

Cahier no 7212

POLITIQUE DE DISTRIBUTION DES
PROFITS DES SOCIÉTÉS: UNE APPROCHE
ÉCONOMÉTRIQUE

par

J.P. CHATEAU

Novembre 1972

DEPARTEMENT DES SCIENCES ÉCONOMIQUES

Université de Montréal

Case postale 6128

Montréal 101 (Canada)

POLITIQUE DE DISTRIBUTION DES
PROFITS DES SOCIÉTÉS: UNE APPROCHE
ÉCONOMÉTRIQUE*

par

J.P. CHATEAU

Université de Montréal et d'Orléans

* Cet essai constitue une version du cahier no 7104 ainsi qu'une pré-publication d'un article à paraître dans la Revue d'Economie Appliquée, no 1, 1973.

S O M M A I R E

SECTION I	INTRODUCTION	2
SECTION II	THEORIE DE LA DISTRIBUTION	5
2.1	De la politique de la firme au barème agrégé: la sous-agrégation	6
2.2	Le modèle de distribution généralisé	23
2.2.1	Politique de distribution de la firme	23
2.2.2	Modèle simplifié et effet de cliquet	28
2.2.3	Note théorique	34
SECTION III	BIAIS STATISTIQUES ET METHODES D'ESTIMATION	37
SECTION IV	QUANTIFICATION DE LA POLITIQUE DE DISTRIBUTION AGREGEE	45
4.1	Quantification comparée de divers modèles de la politique de distribution agrégée	45
4.1.1	Propension et barème à long terme	47
4.1.2	Variations conjoncturelles et inertie	53
4.1.3	Hypothèse de cliquet et profits relatifs	56
4.2	Distribution généralisée approfondie	59
4.2.1	De certains paramètres	59
4.2.2	Le modèle généralisé élargi	66
CONCLUSION GENERALE		70
ANNEXE STATISTIQUE		73
BIBLIOGRAPHIE		76

POLITIQUE DE DISTRIBUTION DES PROFITS DES SOCIÉTÉS: UNE APPROCHE ECONOMÉTRIQUE

SECTION I INTRODUCTION

La politique de distribution des profits des sociétés a déjà fait l'objet d'une certaine formalisation, témoin les travaux de Brittain, Lintner et alii. Quoique les principaux déterminants de celle-ci aient été mis en évidence et que la spécification micro et macroéconomique de modèles de distribution ait fait de substantiels progrès, il n'en demeure pas moins que l'approche économétrique d'une telle politique demeure d'actualité.

Grosso modo, la spécification de la politique de distribution s'est développée à partir d'un modèle décisionnel de base auquel, par la suite, des altérations furent apportées soit par modifications structurelles de la formulation initiale, soit par extension de cette dernière à l'aide de variables explicatives additionnelles.

Deux modèles de base sont généralement retenus¹: le premier est celui de la vitesse d'ajustement de Lintner {21} et, le second, celui des profits de Darling {7}. Soit leur spécification macroéconomique respective

$$D_t = a + \beta \gamma P_t \text{ ou } CF_t + (1 - \gamma)D_{t-1} + u_t \quad (1.1)$$

$$\text{et } D_t = a + cP_t \text{ ou } CF_t + (r - c)P_{t-1} \text{ ou } CF_{t-1} + u_t \quad (1.2)$$

où $\beta \gamma$ et c désignent la propension marginale à distribuer à court terme (p.m.d. à C.T.), β ou r la p.m.d. à L.T. et γ un coefficient d'inertie ou

(1) On trouvera une synthèse critique des diverses approches de la politique de distribution dans Chateau, J.P. {5, chap. I et II}.

d'ajustement. D , P et CF représentent respectivement les agrégats courants dividendes, profits nets et cash flow après imposition, t , enfin, un indice chronologique.

Selon ces auteurs, la firme poursuit une politique de distribution à L.T., marquée par une p.m.d., dont l'adaptation conjoncturelle (constante et p.m.d. à C.T.) se fait par ajustement partiel (coefficient d'inertie) du montant des dividendes courants en fonction des fluctuations du niveau de profit actuel. A cette fin, ils supposent qu'il y a identité des spécifications micro et macroéconomiques linéaires des politiques de distribution sous l'hypothèse implicite d'agrégation intrinsèque.

Parmi les altérations structurelles, la plus pertinente fut certes celle de Brittain, {4} et {4a}, visant à faire du cash flow l'agrégat de référence¹ et ce, en lieu et place, des profits nets: selon lui, ceux-ci ne reflétaient point la profitabilité réelle des sociétés puisqu'ils omettaient les provisions d'amortissement, l'une des composantes majeures du cash flow après imposition.

Quant aux extensions de la formulation de base, elles consistent en la rétention de variables explicatives additionnelles dans un modèle élargi: parmi ces variables, citons entre autres, l'amortissement {4a}, {5}, {6} et {7}, l'accroissement des ventes comme tel ou comme variable surrogative des variations du fonds de roulement {4a}, {5c}, {6}, {7}, {8}, {9} et {10}, l'investissement net ou brut, attendu ou réalisé {4a}, {5c}, {6}, {8}, {9}, {28} et {34}, les surplus accumulés ou réserves {9}, {10a}

(1) Dans ce cas, on remplace P_t par CF_t en (1.1); cette logique adaptative vaut également pour le modèle de Darling (1.2), quoique Brittain n'y fasse pas explicitement référence.

et {29}, le taux d'intérêt prévalant sur les marchés monétaires et les liquidités des sociétés, {4a}, {5c}, {6}, {7}, {8} et {9}. L'insertion de ces variables explicatives se fait généralement de deux façons, soit directement comme variables exogènes indépendantes, soit indirectement par le biais d'un taux de distribution à L.T. variable en fonction de celles-ci. Soit, à titre illustratif pour chacune des approches, les formulations

$$D_t = a + \beta P_t + \delta A_t/P_t - \lambda I_t - \omega S_t/S_{t-2} + (1 - \gamma)D_{t-1} + u_t \quad (1.3)$$

$$\text{et } D_t = a + \gamma\{\beta + \delta A_t/P_t - \lambda I_t - \omega S_t/S_{t-2}\}P_t + (1 - \gamma)D_{t-1} + u_t \quad (1.4)$$

$$\text{où } r' = \beta + \delta A_t/P_t - \lambda I_t - \omega S_t/S_{t-2} \quad (1.5)$$

et, où A/P désigne le ratio-amortissement-profits nets, I le taux d'intérêt sur les marchés financiers et S_t/S_{t-2} l'accroissement, en pourcentage, des ventes au cours des deux dernières années; chacune de ces variables influent soit directement sur la distribution courante soit indirectement sur la p.m.d. à L.T. variable (r').

Dans les études les plus récentes, le financement externe {8} ou les offres publiques d'achat {18} sont aussi explicitement retenus comme variables exogènes de la politique de distribution. Enfin, selon le cadre institutionnel et fiscal du pays considéré, il convient de tenir compte de la différenciation des structures d'imposition des revenus personnels et des sociétés, {4}, {4a}, {12}, {17} et {18}.

Aussi, étant donné l'état actuel des travaux, le présent essai vise à synthétiser la politique de distribution en un modèle généralisé

c'est-à-dire tenant compte d'une différenciation des politiques de distribution microéconomiques, des conditions de leur agrégation et de l'introduction, au niveau macroéconomique, d'une hypothèse de cliquet et de profit relatif. Cette finalité sera poursuivie tant au niveau théorique que de l'estimation empirique.

Du point de vue analytique, le présent essai sera dès lors divisé en trois sections: la première traitera de la théorie de la distribution, la seconde des méthodes d'estimation économétriques et la troisième enfin, s'attachera à la quantification des modèles avancés au cours de la première section. Un bilan prospectif tiendra lieu de conclusion.

SECTION II THEORIE DE LA DISTRIBUTION

Cette section innove, au point de vue de la théorie de la distribution, dans deux directions: d'une part, elle considère une nouvelle formulation de la politique microéconomique et retient, en niveau agrégé, une hypothèse de cliquet et de profits relatifs, d'autre part, elle avance un passage explicite et original du niveau de la micro-unité à la formulation simplifiée.

La clareté de l'exposition sera sauvegardée par le traitement séparé des questions d'agrégation et de spécification, en progressant dans les deux cas, de la politique de distribution de la firme vers la spécification macroéconomique. Envisageons, en premier lieu, le problème de la sous-agrégation et de l'agrégation.

2.1 De la politique de la firme au barème agrégé: la sous-agrégation

Quoique cette hypothèse soit retenue ultérieurement dans le modèle généralisé, nous développerons l'hypothèse de sous-agrégation pour le modèle de la vitesse d'ajustement, ce qui nous permettra de mettre en évidence les déficiences ou les limitations de ce dernier.

Selon Lintner⁽¹⁾, la politique de distribution de la firme est représentée par la formulation

$$D_{it} = a_i + \gamma_i \beta_i P_{it} + (1 - \gamma_i) D_{it-1} + u_{it} \quad (2.1)$$

qu'il suffit d'agréger, puisque celle-ci est plus ou moins identique pour toutes les firmes, pour obtenir (1.1). Nous faisons, par contre, l'hypothèse que la politique de distribution est distincte pour certains groupes de firmes et que cette différenciation est assez marquée pour appeler trois variantes de la politique considérée.

Ceci revient à avancer l'hypothèse qu'il n'existe pas un barème de distribution unique valable pour toutes les firmes, mais que, grosso modo, les firmes tombent dans trois catégories de distribution qui déterminent autant de variantes de cette politique. Ces catégories de forte, moyenne, et faible croissance de la distribution sont caractérisées par des barèmes de distribution à long terme dont les p.m.d. et les constantes prennent des valeurs relativement distinctes.

(1) Lintner, J. {21, p. 107}. La formulation équivalente pour la distribution brute est obtenue en remplaçant en (2.1), P_{it} par GP_{it} , comme le fit les premiers, Brittain, J.A. {4, p. 278} et {4a, chap. III}, et Turnovsky, S. {34, pp. 583-9}.

Dans le premier groupe, se retrouvent les firmes dont le taux de distribution marginal est très soutenu et ce, sans doute, après une période de rétention complète des profits. Dans une seconde catégorie, on trouve des firmes dont la croissance des dividendes est relativement soutenue et proportionnelle aux profits. Dans un dernier groupe enfin sont retenues les sociétés à distribution relativement faible. Dans chacun des cas, ces catégories prévalent tant pour les profits nets que bruts et pour différents niveaux de profitabilité; cette hypothèse est illustrée ci-dessous où pour chaque politique un barème linéaire est ajusté.

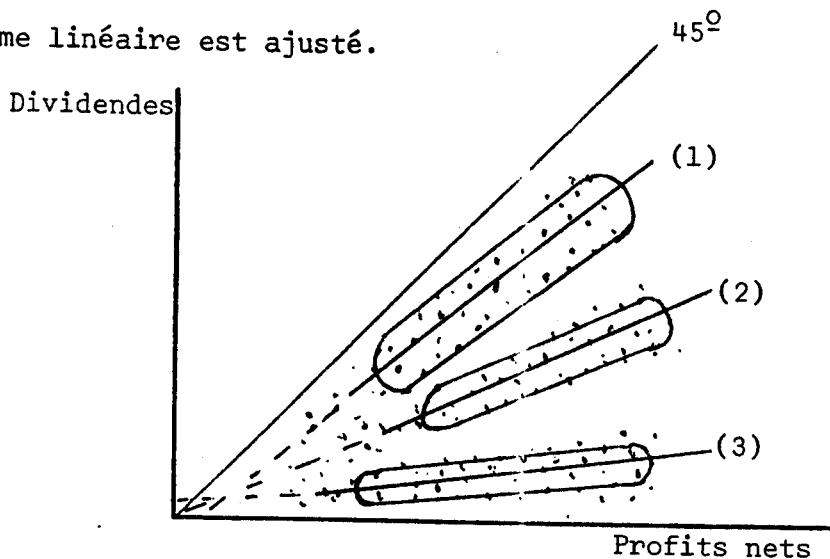


Figure 1 - Différenciation des politiques de distribution des micro-unités.

Etant donné la linéarité des barèmes de distribution de chacune des variantes (1) (2) et (3), leur constante est respectivement négative, nulle et positive. La zone de sur-distribution éventuelle est déterminée par l'aire au-dessus de la droite à 45 degrés. Il va de soi que toute firme peut, à divers moments de son existence expérimenter plusieurs politiques de distribution, quoiqu'en général elle se donne une ligne de conduite stable et à longue échéance. Pour notre propos, soulignons qu'un changement structurel de la distribution des firmes sera lié soit à une croissance prolongée des profits ou de l'économie, soit au rôle prépondérant que jouera l'amortissement comme source d'auto-financement au cours de l'après-guerre.

Le groupement proposé peut se faire sur plusieurs bases⁽¹⁾ possibles, témoin la société individuelle, la branche, l'industrie ou le secteur industriel, ou encore la taille de la firme. A titre d'exemple de groupements économiques, envisageons la situation nord-américaine depuis la seconde guerre mondiale et ce, sur la base du secteur industriel.

Le premier groupe comprendrait dans cette optique, certaines industries telles les services, les banques et l'industrie minière. On y inclurait également les industries d'utilité publique telles que la distribution de gaz, d'électricité et les compagnies téléphoniques, à taux de distribution élevé mais

(1) Sans considération heuristique, on pourrait même, en dernière extrémité, classifier les diverses politiques de distribution selon l'intensité de leur distribution marginale à LT: par exemple, on aurait trois classes regroupant les propensions inférieures à .35, comprises entre .35 et .55 et supérieures à .55.

déterminé par décret gouvernemental.

Dans le second groupe, se retrouveraient les industries à distribution à long terme stable et proportionnelle aux profits: citons parmi celles-ci, les industries alimentaire et électrique, les trusts et sociétés de fiducie ou encore les sociétés de distribution de masse (grandes surfaces, supermarchés, rayons multiples). Dans la troisième catégorie enfin, mentionnons, l'industrie du fer et de l'acier, le transport ferroviaire, les produits chimiques, les matériaux de construction et les textiles.

Le passage de la formulation microéconomique différenciée au barème macroéconomique se fait en deux étapes: pour chaque année, les firmes à politique de distribution relativement identique sont regroupées selon les trois sous-agrégats: ceux-ci donnent trois barèmes dont les paramètres sont des agrégats représentatifs avec une fonction de répartition donnée et une formulation symétrique de la sous-agrégation⁽¹⁾. Pour passer des groupements représentatifs au barème macroéconomique nous introduisons alors des équations auxiliaires régressant les paramètres exogènes de chaque sous-agrégat, pour une période donnée, sur la formulation agrégée de la distribution: ces coefficients constituent alors les pondérations des divers paramètres des sous-agrégats dans le barème agrégé.

De façon analytique, la formulation de la politique de distribution, selon la vitesse d'ajustement, de la firme au barème simpli-

(1) Au sujet des méthodes d'agrégation se référer à Malinvaud, E. { 23, pp. 69-146}. On trouvera un traitement généralisé de l'agrégation et un exposé général du problème dans Theil, H. {33} et {33a} par

Il se présente comme suit:

Soit trois barèmes microéconomiques différenciés par les coefficients et la constante du modèle.

$$D_{ijt} = a_{ij} + b_{ij} P_{ijt} + c_{ij} D_{ij,t-1} + e_{ijt} \quad (2.2)$$

avec $i : 1 \dots k, l, m$, pour chaque groupe, et $k+l+m=n$
 $j : 1 \dots 3$ $k \neq l \neq m$
 $t : 1 \dots T$

et les sous-agrégats représentatifs⁽¹⁾ pour les politiques différenciées

(1) La notion d'agréats représentatifs repose sur l'existence de lois de répartition des variables douées de caractères stables et sur celle de variables se calculant à partir de formules symétriques. Voir à cet effet Malinvaud, E. {23, p. 101-4}. Cette technique vise à remplacer les nombreuses observations d'une variable par sa loi de répartition caractérisée par certains paramètres stables. Ceci vaut à la fois pour toute une population de données ou encore pour des sous-agrégats de celle-ci. Soit à titre illustratif, le traitement des profits nets des sociétés au cours d'une année.

Soit $P_1 \dots P_2 \dots \dots \dots P_n$

variables détaillées que l'on désire remplacer par une loi de répartition continue et connue

$$F(P) = F(P, \alpha, \beta \dots \lambda) + Z(P)$$

où $Z(P)$ constitue une erreur résiduelle faible. Dans le cas des équations linéaires, nous considérons comme valeur représentative la moyenne, c'est-à-dire le profit net moyen qui se calculera par l'intégrale de Stieltjes

$$\bar{P} = \int_0^{\infty} P dF(P)$$

et cette variable ne pourra entrer dans le calcul d'agréats que si la fonction définissant la liaison entre grandeur représentative et variables détaillées est symétrique par rapport aux firmes, c'est-à-dire que $f(P_i \dots P_j) = f(P_j \dots P_i)$ pour tout i et j .

