

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

JEAN-PIERRE CHATEAU

La politique de dividendes révisée : tests intra et extra-échantillonnaires

Journal de la société statistique de Paris, tome 118, n° 3 (1977), p. 221-233

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1977__118_3_221_0

© Société de statistique de Paris, 1977, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

LA POLITIQUE DE DIVIDENDES RÉVISITÉE : TESTS INTRA ET EXTRA-ÉCHANTILLONNAUX*

Jean-Pierre CHATEAU

Professeur associé d'économie et de finance, université Mc Gill, Montréal, Québec, Canada

Le choix de procédures économétriques est souvent déterminant dans l'obtention d'estimations pertinentes des paramètres structurels de la politique de dividendes de sociétés. Aussi, dans cette optique, avons-nous envisagé deux types de tests statiques : l'un, intra-échantillonnal, utilise l'intervalle d'estimation du maximum de vraisemblance de chacun des paramètres de la politique de dividendes en vue d'étalonner leurs distributions statiques obtenues à partir de cinq procédures d'estimation. L'autre, extra-échantillonnal, juge de l'efficacité prévisionnelle des mêmes procédures en considérant diverses statistiques afférentes aux erreurs de prévision. Ensemble, les tests semblent indiquer que moindres carrés simples et augmentés constituent des procédures valables lors de la quantification de la politique de dividendes d'un échantillon de quarante sociétés canadiennes au cours de la période 1947-70.

Econometric procedure choice is often of major importance in obtaining pertinent structural parameter estimates for the firms' dividend policy. So, two types of tests are performed. Firstly, a within-sample test makes use of the maximum likelihood estimation interval computed for each of the policy parameters, in order to assess the latter cross-sectional distributions obtained by estimating the reduced-form specification with five different econometric procedures. Secondly, so as to gauge the same procedures' relative predictive efficiency, various statistics pertaining to prediction errors are examined. Conclusions drawn from both tests imply that ordinary and augmented least squares are "best" estimation procedures when evaluating the dividend decisions of a sample (40) of large Canadian firms during 1947-70.

Man verwendet in diesem Artikel zwei Arten von Versuchstesten. Der erste Test, der in den Grenzen der Versuchsproben bleibt, hat im Auge die genauen Abgrenzungen der Abschätzungen zu erhalten, die die Verteilung der Dividenden charakterisiert mit Hilfe von fünf ökonomischen Methoden. Der zweite Test, der ausserhalb der Versuchsgrenzen arbeitet, versucht zu beurteilen die relative Wirksamkeit von Abschätzungsmethoden, indem er von ihrer Fähigkeit ausgeht das Niveau der Verteilung für die Jahre 1971-1973 vorauszusagen.

I — INTRODUCTION ET SOMMAIRE

La politique de distribution de dividendes de la firme exprimée en termes de montant de dividendes au cours de la période antérieure et de cash flow courant (ainsi que d'une constante facultative), constitue la spécification opératoire robuste, et corroborée empiriquement, d'hypothèses comme celles d'ajustement partiel généralisé ou, encore, d'attentes révisées. Aussi, au-delà des implications de théorie économique d'une telle politique, le présent article tente d'innover par la méthodologie retenue en vue de tester empiriquement la spécification opératoire.

* La présente recherche a été financée par la Faculty of Graduate Studies and Research, McGill University. Au fil de diverses versions, nous avons bénéficié des avis et critiques constructives de nos collègues M. Blume, E. Fama, A. Farber et H. Glejser. Il va de soi que la responsabilité des opinions émises, ainsi que celle des erreurs éventuelles, nous incombe.



A cet effet, deux types de test empirique sont retenus : le premier, intra-échantillonnel, vise à obtenir des estimations précises des paramètres qui caractérisent la distribution de dividendes, c'est-à-dire le payout ratio, la propension marginale à distribuer à court terme et le coefficient d'ajustement, et ce, à l'aide de cinq procédures économiques d'estimation. Ces procédures s'avérant toutefois sujettes à certains biais systématiques, nous déterminons alors, pour chacun des paramètres, un intervalle d'estimation du maximum de vraisemblance, ce dernier constituant de facto un étalon de référence pour les estimations des procédures considérées. Quant au test extra-échantillonnel, il s'efforce de juger de l'efficacité relative des procédures d'estimation à partir de leur capacité prédictive des niveaux de distribution pour la période 1971 à 1973. Diverses statistiques afférentes aux distributions des erreurs prévisionnelles sont considérées à cette fin.

Grosso modo, des tests il appert que moindres carrés simples et complétés constituent des méthodes d'estimation fiables de la forme réduite du modèle d'ajustement partiel généralisé. Comme les autres procédures considérées — variables instrumentales et moindres carrés quasi généralisés — celles-ci ne sont point exemptes de biais d'estimation. Concomitamment, les deux types de test permettent également d'obtenir une information cumulative pertinente quant au schème décisionnel des managers canadiens.

L'argumentation, au cours des sections ultérieures, s'agencera comme suit : la spécification opératoire déduite des équations structurelles ainsi que certaines remarques ad hoc, font l'objet de la section seconde. Les tests intra et extra-échantillonnaux sont traités respectivement au cours des sections III et IV et un bilan prospectif tient lieu de conclusion.

II — MODÈLE D'AJUSTEMENT PARTIEL

Un examen critique de la substantielle littérature empirique afférente à la politique de distribution de dividendes des sociétés semble indiquer que le modèle d'ajustement partiel généralisé traduise correctement le comportement de distribution de la firme.

Soit alors, pour toute firme, l'ajustement partiel et/ou déphasé dans le temps de sa politique de dividendes idéale à long terme* c'est-à-dire les équations structurelles :

$$D_{it}^* = \{\alpha_i\} + \beta_i C F_{it} \quad [1]$$

$$D_{it} - D_{i,t-1} = \gamma_i (D_{it}^* - D_{i,t-1}) + u_{it} \quad [2]$$

d'où la forme réduite statique :

$$D_{it} = \{\alpha_i \gamma_i\} + \beta_i \gamma_i C F_{it} + (1 - \gamma_i) D_{i,t-1} + u_{it} \quad [3]$$

ou encore

$$D_{it} = \{\beta_{0i}\} + \beta_{1i} C F_{it} + \beta_{2i} D_{i,t-1} + u_{it} \quad [4]$$

où D_{it} et $C F_{it}$ désignent, sur une base par action ⁽¹⁾ (ordinaire), le dividende et le cash flow net disponible après imposition et dividendes préférentiels, de la $i^{\text{ème}}$ firme au cours

1. La spécification pondérée permet de traiter des subdivisions ou émissions additionnelles de titres (ainsi d'ailleurs que de la question connexe des fusions et opa de firmes) et ce, en supposant que la variance des erreurs est une fonction croissante de la taille de l'entreprise, cette dernière étant approximée par la variable surrogative S_{it} , le capital-actions. A ce sujet, on consultera, entre autres, Chateau, 1973, 1974 et 1976; Fama et Babiak, 1968; Fama, 1974; ainsi que Laub, 1972; et Watts, 1973.

de la période t . Quant à u_{it} , il se réfère à l'erreur stochastique et le coefficient d'ajustement partiel $0 \leq \gamma_i \leq 1$ définit la dynamique d'ajustement entre niveaux conjoncturel (à court terme) et structurel (à long terme) de la distribution de dividendes, chacun d'eux étant caractérisé par une propension marginale à distribuer (p. m. d.) $\beta_i \gamma_i$ et β_i respectivement, et une constante de niveau (facultative { } d'ailleurs) $\alpha_i \gamma_i$ et α_i respectivement.

