

La perception du risque de titres financiers : l'importance relative et l'influence de certains facteurs de risque

Risk Perception of Securities: The Relative Importance and Influence of Various Risk Factors

Michel Gendron et Christian Genest

Volume 69, numéro 1, mars 1993

L'asymétrie d'information

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602100ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602100ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Gendron, M. & Genest, C. (1993). La perception du risque de titres financiers : l'importance relative et l'influence de certains facteurs de risque. *L'Actualité économique*, 69(1), 142–170. <https://doi.org/10.7202/602100ar>

Résumé de l'article

Cet article présente une analyse de l'importance relative et de l'influence de différents facteurs socio-économiques, institutionnels et systémiques sur la perception du risque de titres financiers chez des gestionnaires de portefeuilles. Les résultats proviennent d'une enquête menée en juin 1990 auprès d'une vingtaine d'investisseurs institutionnels québécois auxquels on avait demandé de quantifier l'importance relative qu'ils accordent à sept facteurs généralement considérés comme représentatifs de l'ensemble des facettes du risque et adéquats pour la détermination du classement du risque de titres provenant de deux secteurs de l'économie, celui des banques et celui de la consommation. Les préférences des répondants, exprimées à partir de comparaisons par paires, ont été étudiées à l'aide d'une variante statistique, proposée par De Jong (1984), du procédé d'analyse hiérarchique de Saaty. Il ressort de cette enquête qu'en dépit d'une grande diversité d'opinions quant à l'importance relative à accorder aux différents facteurs de risque, le classement des titres d'un même secteur varie très peu d'un facteur à l'autre. Une explication de ce phénomène est suggérée.

LA PERCEPTION DU RISQUE DE TITRES FINANCIERS : L'IMPORTANCE RELATIVE ET L'INFLUENCE DE CERTAINS FACTEURS DE RISQUE*

Michel GENDRON

Département de finance et d'assurance

Université Laval

Christian GENEST

Département de mathématiques et de statistique

Université Laval

RÉSUMÉ – Cet article présente une analyse de l'importance relative et de l'influence de différents facteurs socio-économiques, institutionnels et systémiques sur la perception du risque de titres financiers chez des gestionnaires de portefeuilles. Les résultats proviennent d'une enquête menée en juin 1990 auprès d'une vingtaine d'investisseurs institutionnels québécois auxquels on avait demandé de quantifier l'importance relative qu'ils accordent à sept facteurs généralement considérés comme représentatifs de l'ensemble des facettes du risque et adéquats pour la détermination du classement du risque de titres provenant de deux secteurs de l'économie, celui des banques et celui de la consommation. Les préférences des répondants, exprimées à partir de comparaisons par paires, ont été étudiées à l'aide d'une variante statistique, proposée par De Jong (1984), du procédé d'analyse hiérarchique de Saaty. Il ressort de cette enquête qu'en dépit d'une grande diversité d'opinions quant à l'importance relative à accorder aux différents facteurs de risque, le classement des titres d'un même secteur varie très peu d'un facteur à l'autre. Une explication de ce phénomène est suggérée.

ABSTRACT – *Risk Perception of Securities: The Relative Importance and Influence of Various Risk Factors.* This paper presents an analysis of the relative importance and influence of various socio-economic, institutional and systemic factors considered relevant to portfolio managers' risk perception of securities. The analysis is based on data from a 1990 survey in which twenty institutional investors from Québec were asked to assess the relative importance of seven factors generally regarded as representative of the multidimensional nature of risk and deemed adequate for determining the respondents' risk rankings of securities from the banking and consumer goods sectors. The individuals' preferences were elicited through paired

* Cette recherche a bénéficié de subventions accordées aux auteurs par le Conseil de recherches en sciences naturelles et en génie du Canada, le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada et le Fonds pour la formation de chercheurs et l'aide à la recherche du Gouvernement du Québec. La participation de Monsieur Jean-François Delisle à la sélection des critères de risque, à la conception du questionnaire et à son administration mérite d'être soulignée de façon particulière. Les auteurs sont également reconnaissants à Monsieur Richard Bois pour le dépouillement et la saisie des données analysées dans cet article, ainsi qu'à Monsieur Gaétan Daigle, qui a préparé les biplots.

comparisons expressed on a 1-9 scale and analyzed using a statistical variant, developed by De Jong (1984), of Saaty's Analytic Hierarchy Process. Despite the wide range of opinions observed as to the relative importance of the various risk factors, the risk rankings of the securities considered turned out to be very similar across factors. A possible explanation of this phenomenon is offered.