Ainsi, par exemple, si des sous-agrégats ont été constitués pour des groupes de sociétés au cours d'une année, on peut les comparer à ceux des années ultérieures en ne recourant qu'aux paramètres caractéristiques $F(P_t, \bar{P}_t, \sigma_{P_t}^2 \dots \lambda_t)$. Seules comptent

alors les caractéristiques stables des répartitions qui font l'objet de la théorie statistique courante. C'est sur ce principe d'équations auxiliaires qu'est d'ailleurs basée l'agrégation statistique.

$$\bar{D}_{1t} = -a_1 + b_1 \bar{P}_{1t} + c_1 \bar{D}_{1t-1} + \bar{e}_{1t} \quad (a_1 < 0) \quad (2.3 a)$$

$$\bar{D}_{2t} = b_2 \bar{P}_{2t} + c_2 \bar{D}_{2t-1} + \bar{e}_{2t} \quad (2.3 b)$$

$$\bar{D}_{3t} = a_3 + b_3 \bar{P}_{3t} + c_3 \bar{D}_{3t-1} + \bar{e}_{3t} \quad (a_3 > 0) \quad (2.3 c)$$

d'une façon générale,

$$\bar{D}_{jt} = \{-a_j\} + b_j \bar{P}_{jt} + c_j \bar{D}_{jt-1} + \bar{e}_{jt} \quad (2.3)$$

et pour chaque sous-agrégat

$$F(D_t) = F(D_t, \bar{D}_t, \sigma_{D_t}) + Z(D_t)$$

$$F(P_t) = F(P_t, \bar{P}_t, \sigma_{P_t}) + Z(P_t)$$

$$F(D_{t-1}) = F(D_{t-1}, \bar{D}_{t-1}, \sigma_{D_{t-1}}) + Z(D_{t-1})$$

$$F(e_t) = F(e_t, \bar{e}_t, \sigma_{e_t}) + Z(e_t)$$

$$\text{avec } b_1 > b_2 > b_3$$

$$c_1 > c_2 > c_3$$

Quant au passage du niveau de sous-agrégation à celui d'agrégation globale, pour une période donnée, il requiert les équations auxiliaires

$$\bar{P}_{jt} = A_{j1} + B_{j1} P_t + C_{j1} D_{t-1} + U_{j1} \quad (2.4)$$

$$\bar{D}_{jt-1} = A_{j2} + B_{j2} P_t + C_{j2} D_{t-1} + U_{j2} \quad (2.5)$$

$$\text{avec } \sum_j B_{j1} = \sum_j C_{j2} = 1 \quad \text{et} \quad \sum_j B_{j2} = \sum_j C_{j1} = \sum_j A_{j1} = \sum_j A_{j2} = \sum_j U_{j1} = \sum_j U_{j2} = 0$$

On a alors une agrégation additive

$$\sum_j D_{jt} = D_t = \sum_j A_{j1} + \sum_j B_{j1} P_t + \sum_j C_{j1} \bar{D}_{jt-1} + \sum_j \bar{e}_{jt} \quad (2.6)$$

$$\text{ou encore } D_t = \{-a\} + b P_t + c D_{t-1} + u_t \quad (2.7)$$

avec

$$\begin{aligned} a &= \sum_j a_j + \sum_j b_j A_{j1} + \sum_j c_j A_{j2} = \bar{a} + 3 \text{ cov}(b_j, A_{j1}) + 3 \text{ cov}(c_j, A_{j2}) \\ b &= \sum_j b_j B_{j1} + \sum_j c_j B_{j2} = \bar{b} + 3 \text{ cov}(b_j, B_{j1}) + 3 \text{ cov}(c_j, B_{j2}) \\ c &= \sum_j b_j C_{j1} + \sum_j c_j C_{j2} = \bar{c} + 3 \text{ cov}(b_j, C_{j1}) + 3 \text{ cov}(c_j, C_{j2}) \\ u_t &= \sum_j \bar{e}_{jt} + \sum_j b_j U_{j1} + \sum_j c_j U_{j2} = \bar{e}_{jt} + 3 \text{ cov}(b_j, U_{j1}) + 3 \text{ cov}(c_j, U_{j2}) \end{aligned} \quad (2.8)$$

Cette approche agrégative est nettement moins restrictive qu'une agrégation intrinsèque à deux étapes et s'apparente à une agrégation statistique ou élargie à deux étapes. Toutefois, en procédant à une sous-agrégation uniquement basée sur la distribution des firmes des groupes, on se laisse une plus grande liberté sur le choix des paramètres représentatifs. On constate aussi que la procédure à deux étapes est liée ici à la linéarité du modèle et à une agrégation additive avec identité de la formulation micro et macroéconomique.

L'introduction de la notion de sous-agrégation permet également de mettre en évidence l'importance relative des trois groupes et de saisir le sens exact des coefficients des paramètres macroéconomiques. Dans cette optique, examinons respectivement l'impact de l'agrégation sur les coefficients et la constante et traitons, à titre d'exemple dans le premier cas, celui du coefficient de P_t , la p.

m.d. à C.T. Lors d'une agrégation statistique, cette dernière est biaisée, témoin les covariances en (2.8); cette propension étant pondérée par l'importance respective des sous-agrégats, il s'avère que la p.m. du groupe dont l'importance relative va croissante, influera sur la propension agrégée. Dans notre cas, il s'agira du premier groupe.

La stabilité intertemporelle de l'importance relative des groupes requiert que dividendes et profits de chaque groupe évoluent proportionnellement aux dividendes et profits agrégés. Or, quoique les groupes soient composés de nombreuses firmes, leur importance relative peut varier selon le cycle économique: lorsque l'économie est en croissance, le premier groupe se gonflera car la croissance des dividendes sera plus généralisée au cours de cette période. De même en récession, il y aura plus de firmes dans le troisième groupe dont la croissance des dividendes est faible.

Depuis la seconde guerre mondiale, la croissance économique fut soutenue et profits nets et dividendes crurent rapidement: le premier groupe, dont la population est alors relativement nombreuse, se caractérise par un taux de distribution supérieur à la moyenne globale. Or, ces firmes sont aussi celles dont les profits sont élevés et fluctuent plus fortement que la moyenne des profits agrégés. Dès lors, la pondération de ce groupe et sa p.m.d. sont prépondérantes et biaisent la p.m.d. agrégée⁽¹⁾.

(1) Quand nous parlons de biais, nous examinons uniquement les biais liés au phénomène d'agrégation et à la structure linéaire du modèle. Il convient de dissocier, du point de vue analytique, ce biais de ceux relatifs à l'estimation et au type de modèle (auto-régressif, à retards échelonnés). On consultera à ce sujet Boot, J.C.

Si les profits nets du premier groupe, au cours de la période considérée, évoluaient proportionnellement aux profits nets agrégés, la pondération de la p.m.d. à C.T. pour ce premier groupe, serait donnée, dans l'équation auxiliaire (2.4) où nous isolons la variable profit, par

$$B_{11} = \frac{\tilde{\bar{P}}_1}{\bar{P}} \quad (2.9)$$

avec $A_{11} = 0$. Les symboles ($\tilde{}$) et ($\hat{}$) désignent respectivement les moyennes des paramètres $\tilde{\bar{P}}_{1t}$ et \hat{P}_t , pour la période considérée.

La proportion dans laquelle les profits du groupe varient (par rapport aux profits nets agrégés) étant donnée par les profits moyens au cours de la période considérée, on a

$$b = \frac{1}{\bar{P}} \sum_j b_j \tilde{\bar{P}}_j \quad (2.10)$$

L'effet du temps sur la p.m.d. à C.T., b , se fait donc sentir par l'entremise des profits moyens et celui-ci sera négligeable si la répartition des profits des groupes demeure identique au cours de la période considérée. Or, les profits du premier groupe n'évoluent pas de façon proportionnelle aux profits agrégés: lors de l'expansion⁽¹⁾ économique, les firmes de ce groupe dégagent des profits supérieurs à la moyenne globale et, en (2.4), on a

$$\frac{\bar{P}_{1t}}{\hat{P}_t} = B_{11} + \frac{A_{11}}{\hat{P}_t} \quad (2.11)$$

(1) Evolution similaire à celle des p.m.c. des familles riches en périodes d'expansion économique: voir à ce sujet Theil, H. {33, pp. 24-5}.

expression qui croît lorsque l'importance du premier groupe croît, c'est-à-dire lorsque leurs profits nets croissent plus que les profits globaux; pour une croissance supérieure à la moyenne globale, $A_{11} < 0$ et, en faisant la moyenne de cette relation auxiliaire du premier groupe pour la période considérée, il résulte que $\bar{P}_1 < B_{11} \hat{P}$. Aussi, la pondération de la p.m.d. à C.T. du premier groupe dans la p.m.d. agrégée, devient

$$B_{11} > \frac{\bar{P}_1}{\bar{P}} \quad (2.12)$$

ce qui va à l'encontre de (2.9) et marque le biais entraîné par l'agrégation statistique. De façon identique, pour les firmes en stagnation du troisième groupe, il semble que le biais sera de signe contraire à celui de (2.12) et l'importance de ces firmes dans l'agrégation sera minimisée.

Les remarques formulées pour la p.m.d. à C.T. valent également pour le coefficient des dividendes déphasés c (complément du coefficient d'inertie) et indirectement, dès lors, pour la p.m.d. à L.T. Etant donné l'importance relative des trois groupes de sociétés et la croissance économique soutenue qui a prévalu depuis la seconde guerre mondiale, on s'attend à ce que les coefficients des paramètres exogènes agrégés soient légèrement surévalués - importance prépondérante du premier groupe de firmes - par rapport à ceux qui auraient été obtenus pour les coefficients agrégés calculés à partir des moyennes simples et pondérées des coefficients des firmes individuelles.

L'introduction d'une politique de distribution basée sur le groupement des firmes affecte également la constante du barème agrégé

de distribution puisque la constante des sous-agrégats fluctue de façon inversement proportionnelle aux p.m. respectives des 3 groupes.

Les développements relatifs à la constante seront de deux ordres: tout d'abord, nous mettrons en évidence la signification et les relations entre constantes micro et macroéconomiques dans l'hypothèse des sous-agrégats. Ensuite, nous analyserons le paradoxe de la constante positive du modèle de Lintner.

Pour l'hypothèse des sous-agrégats, partons de la politique microéconomique de distribution: nous avons envisagé trois types de politiques de distribution qui, pour un groupe de firmes au cours d'une période donnée, se traduisent par un modèle linéaire ajusté par la méthode des moindres carrés: trois constantes - positive, nulle et négative - apparaissent selon l'intensité de la distribution⁽¹⁾.

En désignant par les chiffres (1) (2) et (3) les sous-agrégats représentant la démarche d'un groupe de firmes à un moment donné, on obtient la figure 2 ci-après où les enveloppes désignent les sous-agrégats, les droites les ajustements linéaires de chacun d'eux et la droite A le barème agrégé de la politique globale de distribution obtenu en tenant compte de la pondération relative des politiques différenciées. La propension comme la constante de ce barème sont fonction de la croissance de l'économie c'est-à-dire ici de la

(1) Les études économétriques récentes, Brittain, A. {4a, chap. VII et VIII}, Cobbaut, R. {6, chap. VIII et IX} et Fama E.F. et Babiak, H. {2, pp. 1133-42}, portant sur les ajustements linéaires de politiques de distribution au niveau microéconomique, - en séries chronologiques pour chaque firme ou en coupes instantanées d'échantillons au cours d'une année - indiquent une grande hétérogénéité des constantes de signe et de significativité divers.

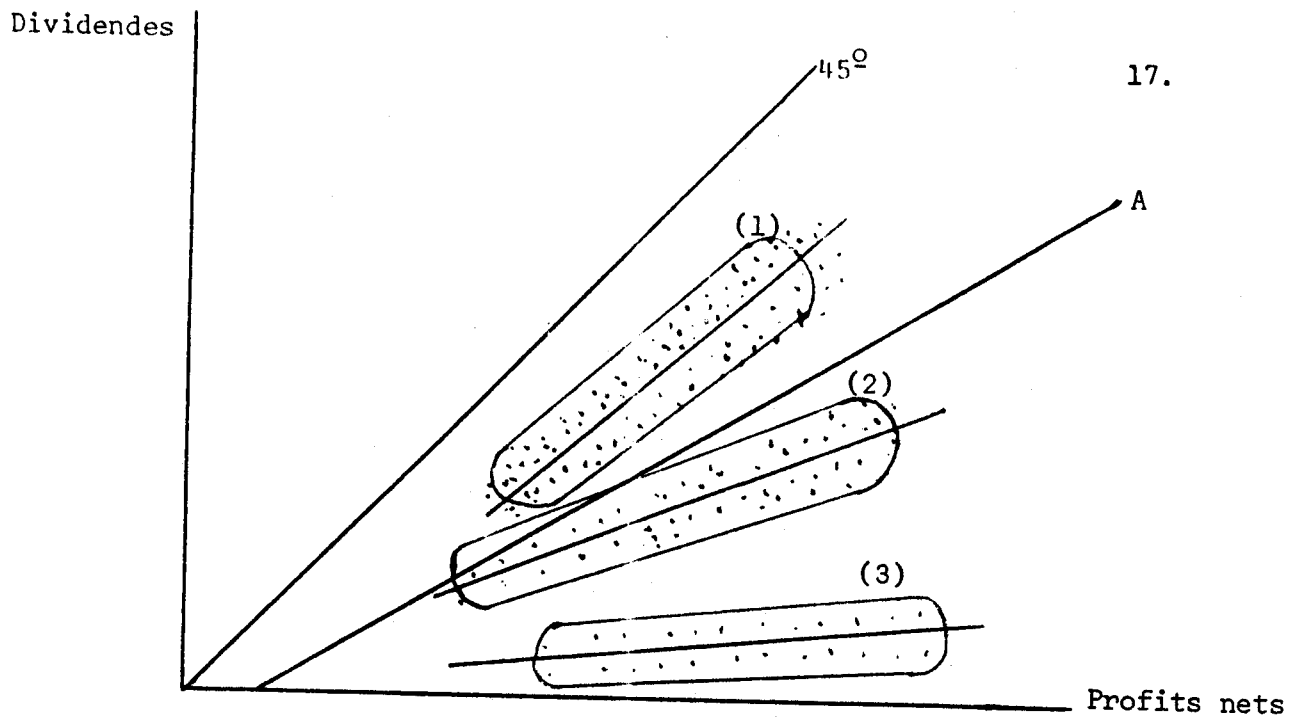


Figure 2 - Politique de distribution différenciées et agrégation.

croissance des profits et de leur distribution. Comme depuis la seconde guerre mondiale, la croissance des dividendes est avérée, le premier groupe influera de façon décisive sur le barème agrégé de distribution, ce qui implique notamment une p.m.d. agrégée élevée et une constante négative du barème macroéconomique. En effet

$$a = -a_1 + a_2 (=0) + a_3$$

ce qui donne

$$a = \sum_j a_j + 3 \text{ cov}(b_j, A_{j1}) + 3 \text{ cov}(c_j, A_{j2}) \quad (2.13)$$

Celle-ci sera donc biaisée par les covariances qui marquent l'importance de la pondération des groupes et l'évolution de celle-ci au cours du temps. Si la croissance des dividendes est stagnante au cours d'une période de récession économique, le troisième groupe se gonflera et le premier sera relativement peu important entraînant par là un barème agrégé caractérisé par une constante positive. De même, lorsque la croissance de l'économie, des profits et des dividendes est soutenue, le premier groupe aura une pondération prépondérante

lors de l'agrégation ce qui donnera une constante macroéconomique négative.

Une telle procédure suppose que les trois hypothèses de la politique de distribution existent à tout moment et se perpétuent au cours du temps: étant donné que la structure économique est un éternel recommencement, il y aura toujours des firmes qui naissent, se développent, croissent, se stabilisent et, éventuellement, disparaissent. Aussi, les trois sous-agrégats se perpétueront au cours des fluctuations économiques quoique les micro-unités qui les composent, se renouvellent perpétuellement et que leur distribution intergroupe varie d'une période à une autre.

Quand on passe à l'ajustement linéaire macroéconomique au cours du temps, la constante agrégée constitue un baromètre de la distribution et de l'activité économique: une constante, extrapolation à l'origine de l'ajustement linéaire de la politique de distribution d'une période donnée, de signe positif indiquerait, en général, une politique de distribution et une économie en stagnation, de signe négatif, une forte croissance et, de signe nul, (ou l'absence de constante) une croissance modérée. A titre illustratif, examinons la figure ci-dessous

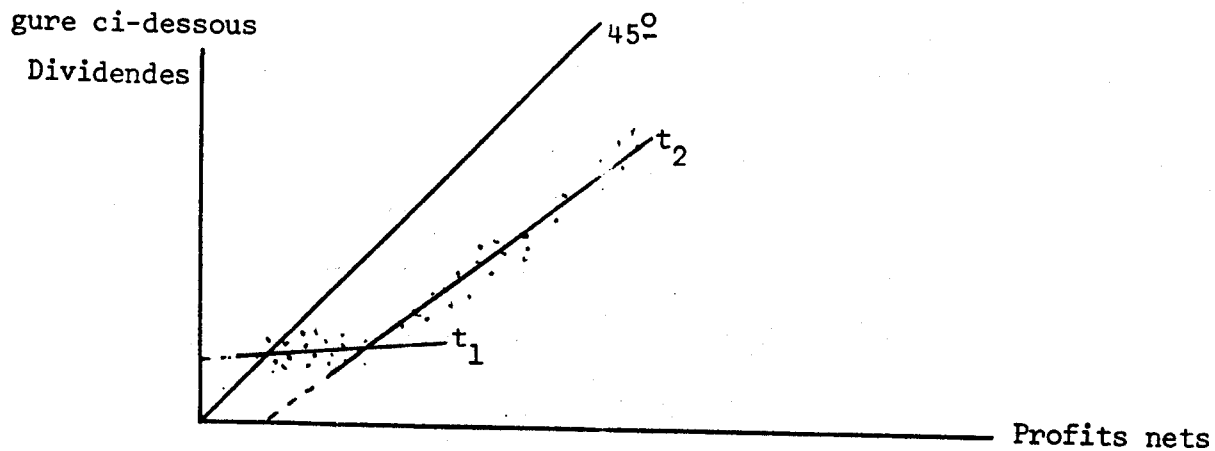


Fig.3 - Structure temporelle des barèmes agrégés de distribution

où les barèmes t_1 et t_2 désignent les ajustements linéaires des politiques agrégées de distribution des périodes successives $t_{26} - t_{40}$ et $t_{45} - t_{65}$. Les constantes constituent dès lors des extrapolations à l'origine d'ajustements de périodes données et leur signe indique la situation existante au cours de celles-ci: pour la première période, il semble que la stagnation économique - marquée pour la distribution par une forte aversion à la réduction des dividendes - prévalait, alors qu'au cours de la seconde période, la croissance économique soutenue - marquée pour la distribution par un taux croissant et soutenu - était perceptible. Dans le premier cas, la constante agrégée est positive alors que, dans le second, elle est négative indiquant ainsi la situation économique dominante. Ce schéma constitue d'ailleurs une représentation plausible de la situation canadienne pour les périodes de l'entre-deux guerres et postérieure à la seconde guerre mondiale. Le rôle de baromètre de la constante est donc lié à la linéarité du modèle et à l'intensité de la distribution (p.m.d.).