Depuis Lintner (1956), les résultats empiriques semblent corroborer la robustesse du modèle comparée à celle de variantes ou spécifications différentes (cf. récemment, *inter alii*, Chateau 1972, 73, 74 et 76; Fama et Babiak, 1968; Feldstein, 1970 et 1972; et Laub, 1972). Dès l'abord et avant de passer à la quantification du modèle d'ajustement partiel, procédons toutefois à trois remarques afférentes au marché de dividendes et à sa spécification opératoire.

Tout d'abord, tout modèle de distribution de dividendes s'inscrit dans le cadre des modèles de déséquilibre ⁽¹⁾ instantané, et, parfois à long terme, puisque offreurs, les managers des grandes sociétés, imposent leurs schémas décisionnels d'allocation du cash flow aux demandeurs, les porteurs de titres. De facto, le marché de dividende est partiel ou résiduel (dernier marché visité) et les managers y pratiquent le rationnement propre au monopoleur puisque les demandeurs acceptent passivement les montants déclarés — et ce, surtout au Canada, où « proxy fights » et « class actions » des actionnaires minoritaires ou contestataires aux assemblées générales, sont rares.

Dans le cadre du modèle d'ajustement, l'offre effective (du montant ou de l'accroissement de dividendes) diffère de celle planifiée ex-ante (le dividende potentiel c'est-à-dire le payout applicable aux cash flows observés, ou attendus dans les attentes révisées) par le mécanisme de l'ajustement partiel et/ou déphasé dans le temps. De plus, cette offre effective est soumise aux contraintes externes et internes réellement perçues ou anticipées; par contraintes externes, on entend la fonction d'utilité des managers et le financement interne (autofinancement) voire externe, des investissements et fonds de roulement, par internes, celles afférentes à la distribution de dividendes proprement dite, c'est-à-dire un plancher (dividende à la période antérieure, taux de rendement minimum sur titre (prix/dividende), etc., en vue d'obvier à une fronde des actionnaires) et un plafond institutionnel de distribution (celle-ci n'étant, en général, jamais supérieure à la composante profit net du cash flow positif). Quant aux anticipations, elles sont appréhendées par le cash flow futur, ce qui, évidemment, implique la trivialité du « contenu informationnel » des dividendes (Ang, 1975; Laub, 1976 ainsi que Watts, 1973, 1975) et, dès lors, leur ajustement déphasé.

Ensuite, tant au niveau micro que macroéconomique, la distribution semble se faire à partir du cash flow (Chateau, 1970, 1973, 1976) au lieu des profits nets. En effet, les diverses mesures de dépréciation et d'amortissement accélérés introduites depuis la seconde guerre mondiale rendent illusoire les changements structurels du payout en termes de profits nets. Cette illusion structurelle disparaît toutefois lorsque la profitabilité réelle est appréhendée par le cash flow, comme Brittain (1966) l'avait également observé pour les États-Unis. Le modèle RDX2 de la Banque du Canada (1971) retient également le cash flow comme variable de ventilation.

1. L'expression opératoire [4] formalisant le comportement observé des managers ne constitue point une formulation théorique dérivée des équilibres de marché (statique ou dynamique), il convient dès lors de réintégrer la spécification empirique dans un cadre théorique valable. C'est là l'objet de la première remarque qui s'efforce de réintégrer le déséquilibre institutionnel entre porteurs de titres (demande) et technostucture (offre) dans un cadre d'analyse de marché. Au sujet de la théorie microéconomique du déséquilibre, on consultera Fair et Jaffe 1972 ainsi que Malinvaud et Younés, 1974.

Enfin, lorsque des équations structurelles découle une spécification opératoire à erreurs liées, comme c'est le cas pour l'hypothèse de cash flow permanent ⁽¹⁾ (Chateau, 1972, 1976), il convient d'estimer avec précision propensions à court et long terme ainsi que coefficients d'ajustement. Certes, si la spécification opératoire [5] est identique, à la constante près, à [3], le sens économique de ses paramètres en est différent : β_t désigne alors simultanément les propensions marginale et moyenne à distribuer entre composantes permanentes de distribution et de profitabilité, D_{ip} et CF_{ip} , et γ_t , le coefficient d'ajustement qui s'interprète alors comme le ratio de la variance du cash flow permanent à celle du cash flow observé, représente l'importance relative de la composante permanente du cash flow observé.

La spécification [4] opératoire tant de [3] que de [5] est alors soumise, au cours des sections suivantes, à deux types de tests statistiques, intra- et extra-échantillonaires respectivement. Dans le premier cas, après avoir estimé économétriquement diverses spécifications de la forme réduite [4], nous considérons les distributions statiques (coupes transversales) des coefficients estimés ou dérivés de celles-ci. Pour ces mêmes coefficients, nous déterminons aussi les intervalles d'estimation du maximum de vraisemblance et évaluons, par rapport à ceux-ci, les diverses procédures d'estimation considérées. Quant au test extra-échantillonnaire, il consiste en une évaluation de diverses statistiques afférentes aux erreurs prévisionnelles standardisées des diverses procédures retenues.

III — TEST INTRA-ÉCHANTILLONNAIRE

3.1. Estimation du modèle d'ajustement partiel

Au vu de la spécification à retards géométriquement distribués des hypothèses d'ajustement partiel [3] ou de cash flow permanent [5], la régression pondérée ⁽²⁾ donne des estimateurs du maximum de vraisemblance (*MV*) lorsque les erreurs aléatoires suivent un processus stochastique stationnaire du premier ordre. Toutefois, n'ayant aucune connaissance *a priori* quant à la corrélation chronologique réelle des erreurs aléatoires, nous recourons généralement à diverses procédures en vue de son estimation, cette dernière étant utilisée ultérieurement lors de l'obtention d'estimateurs convergents de la spécification opératoire [4] à retards distribués et erreurs liées.