INTRODUCTION

La relation entre le rendement et le risque est la pierre angulaire de la finance moderne. Il n'est donc pas surprenant que toute étude théorique ou empirique portant sur des titres financiers fasse intervenir, ne serait-ce qu'implicitement, une mesure de l'un ou l'autre de ces deux concepts. Or, s'il est relativement facile de s'entendre sur une définition opérationnelle du rendement d'un titre, il est moins aisé de préciser ce que représente la notion de risque, sinon pour dire qu'elle se traduit, pour un investisseur, par une relation de préordre sur l'ensemble des titres.

Dans le cadre des modèles d'évaluation d'actifs financiers, la définition du risque d'un titre découle généralement de la relation postulée entre son rendement espéré et une ou plusieurs autres variables socio-économiques, institutionnelles ou systémiques, tel des indices de rendement de marché, de croissance, de dépendance sectorielle, et ainsi de suite. C'est ainsi par exemple que le CAPM, qui est de loin le modèle le plus répandu en finance, identifie le risque d'un titre p au paramètre β d'une relation linéaire, à savoir

$$E(R_p) = \beta E(R_m),$$

entre

$E(R_p)$ = le rendement espéré du titre p en excès du taux sans risque ;

et

$E(R_m)$ = le rendement excédentaire espéré du portefeuille de marché comprenant tous les actifs risqués.

Dans ce contexte, c'est donc la covariance entre le rendement du titre et celui du marché, divisée par la variance du rendement du marché, soit

$$\beta \equiv \text{cov}(R_p, R_m) / \text{var}(R_m),$$

qui permet de quantifier le risque systématique ou non diversifiable du titre p .

Une question d'intérêt majeur en finance, autant pour l'évaluation de modèles que pour la prévision des rendements futurs de titres, est de savoir si la ou les mesures de risque privilégiées en représentent adéquatement

toutes les facettes. Dans le cas particulier du CAPM, plusieurs études récentes portant sur l'efficacité des marchés boursiers tendent à démontrer que le coefficient β défini plus haut constitue une mesure de risque insuffisante ou incomplète. Les travaux de Jacobs & Levy (1988), par exemple, ont montré que, pour la période allant de janvier 1978 à décembre 1986, il était possible de mieux expliquer les rendements des 1500 actions à plus forte capitalisation de leur échantillon si, en plus du coefficient β , on tenait compte de variables telles que les tendances observées dans les estimations des bénéfices effectuées par les analystes et la tendance des prix antérieurs. Même si elle a été effectuée à partir de l'examen de rendements réalisés plutôt qu'espérés, cette étude, comme d'ailleurs celles, plus anciennes, de Lakonishok & Shapiro (1984) ou de Tiniç & West (1986), identifie un certain nombre de « facteurs de risque » et illustre bien la nature multidimensionnelle de ce concept.

Par nature, les rendements observés des titres sont le reflet des choix d'investissement des multiples acteurs financiers. Or, le comportement des investisseurs sur le marché est tributaire de leur perception du risque des titres. On serait donc en droit de s'attendre à ce que, indépendamment du choix du modèle d'évaluation d'actifs financiers et du mode de quantification du risque retenu, toute mesure valide de risque global d'un titre résulte d'une synthèse des perceptions de risque individuelles des investisseurs. À la lumière de ce raisonnement, il semble donc naturel de chercher à identifier les éléments déterminants de la perception individuelle du risque d'actifs. C'est ce que les travaux de Farrelly, Levine & Reichenstein (1984, 1985, 1987) et ceux, plus récents, de Darmon, Khoury & Martel (1990), visaient à accomplir à partir des résultats d'enquêtes conduites auprès de gestionnaires financiers.

Une fois cernés les principaux facteurs déterminant la perception individuelle du risque, il apparaît nécessaire d'en *quantifier* l'importance relative si l'on veut pouvoir juger de leur influence sur la détermination d'un classement de titres en fonction de leur risque. En plus de permettre d'expliquer les différences de comportement observées entre divers acteurs financiers, une telle analyse constitue une étape essentielle en vue d'une meilleure compréhension du lien entre la perception individuelle et une mesure valide du risque global d'un titre.

C'est dans cette optique que s'inscrit le présent travail, qui vise à évaluer l'influence relative de sept facteurs socio-économiques, institutionnels et systémiques sur la détermination de la perception individuelle du risque d'un titre. Pour ce faire, il a été convenu de procéder par voie d'enquête. Une vingtaine d'investisseurs institutionnels québécois ont ainsi été invités à comparer deux à deux les sept facteurs de risque en question et à quantifier, sur une échelle à neuf points, l'importance relative qu'ils leur accordaient. Cet exercice a été effectué pour deux secteurs différents de l'économie : celui des banques et celui de la consommation.