Il va de soi que ce changement structurel, mis en évidence par l'agrégation, ne constitue que l'expression de phénomènes économiques propres à la période postérieure à la seconde guerre mondiale, c'est-à-dire le passage à un agrégat de référence tenant compte de l'amortissement, et, la croissance très soutenue de la profitabilité des sociétés nord-américaines qui ont dès lors une distribution plus libérale: il y a un déplacement général, dans les trois variantes, de la propension à distribuer vers une plus grande libéralité.

Au vu de ces hypothèses, la rétention d'une constante agrégée positive ne constitue qu'une des hypothèses à signification économique et financière précise et non la seule alternative comme Lintner le préconisait. A cet effet, examinons le paradoxe de la constante dans le modèle de la vitesse d'ajustement: son signe et sa structure sont erronés et son interprétation contradictoire.

Pour Lintner, la constante agrégée positive reflète à la fois l'aversion à la réduction des dividendes et la croissance soutenue de ceux-ci. Or, il nous semble que ces deux phénomènes appellent des constantes de signe contraire et ne sont pas réconciliables.

Au niveau macroéconomique, une période de forte croissance des dividendes se traduit par une p.m.d. élevée et une constante extrapolée, de signe négatif: plus la croissance des dividendes est soutenue, plus la constante est négative.

D'autre part, pour qu'il y ait aversion à la réduction des dividendes, il faut qu'il y ait déjà un certain niveau de distribution agrégée: celui-ci devant être préservé au cours d'une période de stagnation ou de récession, la p.m.d. est faible, voire nulle, ce qui entraîne, pour un modèle linéaire, une constante agrégée positive.

Dès lors, les deux phénomènes - croissance et aversion à la réduction des dividendes - impliquent des constantes de signe contraire et leur réconciliation en une constante positive n'est possible qu'en supposant que le phénomène d'aversion domine celui de croissance: Lintner obtient une estimation positive de la constante agrégée⁽¹⁾

(1) Lintner, J.K. {21, p. 107}.

pour son ajustement de la période de l'entre-deux guerres ce qui signifie que cette période est surtout marquée par la stagnation, ce qui est bien le cas. Par contre, depuis 1945, la croissance prédomine et les ajustements de barèmes agrégés offrent des constantes négatives⁽¹⁾ ce qui est consistant avec notre interprétation.

Le rejet de ces estimations est donc basé sur une interprétation partielle du barème agrégé de la politique de distribution et sur l'association de phénomènes opposés. Cette interprétation ambiguë est, de facto, due à un problème plus grave, de structure: le modèle de la vitesse d'ajustement ne peut réconcilier un barème microéconomique de distribution à constante négative avec le modèle agrégé à constante positive: en d'autres termes, la formulation unique est restrictive.

En posant le modèle (2.1) Lintner indique explicitement⁽²⁾ que la constante microéconomique est positive (tout au plus envisage-t-il le cas de sa nullité pour quelques compagnies), et représente les hypothèses d'aversion et de croissance. Aussi, en procédant implicitement par agrégation, il obtient une constante positive pour le modèle de la vitesse d'ajustement (1.1), et trouve dès lors normal de réfuter toute constante négative⁽³⁾.

(1) On trouvera notamment des ajustements avec constante négative pour cette période chez Brittain, J.A. {4, p. 279 et 4a, p. 56} et Turnovsky, S. {34, p. 585} qui les rejettent comme non conformes à l'hypothèse de Lintner.

(2) Lintner J. {21, p. 107}.

(3) D'autres auteurs suppriment la constante du modèle en arguant d'un meilleur ajustement économétrique dans ce cas, i.e. Kuh, E. {20, pp.16-18} et Turnovsky S.J. {34, pp. 585-7}. Dans chacun des cas toutefois, la constante estimée était négative et dès lors de signe contraire à l'hypothèse de Lintner.

Par contre, lorsque l'on replace la distribution dans le cadre des groupes, il s'avère possible d'obtenir une constante microéconomique de signe contraire à celle du barème agrégé et ce, sans qu'il y ait contradiction entre les deux niveaux de distribution. L'importance de la pondération de chaque groupe permet de faire le lien entre les deux niveaux d'analyse, donnant à cette optique un net avantage heuristique sur l'approche de Lintner.

Enfin, le modèle de la vitesse d'ajustement a une constante conjoncturelle: en effet, en posant (2.1), le barème de distribution à L.T. se réduit à l'expression $D^* = \beta P$. Dès lors, la constante du modèle de la vitesse d'ajustement reflète le niveau de l'ajustement d'une période considérée et n'entre pas dans un barème de distribution à L.T. du type $D = \alpha + \beta P$. Par contre, en traitant ci-après du modèle de la distribution reconsidérée, nous ferons clairement la distinction entre fluctuations à court terme autour d'un niveau donné et niveau de distribution à L.T., c'est-à-dire que nous introduirons la notion de distributions conjoncturelle et structurelle.

L'introduction de l'hypothèse de sous-agrégats et de distribution différenciée nous a donc permis de considérer les implications de l'agrégation et son impact sur les coefficients des paramètres. Cette réconciliation de la distribution au niveau de la firme et de l'économie a également mis en évidence certaines lacunes et déficiences du modèle de la vitesse d'ajustement. Nous pouvons maintenant passer à une reformulation complète de la politique micro et macroéconomique de distribution en tenant compte de l'hypothèse des sous-agrégats.

2.2 Le modèle de distribution généralisé

Au cours de cette sous-section, nous avancerons, en vue d'obvier aux lacunes des modèles antérieurs, certaines hypothèses nouvelles afférentes à la démarche de distribution de la firme et les formaliserons en un modèle généralisé. Dans cette optique, nous envisagerons successivement la politique de distribution au niveau de la micro-unité et des groupes, et au niveau agrégé.

2.2.1 Politique de distribution de la firme

Selon l'intensité de leur distribution, les firmes se répartissent en trois groupes: le premier correspond aux firmes qui procèdent à une distribution soutenue, sans doute après une période de rétention complète des profits. Les firmes des deux autres groupes procèdent, dès le début, à une distribution plus ou moins soutenue.

Quant à la démarche décisionnelle, elle serait, à des degrés divers, identique pour les firmes des trois groupes. Celles-ci se fixeraient un taux de distribution idéal à long terme - variable selon les groupes - et ajusteraient de façon partielle leur dividende trimestriel ou annuel.

La politique de distribution serait dès lors caractérisée par un double ajustement: un premier ajustement serait conjoncturel alors que le second serait déterminé par les variations structurelles à L.T. visant à maintenir le taux idéal de distribution que la firme

s'est fixé. Le mécanisme d'ajustement serait le suivant: soit un niveau donné de dividendes d'une firme. Les fluctuations des profits nets ou bruts au cours du trimestre ou de l'année suivante ne peuvent être considérés comme permanents puisqu'il existe toujours une certaine incertitude liée au cycle économique. Aussi, la firme ajuste-t-elle son dividende d'une fraction, étalée dans le temps (2 à 3 ans), de la variation attendue si elle avait appliqué son taux idéal à L.T. aux fluctuations conjoncturelles et incertaines des profits. En agissant ainsi, elle considère le dividende antérieur comme le niveau de distribution à défendre en cas de récession et elle se prémunit, par un ajustement fractionnaire, contre d'éventuelles réductions ultérieures suite à des accroissements antérieurs trop généreux.

Toutefois, si les accroissements conjoncturels des profits nets ou bruts sont consolidés par une croissance économique soutenue au cours des années ultérieures, cette technique d'ajustement partiel et déphasé entraîne une diminution du taux réel de distribution à L.T. (par rapport au taux idéal). La firme procède alors à un réajustement structurel de ses dividendes en faisant une révision de son niveau, ce dernier n'ayant pas été ajusté suffisamment par les ajustements conjoncturels successifs.

Cette démarche décisionnelle en deux temps nous incline à proposer un modèle de distribution à deux équations, la première représentant un barème idéal de distribution à L.T., la seconde représentant une fonction d'ajustement à C.T. Soit pour la *i*ème firme appartenant au premier groupe, lors d'une politique de distribution nette (c'est-à-dire à partir des profits nets)

$$D_{it}^* = -\alpha_i + \beta_i P_{it} + u_{it} \quad \begin{array}{l} i : 1 \dots k, 1 \text{ ou } m \\ \text{selon le groupe avec} \\ \Sigma = n \text{ et } k \neq 1 \neq m \\ i \\ t : 1 \dots T \end{array} \quad (2.14)$$

le barème à L.T. et

$$D_{it} - D_{it-1} = \gamma_i (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it} \quad (2.15)$$

la fonction d'ajustement. En remplaçant la variable inobservable D_{it}^* , on obtient la formulation

$$D_{it} = -\alpha_i \gamma_i + \beta_i \gamma_i P_{it} + (1 - \gamma_i) D_{it-1} + e_{it} + \gamma_i u_{it} \quad (2.16)$$

où $e_{it} + \gamma_i u_{it} = v_{it}$, l'erreur composite, marque la présence de variations aléatoires tant à court qu'à long terme.

La formulation (2.16) met en évidence la notion de barèmes de distribution conjoncturelle et structurelle: soit respectivement les barèmes dérivés

$$D_{it,C.T.} = -\alpha_i \gamma_i + \beta_i \gamma_i P_{it} \quad (2.17)$$

et $D_{it,L.T.} = -\alpha_i + \beta_i P_{it}$

On notera que les barèmes présentent une constante négative ce qui suppose que la i ème firme appartient au premier groupe. Si elle appartenait au troisième groupe, il suffit de remplacer le signe moins par un signe plus dans l'analyse précédente. Lorsque la i ème firme appartient au deuxième groupe, à distribution proportionnelle, on a respectivement

$$D_{it}^* = \beta_i P_{it} + u_{it} \quad (2.18)$$

$$D_{it} - D_{it-1} = \gamma_i (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it}$$

$$\text{et } D_{it} = \beta_i \gamma_i P_{it} + (1-\gamma) D_{it-1} + v_{it} \quad (2.19)$$

et les barèmes dérivés

$$D_{it,C.T.} = \beta_i \gamma_i P_{it} \quad (2.20)$$

$$D_{it,L.T.} = \beta_i P_{it}$$

Le passage de la distribution nette à la distribution brute (c'est-à-dire à partir du cash flow) entraîne la formulation suivante

$$D_{it}^* = \{\pm\alpha_i\} + \beta_i CF_{it} + u_{it} \quad (2.21)$$

$$D_{it} - D_{it-1} = \gamma_i (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it}$$

$$\text{et } D_{it} = \{\pm\alpha_i, \gamma_i\} + \beta_i \gamma_i CF_{it} + (1-\gamma_i) D_{it-1} + v_{it} \quad (2.22)$$

D'où l'on tire les barèmes dérivés

$$D_{it,C.T.} = \{\pm\alpha_i, \gamma_i\} + \beta_i \gamma_i CF_{it} \quad (2.23)$$

$$D_{it,L.T.} = \{\pm\alpha_i\} + \beta_i CF_{it}$$

Le modèle généralisé concilie donc aversion et croissance, distribution nette et brute ainsi qu'ajustements conjoncturel et structurel. Dans chacun des cas, la distribution effective de la firme est ajustée par deux barèmes, l'un à C.T. l'autre à L.T. et la

réconciliation de ceux-ci se fait par une révision du niveau des dividendes basée sur l'évolution à L.T. des profits nets courants. Il va de soi que, dans la réalité, la politique de distribution n'est pas si schématique, et, que la démarche décisionnelle à deux étapes est souvent implicite, c'est-à-dire qu'aspects à C et L.T. se confondent.

Enfin, au point de vue formel, une équation d'ajustement

$$D_{it} - D_{it-1} = \xi_i + \gamma_i (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it} \quad (2.24)$$

aurait pu être retenue, ce qui aurait donné un modèle du type

$$D_{it} = (\xi_i + \alpha_i \gamma_i) + \beta_i \gamma_i P_{it} + (1-\gamma_i) D_{it-1} + v_{it} \quad (2.25)$$

Celui-ci n'a pas été retenu car il semble peu probable que l'ajustement conjoncturel ne soit pas directement proportionnel aux fluctuations des profits nets: il y aurait alors une fluctuation incompressible ce qui réduirait l'impact du barème de distribution à L.T. et rendrait caduc la distinction claire entre ajustement conjoncturel et structurel⁽¹⁾.

Les diverses hypothèses de la politique de distribution permettent de regrouper les firmes en trois groupes considérés comme sous-agrégats: pour chacun d'eux, il existe des paramètres représentatifs de la fonction de répartition symétrique des firmes du groupe. On procède alors, pour chaque sous-agrégat et pour la période envisa-

(1) Cette remarque méthodologique met en exergue l'inanité de la constante conjoncturelle avancée par les auteurs antérieurs.

gée, à un ajustement linéaire identique à celui présenté au cours de la section 2.1. Cette première étape permet alors de passer au niveau macroéconomique.

2.2.2 Modèle simplifié et effet de cliquet

Le passage au niveau agrégé pose deux problèmes que nous envisagerons successivement: comment agréger les politiques de distribution différenciées et comment se traduit, à ce niveau, l'ajustement en deux temps de la démarche décisionnelle de la micro-unité.

Le modèle simplifié de la distribution s'obtient par agrégation statistique des trois barèmes sous-agrégés et ajustés par la méthode des moindres carrés: l'importance relative des groupes, représentée par les équations auxiliaires des paramètres exogènes, constitue la pondération de ceux-ci dans l'agrégation. En d'autres termes, la sous-agrégation et l'agrégation du modèle à deux équations de la politique de distribution différenciée est identique au schème présenté en 2.1 en posant, comme modèle microéconomique équivalent à (2.2),

$$D_{ijt} = \{\pm\alpha_{ij} \gamma_{ij}\} + \beta_{ij} \gamma_{ij} P_{ijt} \text{ ou } CF_{ijt} + (1-\gamma_{ij}) D_{ijt-1} + v_{ijt} \quad (2.26)$$

On obtient, par cette procédure à deux étapes, le modèle simplifié, reflétant la démarche décisionnelle de la micro-unité. Soit

$$D_t^* = \{\pm\alpha\} + \beta P_t \text{ ou } CF_t + u_t \quad (2.27)$$

$$\text{et } D_t - D_{t-1} = \gamma (D_t^* - D_{t-1}) + e_t \quad (2.28)$$

Source: Annuaire de l'Institut

d'où la spécification opératoire

$$D_t = \{\pm \alpha\gamma\} + \beta\gamma P_t \text{ ou } CF_t + (1 - \gamma)D_{t-1} + v_t \quad (2.29)$$

où les paramètres financiers s'interprètent selon le tableau ci-dessous:

	CT	LT	
p.m.d.	$\beta\gamma$	β	} ($0 \leq \gamma \leq 1$)
constante	$\alpha\gamma$	α	

Selon celui-ci le coefficient d'inertie, γ , intègre le passage entre les deux niveaux de distribution, court et long terme, caractérisé chacun par deux paramètres financiers, une p.m.d. et une constante de niveau composite.

L'expression (2.29) ne sera pas identique à la somme des expressions de distribution des firmes individuelles puisque l'agrégation n'est pas intrinsèque. Dans le cas présent, nous avons une agrégation partielle des données initiales par l'entremise d'agrégats représentatifs ainsi qu'une pondération des coefficients des paramètres macroéconomiques, selon les équations auxiliaires, ce qui, dans les deux cas, introduit des erreurs de sous-agrégation et d'agrégation⁽¹⁾. Celles-ci seront négligeables si les lois de répartition sont convenablement définies et si la pondération des agrégats macroéconomiques est stable au cours du temps, deux hypothèses que nous avons avancées. De plus, comme il est vraisemblable qu'une erreur de spécification existe au niveau microéconomique, il n'est pas illusoire de penser que l'agrégation statistique offre un gain d'agrégation et des estimations pertinentes des coefficients des

(1) On consultera à ce sujet, Boot, J.C. et de Wit, G.M. {3}.

paramètres⁽¹⁾. Etant donné les consignes d'exécution (fonction d'agrégation inverse), nous pouvons tirer des conclusions valables, en moyenne, pour la micro-unité. Ainsi l'agrégation statistique et les agrégats représentatifs permettent de partir d'une fonction de distribution microéconomique, de procéder à une estimation macroéconomique et de revenir à des conclusions microéconomiques avec un minimum d'informations⁽²⁾.