Comme le tableau I l'indique, au-delà des moindres carrés simples (*MCS*), nous considérons quatre autres méthodes d'estimation en vue de déterminer leur efficacité relative lors de l'estimation des coefficients de la forme réduite statique [4]. Et les deux premiers

1. Analytiquement, celle-ci se présente sous la forme suivante

$$D_{ip_t} = \beta_t CF_{ip_t} + \omega_{it} \text{ et } dCF_{ip} / dt = \gamma_t [CF_{it} - CF_{i, t-1}]$$

d'où $CF_{ip_t} = \gamma_t \left\{ \sum_{\theta=0}^{\infty} (1 - \gamma_t)^\theta CF_{i, t-\theta} \right\}$ et la spécification opératoire

$$D_{it} = D_{ip_t} = \gamma_t \beta_t CF_{it} + (1 - \gamma_t) D_{i, t-1} + [\omega_{it} - (1 - \gamma_t) \omega_{i, t-1}] \quad [5]$$

sous les hypothèses et identités suivantes :

$$\varrho(CF_{ip_t} \dot{C}\dot{F}_{it}) = (D_{ip_t} \dot{D}_{it}) = \varrho(\dot{D}_{it} \dot{C}\dot{F}_{it}) = \dot{D}_{it} = \dot{C}\dot{F}_{it} = 0,$$

$$D_{it} = D_{ip_t} + \dot{D}_{it} \text{ et } CF_{it} = CF_{ip_t} + \dot{C}\dot{F}_{it}$$

(*p*) et (*i*) désignant respectivement les composantes permanentes et transitoires des variables et ρ le coefficient de corrélation, les autres symboles ayant été définis antérieurement. En considérant le modèle comme un spécification à erreurs sur les variables, on a :

$$\gamma_t = S_t^2 / [S_t^2 + \sigma_t^2] = 1 / [1 + (\sigma_t^2 / S_t^2)]$$

où S_t^2 représente la dispersion du cash flow permanent et σ_t^2 la variance du cash flow transitoire.

2. Voir, à ce sujet, Klein, 1958; Jorgensen, 1966 et Malinvaud, 1969, pp. 406-417.

moments, \bar{P} et $\sigma(\hat{P})$, des distributions statistiques des coefficients estimés (β_{0t} , β_{1t} , β_{2t} , ρ_{1t} et ρ_{2t}) ainsi que ceux des principaux paramètres financiers dérivés (β_i , γ_i), sont présentés au tableau II, et ce, pour un échantillon de 40 grandes sociétés manufacturières canadiennes au cours de la période 1947-1970.

TABLEAU I

Diverses procédures d'estimation de la spécification opératoire [4]
du modèle de distribution de dividendes

Spécifications	Commentaires
<p>I — Moindres carrés simples (MCS)</p> $D_{it} = \{\beta_{0i}\} + \beta_{1i} CF_{it} + \beta_{2i} D_{i,t-1} + u_{it}$	<p>L'estimation de β_{2i} est biaisée et non convergente lorsque les erreurs sont liées (Malinvaud, 1969); la statistique de <i>DW</i> étant biaisée vers 2, l'autocorrélation est décelée à l'aide du test <i>h</i> de Durbin (1970).</p>
<p>II — Moindres carrés corrigés Hildreth-Lu (MCS_{H-L})</p> $D_{it} - \rho_{1i} D_{i,t-1} = \{\beta_{0i}(1 - \sigma_{1i})\} + \beta_{1i}(CF_{it} - \rho_{1i} CF_{i,t-1}) + \beta_{2i}(D_{i,t-1} - \rho_{1i} D_{i,t-2}) + w_{it}$ <p>l'estimation de ρ_{1i} étant obtenue selon la procédure de Hildreth-Lu (1960)</p>	<p>La procédure d'Hildreth-Lu consiste à minimiser, dans un premier temps, la somme des carrés des résidus (erreurs normalement distribuées) par paramétrisation unidimensionnelle de ρ_{1i} sur l'intervalle borné [-1, +1]. Dans un second temps, pour ρ_{1i}, $\min \sum u_{it}^2$ la spécification II est estimée par MCS. Toutefois, pour certaines valeurs de ρ_{1i} (0,00 à 0,5 et 0,95 à 1,00), cette procédure introduisant des discontinuités dans les estimations des coefficients des variables exogènes, nous lui avons substitué la procédure itérative de Cochrane-Orcutt. Les estimateurs obtenus par la méthode de Hildreth-Lu sont du maximum de vraisemblance et doués d'efficacité asymptotique complète.</p>
<p>III — Variables instrumentales (VI)</p> $D_{it} = \{\beta_{0i}\} + \beta_{1i} CF_{it} + \beta_{2i} \hat{D}_{i,t-1} + e_{it}$ <p>où</p> $\hat{D}_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} CF_{it} + \alpha_{2i} CF_{i,t-1} + \zeta_{it}$ <p>$\hat{D}_{i,t-1}$ étant obtenu en déphasant d'une période la variable endogène estimée</p>	<p>Les estimations de β_{0i}, β_{1i} et β_{2i} sont convergentes; la méthode est toutefois relativement moins efficace que celle des MCS (Malinvaud, 1969), et l'efficacité est encore réduite lorsqu'il y a liaison des e_{it}.</p>
<p>IV — Moindres carrés quasi généralisés (MCQG)</p> $D_{it} - \varrho_{1i} D_{i,t-1} = \{\beta_{0i}\} + \beta_{1i}(CF_{it} = \hat{\varrho}_{1i} CF_{i,t-1}) + \beta_{2i}(D_{i,t-1} = \hat{\varrho}_{1i} D_{i,t-2}) + \omega_{it}$ <p>où $\hat{\varrho}_{1i}$ est obtenue à partir de</p> $\hat{u}_{it} = \hat{\varrho}_{1i} u_{i,t-1} + \eta_{it}(MCS) \text{ et } \hat{u}_{it} \text{ à partir de}$ $\hat{u}_{it} = D_{it} - \beta_{0i} - \hat{\beta}_{1i} CF_{it} - \beta_{2i} D_{i,t-1},$ <p>les β_{0i}, β_{1i} et β_{2i} étant estimés lors des VI.</p>	<p>Les estimations de β_{1i} et β_{2i} sont convergentes en probabilité; il en va de même pour celles du module ρ_{1i}, étant donné les estimations convergentes utilisées lors de l'obtention des \hat{u}_{it}. Dans les grands échantillons, l'efficacité de l'estimation est supérieure, quoique pas entière (Amemiya et Fuller, 1967), à celle des VI.</p>
<p>V — Moindres carrés complétés (MCC)</p> $D_{it} = \{\beta_{0i}\} + \beta_{1i} CF_{it} + \beta_{2i} D_{i,t-1} + \beta_{3i} \hat{u}_{i,t-1} + \beta_{4i} \hat{u}_{i,t-2} + \varepsilon_{it}$	<p>Les estimations sont convergentes en probabilité et l'efficacité relative des MCC est supérieure à celle des VI (Feldstein, 1970). Les MCC obvient également à l'absence d'efficacité entière (grands échantillons) des MCQG.</p>
<p>Les \hat{u}_{it} ayant été obtenus comme précédemment en IV; β_{3i} et β_{4i} correspondent aux modules ρ_{3i} et ρ_{2i} respectivement.</p>	