Les principes ayant présidé au choix des sept facteurs de risque retenus pour l'étude sont brièvement exposés à la section 1. La méthodologie d'enquête et la composition de l'échantillon font l'objet de la section 2, tandis que le modèle utilisé pour l'analyse des réponses est décrit à la section 3. Les résultats de la comparaison individuelle des sept facteurs de risque sont ensuite présentés et commentés à la section 4. On y fait état d'une très grande variété de perception des répondants quant à l'importance des différentes facettes du risque sur l'appréciation d'un titre financier.

Afin de déterminer l'impact de cette diversité d'opinions sur les différences de perception du risque de titres entre les gestionnaires de portefeuilles, chacun des répondants a également été invité à comparer entre eux quatre titres du secteur bancaire et quatre titres du secteur de la consommation en regard des sept facteurs de risque retenus aux fins de l'étude. En prenant appui sur l'évaluation de l'importance relative de ces divers facteurs aux yeux des investisseurs institutionnels interrogés, il a alors été possible d'inférer pour chacun d'entre eux un classement global des quatre titres de chacun des deux secteurs considérés. Ces classements agrégés sont présentés et comparés à la section 5. L'influence des différents facteurs de risque sur la perception individuelle des titres est analysée plus en profondeur à la section 6, où on examine en quoi le classement conditionnel des titres d'un secteur en fonction d'un facteur de risque donné diffère du classement final inféré pour chacun des participants à l'enquête. Bien que l'importance des facteurs de risque varie énormément d'un investisseur à l'autre, il appert que les classements conditionnels d'un répondant sont pratiquement identiques pour tous les facteurs. Une explication possible de ce phénomène est avancée à la section 7.

1. CHOIX DES FACTEURS DE RISQUE

L'identification de facteurs de risque a fait l'objet de plusieurs travaux dans la littérature financière des vingt-cinq dernières années. Aux fins de l'enquête rapportée ici, quatre sources majeures ont été utilisées pour guider le choix de facteurs de risque. Sur le plan théorique, les auteurs se sont inspirés :

- a) de l'article classique de Beaver, Kettler & Scholes (1970), dans lequel sont identifiées les variables comptables qui permettent d'expliquer au mieux le paramètre β associé à un titre ;
- b) des études de Farrelly et coll. (1984, 1985, 1987), qui cherchaient à expliquer les différences observées entre les classements individuels du risque de vingt-cinq titres à partir de variables financières et comptables.

Pour tenir compte des particularités propres au contexte économique et financier québécois, les auteurs ont également consulté :

- c) le document-synthèse « Comment lire les états financiers » publié par l'*Institut canadien des valeurs mobilières* ;
- d) l'enquête rapportée par Darmon et coll. (1990), qui identifie les principaux facteurs que les gestionnaires professionnels de portefeuilles québécois prennent en considération pour appréhender le risque de leurs placements en actions ordinaires.

Un intérêt particulier de cette dernière enquête est qu'elle permet de mettre en évidence l'importance de certains facteurs subjectifs de risque liés, entre autres, à la gestion financière et au management de l'entreprise. La nécessité d'inclure certains éléments subjectifs comme facteurs de risque avait déjà été soulignée par Bower & Bower (1969).

L'examen des sources (a) à (d) a permis aux auteurs de dégager, dans un premier temps, une cinquantaine de facteurs objectifs et subjectifs liés à la perception du risque d'un titre. Considérant la forte corrélation entre plusieurs d'entre eux et la nécessité de limiter la longueur du questionnaire, dans le but notamment de favoriser un bon taux de réponse et la qualité des informations recueillies, il a été convenu d'opérer un regroupement en trois grandes catégories.

Les facteurs généraux :

- 1) Les *perspectives de croissance de l'entreprise* (crois.), en terme de bénéfices, d'actifs, de nouveaux marchés, d'acquisitions, de nouveaux produits, et ainsi de suite...
- 2) La *qualité du management* (mngt), dont la renommée et l'expérience des gestionnaires, la formation, le taux de roulement et la syndicalisation des employés, les efforts déployés en recherche et développement, et ainsi de suite...