Au niveau macroéconomique d'autre part, l'ajustement en deux temps de la démarche décisionnelle de la micro-unité, semble se traduire par une hypothèse de cliquet et de profits relatifs. Cette hypothèse, similaire à celle de la fonction de consommation selon Modigliani et Duesenberry⁽³⁾, met en exergue l'existence concomitante, au niveau agrégé, d'un barème de distribution idéal à L.T. et de barèmes de niveau à court terme. Cette démarche d'ajustement, représentée à la figure 4, se décompose en deux temps; d'une part, quel que soit le niveau de profitabilité⁽⁴⁾, les firmes dans leur ensemble, poursuivent une "politique" de distribution représentée par le barème de distribution idéal à L.T.

$$D^* = \{\pm \alpha\} + \beta P$$

-
- (1) Voir à ce sujet Grunfeld, Y. et Griliches, Z. {15, pp. 6-9}.
- (2) Malinvaud, E. {23, pp. 81-83}.
- (3) Duesenberry, J.S. {10} et {10a} et Modigliani, Fr. {24}.
- (4) Notre analyse traite de la distribution nette; il suffit de remplacer P_t par CF_t pour passer à la distribution brute.

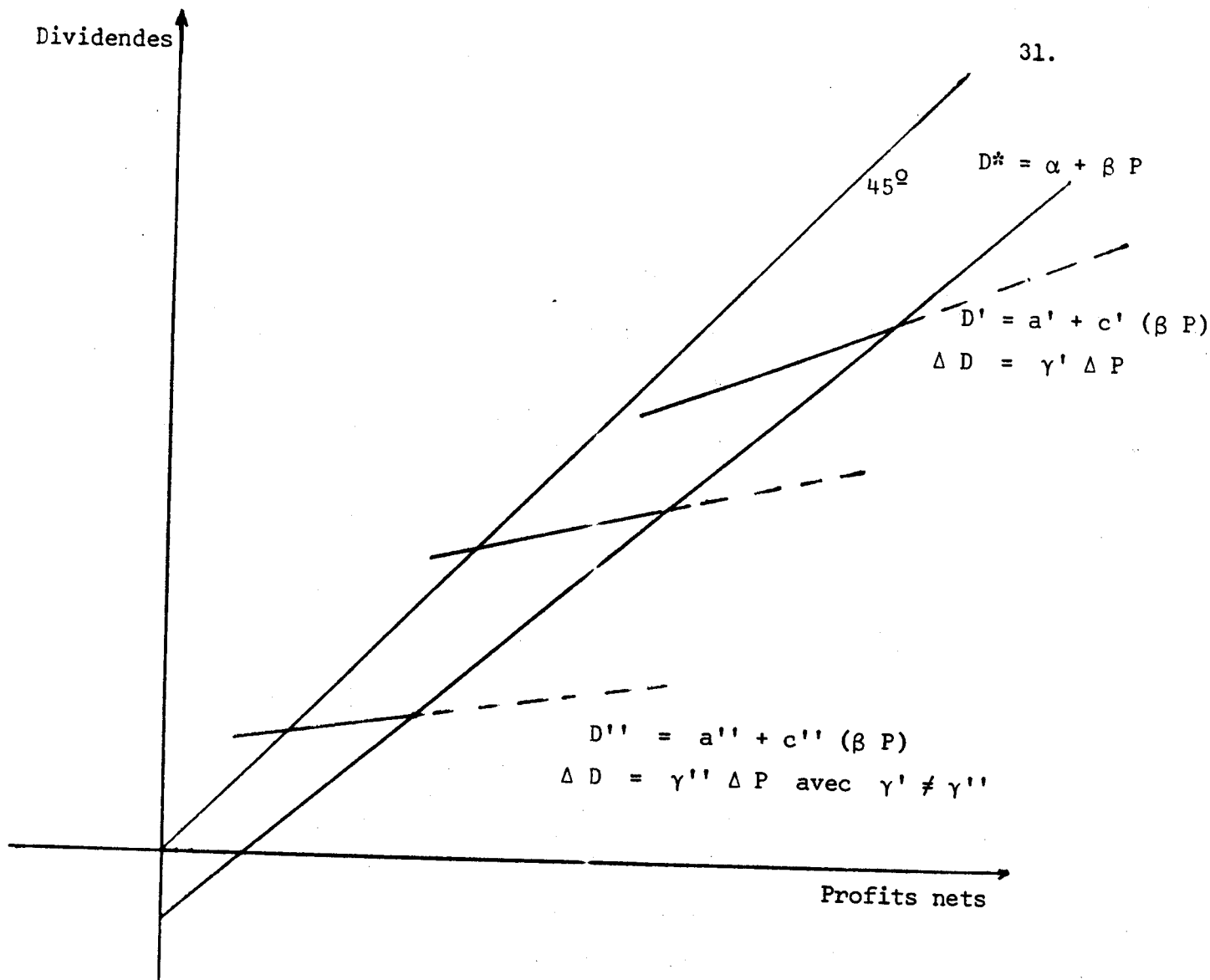


Fig. 4 - Hypothèse du cliquet et des profits relatifs de la politique de distribution agrégée.

D'autre part, à court terme, elles doivent tenir compte des fluctuations conjoncturelles des profits nets: lorsque ces derniers atteignent un niveau donné, les firmes se demandent si la croissance des profits, que les dividendes suivent de façon partielle et déphasée, est conjoncturelle ou bien si la croissance est ferme et susceptible de se prolonger. Aussi, la politique à court terme évolue-t-elle selon un second barème

$D' = a' + c' (\beta P)$ ou $\Delta D = \gamma \Delta P$
 dont il convient de distinguer deux positions.

La première, d'autodéfense - en trait continu - représente le cas où les profits nets globaux diminuent suite à une récession ou dépression: dans ce cas, les dividendes tendent à se maintenir ou diminuent légèrement⁽¹⁾. La seconde - en pointillé - d'adaptation parcimonieuse, représente l'évolution des dividendes lorsque les profits se maintiennent à un niveau donné ou croissent légèrement: l'incertitude du cycle conduit à une prudente expectative dans l'alignement des dividendes.

Pour expliquer l'évolution dynamique, il convient de lier évolutions à court et long terme par l'effet de profits relatifs: lors d'une reprise économique, les profits nets croissent et le niveau de profits atteint est en somme garanti par la croissance future. Ce nouveau niveau de profits nets provoque une révision du niveau de distribution à C.T. qui s'écartait doucement du taux attendu à L.T. suite aux ajustements partiels. Un nouveau niveau de distribution est adopté et sa stabilité est assurée par un nouveau barème à C.T.

Si (2.29) introduit bien un coefficient d'ajustement γ , celui-ci est constant pour toute la période considérée. Aussi, en vue d'assouplir cette spécification, nous suggérons l'introduction de coefficients d'ajustement variables en fonction des sous-périodes envisagées: à cet effet, l'introduction de variables auxiliaires permet de différencier les barèmes d'ajustement à C.T. selon les divers cycles économiques.

(1) Une hypothèse plus complète envisagerait un barème à C.T. brisé, dont la partie d'autodéfense serait horizontale (aversion à la réduction) c'est-à-dire représentant le maintien pur et simple de la politique de distribution antérieure lors d'une baisse des profits, alors que la partie d'adaptation aurait une légère pente (adaptation partielle).

Soit alors le modèle opératoire

$$D_t = \sum_{i=1}^4 \beta_{1i} C_{it} + \sum_{i=1}^4 \beta_{2i} P_{it} \text{ ou } CF_{it} + u_t \quad (2.30)$$

où β_1 et β_2 désignent respectivement les constantes de niveau et p.m.d. à C.T. différenciées et les indices i et t les cycles économiques et les années considérées. On s'attend généralement à une relation inversement proportionnelle entre niveau et propension intracyclique, cette dernière étant fonction de la croissance conjoncturelle des profits nets ou du cash flow.

Pour la distribution brute, étant donné la croissance relativement stable de l'agrégat de ventilation, le cash flow, on s'attend à ce que les coefficients d'ajustement soient légèrement supérieurs à ceux prévalant pour la distribution à partir des profits nets volatils. Ceci signifie que, dans le cas de la distribution brute, les firmes ajustent plus rapidement leur taux de dividendes aux fluctuations conjoncturelles du cash flow car celles-ci sont moins susceptibles d'être violentes et d'entraîner, ultérieurement, des réductions de dividendes.

2.2.3 Note théorique

Le modèle généralisé, tant dans sa spécification micro que macroéconomique, présente certaines implications théoriques qui ne peuvent être passées sous silence; celles-ci découlent de la mise sous forme d'équation aux différences finies du modèle généralisé ainsi que du "trade-off" existant entre ses politiques conjoncturelle et structurelle.

Tout d'abord, la spécification (2.29) a la forme d'une équation à différences finies de solution

$$D_t = (1-\gamma)^t D_0 + \gamma\beta \sum_{T=1}^t (1-\gamma)^{t-T} P_T - \alpha \{(1-\gamma)^t - 1\} \quad (2.31)$$

où certaines valeurs particulières méritent d'être mises en évidence.

En posant, par exemple, $D_0 = 0$ ou $D_0 > 0$ avec t prenant des valeurs élevées, $(1-\gamma)^t$ est alors infiniment petit: la principale composante explicative de la politique de distribution se réduit alors à une moyenne, géométriquement pondérée, des profits antérieurs ce qui corrobore le caractère stable de la politique de distribution qui était, en général, exprimé par D_{t-1} . La formulation (2.31) met aussi en évidence les effets découlant de la variation du coefficient d'inertie dans son domaine de définition ($0 \leq \gamma \leq 1$). Si le coefficient de réaction γ est nul ($\gamma = 0$), la firme paie un dividende constant D_0 alors que si $\gamma = 1$ (ce qui exprime la rapidité de l'ajustement conjoncturel), la firme distribuera un dividende exactement égal à son taux idéal à L.T.

Quant au passage de la statique à la dynamique équilibrée, celui-ci s'obtient en tenant compte en (2.29) - après omission de la constante - d'une croissance exponentielle à taux constant des profits, $P_t = P_0(1 + g)^T$; en considérant toujours le modèle généralisé sous forme d'une équation aux différences finies, on obtient alors

$$D_t = [D_0 - P_0 \frac{\beta\gamma(1 + g)}{\gamma + g}](1 - \gamma)^t + [\frac{\beta\gamma(1 + g)}{\gamma + g}] P_t \quad (2.32)$$

expression qui se prête à la dérivation des taux de distribution courant et idéal à L.T., sous l'hypothèse de croissance équilibrée de la profitabilité des sociétés. De (2.32) on tire, en divisant par P_t , (le premier membre de (2.32) est négligeable à L.T.)

$$D_t/P_t = \beta\gamma(1 + g)/\gamma + g \quad (2.33)$$

c'est-à-dire le taux de distribution courante et, en divisant à nouveau cette dernière expression par β , le payout ratio,

$$\frac{D_t/P_t}{\beta} = \gamma(1 + g)/\gamma + g \quad (2.34)$$

c'est-à-dire l'importance relative de la distribution courante par rapport à la distribution idéale, cette dernière reflétant la politique à L.T. Cette expression nous révèle que pour tout taux de croissance positif des profits, le taux de distribution courant sera inférieur au taux de distribution idéal; plus le taux de croissance sera élevé, plus la distribution réelle sera faible par rapport à la distribution anticipée. Ce n'est qu'en l'absence d'inertie ($\gamma = 1$) qu'il y aura concomitance des deux taux.

Le coefficient d'inertie, explicitant l'agencement des politiques conjoncturelle et structurelle de distribution nous incite d'autre part à considérer une hypothèse de "trade-off" dans le choix d'une combinaison schème d'ajustement - politique à L.T.; il semble que plus le payout ratio est élevé, plus l'ajustement conjoncturel du taux courant est lent et/ou parcimonieux. Cette idée est représentée schématiquement ci-dessous.

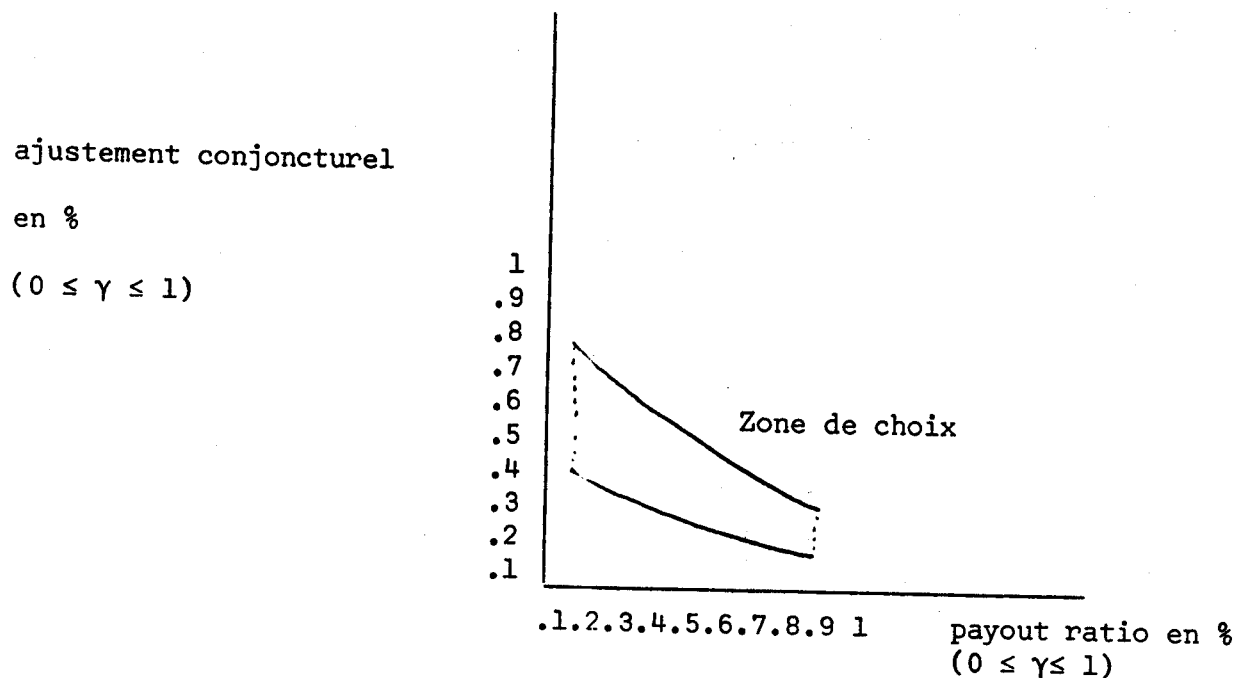


Figure 5 Combinaison des politiques conjoncturelles et à L.T.

La différenciation des taux d'ajustement conjoncturel et à L.T. ne peut qu'entraîner un réajustement structurel par effet de cliquet et profits relatifs; ceci sera d'autant plus pertinent que l'ajustement conjoncturel variable d'année en année est étalé dans le temps.

Il va également de soi, qu'en l'absence d'un effet de cliquet, la persistance d'une politique d'ajustement conjoncturel sensiblement différente du payout ratio, a pour effet de provoquer une lente évolution de la politique à L.T. C'est là évidemment une alternative à la disposition de la firme lorsqu'elle souhaite infléchir la politique de distribution par modification du taux courant.

Au vu de ces deux remarques théoriques, il semble que la formulation (2.29), sans prétendre gouverner la politique de distribution en tout temps, constitue une généralisation théorique non négligeable. Son avantage comparatif ne sera toutefois avéré que si la spécification demeure convaincante lors de la quantification de la distribution.

SECTION III BIAIS STATISTIQUES ET METHODES D'ESTIMATION

Cette section mettra l'accent sur quelques problèmes d'estimation propres à la quantification de la politique de distribution; l'estimation de politiques macroéconomiques à partir de séries chronologiques agrégées étant notre propos, nous n'envisagerons ici que les questions économétriques afférentes à ce type d'estimation.

Dans cette optique, nous mettrons en évidence, en premier lieu, les biais statistiques susceptibles d'affecter les paramètres financiers dérivés des coefficients des ajustements linéaires de diverses spécifications de la politique de distribution. En second lieu, en vue de circonvenir ces biais, nous considérons trois méthodes d'estimation susceptibles de nous donner des estimateurs convergents.

• ANH11ST12121 J

Selon Malinvaud, lors de l'estimation par moindres carrés simples (MCS) de modèles autorégressifs incluant des variables prédéterminées⁽¹⁾, on s'attend généralement à une sous-estimation du coefficient positif de la variable endogène déphasée de l'ordre de 8 à 10% et ce, avec une probabilité d'environ 75%. A titre illustratif, l'estimation du coefficient de D_{t-1} en (2.29), $(1 - \gamma)$, a trois chances sur quatre d'être, au maximum, sous-estimé de 8 à 10%.

Toutefois, lorsque la liaison des erreurs résiduelles est avérée dans un modèle autorégressif, le biais asymptotique résultant de la présence simultanée des deux phénomènes, ne disparaît point; dans la plupart des cas, on s'attend à une surévaluation notable du coefficient de la variable endogène déphasée⁽²⁾, lorsque ce dernier est positif. Ce biais positif sera cependant d'autant moins important que la variabilité des grandeurs exogènes dépasse largement celle des erreurs, et, que la constante est différente de zéro⁽³⁾, corps d'hypothèses que nous accepterons généralement.

On notera aussi que, puisque les résidus semblent moins auto-corrélés que les erreurs aléatoires dans les modèles autorégressifs, les tests de Durbin - Watson ou de Theil - Nagar sont peu puissants; dans maints cas, une liaison positive et modérée des erreurs n'est pas décelée au seuil ad hoc par le test, impliquant par là qu'il s'avère difficile d'apprécier correctement la liaison des erreurs à l'aide du coefficient

(1) Malinvaud, E. {23a} et {23b, pp. 577-80}. Nos remarques concernent le modèle opératoire $y_t = a + bx_t + cy_{t-1}$ et/ou $dx_{t-1} + u_t$, avec ou sans rétention du processus autorégressif du premier ordre pour les erreurs aléatoires.