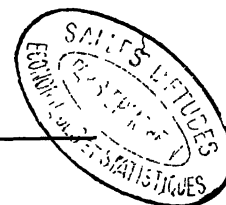


TABLEAU II

Distributions statiques des coefficients de la forme réduite [4]
estimés à l'aide des 5 procédures retenues

(deux premiers moments des paramètres P , \bar{P} et $\sigma(\hat{P})$, ce dernier entre parenthèses)

Procédures	$\hat{\beta}_0$	$t(\hat{\beta}_0)$	$\hat{\beta}_1$	$t(\hat{\beta}_1)$	$\hat{\beta}_2$	$t(\hat{\beta}_2)$	$\hat{\beta}_3$ ou \hat{q}_1	$t(\hat{\beta}_3$ ou $\hat{q}_1)$
I — MCS	a) 0,662 (3,547)	1,200 (0,843)	0,100 (0,082)	2,948 (1,827)	0,646 (0,225)	5,736 (2,895)		
	b) 0,096 (0,073)		0,096 (0,073)	3,206 (1,699)	0,702 (0,205)	7,336 (3,342)		
II — MCS _{H-L}	a) 0,060 (0,243)	1,186 (0,879)	0,102 (0,083)	3,045 (1,956)	0,606 (0,266)	5,473 (2,961)	0,086 (0,229)	
	b) 0,104 (0,077)		0,104 (0,077)	3,411 (1,956)	0,674 (0,226)	6,652 (3,860)	0,133 (0,234)	
III — VI	a) 0,151 (0,655)	1,015 (0,746)	0,121 (0,099)	2,086 (1,675)	0,594 (0,629)	2,504 (1,648)		
	b) 0,095 (0,086)		0,095 (0,086)	1,972 (1,620)	0,716 (0,238)	4,226 (2,311)		
IV — MCQG	a) 0,099 (0,422)	1,285 (1,063)	0,113 (0,076)	3,029 (1,874)	0,542 (0,245)	4,511 (2,552)	0,181 (0,333)	1,779 (2,177)
	b) 0,118 (0,101)		0,118 (0,101)	3,356 (1,779)	0,745 (0,614)	6,480 (3,570)	0,112 (0,325)	1,426 (1,273)
V — MCC								
1) $u_t, t-1$	a) 0,077 (0,352)	1,223 (0,908)	0,110 (0,077)	2,565 (1,920)	0,559 (0,362)	3,808 (2,822)	0,159 (0,469)	0,975 (0,779)
	b) 0,100 (0,089)		0,100 (0,089)	2,739 (1,633)	0,643 (0,249)	5,410 (3,378)	0,202 (0,344)	1,072 (0,847)
2) $u_t, t-2$	a) 0,062 (0,241)	1,335 (1,130)	0,106 (0,100)	2,650 (1,896)	0,623 (0,307)	4,537 (2,807)		
	b) 0,099 (0,093)		0,099 (0,093)	2,428 (1,754)	0,696 (0,247)	5,911 (3,312)		
3) $u_t, t-1$	a) 0,057 (0,568)	1,360 (0,948)	0,119 (0,095)	2,458 (1,863)	0,506 (0,528)	3,595 (2,915)	0,186 (0,555)	0,974 (0,770)
	b) 0,107 (0,084)		0,107 (0,084)	2,422 (1,571)	0,658 (0,253)	4,956 (3,301)	0,180 (0,412)	1,010 (0,811)
et $u_t, t-2$								
Procédures	$\hat{\beta}_4 = \hat{q}_2$	$t(\hat{\beta}_4 = \hat{q}_2)$	\bar{R}_t^2	γ_t	β_t	γ_t^*	β_t^*	
I — MCS			0,798 (0,187)	0,354 (0,049)	0,275 (0,439)	0,332 (0,032)	0,318 (0,025)	
			0,787 (0,196)	0,298 (0,041)	0,356 (0,039)	0,279 (0,028)	0,328 (0,010)	
II — MCS _{H-L}			0,765 (0,209)	0,394 (0,069)	0,204 (0,512)	0,384 (0,050)	0,308 (0,024)	
			0,750 (0,207)	0,326 (0,050)	0,243 (0,499)	0,324 (0,030)	0,326 (0,010)	
III — VI			0,631 (0,383)	0,476 (0,209)	0,210 (0,069)	0,429 (0,038)	0,286 (0,023)	
			0,595 (0,327)	0,284 (0,055)	0,288 (0,051)	0,315 (0,046)	0,326 (0,010)	
IV — MCQG			0,691 (0,279)	0,458 (0,058)	0,294 (0,057)	0,419 (0,031)	0,280 (0,18)	
			0,720 (0,236)	0,249 (0,046)	0,387 (0,184)	0,359 (0,044)	0,317 (0,009)	
V — MCC								
1) $u_t, t-1$			0,769 (0,205)	0,441 (0,128)	2,59 (213,8)	0,429 (0,051)	0,297 (0,022)	
			0,768 (0,217)	0,357 (0,060)	0,272 (0,067)	0,348 (0,046)	0,324 (0,011)	
2) $u_t, t-2$	a) -0,066 (0,228)	0,727 (0,615)	0,772 (0,222)	0,377 (0,092)	0,594 (3,06)	0,327 (0,046)	0,336 (0,037)	
	b) 0,014 (0,223)	0,676 (0,642)	0,755 (0,223)	0,304 (0,059)	0,236 (0,096)	0,287 (0,023)	0,316 (0,010)	
3) $u_t, t-1$	a) -0,095 (0,277)	0,746 (0,652)	0,777 (0,224)	0,494 (0,272)	0,208 (0,112)	0,434 (0,053)	0,328 (0,033)	
	b) -0,053 (0,272)	0,718 (0,597)	0,757 (0,266)	0,329 (0,063)	0,364 (0,324)	0,348 (0,058)	0,332 (0,013)	
et $u_t, t-2$								

Note : Les moments des statistiques t ont été estimés à partir des valeurs absolues des t_i . Pour chaque procédure, les lettres a et b indiquent la rétention ou l'omission respectivement de la constante.