Les indicateurs de la santé financière de l'entreprise :

- 3) la *solvabilité de l'entreprise* (solv.), tenant compte de son niveau d'endettement, de ses leviers financier et d'opération, ainsi que du niveau de liquidité de sa cote de trésorerie, de sa couverture d'intérêt, et ainsi de suite...
- 4) la *variabilité de la marge bénéficiaire* (marge) et des profits ;
- 5) le *pourcentage du bénéfice net* (div.) distribué en dividendes.

Les éléments liés aux activités spécifiques de l'entreprise :

- 6) la *dépendance propre du titre par rapport à l'économie du secteur* (sect.), telle qu'induite notamment par la renommée de l'entreprise, le type de

produit offert, les marchés visés, la qualité du réseau de distribution, et ainsi de suite...

- 7) la *liquidité du titre* (liqu.), reliée notamment à la fréquence des transactions impliquant d'importants blocs d'actions.

Conçue de façon à être intelligible par tous les participants à l'enquête et à susciter un consensus aussi vaste que possible, cette synthèse opérationnelle des informations apparaît satisfaisante, dans la mesure où elle répond aux exigences méthodologiques d'exhaustivité, de cohésion et de non redondance mises en lumière par Roy (1985, Chapitre 10).

2. MÉTHODOLOGIE D'ENQUÊTE

Au printemps 1990, une quarantaine de fiducies, de compagnies d'assurances, de compagnies de gestion et de grandes entreprises québécoises gérant elles-mêmes les investissements de leur régime de retraite ont été contactées afin d'identifier dans leur organisation la personne responsable de la gestion active de leur portefeuille d'actions canadiennes. Pour qu'ils puissent servir de répondants, les individus désignés devaient œuvrer au niveau stratégique de la décision d'investissement et être responsables de portefeuilles d'actions diversifiés comportant des actifs supérieurs à cent millions de dollars. Suite à un pré-test confirmant que les facteurs choisis étaient représentatifs de l'ensemble des facettes du risque et adéquats pour la détermination du classement du risque de titres, des séances d'information ont été tenues avec trente-deux répondants potentiels, afin de les familiariser avec le questionnaire et les objectifs poursuivis par l'étude.

L'enquête proprement dite a été effectuée entre la mi-juin et la mi-juillet 1990. Expédiés par la poste, la plupart des questionnaires complétés ont été recueillis en main propre, à Québec et à Montréal, au cours de la première semaine de juillet. Quelques-uns ont également été reçus par la poste la semaine suivante. Au total, vingt questionnaires ont été entièrement complétés et retournés dans les délais prescrits, ce qui établit le taux de réponse à 62,5 %. Un tel échantillon semble représentatif, puisque la *Commission des valeurs mobilières du Québec* estime qu'il y avait à ce moment-là soixante-dix courtiers de plein exercice, soixante-cinq conseillers de plein exercice et à peu près autant de gestionnaires de fonds à gestion privée sur l'ensemble du territoire québécois (Darmon et coll., 1990).

Considérant les difficultés que posait l'évaluation simultanée de l'importance relative de plusieurs facteurs de risque, il est apparu préférable de demander aux répondants de les comparer deux à deux. Les comparaisons ont été effectuées sur l'échelle à neuf points de Saaty (1977, 1980) dont l'interprétation, annexée au questionnaire, est reproduite au Tableau 1 ci-dessous. La partie du questionnaire portant sur l'évaluation de l'influence des facteurs de risque comportait donc au total vingt et une questions.

L'exercice a été effectué pour deux secteurs d'activités différents, celui des banques et celui de la consommation, afin de pouvoir tenir compte d'éventuels effets de secteur tel qu'identifiés entre autres par King (1966) et Farrell (1976). En plus d'être suivis par la majorité des gestionnaires de portefeuilles institutionnels québécois, ces deux secteurs offrent l'avantage d'être très différents au plan de l'homogénéité de leurs titres.

TABLEAU 1
INTERPRÉTATION DE L'ÉCHELLE DE COMPARAISON
À NEUF POINTS DE SAATY (1977, 1980).

1	D'égale importance
3	Un peu plus important
5	Plus important
7	Beaucoup plus important
9	Extrêmement plus important

Les conclusions du deuxième volet de l'enquête sont présentées aux sections 5 et 6. Dans cette deuxième partie du questionnaire, les répondants ont été invités à évaluer, en fonction de chacun des sept facteurs retenus, le risque relatif de quatre titres représentatifs de chacun des deux secteurs considérés. L'objectif de cet exercice était de juger de l'influence des sept facteurs concernés sur la détermination d'un classement de titres en fonction de leur risque. Chaque répondant devait donc effectuer, sur l'échelle à neuf points décrite au Tableau 1, $6 \times 7 = 42$ comparaisons des quatre titres suivants pour chacun des deux secteurs.