(2) Griliches, Z. {14, pp. 65-73} ou Malinvaud, E. {23b, p. 585}.

(3) Malinvaud, E. {23b, p. 587}.

d'autocorrélation des résidus⁽¹⁾.

Lors de la correction de cette liaison, on recourt en général à une procédure itérative {27} ou à estimation simultanée des coefficients du modèle autorégressif ou à retards échelonnés après introduction d'un processus stationnaire du premier ordre pour les erreurs aléatoires {11}, {11a} et {19}; malheureusement les biais asymptotiques de la variable endogène déphasée persistent ou, éventuellement, sont accrus si la nature de la liaison des erreurs est incorrectement spécifiée. Enfin, les propriétés de cette approche paraissent moins favorables encore dans les petits échantillons que nous traitons {31}.

Aussi, en première instance, avons-nous préféré retenir la procédure de Hildreth et Lu⁽²⁾ {16}. Cette dernière, pour des erreurs résiduelles normalement distribuées, donne des estimateurs du maximum de vraisemblance (comme la procédure itérative de Newton-Raphson d'ailleurs, Sargan {30a}) qui ont la propriété d'efficacité asymptotique complète.

-
- (1) La statistique de D.W. est alors asymptotiquement biaisée vers 2, valeur qui indique l'absence de liaison des erreurs. Se référer à Durbin, J. {11b} et {11c} et Nerlove, M. et Wallis, F.K. {26}.
- (2) Hildreth, C. et Lu, J.Y. {16, pp. 8-18 et 40-48}. Cette procédure vise, en minimisant la somme des carrés des résidus, à obtenir des estimateurs convergents en probabilité des coefficients des variables exogènes et une estimation fiable du corrélogramme du premier ordre des erreurs aléatoires. Pour certaines valeurs extrêmes de ρ , cette procédure semble toutefois introduire des discontinuités dans les estimations des coefficients exogènes. Dans ce cas, nous lui substituons la procédure itérative de Cochrane-Orcutt.

Les paramètres financiers de la politique de distribution étant dérivés des coefficients des variables exogènes, tout biais affectant les estimations de ces coefficients par ajustement linéaire des diverses spécifications opératoires, se répercute sur les estimations des paramètres financiers. Ainsi, le coefficient d'inertie, γ , qui se définit comme le complément du coefficient de la variable endogène déphasée, sera sous-évalué suite à la surévaluation probable du coefficient de cette variable.

De là, la chaîne des biais touche alors la p.m.d. à L.T., β , puisque celle-ci s'obtient en divisant l'estimation du coefficient des profits courants, la p.m.d. à C.T., $\beta\gamma$, pour le coefficient d'inertie sous-évalué; on s'attend dès lors à une surévaluation relative de la propension à L.T. Il en va de même, lorsqu'elle est retenue dans le modèle, de la constante du barème de distribution à L.T.

Cette situation, apparemment peu enviable, est toutefois moins dramatique qu'il ne semble à première vue; en plus de variables prédéterminées, le modèle opératoire inclut également certaines variables exogènes simultanées propres à compenser les biais des paramètres financiers. Ainsi la sous-évaluation relative, par simultanéité, de la p.m.d. à C.T. compense éventuellement la sous-évaluation probable du coefficient d'inertie pour donner, en fin de compte, une estimation de la p.m.d. à L.T. relativement fiable, et, sans doute, voisine de la vraie valeur de ce paramètre financier.

En un mot, quelle que soit l'efficiencia de nos techniques correctives, les estimations des coefficients par MCS demeureront biaisées et non convergentes. Aussi, afin de pallier à cette déficiencia et en vue d'obtenir

des estimateurs convergents, nous envisagerons trois méthodes d'estimation alternatives; ce sont respectivement les variables instrumentales (VI), les moindres carrés quasi-généralisés (MCQG) et les moindres carrés complétés (MCC).

3.1 Moindres carrés à deux étapes

La méthode des variables instrumentales (Liviatan {22}), ou encore mieux celle des moindres carrés à deux étapes (Griliches {14a}), vise à obtenir une estimation convergente du coefficient de la variable endogène déphasée⁽¹⁾ dans un modèle à erreurs liées. A cet effet, on estime alors, dans une première étape et par MCS, un schème à retards échelonnés: soit pour le modèle généralisé, dans l'optique de la distribution brute,

$$D_t = \alpha_0 + \alpha_1 CF_t + \alpha_2 CF_{t-1} + \xi_t \quad (3.1)$$

Les estimations de la variable endogène, préalablement déphasées d'une période, \hat{D}_{t-1} , sont alors introduites dans la formulation opératoire (2.29)

$$D_t = \beta_0 + \beta_1 CF_t + \beta_2 \hat{D}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

spécification dont l'estimation, par MCS dans une seconde étape, donne des estimations convergentes de β_0 , β_1 et β_2 (Sargan {30}).

Toutefois, la présence éventuelle en (2.29) de liaison dans les erreurs entraînera vraisemblablement une autocorrélation positive des ε_t et, dès lors, des biais asymptotiques pour les variances et écarts-types

(1) Cette procédure est supérieure aux Three-Pass Least Squares de Taylor et Wilson {32}, procédure pour laquelle les estimations ne sont pas asymptotiquement convergentes.

des coefficients estimés en (3.2). Quelle que soit d'ailleurs la variable instrumentale choisie, la liaison des erreurs ϵ_t réduit l'efficacité des estimations obtenues par la méthode des moindres carrés à deux étapes.

De plus, même en l'absence en (2.29) de liaison dans les erreurs, Malinvaud [23b] a mis en évidence que les VI sont relativement moins efficaces que les MCS⁽¹⁾; par simulation sur un échantillon d'une vingtaine d'observations, il arrive à la conclusion que la procédure de Liviatan semble accroître, de 50% environ, les écarts-types des coefficients. Aussi, la recherche d'une efficacité accrue, pour les grands échantillons du moins, nous amène à retenir les deux méthodes d'estimation suivantes.

3.2 Moindres carrés quasi-généralisés

Les erreurs résiduelles calculées à l'aide des coefficients estimés en (3.2)

$$\hat{u}_t = D_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 CF_t - \hat{\beta}_2 D_{t-1} \quad (3.3)$$

permettent de calculer tout corrélogramme empirique d'un processus stochastique stationnaire des erreurs; les estimations des modules seront en effet, convergentes en probabilité étant donné les estimations convergentes de β_0 , β_1 et β_2 obtenues en (3.2).

Les modules estimés permettent alors de procéder en (2.29) à

(1) Dans ce cas, l'efficacité relative des VI est fonction de la corrélation partielle entre D_{t-1} et D_t , CF_t étant donné.

des transformations sur variables originales analogues à celles des moindres carrés généralisés. A titre illustratif, après estimation du corrélogramme empirique du processus stochastique stationnaire du premier ordre $u_t = \rho u_{t-1} + \omega_t$, les MCQG consistent à estimer, par MCS, la transformation

$$D_t - \hat{\rho}D_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(CF_t - \hat{\rho}CF_{t-1}) + \beta_2(D_{t-1} - \hat{\rho}D_{t-2}) + \omega_t \quad (3.4)$$

Pour celle-ci, les estimations de β_1 et β_2 seront convergentes en probabilité et, dans les grands échantillons, on s'attend à ce qu'elles soient d'une efficacité plus grande que celles des VI; étant donné la structure autorégressive du modèle, les estimations ne seront toutefois par entièrement asymptotiquement efficaces (Amemiya et Fuller {1}). Les simulations par la méthode de Monte Carlo sur des échantillons d'une cinquantaine d'observations, indiquent cependant que les estimations des paramètres par MCQG semblent plus efficaces que celles par VI. Cette procédure semble aussi réduire le biais des écarts-types des coefficients (Wallis {35}).

Lors de la quantification du modèle généralisé, nous retiendrons, parmi les processus stochastiques stationnaires inférieurs au troisième ordre⁽¹⁾, celui dont le coefficient de détermination multiple amélioré (\bar{R}^2) sera le plus élevé. Enfin, passons à la troisième et dernière méthode d'estimation, les moindres carrés complétés, MCC; ceux-ci présentent une grande simplicité du point de vue numérique et obvient à l'absence d'efficacité entière - et ce, même pour les grands échantillons - des moindres carrés généralisés.

(1) Empiriquement, nous avons travaillé avec les schèmes suivants:

$$(i) \quad u_t = \rho_1 u_{t-1} + \omega_t \quad (ii) \quad u_t = \rho_2 u_{t-2} + \omega_t$$

$$(iii) \quad u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \omega_t$$

3.3 Moindres carrés complétés:

Cette procédure complète la spécification (2.29) en y introduisant, pour les erreurs, un schème stochastique stationnaire du nième ordre. Les MCC s'obtiennent alors par MCS sur la formulation opératoire

$$D_t = \beta_0 + \beta_1 CF_t + \beta_2 D_{t-1} + \sum_{j=1}^n \rho_j \hat{u}_{t-j} + \eta_t \quad (3.5)$$

où les \hat{u}_t sont estimés à partir de (3.3) et l'ordre du processus stationnaire retenu correspond au \bar{R}^2 le plus élevé obtenu en (3.5). En pratique, nos investigations se borneront aux processus stationnaires inférieurs au troisième ordre.

La spécification (3.5) met dès lors clairement en évidence que le biais asymptotique du coefficient de D_{t-1} , lors de l'estimation de (2.29) par MCS, est lié à une spécification erronée du modèle suite à l'omission de variables exogènes (les u_{t-j}) corrélées à une variable explicative (Griliches {14} et {14a}).

En complétant par contre la matrice des données originales à l'aide d'estimations d'une chronique à retards distribués des erreurs, les MCC permettent d'obtenir des estimations convergentes⁽¹⁾ des paramètres.

Quoiqu'aucun résultat spécifique ne soit actuellement disponible quant à l'efficacité relative des MCC, il semblerait selon Feldstein, que cette procédure d'estimation soit supérieure aux VI, et ce, pour trois raisons; la première fait remarquer que l'estimation de (3.5) se fait par MCS plutôt que par VI, la seconde s'appuie sur une information plus

(1) Feldstein offre une preuve de cette convergence {12,p. 62}.

complète de la spécification (3.5), et, la troisième, se fonde sur le fait que les erreurs résiduelles $\hat{\eta}_t$ présenteront peu d'autocorrélation positive.

SECTION IV QUANTIFICATION DE LA POLITIQUE DE DISTRIBUTION AGREGÉE

La présente section se subdivise en deux sous-sections: la première tentera, au vu de la quantification comparée des principales spécifications de la politique de distribution, d'explicitier l'avantage comparatif du modèle généralisé. Quant à la seconde sous-section, elle s'attachera à dégager certains paramètres financiers issus d'interprétations du modèle généralisé, et, à préciser l'estimation des coefficients en recourant à diverses méthodes d'estimation additionnelles. Enfin, cette sous-section sera close par un bref examen quantitatif de l'impact sur la distribution, des variables explicatives additionnelles introduites dans un modèle généralisé élargi.

4.1 Quantification comparée de divers modèles de la politique de distribution agrégée

Au cours de la première section traitant de la théorie de la distribution, nous avons dégagé quatre spécifications de base de la politique de distribution: ce sont respectivement, les modèles de la vitesse d'ajustement (Lintner), des profits, nets ou bruts (Darling), du cash flow (Brittain) et, enfin, le modèle généralisé, ce dernier étant valide tant en distribution nette que brute.

Au vu de ceux-ci, la finalité de cette sous-section est double; d'une part, elle vise à quantifier la politique de distribution, d'autre part, étant donné l'estimation de diverses formulations pour une même période, elle permet de procéder à une comparaison intermodèle mettant en évidence avantages et lacunes respectifs de ces modèles. Ces deux buts seront poursuivis simultanément.

La politique de distribution a été estimée à partir des données canadiennes agrégées⁽¹⁾, pour la période 1946-67. Les ajustements linéaires des 4 modèles retenus sont présentés à l'annexe statistique⁽²⁾, à laquelle on se référera également pour juger de la qualité des ajustements (\bar{R}^2), de la significativité des coefficients (t de Student à 5%) ainsi que de l'impact, et de la correction éventuelle (MCS_{H-L} ou MCS_{C-O})⁽³⁾, de la liaison des erreurs pour les diverses formulations.

(1) Données statistiques issues des Comptes Nationaux, Statistique Canada, no 13-201 (tableaux 50 et 51).

(2) Quoiqu'elles ne figurent pas à l'annexe statistique, nous avons également procédé à l'estimation des spécifications

$$D_t = \{a\} + \beta Y P_t \text{ ou } CF_t + (1 - \gamma) D_{t-1} + \xi T_t + u_t$$

et $D_t - D_{t-1} = \{\alpha\gamma\} + \beta Y P_t \text{ ou } CF_t - \gamma D_{t-1} + u_t$

et ce, afin de tester respectivement les hypothèses de Dobrovolsky {9, p. 31} - la rétention d'une tendance temporelle, T, comme variable exogène - et de Brittain {4a, pp 55-6} - la régression sur les différences premières reflète plus exactement que la formulation de base la démarche décisionnelle des entreprises. Or il s'avère que, dans le premier cas, les estimations de ξ sont statistiquement non significatives et, dans le second, que l'ajustement linéaire est pauvre. Brittain argue toutefois que l'explication est obscurcie par la forte multicollinéarité existant entre variables exogènes, l'évolution chronologique de ces dernières étant très similaire au niveau agrégé.

(3) MCS_{H-L} et MCS_{C-O} désignent les moindres carrés classiques corrigés respectivement selon la procédure séquentielle de Hildreth et Lu ou selon la procédure itérative de Cochrane et Orcutt.

Des coefficients des modèles présentés en annexe, nous dérivons les estimations des paramètres financiers de la distribution: ceux-ci sont regroupés au tableau comparatif I. Comme l'inspection de ce tableau l'indique, notre analyse procédera du long terme, l'objectif majeur de la politique de distribution, vers le court terme, le pont entre les deux niveaux de distribution se faisant par le coefficient d'inertie et l'hypothèse de cliquet et de profits relatifs. Pour chacun des niveaux, nous traiterons simultanément, dans une optique de comparaison inter-modèle, de l'aspect quantitatif des coefficients et de leurs implications économiques et financières. Débutons par les paramètres caractéristiques de la "politique" à L.T.

4.1.1 Propension et barème à long terme

Grosso modo, la société type s'efforce de distribuer 65 et 25% environ de ses profits nets ou de son cash flow c'est-à-dire que, pour chaque dollar de profitabilité additionnelle, 65 et 25 cents respectivement sont distribués sous forme de dividendes. Parmi les p.m.d. à L.T., seules celles des barèmes simples ont été obtenues par estimation directe. Quant aux propensions obtenues par dérivation à partir d'un modèle heuristique, elles sont surévaluées, surtout pour la distribution nette; le biais positif découle de l'estimation indirecte de la p.m.d. comme quotient du coefficient estimé des profits nets par l'estimation du coefficient d'inertie, cette dernière étant affectée d'un biais négatif (sous-évaluation) résultant de l'effet conjugué de la liaison des erreurs résiduelles et de la présence d'une variable endogène déphasée dans la structure opératoire. Parmi les propensions dérivées, notons la plus grande homogénéité des propensions brutes que nettes.

I Distribution nette		Long terme		court terme		Coefficient d'inertie	
constante		p.m.d. β ou r		constante		p.m.d. βγ ou c	
a ¹	b	a	b	a	b	a	b
1. Modèle de base							
- Darling	-	.68	.529	- 288.3	-	.40	.32
				(77.1)		(.07)	(.06)
- Lintner	-	.78	.614	- 121.3	-	.262	.166
				(41.8)		(.058)	(.05)
- Chateau	- 361	.78	.614	- 121.3	-	.262	.166
				(41.8)		(.058)	(.05)
2. Amortissement							
- Darling	-	.30	.254	- 89.8*	-	.243	.221
				(131.9)		(.066)	(.057)
- Lintner	-	.687	.34	- 113.3	-	.252	.169
				(47.5)		(.06)	(.05)
- CHateau	- 308.7	.687	.34	- 113.3	-	.252	.169
				(47.5)		(.06)	(.05)
3. Barèmes simples et							
	- 270.4	.66	.51	-	-	-	-
	(80)	(.04)	(.04)	-	-	-	-
Différences premières							
	-	-	-	-	-	.148	-
	-	-	-	-	-	(.053)	-
II Distribution brute							
1. Modèle de base							
- Darling	-	.267	.25	- 93.9*	-	.206	.195
				(138.9)		(.042)	(.038)
- Brittain	-	.267	.254	- 40.3*	-	.16	.15
				(72.7)		(.043)	(.04)
- Chateau	- 67.2	.267	.255	- 40.3*	-	.16	.15
				(72.7)		(.043)	(.04)
2. Barème simple et	- 55.9*	.26	.245	-	-	.16	.15
	(129.2)	(.03)	(.01)	-	-	(.043)	(.04)
Différences premières							
	-	-	-	-	-	.217	-
	-	-	-	-	-	(.034)	-

1 Les lettres a et b indiquent la rétention ou l'omission de la constante de l'ajustement économétrique
 * Coefficient statistiquement non significatif à 5%
 Source: Annexe Statistique.