* indique que les moments des paramètres γ_t et β_t ont été réestimés pour les valeurs de ceux-ci respectant les contraintes *a priori*, c'est-à-dire $0 < \gamma_t$ et $\beta_t < 1$.

$\hat{\rho}_1 t$ pour les MCS_{H-L} et MCQG et $\hat{\beta}_{3t}$ pour les MCC.

Dès l'abord, traitons du problème de la constante : l'examen du tableau II semble indiquer que, quoique relativement et positivement différente de zéro en valeur absolue, la constante, dont les valeurs moyennes (\bar{P} ou $\hat{\beta}$) fluctuent dans la fourchette 0,057 à 0,662, présente un écart type d'échantillonnage important par rapport à sa moyenne ainsi qu'une distribution des statistiques t peu significative (à 5 % la significativité est atteinte, pour 40 observations, au seuil, 2,021, à 20 % pour 1,303).

Non seulement la rétention de la constante ne semble point améliorer de façon sensible l'ajustement économétrique, témoin les moyennes des \bar{R}_i^2 , mais encore elle affecte négativement la dispersion (plus large) et la significativité statistique (réduction des valeurs moyennes des statistiques t) des autres coefficients β_{1t} , β_{2t} , ρ_{1t} . Aussi, les remarques subséquentes viseront surtout les coefficients des spécifications sans constante.

Dans ce cas, le tableau II semble indiquer que, pour chaque coefficient estimé à l'aide des diverses méthodes, les deux premiers moments s'avèrent être du même ordre de grandeur : ainsi, la valeur moyenne des p. m. d. à CT (β_{1t}) fluctue dans une fourchette étroite de 0,095 à 0,118, et celle du complément du coefficient d'inertie (β_{2t}) dans celle relativement plus ouverte de 0,643 à 0,745. Par contre, les paramètres qui en dérivent ⁽¹⁾, γ_t et β_t , présentent des fourchettes plus larges, 0,249 à 0,357 et 0,236 à 0,387 respectivement ⁽²⁾. Quant aux VI, il semble que la faible significativité statistique des t et \bar{R}_i^2 soit attribuable à ce que la procédure vise à obtenir une estimation non biaisée de β_{2t} sans tenir compte de la présence simultanée d'erreurs liées. Il en résulte aussi, pour les petits échantillons considérés ici, un accroissement de la dispersion des distributions des paramètres biaisés et de leurs statistiques t .

D'autre part, les distributions de ρ_{1t} semblent consistantes avec les résultats empiriques de Fama et Babiak (1968, 1974), c'est-à-dire que, dans un modèle incluant la variable endogène déphasée comme variable explicative, les valeurs moyennes (fourchette de 0,112 à 0,202) du module du premier ordre sont biaisées vers la valeur zéro (sous-estimation) alors qu'elles en sont différentes. Dans le cas présent, les résidus présentent une autocorrélation positive de l'ordre de 0,2, au moins.

Enfin, la politique à long terme (p. m. d. à LT) semble consistante avec la distribution moyenne courante \bar{D}/\bar{CF} ⁽³⁾ dont les paramètres de distribution sont respectivement de 0,281 (\bar{P}) et 0,014 ($\sigma\hat{P}$), et ce, tout particulièrement pour les moyennes des payouts obtenues pour les MCS_{H-L} et MCC .

Si cette première approche comparative s'avère révélatrice de l'efficacité relative des diverses méthodes d'estimation, il n'est pas exclu que ces procédures, répondant au même impératif de convergence en probabilité des estimations, tombent dans un même piège et offrent, somme toute, des estimations analogues simplement parce qu'elles sont

1. Pour un modèle autorégressif à erreurs liées [4], les diverses méthodes d'estimation présentent des biais compensatoires : ainsi, la surévaluation relative, par simultanéité et/ou multicollinéarité, de $\beta_t\gamma_t$ (β_{1t}) compense éventuellement la sous-estimation probable (Malinvaud, 1969, pp. 585-587) du coefficient d'inertie, γ_t . Quoique l'importance des biais varie d'une méthode à l'autre, la proportionnalité des effets compensatoires implique des p. m. d. à LT , β_t , voisines. Pour une analyse similaire, au niveau agrégé, on consultera Chateau, 1974, pp. 473-475.

2. Si pour les estimations sous contraintes *a priori* des paramètres dérivés, la fourchette de $0,279 < \gamma_t^* < 0,359$ est du même ordre de grandeur que celle de γ_t , celle de $0,316 < \beta_t^* < 0,332$ est plus précise que pour β_t .

3. Lorsque la constante est retenue, on a $\bar{D}_i/\bar{CF}_i = \hat{a}_i/\bar{CF}_i + \hat{\beta}_i$, où $(\hat{\quad})$ désigne les estimations économétriques des paramètres du barème à LT (1) et $(\bar{\quad})$ les moyennes chronologiques des dividendes et cash flows par action. Ces distributions moyennes sont généralement plus élevées que celles obtenues à partir des spécifications omettant la constante.

presque toutes biaisées dans la même direction, ceci étant d'autant plus vrai pour les petits échantillons que nous traitons. Aussi, convient-il de tester une telle hypothèse à l'aide d'intervalles d'estimation ou d'admissibilité pour les estimations du maximum de vraisemblance. C'est là l'objet de la sous-section suivante.

3.2. Intervalle d'estimation et pertinence des méthodes d'estimation

Récemment, W. Oi (1971) a établi un intervalle de confiance pour les estimations des coefficients de modèles à retards simples dont les erreurs structurelles sont liées; la méthode d'estimation ad hoc est déterminée par la connaissance *a priori* du coefficient de corrélation chronologique théorique de celles-ci.

Ainsi, lorsque ρ_{1t} varie entre 0 et $1 - \gamma_t$, c'est-à-dire entre les valeurs extrêmes qu'il prend pour les régressions orthogonales (RO) et des MCS respectivement, les estimations des coefficients des deux régressions définissent alors des intervalles d'estimation ou d'admissibilité des estimations du maximum de vraisemblance des coefficients correspondants de la régression pondérée (RP), les intervalles étant d'autant plus faibles que la corrélation partielle entre variables dépendante et endogène déphasée est forte. La relation unique existant entre les estimations des trois méthodes d'estimation (MCS, RO et RP) se formalise à l'aide des deux intervalles d'admissibilité suivants :

Proposition 1. Lorsque $0 < \rho_{1t} < 1 - \gamma_t$ et que $0 < 1 - \gamma_t < 1$, on a :

$(1 - \gamma_t) < (1 - \gamma_t)^* < (1 - \gamma_t)^{**}$ et ce, même pour les échantillons de taille finie. $(1 - \gamma_t)$, $(1 - \gamma_t)^*$ et $(1 - \gamma_t)^{**}$ désignent respectivement les estimations des coefficients des MCS, de la RP et de la RP⁽²⁾. Quant à l'estimation de ρ_{1t} , elle s'obtient à partir de l'expression $\rho_{1t} = 1 - 0,5d_t$ où d_t désigne la statistique de DW.

