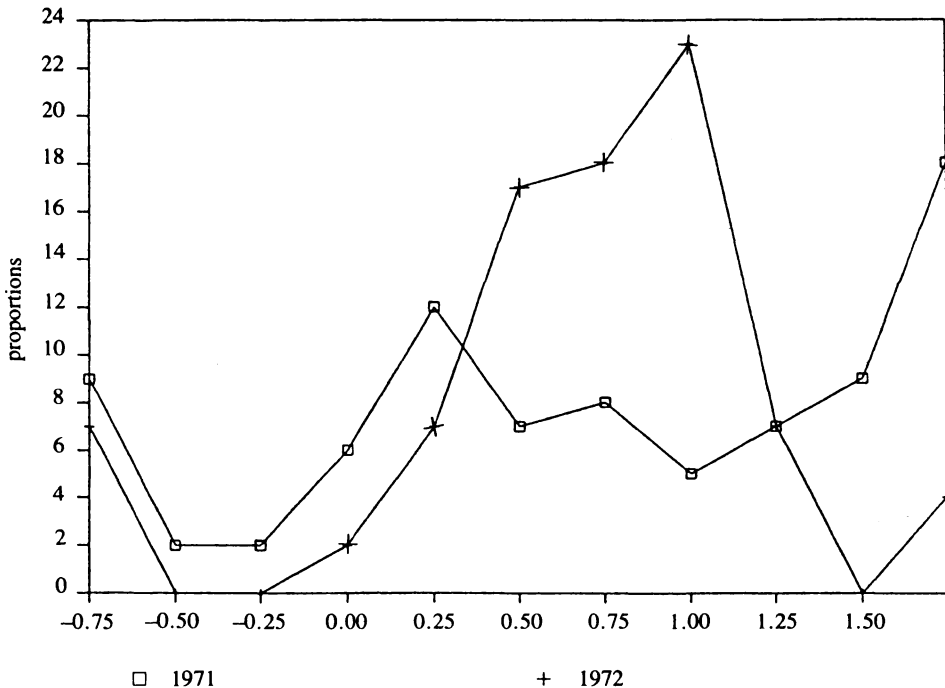
NOTE: * Indique un Chi-carré significatif, au seuil de 5 %.

Dans un premier temps, nous avons comparé les distributions annuelles des ratios R , en reconnaissant que la comparaison des moyennes à l'aide de tests paramétriques avait peu de signification, compte tenu de la bimodalité des distributions. Nous avons donc comparé les distributions à l'aide de tests du Chi-carré, dont les résultats apparaissent au tableau 6. Ils montrent que les distributions des ratios sont statistiquement identiques, pour toutes les années, excluant la période 1975 à 1977 qui diffère de l'année 1980. La réforme n'a donc pas modifié les ratios R .

Dans une seconde étape, nous avons mis en évidence l'origine purement arithmétique du changement observé dans les taux implicites à la suite de la réforme. Cette réforme avait affecté les paramètres L , α et γ dans le premier terme de droite de l'équation 9. Nous avons donc calculé des taux implicites à l'aide des ratios R calculés pour l'année 1971, en employant les paramètres fiscaux de 1971, puis ceux qui prévalaient en 1972. Les deux distributions ainsi obtenues apparaissent à la figure 2. Elle montre qu'il est possible d'observer des distributions de taux implicites très différentes alors que les ratios R sont les mêmes. Il suffit pour cela que les paramètres fiscaux soient modifiés, comme ils l'ont été en 1971. L'observation de changements de ces taux n'implique donc pas nécessairement un changement de comportement des investisseurs au moment du versement de dividendes.

FIGURE 2

DISTRIBUTION DES TAUX INFÉRÉS À PARTIR DES RATIOS R CALCULÉS EN 1971, À L'AIDE DES PARAMÈTRES FISCAUX DE 1971 ET 1972.



CONCLUSION

Ce texte a d'abord proposé un réexamen de la statistique avancée par Elton et Gruber (1970) afin de calculer les taux d'impôt personnels des investisseurs marginaux et de tester l'existence d'effets de clientèle fiscale pour les dividendes. La discussion de la première partie a montré que le modèle, transposé dans le cadre fiscal canadien, n'était pas susceptible d'y produire des résultats significatifs. La seconde partie montre que les résultats de tests présentés comme probants et significatifs dans d'autres pays ne le sont pas au Canada. En d'autres mots, dans le cadre de la fiscalité canadienne, le modèle d'Elton et Gruber ne peut fournir d'estimations fiables des taux d'impôt marginaux personnels ni détecter les effets de clientèle fiscale pour les dividendes et les structures financières. Il ne permet pas non plus de déceler un changement de comportement des investisseurs à la suite de réformes fiscales.

Cette situation découle de la conjugaison de trois facteurs, soit la volatilité élevée des cours au moment des détachements de dividendes, la structure de la loi de l'impôt au Canada et la faible taille des échantillons d'entreprises disponibles dans ce pays.