Quel que soit le modèle retenu, l'introduction de l'amortissement comme variable exogène tend à réduire, et parfois de façon drastique, les propensions de la distribution nette. L'influence non négligeable de l'amortissement sur la politique de distribution est mise en évidence lorsque l'on considère la variabilité de la p.m.d. en fonction du ratio amortissement-profits nets: le modèle généralisé se réécrit alors

$$D_t = - 113.3 + .367 \{ .687 + .0472A_t/P_t \} P_t + .633D_{t-1} \quad (4.1)$$

$$\text{où} \quad r' = .687 + .0472A_t/P_t \quad (4.2)$$

$$\text{et} \quad D_{t,LT} = - 308.7 + \{ .687 + .0472A_t/P_t \} P_t \quad (4.3)$$

Le ratio A/P évoluant de .54 en 1946 à 1.41 en 1967, il semble que l'accroissement des provisions d'amortissement soit concomitante à une augmentation relative de la p.m.d. à L.T.⁽¹⁾ On notera les résultats médiocres afférents à l'hypothèse de Darling.

L'introduction de l'amortissement comme variable exogène constitue de facto un stade intermédiaire: en tenant compte des deux composantes du cash flow, profits nets et amortissement, il appert que les deux paramètres sont significatifs dans la détermination de la politique de distribution. Ceci signifie que l'approche de la distribution nette omet

(1) A ce sujet nous proposons l'interprétation suivante: en assurant par le réinvestissement des provisions d'amortissement en rapide croissance, une certaine stabilité, voire la progression des profits futurs, les firmes sont enclines à distribuer un montant grandissant de leur profitabilité nette: les provisions d'amortissement semblent alors se substituer à l'épargne nette interne comme instrument d'auto-financement. Au sujet de la causalité investissement-profit-distribution, on consultera Chateau, J.P. {5b}.

une variable importante et qu'il convient de lui préférer la distribution brute basée sur le cash flow. Lorsque profits nets et amortissement sont retenus comme variables exogènes, nous parlons de stade intermédiaire puisqu'ils ventilent l'influence du cash flow dans la politique de distribution. Comme la détermination d'une politique et non la mise en évidence de l'influence respective des composantes des agrégats de référence constitue notre *primum movens*, nous pencherons en faveur de toute politique de distribution brute, c'est-à-dire basée sur l'agrégat de profitabilité réelle, le cash flow.

La barème de distribution à L.T. permet aussi de juger de l'opportunité d'une constante, et, lorsqu'elle est retenue, de son contenu informatif. A première vue, la rétention d'une constante comme variable de niveau à L.T. semble avérée lorsque la distribution procède des profits nets; pour le cash flow, une constante nulle, ou sa suppression, constitue une approche plus adaptée, puisque, dans ce cas, les estimations de celle-ci sont, en valeur, proches de zéro et statistiquement non significatives.

A long terme, il semble que le niveau de distribution nette incompressible tourne autour de -270 millions de \$ courants; le signe comme la valeur de celle-ci semblent corroborer l'estimation dérivée du modèle généralisé (constante de niveau à L.T. de -361 millions de \$) plutôt que celle estimée par le modèle de la vitesse d'ajustement (constante conjoncturelle de -121.3 millions de \$), cette dernière allant d'ailleurs à l'encontre des hypothèses émises par Lintner (constante micro et macro-économiques positives.)

Les résultats erratiques obtenus pour le modèle de la vitesse d'ajustement sont imputables à une spécification défectueuse de la politique de distribution et aux hypothèses économiques liées à la constante: pour Lintner, une constante positive exprimait conjointement les phénomènes d'aversion aux réductions de dividendes en période de stagnation et de stabilité de leur croissance en période d'expansion.

Au point de vue de la connotation économique de la constante tout d'abord, on se rappellera que croissance, récession ou stagnation sont des phénomènes opposés. Aussi avons-nous proposé une alternative à l'intégration des deux phénomènes dans une constante positive, comme le préconisait Lintner: selon la situation économique - croissance accélérée, stable ou stagnation - la constante agrégée est respectivement négative, nulle ou positive. Ainsi, selon cette interprétation économique, l'estimation négative de la variable de niveau indique que la distribution a été marquée par une croissance soutenue à la fois des dividendes et des profits, c'est-à-dire de l'économie en général.

L'interprétation précédente de la constante repose sur le groupement des firmes en sous-agrégats qui influent sur le barème agrégé par leur importance relative dans la distribution. Il est d'ailleurs significatif de constater que, quel que soit le modèle retenu, les constantes conjoncturelles et à L.T. sont négatives, et ce, même pour le modèle de la vitesse d'ajustement de Lintner. Ceci tient à la prépondérance, au cours de l'après-guerre, du premier groupe de firmes dans la distribution agrégée.

La faiblesse de l'hypothèse de Lintner n'est de considérer que l'existence d'une formulation de la politique de distribution identique pour toutes les micro-unités, ce qui, après agrégation, ne peut aboutir qu'à une constante macroéconomique positive.

Si l'agrégation de politiques de distribution microéconomiques différentes résout le paradoxe du signe de la constante, la nature de celle-ci constitue une seconde raison de douter du modèle de la vitesse d'ajustement: de facto, l'estimation de la constante est conjoncturelle (à C.T.) puisque, pour Lintner, le barème à L.T., $D_t^* = \beta P_t$, omet toute constante. Aussi n'existe-t-il pas de solution mixte: il convient soit d'omettre toute constante-avec son impact éventuel sur l'exactitude des p.m.d. - soit de faire la distinction entre barèmes de distribution à C et L.T., comme c'est le cas pour le modèle généralisé.

La rétention ou l'omission d'une constante dans les formulations agrégées influe, semble-t-il, sur la valeur prise par les p.m.d. à L.T.: en général, la valeur de la constante de niveau est inversement proportionnelle à celle de la p.m.d. A une constante négative est associée une propension élevée et l'omission de celle-ci, dans la spécification d'un modèle de distribution où elle s'impose, tend à sous-estimer la valeur réelle de la p.m.d. à L.T. Il semble dès lors, pour la politique de distribution nette, qu'une constante s'impose puisqu'elle est à la fois justifiée par des arguments économiques et confirmée par une estimation significative à 5%.

Si la valeur et le signe de la constante constituent un baromètre significatif de la situation économique prévalant au cours de la période considérée, il ne faut toutefois pas perdre de vue que celle-ci ne constitue qu'une extrapolation à l'origine d'un ajustement linéaire.

Lorsque la politique de distribution procède par contre du cash flow, il semble que la formulation idoine de la politique à L.T. ne souffre point de l'omission d'une constante de niveau agrégée: ceci signifierait qu'en politique de distribution brute, il y aurait proportionnalité directe entre distribution et profitabilité réelle et, éventuellement, une plus grande similitude des diverses politiques de distribution envisagées antérieurement, lors des groupements de firmes. Du long terme passons aux fluctuations conjoncturelles.

4.1.2 Variations conjoncturelles et inertie

Afin d'assurer la cohérence de la distribution réelle avec la politique idéale à L.T. qu'elles se sont fixée, les firmes tiennent compte, dans les ajustements trimestriels ou annuels de leurs dividendes, des fluctuations courantes des profits, nets ou bruts. Or, comme les p.m.d. à C.T. du tableau I l'indiquent, il semble que, même au cours d'une période caractérisée par une expansion économique soutenue, une attitude conservatrice et de prudente réserve prévaut en ce qui concerne l'adaptation du montant des dividendes aux variations conjoncturelles des agrégats de référence: en moyenne, les entreprises tendent à distribuer environ 25% des accroissements annuels de profits nets et 15 à 20% des fluctuations conjoncturelles du cash flow. Il va de soi qu'une telle politique

parcimonieuse les met à l'abri de réductions drastiques ou répétées de leur montant de dividendes lors de périodes de récession ou de stagnation.

Comme pour le long terme, le barème de distribution conjoncturel du modèle généralisé retient une constante de niveau; soit

$$D_{t,CT} = - 103.7 + .256P_t \quad (4.4)$$

$$D_{t,LT} = - 361 + .78 P_t \quad (4.5)$$

les deux barèmes de distribution nette dérivés du modèle généralisé.

De leur estimation, il ressort que l'ajustement conjoncturel et intracyclique est fonction du niveau de profitabilité courante dont la pérennité est encore aléatoire; l'ajustement ne représente dès lors qu'un tiers environ de la distribution idéale à L.T.

La logique interne d'une distribution plus élevée à long qu'à court terme, se traduit, pour le niveau de la distribution, par une constante agrégée négative mais, en valeur absolue, inférieure à celle obtenue pour le barème à long terme. Lorsque l'on procède, pour la distribution brute, à une dérivation identique des barèmes à C et L.T. du modèle généralisé, on a les relations

$$D_{t,CT} = .13CF_t \quad (4.6)$$

$$D_{t,LT} = .278CF_t \quad (4.7)$$

qui semblent indiquer que l'ajustement à court terme est relativement plus rapide dans ce cas puisque 45% environ du taux à L.T. sont réalisés immédiatement (pour 33% dans le cas des profits nets). Ce phénomène est certainement lié à l'évolution moins aléatoire du cash flow: la firme

passera aux actionnaires une fraction plus importante des variations annuelles de ses profits bruts si elle est relativement certaine qu'à l'avenir, ce niveau de distribution est susceptible de se maintenir. Ceci semble plus probable pour les profits bruts que nets et rend dès lors cette approche plus attrayante.

Comme pour la distribution nette à long terme, on note aussi l'influence dépressive de l'omission d'une variable de niveau sur la p.m.d. à C.T., ainsi que l'influence stabilisatrice sur cette dernière, lorsqu'elle est retenue, de la variable exogène d'amortissement. Enfin, comme c'était prévisible, les options profits nets et bruts du modèle de Darling offrent des p.m.d. à C.T. plus élevées, confirmant ainsi le caractère légèrement plus cyclique de ce modèle: celui-ci présente une adaptation plus rapide de la distribution aux fluctuations de l'agrégat de référence⁽¹⁾.

La réconciliation des distributions à court et long terme se fait par le coefficient d'inertie ou d'ajustement: ce dernier évalue l'importance relative de l'ajustement conjoncturel des dividendes par rapport à l'ajustement anticipé si le taux de distribution idéal à long terme avait été appliqué aux profits nets ou bruts courants.

A titre illustratif, un coefficient d'inertie de .336 indique que les accroissements annuels de dividendes (26 cents) ne correspondent qu'à 33% environ de l'accroissement anticipé (78 cents) si le taux idéal (la p.m.d. à L.T.) avait été appliqué directement aux profits nets courants.

(1) Dans ce modèle, la variable de niveau P_{t-1} se substitue à D_{t-1} ; or, les profits déphasés sont nettement plus volatils que les dividendes déphasés.

Dans les deux cas toutefois, on s'attend à ce que ce coefficient soit légèrement sous-évalué étant donné sa dérivation indirecte à partir de l'estimation du coefficient de D_{t-1} .

Quoique les modèles des profits ne présentent pas de coefficients d'ajustement du court vers le long terme, il est facile d'avoir une idée de son ordre de grandeur en divisant les estimations des p.m.d. à C.T. par celles des p.m.d. à L.T.; dans chacun des cas, on notera que l'importance relative de l'ajustement conjoncturel est supérieure aux autres modèles, tant pour la distribution nette que brute. Ce phénomène traduit encore l'aspect plus cyclique de cette approche de la distribution.

4.1.3 Hypothèse de cliquet et profits relatifs

L'évidence du phénomène d'inertie entre niveaux de distribution à court et long terme, nous a amené, lors de la théorie de la distribution, à redéfinir la nature de l'ajustement en examinant la possibilité de recourir à un effet de profits relatifs, c'est-à-dire d'adapter l'idée de cliquet à la politique de distribution agrégée.

Si l'estimation du coefficient d'inertie obtenue ci-dessus marque bien un effet de cliquet et de profits relatifs, il s'avère illusoire de le considérer comme unique pour toute la période considérée, 1946-67. Il semble par contre, que cet effet soit plus pertinent entre chaque cycle économique et la politique à L.T. Aussi, en vue d'en tenir compte, nous avons introduit des variables auxiliaires pour chaque barème de distribution intracyclique et ce, après avoir subdivisé la période 1945-67 en 4 cycles économiques.

TABLEAU II Effet de cliquet et de profits relatifs en politique de distribution nette et brute, constante en millions de \$ courants

Cycle	constante de niveau		p.m.d. conjoncturelle	
	nette	brute	nette	brute
1945-49	107.6*	76*	.32	.22
1950-54	234.7*	557	.29*	.03*
1955-60	371.9*	- 72.8*	.27*	.24
1961-67	- 50.7*	-175.2*	.59	.28
Période globale 1945-67	- 105.8*	---	p.m.d. à L.T.	
			.58	.245

*indique que l'estimation est statistiquement non significative à 5%

Source: Annexe Statistique

Les estimations⁽¹⁾, présentées au tableau II, semblent corroborer l'hypothèse avancée puisqu'il y a différenciation des p.m.d. intracycliques entre elles et avec celle à L.T. et proportionnalité inverse entre constantes de niveau et p.m.d. conjoncturelles.

Cette constatation appelle une hypothèse d'ajustement intracyclique des dividendes en fonction de l'incertitude liée au niveau de profitabilité réelle, profits nets ou cash flow: plus le niveau de profitabilité prospec-

(1) La durée relativement courte des sous-périodes entraîne une certaine instabilité des coefficients au vu du petit nombre d'observations par cycle. De plus, toute correction pour autocorrélation des erreurs résiduelles doit se faire séparément sur chaque ajustement linéaire cyclique plutôt que sur un modèle à variables auxiliaires: pour ce dernier, la correction porte simultanément sur l'ensemble des cycles.

tive sera certain et susceptible de croissance stable, plus les p.m.d. intracycliques tendront vers la politique à L.T. L'importance de l'ajustement intercyclique par cliquet sera fonction du désajustement des p.m.d. intracycliques par rapport à la politique idéale à L.T.

Dans cette optique, la rétention d'un agrégat de profitabilité stable et à croissance soutenue, est une condition sine qua non d'une politique de distribution consistante; ainsi la stabilité dans la croissance du cash flow⁽¹⁾ explique la différenciation plus faible existant entre les propensions intracycliques et idéale à L.T. de la distribution brute. Au vu de l'information prospective du cash flow, il semble que la détermination de la politique de distribution à partir de la profitabilité brute soit plus judicieuse et préférable à celle du concept de profitabilité nette.

En effet, la distribution nette est affligée par la volatilité des profits nets, par le caractère de profitabilité illusoire de ceux-ci et, enfin, par la détermination partielle de la politique de distribution puisqu'elle omet une composante importante, les provisions d'amortissement. Quant à la formulation opératoire de la distribution brute, il appert que les estimations empiriques obtenues jusqu'ici plaident en faveur du modèle généralisé: tout en obviant à certaines déficiences et incohérences décelées dans les autres modèles de base, ce modèle offre une détermination

(1) Cette stabilité est liée à la nature même des composantes du cash flow, les profits nets et l'amortissement. Si la première présente une certaine volatilité, la seconde composante est constituée par une multitude d'amortissements individuels d'importance et de durée diverses, ce qui lui donne un caractère de fonds de roulement peu sujet aux sollicitations du cycle économique. Dès lors que l'importance relative de l'amortissement par rapport aux profits nets, a crû pour atteindre environ 60% du cash flow, son effet contracyclique atténue la volatilité des profits nets et détermine le caractère de stabilité dans la croissance du cash flow.

plus complète et plus vraisemblable de la politique de distribution, et ce, tant pour la micro-unité qu'au niveau agrégé.

Il nous reste alors, dans le cadre de la quantification de la distribution agrégée, à élargir notre analyse du modèle généralisé. Ce sera l'objet de la seconde sous-section.

4.2 Distribution généralisée approfondie

Après avoir mis en valeur l'avantage comparatif du modèle généralisé et opter pour une politique de distribution brute, nous examinerons brièvement certains paramètres financiers issus d'hypothèses singulières sur le modèle. Nous préciserons également nos estimations en recourant à diverses méthodes d'estimation et dirons quelques mots de l'impact sur la distribution, de variables explicatives additionnelles, suite à leur introduction dans un modèle généralisé élargi.

4.2.1 De certains paramètres

Comme nous l'avons démontré précédemment {5a}, l'hypothèse de revenu permanent de Friedman {13} se transpose en politique de distribution; l'hypothèse de profits permanents permet alors de retrouver (2.29), à la constante près, en partant soit de l'approche des chroniques des profits de Prais {29}, soit à partir de la variante des valeurs attendues de Modigliani et Miller {25} et {25a}. Sous l'hypothèse de profits permanents, la spécification opératoire (2.29) omet toute constante, à court et à long terme, du modèle généralisé; le paramètre β désigne alors simultanément les propensions marginale et moyenne à distribuer entre les com-

posantes permanentes de distribution et de profitabilité (celle-ci étant définie comme le cash flow permanent après imposition) et γ , le coefficient d'ajustement, s'interprète alors comme le ratio de la variance du profit permanent au profit observé (le modèle est alors considéré comme une équation à erreurs sur les variables.)

Comme d'autre part, les variations conjoncturelles de la distribution s'expriment également sous forme procentuelle, on recourt parfois (voir notamment Feldstein {12} et Chateau {5c}) aux concepts d'élasticité de distribution en termes de profits: soit respectivement celle d'impact (à court terme), d'équilibre (à long terme) et de réponse (coefficient d'ajustement dynamique entre élasticités d'impact et d'équilibre). Pour le modèle généralisé et la distribution brute que nous considérons ici, l'élasticité d'impact s'obtient à partir de l'expression $\eta_{DCF,CT} = \beta \overline{CF}/\overline{D}$ ou \overline{CF} et \overline{D} désignent les valeurs moyennes des agrégats calculés à partir des séries chronologiques retenues. Quant à l'élasticité d'équilibre, $\eta_{DCF,LT}$, elle se définit comme $\beta \gamma \{1 - (1 - \gamma)\}^{-1} \overline{CF}/\overline{D}$ et, celle de réponse, par le coefficient d'inertie, γ .