Proposition 2. Lorsque $0 < \rho_{1t} < 1 - \gamma_t$ et que, simultanément, $|\beta_i| > \bar{b}_i$ et que $f_t < 1$, on a $\beta_i < \beta_i^* < \beta_i^{**}$ où β_i , β_i^* et β_i^{**} désignent respectivement les estimations du payout ratio dérivées des coefficients estimés par MCS, RP et RO. Quant à \bar{b}_i et \bar{d}_i , ils désignent respectivement les estimations (MCS) des coefficients des spécifications

$$D_{it} = a_i + b_i CF_{it} \text{ et } D_{i, t-1} = a_i + d_i CF_{it} \cdot f_t, \text{ enfin, désigne le ratio } \bar{d}_i/\bar{b}_i.$$

1. A chaque valeur de ρ_{1t} , correspond une distribution de probabilité différente des erreurs aléatoires structurelles, le sous-ensemble des distributions considérées étant délimité par les bornes 0 et $1 - \gamma_t$.

2. Les estimations des coefficients de la régression orthogonale sont dérivées de celles des MCS via les identités suivantes :

$$(1 - \gamma_t)^{**} = (1 - \gamma_t)/1 - \Delta_t \text{ et } \beta_i \gamma_i^{**} = (\beta_i \gamma_i = \Delta_i \bar{b}_i)/1 - \Delta_t, \quad [6]$$

où $\Delta_t = m_{33} k_0 / M_{11}$, m_{33} désignant le moment d'échantillon $\sum_{i=1}^T (CF_{it} - \bar{CF}_i)^2$

de la matrice des moments M , k_0 la plus petite des racines caractéristiques du déterminant $|M| = 0$ des équations homogènes déterminées à partir des équations normales de la régression pondérée lorsque $\rho_{1t} = 0$, et M_{11} le cofacteur de m_{11} , $\left(\sum_{i=1}^T [D_{it} - \bar{D}_i]^2 \right)$, de la matrice des moments. Enfin, \bar{b}_i désigne l'estimation (MCS) du coefficient de la spécification $D_{it} = a_i + b_i CF_{it}$.

Oi (1971, pp. 449-505) suggère toutefois une méthode d'approximation de Δ_t permettant de calculer les coefficients de la RO à partir de ceux des MCS : Soit :

$$\Delta_t = m_{33} k_0 / M_{11} \approx 1 - r_{13 \cdot 2}^2 / [2 \cdot 2 + (1 - r_{13 \cdot 2}^2)] \quad [7]$$

où $r_{13 \cdot 2}$ désigne le coefficient de corrélation partielle entre la variable dépendante (n° 1, D_{it}) et celle endogène déphasée (n° 3, $D_{i, t-1}$), la variable n° 2 étant CF_{it} . Dès lors, l'estimation des coefficients de la RO découle de ceux des MCS et la corrélation partielle (D_{it} , $D_{i, t-1}$) est également obtenue lors des MCS. Notons, enfin, que l'amplitude des intervalles d'estimation converge vers 0 lorsque Δ_t converge vers 0.

On notera que la seconde proposition s'avère plus contraignante que la première puisque l'estimation du MV de β_i ne sera comprise entre les estimations correspondantes des MCS et RO que si les estimations du MV de $\beta_i\gamma_i$ et $(1 - \gamma_i)$ se situent quelque part entre les estimations des coefficients correspondants estimés par MCS et RO .

Le tableau synoptique à l'annexe statistique présente les intervalles d'estimation du MV des coefficients $\beta_i\gamma_i$ et $1 - \gamma_i$, ainsi que celui du paramètre dérivé β_i , pour chacune des 40 sociétés de l'échantillon, et ce, lorsque les propositions 1 et 2 sont respectées. Il permet également de juger de leur pertinence comme critère d'appréciation des estimations ponctuelles ⁽¹⁾ des coefficients correspondants obtenus à partir des quatre autres procédures considérées antérieurement.

TABLEAU III

Intervalle d'estimation du MV et pertinence des procédures d'estimation

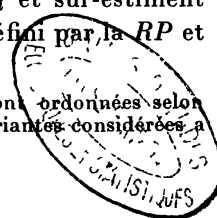
A. Intervalle d'estimation du MV						
	P	$\beta_i\gamma_i$	$1 - \gamma_i$		β_i	
Bornes	\bar{P}	$\sigma(\hat{P})$	\bar{P}	$\sigma(\hat{P})$	\bar{P}	$\sigma(\hat{P})$
Inférieure	0,097	0,012	0,726	0,029	0,378	0,065
Supérieure	0,103	0,012	0,765	0,030	0,464	0,030
$B_i + B_i/2$	0,100	0,012	0,745	0,029	0,421	0,027

B. Pertinence des procédures					
Procédure	MCS_{H-L}	VI	$MCQG$	MCC	obs. pertinentes
Paramètre					
$\beta_i\gamma_i$	5	2	1	3	29
$1 - \gamma_i$	4	0	3	2	29
β_i	3	2	6	4	29
Total	12	4	10	9	87

Note : par estimation pertinente, on entend les cas où les propositions 1 et 2 s'appliquent. Le tableau III est dérivé du tableau synoptique de l'annexe statistique.

L'inspection du tableau semble indiquer, à première vue, qu'à l'exception des VI prenant des valeurs extrêmes, les autres méthodes d'estimation (MCS_{H-L} , $MCQG$, MCC) présentent un comportement analogue : toutes trois sous-estiment $1 - \gamma_i$ et sur-estiment quelque peu $\beta_i\gamma_i$ et ce, relativement à l'intervalle d'estimation du MV défini par la RP et

1. Au tableau synoptique, les estimations ponctuelles des diverses procédures sont ordonnées selon leur degré d'éloignement de l'intervalle du MV . Pour les MCC , la meilleure des trois variantes considérées a été retenue. cf. à cet effet, Chateau, 1976.



les *MCS*. Il en résulte alors que les β_t , les payouts dérivés à partir de ceux-ci, dans 75 % des cas pertinents, sont approximativement du même ordre de grandeur, les biais de $\beta_t\gamma_t$ et γ_t s'annihilant très souvent au cours du processus de dérivation (*cf.* Chateau, 1974, pour une analyse similaire au niveau agrégé).