Les résultats de cette étude permettent de mieux interpréter certains résultats obtenus par Booth et Johnston (1984), à partir des mêmes données. Ceux-ci concluaient que l'ajustement des cours autour de la date de détachement du dividende ne confirmait pas l'existence d'un effet de clientèle. Nos résultats indiquent que l'effet de clientèle ne semble pas exister au Canada ou qu'il est trop complexe pour être révélé par des études de ce type. Même s'il existait, le modèle d'Elton et Gruber ne permettrait pas de le mettre en évidence. Booth et Johnston observaient également une modification significative des ratios d'ajustement lors de la réforme fiscale de 1972. Nous avons montré que cet effet pourrait être imputable à une modification des paramètres fiscaux et non à un changement de comportement des investisseurs.

BIBLIOGRAPHIE

- ANG, J.S., 1976, «The Intertemporal Behavior of Corporate Debt Policy», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* II (novembre), 555-66.
- BOOTH, L.D. et D.J. JOHNSTON, 1984 «The Ex-Dividend Day Behavior of Canadian Stock Prices: Tax Changes and Clientele Effects», *Journal of Finance* 39, 457-476.
- BOSCO, B., 1990, «Using Elton-Gruber Statistics In Estimating Panel Data Dividend Models», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, I, 25-43.
- BOWMAN, R.G., 1980, «The Importance of a Market-Value Measurement of Debt in Assessing Leverage», *Journal of Accounting Research*, 242-54.

- BROOKS, L.D. et C.E. Edwards, 1980, «Marginal Stockholders and Implied Tax Rates», *The Review of Economics and Statistics*, 62, n° 4 515-519
- BROWN, S.J. et J.B. WARNER, 1985, «Using Daily Stock Returns» *Journal of Financial Economics* 14, 3-31.
- DESBRIÈRES, P., 1988, «L'effet de clientèle des dividendes sur le marché français : un test empirique», *Finance* 9, 5-16.
- ELTON, E. et M. GRUBER, 1970, «Marginal Stockholder Tax Rates and The Clientele Effects», *Review of Economics and Statistics* 52, 68-74.
- FINANCIAL POST, *FP Services*, Maclean-Hunter Ltd, Toronto, mise à jour continue.
- GAGNON, J.M. et J.M. SURET, 1988, «Tax Rules and Corporate Financing» *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 5, 1, 36-46.
- GAGNON, J.M. et J.M. SURET, 1991, «Ex-Dividend Day Price Changes and Implied Tax Rates: An Evaluation», *Journal of Financial Research*, forthcoming.
- HARRIS, J.M., R.L. ROENFELDT et P. COOLEY, 1983, «Evidence of Financial Leverage Clienteles», *Journal of Finance* 38, 1125-1132.
- HESS, P.J., 1982, «The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Returns: Further Evidence on Tax Effect», *The Journal of Finance* 37, 1059-1070.
- KALAY, A., 1982, «The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Prices: A Re-examination of the Clientele Effect», *Journal of Finance* 37, 1059-1070.
- KALAY, A., 1984, «The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Prices: A Re-examination of the Clientele Effect: A Reply», *The Journal of Finance* 39, 557-561.
- KIM, E.H., W.G. LEWELLEN and J.J. MCCONNELL, 1979, «Financial Leverage Clienteles: Theory and Evidence», *Journal of Financial Economics* 7, 83-109.
- LAKONISHOK, J. et T. VERMAELEN, 1983, Tax Reform and Ex-Dividend Day Behavior», *Journal of Finance* 83, 1157-1175.
- LEVASSEUR, M., 1985, «Debt, Retained Earnings and Taxes: An International Perspective», in E.I. ALTMAN and M.G. SUBRAMANYAM, eds.: *Recent Advances in Corporate Finance* (Irwin, Homewood, IL).
- MILLER M.H., 1977, «Debt and Taxes», *The Journal of Finance* 32, 83-109.
- MILLER M.H. et F. MODIGLIANI, «Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares», *The Journal of Business*, 411,433.
- MILLER, M.H. et M. SCHOLES, 1982, «Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence», *Journal of Political Economy* 90, n° 6, 1118-1141.
- PROTOPAPADAKIS, A., 1983, «Some Indirect Evidence of Effective Capital Gain Tax Rates», *Journal of Business*, 556, n° 2.
- SEASTRAND, S., 1988, «The Effect of Federal, State and Local Tax Ratio on Capital Gains, New York State's Experience», *National Tax Journal*, septembre, 415-438.

SKINNER, D.L. et JOHN E. GILSTER, Jr., 1990, «Dividend Clienteles, the Tax-Clientele Hypothesis, and Utilities», *The Financial Review*, 25, n° 2, mai, 287-296.

STANDARD and POOR'S COMPUSTAT SERVICES, INC., *Industrial Compustat*, Standard and Poor's Compustat Services, New York, mise à jour annuelle.