En vue de quantifier ces nouveaux paramètres, nous présentons, au tableau synoptique III, les estimations des paramètres financiers du modèle généralisé, option distribution brute. Ce modèle a été estimé selon cinq méthodes: les moindres carrés classiques, corrigés (MCS_{H-L}) ou non (MCS) pour l'autocorrélation des erreurs résiduelles, la méthode des variables instrumentales (VI), des moindres carrés quasi-généralisés (MCQG), et celle des moindres carrés complétés (MCC).

TABLEAU III - Distribution brute: modèle généralisé (1.1.1), en millions de \$ courants (écarts types entre parenthèses)

Méthodes d'estimation	MCS		VI		MCOG		MCC		MCS _{H-L}	
	a ²	b	a	b	a	b	a	b	a	b
Coefficients long terme										
(α) constante	35.8	-	-29.0	-	-27.0	-	-53.8	-	-67.2	-
(β) p.m.d.	.276	.283	.252	.246	.267	.25	.265	.253	.267	.255
(β') p.m.d. avec croissance	.24	.249	.251	.245	.256	.243	.257	.245	.258	.244
(\bar{D}/CF) p. moy. d.	.286	.283	.244	.246	.26	.25	.251	.253	.249	.255
(η_{LT}) élasticité d'équilibre	1.13	1.16	1.03	1.00	1.09	1.02	1.08	1.04	1.09	1.04
court terme										
(α_Y) constante	10.5* (31.9)	-	-27.6* (48.6)	-	-16.2* (29.3)	-	-35.7* (38)	-	-40.3* (72.7)	-
(β_Y) p.m.d.	.081 (.034)	.085 (.032)	.239 (.082)	.224 (.075)	.16 (.043)	.17 (.041)	.176 (.048)	.164 (.044)	.16 (.043)	.15 (.038)
(γ) coefficient d'inertie	.293	.30	.95	.91	.60	.68	.664	.647	.60	.59
(η_{CT}) élasticité d'impact	.331	.347	.977	.915	.656	.697	.722	.672	.654	.613
\bar{R}^2	.98	.98	.95	.96	.93	.86	.98	.98	.93	.93
D.W. ¹	1.08 [1.54]	1.07 [1.43]	.42 [1.53]	.39 [1.42]	2.11 [1.53]	2.21 [1.42]	1.84 [1.66]	1.78 [1.53]	2.10 [1.53]	2.00 [1.42]

Méthodes d'estimation

MCS = moindres carrés simples

VI = variables instrumentales

MCOG = moindres carrés quasi-généralisés

MCC = moindres carrés complétés

MCS_{H-L} = moindres carrés simples avec correction de Hildreth-Lu

1 Entre crochets, la valeur du seuil critique (5%) du test de Theil et Nagar permet de détecter l'auto-corrélation positive. Voir toutefois Durbin {llc}

2 Les lettres a et b indiquent respectivement la rétention ou l'omission de la constante du modèle.

* Coefficient statistiquement non significatif à 5%.

L'inspection du tableau nous indique que les coefficients financiers sont groupés selon leur appartenance au court ou au long terme: dans chacun des cas, nous traiterons simultanément des aspects quantitatifs et des implications financières des coefficients nouveaux en retenant, comme méthode d'estimation, les MCC. Une brève comparaison des méthodes suivra. Comme précédemment, débutons par le long terme.

Alors que la p.m.d. à L.T. nous avait déjà indiqué que, pour chaque dollar de profitabilité brute additionnelle, 25 à 28 cents sont distribués sous forme de dividendes, lorsque le facteur croissance est retenu, celle des dividendes en l'occurrence et au taux annuel moyen de 6.8%, les nouvelles p.m.d. sont généralement inférieures de 1 à 2% aux propensions originales⁽¹⁾; les estimations de ce paramètre sont alors très voisines de celles de la p. moy. d.⁽²⁾. Elles se confondent d'ailleurs avec celles-ci lorsque le modèle opératoire (2.29) omet toute constante, ce qui est notamment le cas lorsque la distribution brute est considérée dans l'optique des profits permanents.

(1) Si la p.m.d. à L.T. du modèle opératoire (2.29) $D_t = \{a\} + bCF_t + dD_{t-1}$, s'obtient par la formule $b(1-d)^{-1}$, son équivalent, lorsque la croissance est explicitement introduite, se calcule à partir de l'expression $b(1 - \{d/l + \lambda\})^{-1}$ où λ représente le taux de croissance annuel moyen de la distribution, ce dernier étant obtenu de façon exogène par ajustement semi-logarithmique. La rétention de la croissance requiert de plus l'hypothèse additionnelle suivante: $D_{-1} = 1(1 + \lambda)^{-1}D$. On notera enfin, qu'en l'absence de constante dans le modèle opératoire, il y a adéquation des p.m. et moy.d. à L.T.

(2) La p. moy. d. est calculée au point moyen de la série chronologique en tenant compte des estimations économétriques du barème à L.T.; ainsi, on a, $D/CF = \hat{\alpha}/CF + \hat{\beta}$. La p. moy. est dès lors fonction du signe et de l'importance de la constante: une constante négative entraîne une p. moy. inférieure à la p.m. et inversement. De plus, la propension croît ou décroît à un rythme décroissant avec le niveau de profitabilité, D/CF .

Par contre, lorsque la p.m. est légèrement supérieure à la p. moy. d., le phénomène est lié à la rétention d'une constante de niveau (α) dans le barème à L.T. L'estimation de celle-ci étant toutefois négative et, en valeur⁽¹⁾, proche de zéro, il semble que la formulation idoine de la politique à L.T. ne souffre point de l'omission d'une constante de niveau, du moins en politique de distribution brute.

Ceci est d'ailleurs corroboré par l'estimation de l'élasticité d'équilibre: quoique les estimations ponctuelles soient légèrement supérieures à l'unité, ce qui supputerait un accroissement du ratio $D^*/CF_p = \beta$ en fonction de l'accroissement du niveau de profitabilité (défini alors comme le cash flow permanent CF_p), les écarts-types de $\gamma\beta$ et $(1 - \gamma)$ impliquent, semble-t-il, la cohérence des estimations empiriques avec un ratio constant ($\eta = 1$). Il en résulte que le modèle opératoire (2.29) sans constante, s'avère compatible avec l'hypothèse de profits permanents; β , constant et indépendant du niveau temporel de profitabilité réelle⁽²⁾, détermine alors le régime permanent de distribution à L.T.

A court terme, l'interprétation du coefficient d'inertie et l'introduction de l'élasticité d'impact constituent des compléments non négligeables dans la détermination de la politique de distribution brute.

(1) Il y aura proportionnalité directe entre D et CF et constance à L.T. de ce ratio dans la mesure où les deux agrégats présentent une croissance séculaire concomitante. Au cours de la période considérée, dividendes et cash flow ont crû au taux annuel moyen de 6.8 à 7.4% respectivement ce qui implique une légère tendance divergente dans leur évolution chronologique. D'où dans la barème à long terme, la constante négative et statistiquement non significative à 5%.

(2) Si une élasticité d'équilibre égale à 1 constitue une condition sine qua non de l'hypothèse de profits permanents, elle présume aussi la poursuite d'une "politique" de distribution à L.T. et ce, à l'encontre de Feldstein, M.S. [12].

Sous l'hypothèse de profits permanents, le coefficient d'inertie estime directement l'élasticité d'impact puisque dans ce cas, $\overline{CF}/\overline{D} = 1/\beta$ et $\eta_{DCF,CT}$ se simplifie en γ : l'estimation de ce coefficient ($\approx .65$) indique que le ratio de la variance du profit permanent au profit observé est relativement élevé. Le cash flow semble dès lors constituer un agrégat représentatif de la profitabilité permanente puisque l'importance de la composante permanente dans l'ajustement du profit observé au profit attendu⁽¹⁾ est d'environ 2/3 (les fluctuations transitoires étant alors peu marquées).

Quant à l'estimation ponctuelle de l'élasticité d'impact, elle corrobore la convergence rapide de la distribution conjoncturelle vers la politique à L.T.: l'estimation de ce coefficient (.67) est identique, à peu de choses près, à celle du coefficient d'inertie, ce dernier estimant alors l'élasticité de réponse entre élasticités de court et de long terme. Dans ce cas, l'élasticité de réponse indique, pour de faibles variations entre D^* et D_{t-1} le montant de celles-ci absorbé par la distribution courante.

Enfin, certaines remarques s'imposent quant à l'efficiences relative des diverses méthodes d'estimation. La statistique de D.W. semble indiquer, qu'à l'encontre des MCS et des VI, les MCQG, les MCC et les MCS_{H-L} réduisent l'autocorrélation positive des erreurs résiduelles. Etant donné que les MCC incorporent une information plus complète, ceux-ci

(1) Sous l'hypothèse de profits permanents, γ désigne également la période de pondération moyenne (ici, un an et demi environ). Pour les définitions de périodes de pondération moyenne et effective cette dernière étant définie comme $2(1/\beta)$, on consultera Friedman, M. {13, pp. 144-5}.

présentent le coefficient de détermination multiple amélioré le plus élevé, ainsi d'ailleurs que les écarts-types les plus faibles. Pour les petits échantillons que nous considérons, il semble d'autre part que la correction de l'autocorrélation des erreurs résiduelles s'avère plus importante que celle liée à la présence, dans le modèle, d'une variable endogène déphasée. On note à cet effet, que les estimations des MCQG, qui tiennent compte des deux corrections, sont plus voisines des MCC et des MCS_{H-L} qui corrigent seulement l'autocorrélation, que de celles des VI qui traitent uniquement du biais afférent à la variable endogène déphasée. (cf aussi Sargent {31})

Pour les VI, l'ensemble des coefficients à court terme sont supérieurs en valeur à ceux des autres méthodes d'estimation. Toutefois, étant donné que les p.m.d. à L.T., β , sont obtenues comme quotient de la p.m.d. à C.T., $\beta\gamma$, par le coefficient d'inertie, γ , celles-ci sont peu affectées par les biais compensatoires⁽¹⁾ des coefficients à C.T. Par comparaison aux MCS, il semble que les autres méthodes d'estimation entraînent des accroissements relatifs proportionnels pour les p.m.d. à C.T. et les coefficients d'inertie; ceci expliquerait partiellement du moins la similitude relative, quelle que soit la méthode d'estimation retenue, des estimations des p.m.d. à L.T.

(1) Pour la spécification autorégressive (2.29) affectée d'autocorrélation positive des erreurs résiduelles, les estimations par MCS sous-estiment à la fois coefficient d'inertie et p.m.d. à C.T. Pour les VI par contre, les estimations ponctuelles des mêmes paramètres sont environ trois fois supérieures aux valeurs respectives obtenues par MCS. Dans les deux cas, les phénomènes se compensent pour donner des estimations des p.m.d. à L.T. très voisines.

4.2.2. Le modèle généralisé élargi

En vue de considérer l'impact de variables explicatives additionnelles sur la distribution brute, insérons, dans le modèle généralisé, quelques-unes des variables exogènes pertinentes auxquelles nous avons fait référence lors de l'introduction. Leur insertion se fait généralement de deux façons, soit directement comme variables exogènes indépendantes, soit indirectement par le biais d'un taux de distribution à L.T. variable en fonction de celles-ci {5c}. Selon la première approche, la spécification opératoire (2.29), est élargie par introduction de variables exogènes; soit

$$D_t = \{\alpha\gamma\} + \gamma\beta CF_t - \delta I_t - \lambda S_t/S_{t-2} \pm \omega GIPE_{t+1} + (1 - \gamma)D_{t-1} + v_t \quad (4.8)$$

où la distribution est fonction du cash flow, du taux d'intérêt prévalant sur les marchés financiers, de l'accroissement procentuel des ventes et d'une variable d'investissement brut (attendu, $t+1$, ou réalisé t)⁽¹⁾. En considérant l'approche d'un taux de distribution à long terme variable⁽²⁾,

- (1) Quoique nous ayons retenu les principales variables additionnelles dans les formulations ci-dessus, leur énumération est loin d'être exhaustive; d'autres variables exogènes influent sur la distribution, témoin la taxation directe des revenus des sociétés {12} ou des particuliers (ou des deux) {4a} ou encore les offres publiques d'achat (opa ou takeover {18}) etc.
- (2) La flexibilité du modèle généralisé permet également de considérer l'impact de variables additionnelles sur la distribution à L.T.; le barème à L.T.

$$D_t^* = \{\alpha\} + \beta CF_t - \delta I_t - \lambda S_t/S_{t-2} \pm \omega GIPE_{t+1} + u_t \quad (2.27')$$

et l'équation d'ajustement

$$D_t - D_{t-1} = \gamma(D_t^* - D_{t-1}) + e_t \quad (2.28)$$

déterminent alors la spécification opératoire

$$D_t = \{\alpha\gamma\} + \gamma\beta CF_t - \gamma\delta I_t - \gamma\lambda S_t/S_{t-2} \pm \gamma\omega GIPE_{t+1} + (1 - \gamma)D_{t-1} + v_t \quad (4.11)$$

(4.11) s'avérera toutefois moins satisfaisant que (4.9) lors de la quantification; les estimations des paramètres financiers à L.T. sont erratiques suite à une estimation pauvre du coefficient d'inertie.

on obtient la spécification opératoire

$$D_t = \{\alpha\gamma\} + \gamma\{\beta - \delta I_t - \lambda S_t/S_{t-2} \pm \omega \text{GIPE}_{t+1}\}CF_t + (1 - \gamma)D_{t-1} + w_t \quad (4.9)$$

$$\text{où } r' = \beta - \delta I_t - \lambda S_t/S_{t-2} \pm \omega \text{GIPE}_{t+1} \quad (4.10)$$

désigne la fonction de distribution à L.T.

Les spécifications élargies (4.8) et (4.9) ont été estimées au vu des mêmes données⁽¹⁾ et période qu'envisagées antérieurement; leurs estimations par VI et MCC, sont présentées au tableau IV.

Globalement il s'avère que l'impact, sur la distribution courante, du taux d'intérêt prévalant sur les marchés financiers ainsi que celui des investissements réalisés ou prévisibles pour l'année prochaine, est statistiquement plus significatif que celui des variations de ventes au cours des deux dernières années, celles-ci constituant d'ailleurs une variable surrogative des fluctuations de la trésorerie des entreprises (fonds de roulement). Conformément aux hypothèses a priori, un accroissement du taux d'intérêt financier (variable instrumentale du coût élevé du financement externe) semble avoir un effet négatif sur la distribution étant donné l'appropriation du cash flow aux fins d'autofinancement. Cette appropriation de plus, semble concomitante aux prévisions conjoncturelles d'investissement brut puisque cette variable exogène paraît avoir un effet

(1) Les données additionnelles afférentes aux investissements et au taux d'intérêt financier sont issues respectivement de Private and Public Investment in Canada, D.B.S., 61-205F et de McLeod Young and Weir (10 Industrial Bond Average). Les statistiques de ventes sont issues de Industrial Corporations, Financial Statistics, D.B.S., 61-003.

TABLEAU IV - Spécifications élargies du modèle généralisé, distribution brute.
Estimation par VI et MCC (écarts-types entre parenthèses)

Coefficients	cste	CF _t	I _t	ΔS ₋₂	GIPE _t	GIPE _{t+1}	D _{t-1}	\bar{R}^2	D.W.
Spécification (4.8)									
VI	139.3 (191.5)	.1267 (.0832)	-52.8 (64.4)	.0269 (.01)	-.0585 (.0438)		.9229 (.5189)	.974	1.30
MCC	159.2 (191.9)	.111 (.088)	-62.5 (65.2)	.0208 (.0081)		-.0441 (.0379)	.937 (.556)	.965	1.03
	69.2 (149.9)	.1833 (.0495)	-42.8 (51.9)	.0022 (.0091)	-.0621 (.0375)		.8701 (.15)	.989	1.97
	60.8 (104)	.1638 (.0314)	-41.3 (35.7)	-.004 (.0058)		-.0628 (.0228)	.9782 (.1303)	.992	2.05
Spécification (4.9)									
VI	141.7 (102.3)	.1658 (.0794)	.0016 (.0158)	2(10 ⁻⁶) (3{10 ⁻⁶ })	3(10 ⁻⁶) (9{10 ⁻⁶ })		-.0289 (.4011)	.966	.84
MCC	134.4 (94.8)	.1691 (.0839)	.022 (.0155)	3(10 ⁻⁶) (3{10 ⁻⁶ })	3(10 ⁻⁶) (7{10 ⁻⁶ })		-.03 (.407)	.966	.89
	58.7 (144.8)	.1555 (.0459)	-.0159 (.0121)	-8(10 ⁻⁷) (3{10 ⁻⁶ })	5(10 ⁻⁶) (8{10 ⁻⁶ })		.6868 (.3955)	.982	1.69
	129.4 (130.5)	.1516 (.0453)	-.0118 (.0118)	8(10 ⁻⁷) (2{10 ⁻⁶ })			-.9(10 ⁻⁷) (6{10 ⁻⁶ })	.983	1.78

dépressif sur les dividendes⁽¹⁾.