Quant aux intervalles d'estimation du *MV*, il semble, témoin le tableau III ci-dessous, que les fourchettes moyennes des trois paramètres soient relativement étroites impliquant ainsi une corrélation partielle élevée ⁽¹⁾ entre D_{it} et $D_{i, t-1}$, et dès lors, une précision appréciable dans l'estimation des propensions et coefficient d'inertie. Toutefois, si la fréquence des estimations ponctuelles des paramètres tombant dans les intervalles correspondants est faible (de l'ordre d'un tiers des estimations pertinentes, 29), dans plus de la moitié des cas, aucune estimation des quatre procédures n'est incluse dans ceux-ci. Nonobstant, à l'exception des *VI*, les procédures retenues offrent des estimations très voisines. et ce, même lorsqu'externes aux intervalles d'estimation du *MV* (les biais positifs ou négatifs par rapport à ceux-ci étant souvent peu importants).

Du point de vue politique de distribution de dividendes, on peut dès lors avancer, au vu des tests intra-échantillonnaux, que, pour la grande société manufacturière type au cours de l'après-guerre, le payout est de l'ordre de 31 à 33 % du cash flow disponible et la propension à court terme d'environ 10 % de tout accroissement de celui-ci, ce qui implique un ajustement partiel de l'ordre de 30 % au cours de la même année.

IV — TEST EXTRA-ÉCHANTILLONNAL

A partir des diverses estimations (1947-1970) des spécifications du tableau I, les prédictions conditionnelles des niveaux de dividendes des 40 firmes pour les années 1971, 1972, et 1973, ont été obtenues; celles-ci sont conditionnelles puisqu'obtenues à partir des valeurs observées des variables explicatives pour la période considérée (*a posteriori* forward forecasting). Les erreurs de prévision sont calculées comme différence entre le niveau de dividendes observé et celui prédit par les régressions; elles sont ensuite standardisées (mesurées en unités d'écart type de la variable dépendante) afin d'obvier à la dispersion inter-firme de celles-ci, Soit, par exemple :

$$\hat{u}_{i,71} = \hat{D}_{i,71} - D_{i,71} = \frac{\hat{\varepsilon}_{i,71}}{\hat{\sigma}(D_i)} \quad [8]$$

où $\hat{\varepsilon}_{i,71}$ désigne l'erreur de prédiction brute de la *i*^{ème} firme en 1971, et $\hat{\sigma}(D_i)$ la dispersion du niveau de distribution de la *i*^{ème} firme au cours de la période 1947-1970. Le tableau IV présente une vue synoptique des divers tests prévisionnels et, pour chaque spécification (avec et sans constante) et chaque année, quatre statistiques sont considérées. Soit respectivement l'erreur prévisionnelle moyenne ($\bar{u} = \Sigma_i \hat{u}_i / 40$) et la moyenne des valeurs absolues de celles-ci ($|\bar{u}| = \Sigma_i |\hat{u}_i| / 40$) ainsi que l'erreur quadratique moyenne ($EQM = \Sigma_i \hat{u}_i^2 / 40$) et l'écart type d'échantillonnage $\hat{\sigma}(\hat{u}_i)$.

1. Lorsque la taille de l'échantillon converge vers l'infini, $(1 - \gamma_t)^*$ converge vers $(1 - \gamma_t)$ alors que ce n'est pas le cas pour les estimations de $(1 - \gamma_t)$ obtenues par *MCS* et *RO*. Le biais sera toutefois négligeable pour $0 < \rho_{1t} < 1 - \gamma_t$, lorsque D_{it} et $D_{i, t-1}$ sont fortement corrélés. Dans ce cas, l'amplitude de l'intervalle borné par les estimations des *MCS* et *RO* est très fiable.

Tout d'abord, il semble que les spécifications retenant la constante ont de manière consistante une capacité prévisionnelle (mesurée principalement par l'erreur quadratique moyenne) nettement inférieure, en 1972 et 1973, à celle des spécifications correspondantes sans constante. Pour 1971, par contre, leur capacité prévisionnelle est relativement similaire. Ensuite, et de façon consistante avec la théorie, la précision des prévisions décline avec l'éloignement dans le futur ⁽¹⁾; d'une part, les prévisions sous-estiment progressivement (\bar{u} négatifs) les niveaux réels et observés de dividendes, d'autre part, leur dispersion s'accroît avec le temps.

TABLEAU IV

Synoptique des distributions statistiques des erreurs prévisionnelles pour 1971, 1972 et 1973

Procédures	1971				1972				1973			
	\bar{u}	$ \bar{u} $	EQM	$\hat{\sigma}(\hat{u}_i)$	\bar{u}	$ \bar{u} $	EQM	$\hat{\sigma}(\hat{u}_i)$	\bar{u}	$ \bar{u} $	EQM	$\hat{\sigma}(\hat{u}_i)$
MCS												
a)	0,0068	0,0333	0,0232	0,1502	-0,1215	0,1616	0,6817	0,8064	-0,2246	0,2647	1,1069	1,051
b)	0,0235	0,0287	0,0275	0,1621	-0,0847	0,1369	0,4957	0,6902	-0,1594	0,2115	0,7187	0,8223
MCS_{H-L}												
a)	0,0074	0,0331	0,0230	0,1496	-0,1201	0,1606	0,6732	0,8014	-0,2220	0,2625	1,0885	1,0068
b)	0,0204	0,0262	0,0221	0,1453	-0,0825	0,1291	0,4455	0,6540	-0,1438	0,1904	0,5957	0,7489
VI												
a)	0,0985	0,0985	0,1942	0,4242	0,0825	0,1136	0,2032	0,4378	-0,0901	0,1202	0,2050	0,4387
b)	0,1037	0,1037	0,2152	0,4465	0,0931	0,1142	0,2196	0,4539	-0,1065	0,1276	0,2268	0,4589
MCQG												
a)	0,0018	0,0241	0,0117	0,1068	-0,1054	0,1314	0,4719	0,6703	-0,1635	0,1895	0,6070	0,7523
b)	0,1463	0,0201	0,0124	0,1089	-0,0769	0,1117	0,3477	0,5773	-0,1130	0,1478	0,3998	0,6144
ALS												
1) $u_{it, t-1}$												
a)	0,0100	0,0385	0,0316	0,1753	-0,1266	0,1750	0,7770	0,8614	-0,2446	0,2931	1,3395	1,1150
b)	0,0242	0,0310	0,0310	0,1721	-0,0881	0,1433	0,5355	0,7173	-0,1708	0,2260	0,8088	0,8720
2) $u_{it, t-2}$												
a)	0,0033	0,0333	0,0224	0,1478	-0,1386	0,1752	0,8272	0,8876	-0,2580	0,2946	1,3982	1,1396
b)	0,0269	0,0269	0,0261	0,1573	-0,0892	0,1370	0,5103	0,7006	-0,1600	0,2138	0,7467	0,8382
3) $u_{it, t-1}, u_{it, t-2}$												
a)	0,0042	0,0421	0,0357	0,1866	-0,1541	0,2004	1,0382	0,9945	-0,3004	0,3472	1,9004	1,3286
b)	0,0283	0,0283	0,0308	0,1710	-0,0866	0,1433	0,5596	0,7337	-0,1722	0,2289	0,8523	0,8957

Note : Les lettres a et b indiquent la rétention ou l'omission respectivement de la constante de chacune des spécifications.