Quant à l'impact des variables additionnelles sur la politique à long terme, il est déterminé par le barème de distribution variable (4.10) de la spécification opératoire (4.9). Soit, pour les MCC,

$$r' = .8763 - .06821I_t + .000005\Delta S_{-2} - .0000052GIPE_{t+1} \quad \gamma = .173$$

Au vu des coefficients estimés, il semble que l'impact des variables I_t , ΔS_{-2} et $GIPE_{t+1}$ se fasse sentir sur la distribution conjoncturelle plutôt que sur celle à L.T. Cette constatation est d'ailleurs très pertinente pour la variable d'investissement brut; son impact direct (4.8) sur la distribution est statistiquement non négligeable, ce qui ne peut que relancer la controverse relative à la liaison investissement-distribution.

(1) Une analyse plus fine des interrelations entre distribution, variables de financement et investissement est, semble-t-il, formalisée de façon satisfaisante par un modèle à équations multiples sur séries statiques { 8 }. On consultera également, Pogue {28}, et Turnovsky {34} en ce qui concerne la relation, controversée, distribution-investissement.

CONCLUSION GENERALE

Celle-ci comprendra deux volets: le premier tentera de poser un jugement synthétique sur les développements théoriques et empiriques du présent essai, alors que, le second, s'attachera à considérer lucidement les avenues de recherche propres à compléter la reformulation de la politique de distribution.

Dans notre esprit, le modèle généralisé se doit de présenter une spécification heuristique de la politique de distribution qui soit plus complète que celles de Lintner et alii. Dans cette optique, le modèle, au point de vue des hypothèses théoriques, différencie distributions conjoncturelle et structurelle, dynamise, par un effet de cliquet, l'adaptation entre ces deux niveaux de distribution, et intègre politiques micro et macroéconomique par sous-agrégation et agrégation élargies.

Certes, la théorie de la distribution semble attrayante; toutefois, ce n'est que sous les fourches caudines d'une certaine quantification - distribution agrégée - que l'avantage comparatif du modèle généralisé se matérialise. L'estimation semble corroborer les espérances engendrées par la théorie de la distribution puisque, tout en offrant des estimations des coefficients financiers au moins aussi pertinentes que celles des autres approches, le modèle généralisé obvie simultanément à certaines de leurs déficiences.

Fort de cette confirmation positive, nous nous sommes alors portés aux frontières de la distribution en examinant les diverses interprétations

offertes par la formulation opératoire de la distribution généralisée; l'obtention de nouveaux paramètres financiers nous a alors incité à compléter notre effort en élargissant, par variables explicatives additionnelles, l'horizon du modèle généralisé.

Quoique l'essai se situe à la croisée de la quantification empirique et de la modélisation synthétique de la politique de distribution, les hypothèses novatrices émises n'ont pas toutes fait l'objet d'une vérification empirique. En cela, des avenues de recherche demeurent ouvertes; envisageons brièvement certaines d'entre elles.

Alors que certaines hypothèses à caractère microéconomique furent avancés, la quantification de la distribution s'est bornée à la politique agrégée. Il conviendrait dès lors, de procéder, en autres, à une analyse taxonomique d'un échantillon de sociétés de grande taille (i.e. analyse en séries chronologiques et statiques sur un échantillon d'une quarantaine de sociétés au cours d'une période d'environ 20 ans). Celle-ci permettrait d'affirmer ou d'infirmer les hypothèses émises sur la démarche micro-économique des firmes, sur la différenciation de celle-ci et sur le groupement des firmes en sous-agrégats, enfin elle permettrait d'inférer, à partir des séries statiques, l'évolution chronologique des paramètres à L.T.

Une telle analyse constitue également l'intrant statistique d'une ventilation des coefficients estimés du modèle simplifié; cette ventilation met alors en évidence, pour chaque coefficient, les biais dûs aux paramètres microéconomiques correspondants et non correspondants ainsi que l'erreur échantillonnale implicite. Elle nous permet également de porter un jugement sur la validité d'une hypothèse agrégative à deux étapes en politique de distribution.

Il va de soi que ces travaux économétriques, qui s'inscrivent d'ailleurs dans nos préoccupations de recherche, ne visent évidemment pas à figer la théorie de la distribution dans son état actuel. Toute spécification alternative ne peut que stimuler la dynamique de progrès de la recherche. L'une de ces hypothèses théoriques consisterait à différencier les politiques micro et macroéconomiques de distribution: en effet, certaines variables économiques, - i.e. la taille de la firme, ses liquidités - semblent n'influer que sur la distribution de la micro-unité, alors que d'autres variables - taux d'intérêt, taxation - ne sont significatives qu'au niveau agrégé. Dans le même ordre d'idée, certaines variables ne sont pertinentes que sectoriellement.

C'est donc par une remise en question dans deux champs distincts - formulation théorique et estimation empirique - mais intimement liés, que la politique de distribution progressera vers une spécification économétrique pertinente et sensible à la réalité de la firme.

ANNEXE STATISTIQUE

Politiques de distribution agrégée, nette et brute. Canada, 1946-67.
 Constante exprimée en millions de \$ courants. (Ecart-types entre parenthèses)

		\bar{R}^2	D.W. ¹	ρ^2
I				
Distribution nette				
1- Modèle de Lintner et de Chateau				
A. Formulation de base				
a	$D_t = -121.3 + .2608P_t + .6636D_{t-1}$ (41.8) (.0579) (.0898)	.986	2.19 [1.53]	.098
b	$D_t = .1659P_t + .734D_{t-1}$ (.0506) (.1003)	.96	2.03 [1.42]	.424
B. Amortissement				
a	$D_t = -113.3 + .2519P_t + .6327D_{t-1} + .0173A_t$ (47.5) (.0622) (.123) (.042)	.984	2.19 [1.66]	.14
b	$D_t = .1687P_t + .5034D_{t-1} + .0961A_t$ (.0512) (.1662)	.95	2.07 [1.53]	.52
2- Modèle de Darling				
A. Formulation de base				
a	$D_t = -288.1 + .3996P_t + .282P_{t-1}$ (77.1) (.07) (.0704)	.944	1.85 [1.53]	.39**
b	$D_t = .3219P_t + .2067P_{t-1}$ (.06) (.0596)	.485	1.88 [1.42]	.88**
B. Amortissement				
a	$D_t = -89.8* + .2432P_t + .0554*P_{t-1} + .235A_t$ (131.9) (.0659) (.0755) (.0672)	.845	1.98 [1.66]	.73
b	$D_t = .2211P_t + .0332*P_{t-1} + .2394A_t$ (.0573) (.0714) (.069)	.802	1.87 [1.53]	.78

3- Hypothèse du cliquet et des profits relatifs (variables auxiliaires)

$$D_t = 107.6^*C_{45-48} + 234.7^*C_{49-54} + 371.9^*C_{55-60} - 50.7^*C_{61-67}$$

(141.3) (349.8) (571) (170.3)

$$+ .3167P_{45-48} + .2935^*P_{49-54} + .2689^*P_{55-60} + .5903P_{61-67}$$

(.1439) (.2626) (.3161) (.0664)

R²

D.W.¹

σ_{P-1}²

.972 .98 -

4- Barèmes simples et différences premières

a	$D_t = -270.4 + .6606P_t$		1.79	.223**
	(80) (.0406) ^t		[1.42]	
b	$D_t = .5053P_t$		1.89	.825**
	(.0401) ^t		[1.34***]	
c	$\Delta D_t = .1482\Delta P_t$		2.21	1.00
	(.0527) ^t		[1.34***]	

II Distribution brute

1. Modèle de Brittain et de Chateau

a	$D_t = -40.3^* + .1602CF_t + .4034D_{t-1}$		2.1	.6
	(72.7) (.0435) ^t (.1676) ^{t-1}		[1.53]	
b	$D_t = .1503CF_t + .4109D_{t-1}$		2.05	.6
	(.0385) ^t (.1638) ^{t-1}		[1.42]	

2. Modèle de Darling

a	$D_t = -93.9^* + .2064CF_t + .0603^*CF_{t-1}$		1.95	.78
	(138.9) (.0424) ^t (.0418) ^{t-1}		[1.53]	
b	$D_t = .1951CF_t + .0543^*CF_{t-1}$		1.86	.60
	(.0381) ^t (.0398) ^{t-1}		[1.42]	

3- Hypothèse du cliquet et des profits relatifs (variables auxiliaires) \bar{R}^2 D.W. $1 \quad 0 \quad 2$ H-I

$$D_t = 76 \cdot C_{45-48} + 557C_{49-54} - 72.8 \cdot C_{55-60} - 175.2 \cdot C_{61-67} \\ (83.5) \quad (141.2) \quad (216.4) \quad (90.5)$$

$$+ .2216CF_{45-48} + .0275 \cdot CF_{49-54} + 236CF_{55-60} + .2842CF_{61-67} \\ (.0543) \quad (.0574) \quad (.0548) \quad (.0157)$$

	.992	1.89	-
a	.834	1.92	.76
		[1.42]	
b	.817	1.86	.79
		[1.34***]	
c	.29	1.81	-
		[1.34***]	

4- Barèmes simples et différences premières

a $D_t = -55.9^* + .2557CF_t$
(129.2) (0.0254)

b $D_t = .2453CF_t$
(.01)

c $AD_t = .2173ACF_t$
(.034)

1 Entre crochets, la valeur du seuil critique (5%) du test de Theil et Nagar, permet de déceler l'autocorrélation positive. Voir toutefois Durbin, J. {11C}.

2 Module estimé, à partir des erreurs résiduelles, du schème autorégressif du premier ordre; méthode de Hildreth et Lu.

* Coefficient statistiquement non significatif à 5%

** Correction alternative par la méthode de Cochrane et Orcutt

*** Valeur du seuil critique du test de Theil et Nagar obtenue par extrapolation.

BIBLIOGRAPHIE

- {1} ANSAMIYA, T. and FULLER, W.A. A Comparative Study of Alternative Estimators in a Distributed Lag Model. *Econometrica*, 35, no. 3 (1967), 509-29.
- {2} BABIAK, H. and FAMA, E.F. Dividend Policy: an empirical Study. *Journal of the American Statistical Association*. vol. 63, no. 324 (1968), 1132-1161.
- {3} BOOT, J.C.G. and de WIT, G.M. Investment Demand: an empirical Contribution to the Aggregation Problem. *International Economic Review*, 1, no. 1 (1960), 3-30.
- {4} BRITTAİN, J.A. The Tax Structure and Corporate Dividend Policy. *American Economic Review*, 54, no. 3 (1964), 272-87.
- {4a} BRITTAİN, J.A. Corporate Dividend Policy. Washington D.C.: The Brookings Institution, 1966.
- {5} CHATEAU, J.P. 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, 1970.
- {5a} CHATEAU, J.P. De l'hypothèse de revenu permanent en politique de distribution: une polémique. *Revue Economique XXIII*, 2, (1972), 283-309.
- {5b} CHATEAU, J.P. Politiques de ventilation du cash flow des sociétés: un système d'équations simultanées. Rapport 7204, Dépt de Sc. Economiques, Université de Montréal, Mars 1972.
- {5c} CHATEAU, J.P. La politique de distribution de dividendes des sociétés: modèle généralisé ou d'ajustement dynamique. Rapport 7209, Dépt de Sc. Economiques, Université de Montréal, juillet 1972.
- {6} COBBAUT, Robert. La Politique de dividende des entreprises belges et américaines. Paris: Dunod, 1969.
- {7} DARLING, P.G. The Influence of Expectations and Liquidity on Dividend Policy. *Journal of Political Economy*, 65, no. 3 (1957), 209-224.
- {8} DHRYMES, P.J. and KURZ, Mordecai. Investment, Dividend and External Finance Behaviour of the Firms in Determinants of Investment Behaviour. New York: Columbia University Press for NBER, 1967, 427-67.
- {9} DOBROVOLSKY, Sergei P. Corporate Income Retention. New York; National Bureau of Economic Research, 1951.

- {10} DUESENBERY, J.S. Income-Consumption Relations and their Implications. Chap. III in Income, Employment and Public Policy. New York; W.W. Norton & Co, 1948.
- {10a} DUESENBERY, J.S. Income, Savings and the Theory of Consumer Behavior. Cambridge, Mass; Harvard University Press, 1949.
- {11} DURBIN, J. Estimation of Parameters in Time-Series Regression Models. Journal of the Royal Statistical Society, ser. B, 22, no. 1 (1960), 139-53.
- {11a} DURBIN, J. The Fitting of Time-Series Models. Review of the International Statistical Institute, 28, no. 3 (1960), 233-44.
- {11b} DURBIN, J. Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression When Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables. Econometrica, 38, 3 (1970), 410-21.
- {11c} DURBIN, J. An Alternative to the Bounds Test for Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression. Econometrica, 38, 3 (1970), 422-29.
- {12} FELDSTEIN, M.S. Corporate Taxation and Dividend Behaviour. Review of Economic Studies 37, no. 1 (1970), 57-72.
- {13} FRIEDMAN, Milton. A Theory of the Consumption Function. Princeton, N.J: Princeton University Press for NBER, 1957.
- {14} GRILICHES, Z.A. A Note on the Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags. Econometrica, 29, no. 1 (1961), 65-73.
- {14a} GRILICHES, Z.A. Distributed lags: A Survey. Econometrica, 35, no. 1 (1967), 16-50.
- {15} GRUNFELD, Y. and GRILICHES, Z.A. Is Aggregation necessarily bad? Review of Economics and Statistics 42, no. 1 (1960), 1-13.
- {16} HILDRETH, C. and LU, J.Y. Demand Relations with Autocorrelated Disturbances. Agricultural Experiment Station, Michigan State University. Technical Bulletin 276, november 1960.
- {17} HOLLAND, Daniel M. Dividend Under the Income Tax. New York: National Bureau of Economic Research, 1962.
- {18} KING, M.A. Corporate Taxation and Dividend Behaviour; a Comment. Review of Economic Studies 38, no. 3 (1971), 377-80.
- {19} KLEIN, Lawrence R. The Estimation of Distributed Lags. Econometrica, 26, no. 4 (1958), 553-65.

- {20} KUH, Edwin. Capital Stock Growth: A Micro-Econometric Approach. Amsterdam: North-Holland Publishing Co, 1963.
- {21} LINTNER, J.K. Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings and Taxes. Proceedings of the American Economic Association. 56, no. 2 (1956), 97-113.
- {21a} LINTNER, J.K. Problems in Taxation: Discussion. American Economic Review, 54, no. 3 (1964), 302-06.
- {22} LIVIATAN, N. Consistent Estimation of Distributed Lags. International Economic Review, 4 (1963), 44-52.
- {23} MALINVAUD, Edmond. L'agrégation dans les modèles économiques. Cahiers du Séminaire d'Econométrie. C.N.R.S. no. 4 (1956), 69-146.
- {23a} MALINVAUD, Edmond. Estimation et prévision dans les modèles autorégressifs. Revue de l'Institut International de Statistique, 29, no. 2 (1961), 1-30.
- {23b} MALINVAUD, Edmond. Méthodes statistiques de l'économétrie, Paris: Dunod, 1969.
- {24} MODIGLIANI, Fr. Fluctuations in the Savings-Income Ratio: A Problem in Economic Forecasting Part V, vol. 11 in Studies in Income and Wealth. New York: National Bureau of Economic Research, 1949.
- {25} MODIGLIANI, Fr. and MILLER, M.H. The Cost of Capital. Corporation Finance and the Theory of Investment. American Economic Review. 48, no. 3 (1958), 261-98.
- {25a} MODIGLIANI, Fr. and MILLER, M.H. Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares. Journal of Business, 34, no. 4 (1961) 411-33.
- {26} MERLOVE, M. and WALLIS, F.K. Use of the Durbin-Watson Statistic in Inappropriate Situations. Econometrica, 34, 1 (1966), 235-238.
- {27} ORCUTT, G.H. and COCHRANE, D. A Sampling Study of the Merits of Autoregressive and Reduced Form Transformations in Regression Analysis. Journal of the American Statistical Association, 44 (1949), 356-372.
- {28} POGUE, T.F. The Corporate Dividend Decision: a Cross-Section Study of the Relationship between Dividend and Investment. Yale Economic Essay, 11 (1-2), (1971), 181-218.

- {29} PRAIS, S.J. Dividend Policy and Income Appropriation in Studies in Company Finance Tew E.B. and Henderson R.F. eds. Cambridge: Cambridge University Press, 1959, 26-41.
- {30} SARGAN, J.D. Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables, *Econometrica*, 26 (1958), 393-415.
- {30a} SARGAN, J.D. Wages and Prices in the United Kingdom in P. Hart et al. *Econometric Analysis for National Economic Planning* London; Butterworth, 1964.
- {31} SARGENT, T.J. Some Evidences on the Small Sample Properties of Distributed-Lag Estimators in the Presence of Autocorrelated Disturbances. *Review of Economic and Statistics*, 50, no. 1 (1968), 87-95.
- {32} TAYLOR, L.D. and WILSON, Th. A. Three-Pass Least Squares: A Method for Estimating Models with a Lagged Dependent Variable. *Review of Economics and Statistics*, 46, no. 4 (1964), 329-46.
- {33} THEIL, Henri. *Linear Agregation of Economic Relations*. Amsterdam: North-Holland Publishing Co. 1954.
- {33a} THEIL, Henri. *Principles of Econometrics*. New-York: John Willey & Sons Inc., 1971.
- {34} TURNOVSKY, S.J. The Allocation of Corporate Profits between Dividends and Retained Earnings. *Review of Economics and Statistics*, 49, no. 4 (1967), 583-89.
- {35} WALLIS, F.K. Lagged Dependent Variables and Serially Correlated Errors: A Reappraisal of Three-Pass Least Squares, Cowles Foundation paper 60727 (mimeographed 1966)