1. En moyenne et pour l'échantillon considéré, les erreurs de prévision (spécifications sans constante uniquement) fluctuent dans les fourchettes suivantes : 0,0204 à 0,1463 en 1971, -0,0892 à 0,0931 en 1972 et -0,1708 à 0,1065 en 1973.

Enfin parmi les diverses procédures retenues, il semble que la fiabilité des prévisions obtenues à l'aide des *MCS*, *MCS_{H-L}* et *MCC* soit légèrement supérieure à celle des *MCQG* et, surtout, à celle des *VI* pour lesquelles, de façon intéressante, les erreurs prévisionnelles positives ne croissent point avec l'éloignement dans le temps.

V — CONCLUSION

Distributions statistiques des coefficients estimés, intervalles d'estimation du maximum de vraisemblance des paramètres financiers considérés et prévisions des niveaux de distribution futures constituent une information empirique cumulative non négligeable quant à la distribution de dividendes des grandes firmes manufacturières canadiennes.

Certes, certaines procédures d'estimation telles les moindres carrés simples (corrigés ou non) et complétés semblent offrir une quantification ad hoc du modèle d'ajustement partiel sans constante. Toutefois, pour l'échantillon de taille relativement faible considéré, même ces méthodes ne sont point exemptes de biais économétriques, témoin la sous-estimation du coefficient d'inertie et la surévaluation relative de la propension à court terme. A l'encontre de Fama et Babiak, il semble également qu'une certaine autocorrélation positive soit décelée, voilant de facto certaines variables explicatives potentielles quoique, sans doute, difficiles à appréhender statistiquement. Enfin, la précision des prévisions de distribution est très satisfaisante, quelle que soit d'ailleurs la procédure retenue.

On peut dès lors conclure que la grande firme manufacturière type vise à distribuer (politique) environ 30 % de son cash flow disponible, et ce, bien que son ajustement conjoncturel soit de l'ordre de 10 % des accroissements de celui-ci, impliquant dès lors un ajustement partiel au cours de la période immédiate, d'un tiers des attentes. Si la stratégie à court terme semble relativement prudente par rapport à celle des firmes américaines, les sociétés canadiennes distribuent toutefois plus que ces dernières, à long terme. Nonobstant, toute évaluation de cette politique en termes absolus serait gratuite.

RÉFÉRENCES

- J. A. ANG, (1975), « Dividend Policy : Informational Content or Partial Adjustment? », *Review of Economics and Statistics*, 57, pp. 65-70.
- T. AMEMIYA and W. A. FULLER (1967), « A Comparative Study of Alternative Estimators in a Distributed Lag Model », *Econometrica*, 35, pp. 509-529.
- J. A. BRITTAIN (1966), *Corporate Dividend Policy* (Washington, D. C., The Brookings Institution).
- J.-P. CHATEAU (1970), « Politiques de distribution et de rétention des profits des sociétés : une approche économétrique », Thèse de doctorat non publiée (Paris : Faculté de droit et de sciences économiques).
- J.-P. CHATEAU (1972), « De l'hypothèse de revenu permanent en politique de distribution : une polémique », *Revue Économique*, 23, pp. 145-309.
- J.-P. CHATEAU (1973), « Politiques de ventilation du cash flow des sociétés : une approche économétrique », *Économie Appliquée*, 26, pp. 145-200.

- J.-P. CHATEAU (1974), « La politique de distribution de dividendes des sociétés : modèle généralisé ou d'ajustement dynamique », *Économie Appliquée*, 2-3, pp. 458-80.
- J.-P. CHATEAU (1976), « La politique de distribution de dividendes des sociétés : une étude micro-économétrique », *Canadian Journal of Economics*, 9, pp. 255-277.
- J. DURBIN (1970), « Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression when Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables », *Econometrica*, 38, pp. 410-21.
- R. C. FAIR and D. W. JAFFEE (1972), « Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium », *Econometrica*, 40, pp. 497-514.
- E. F. FAMA (1974), « The Empirical Relationships Between the Dividend and Investment Decisions of Firms », *American Economic Review*, 64, pp. 304-18.
- E. F. FAMA and H. BABIAK (1968), « Dividend Policy : an Empirical Study », *Journal of the American Statistical Association*, 63, pp. 1132-1161.
- M. S. FELDSTEIN (1970), « Corporate Taxation and Dividend Behavior », *Review of Economic Studies*, 37, pp. 57-72.
- M. S. FELDSTEIN (1972), « Corporate Taxation and Dividend Behavior : a Reply and Extension », *Review of Economic Studies*, 39, pp. 235-240.
- J. F. HELLIWELL, H. T. SHAPIRO, G. R. SPARKS, I. A. STEWART, F. W. GORBET and D. R. STEPHENSON (1971), « The Structure of RDX2 », Bank of Canada, Staff Research Study, n° 7.
- C. HILDRETH and J. Y. LU (1960), « Demand Relations with Autocorrelated Disturbances », Agricultural Experiment Station, Michigan State University, Technical Bulletin 276.
- D. W. JORGENSON (1966), « Rational Distributed Lag Functions », *Econometrica*, 34, pp. 135-149.
- L. R. KLEIN (1958), « The Estimation of Distributed Lags », *Econometrica*, 26, pp. 553-565.
- P. M. LAUB (1972), « Some Aspects of the Aggregation Problem in the Dividend - Earnings Relationship », *Journal of the American Statistical Association*, 67, pp. 552-559.
- P. M. LAUB (1976), « On the Informational Content of Dividends », *Journal of Business*, 49, pp. 73-80.
- J. K. LINTNER (1956), « Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings and Taxes », Proceedings of the *American Economic Association*, 46, pp. 97-113.
- Ed. MALINVAUD (1969), « Méthodes statistiques de l'économétrie » (Paris, Dunod).
- Ed. MALINVAUD et Y. YOUNÈS (1974), « Une nouvelle formulation générale pour l'étude des fondements microéconomique de la macroéconomie », *Insee et Cepremap*, Paris.
- W. Y. OI (1971), « A Bracketing Rule for the Estimation of Simple Distributed Lag Models », *Review of Economics and Statistics*, pp. 445-452.
- R. WATTS (1973), « The Information Content of Dividends », *Journal of Business*, 46, pp. 191-211.
- R. WATTS (1976), « Comments on "On the Informational Content of Dividends" », *Journal of Business*, 49, pp. 81-85.