Titres du secteur bancaire :

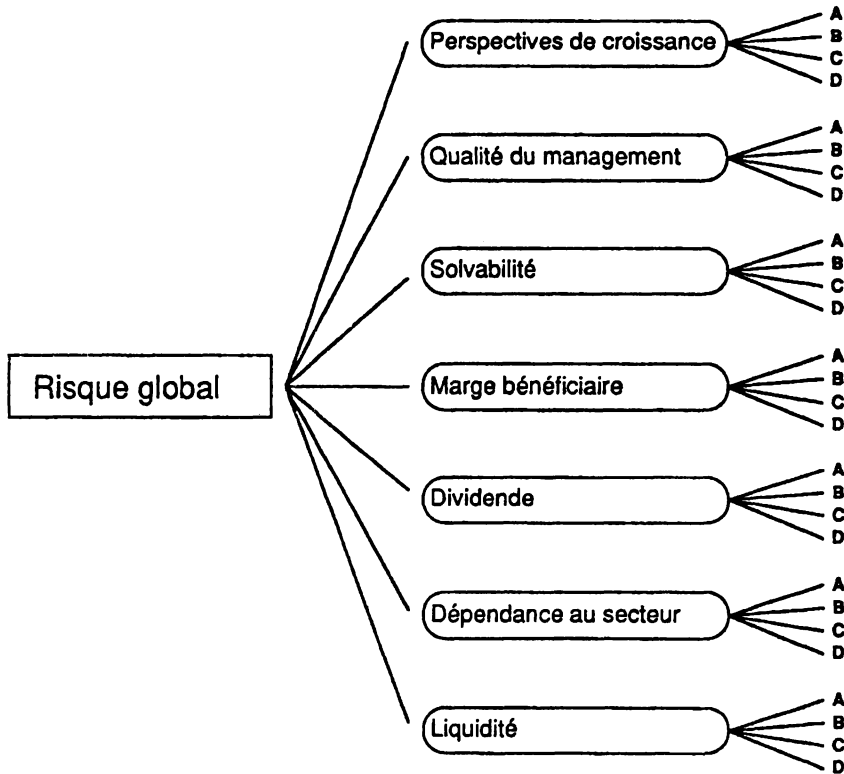
- i) la *Banque canadienne impériale de commerce* (114 milliards de dollars d'actifs en 1990)
- ii) la *Banque de Montréal* (87 milliards d'actifs en 1990)
- iii) la *Banque Royale du Canada* (125 milliards d'actifs en 1990)
- iv) la *Banque Toronto Dominion* (67 milliards d'actifs en 1990)

Titres du secteur de la consommation :

- i) *Dominion Textile* (1,4 milliards de dollars d'actifs en 1990)
- ii) *Imasco* (5,4 milliards d'actifs en 1990)
- iii) *Labatt* (2,9 milliards d'actifs en 1990)
- iv) *Seagram* (13,3 milliards d'actifs en 1990)

La Figure 1 illustre, sous forme de diagramme arborescent, la structure hiérarchique de la perception du risque dans chacun de ces deux secteurs.

FIGURE 1
COMPOSITION DU RISQUE GLOBAL



Les titres bancaires retenus pour l'enquête ont été choisis parmi ceux des plus grandes banques à charte canadiennes. Les titres de ce secteur sont généralement perçus comme étant relativement homogènes, considérant entre autres la proportion comparable du chiffre d'affaires de ces banques provenant des services offerts aux particuliers et aux entreprises. Les quatre compagnies du secteur de la consommation ont des activités plus hétéroclites. *Dominion Textile* produit et distribue des textiles et ses dérivés par l'intermédiaire d'un réseau de quelque soixante-dix filiales réparties dans une cinquantaine de pays. Les activités de *Imasco* sont également divisées en deux branches principales : le tabac (50 % des revenus) et la restauration (40 %). *Labatt* concentre l'essentiel de ses activités dans les secteurs de l'alimentation et des brasseries, dans des proportions de

64 % et de 36 % de ses revenus respectivement. Finalement, *Seagram* possède l'un des plus grands réseaux de fabrication et de distribution de spiritueux au monde. La moins grande homogénéité des titres de ce secteur permettra éventuellement d'expliquer certaines différences observées dans les résultats des sections suivantes.

3. MÉTHODE D'ANALYSE

La comparaison deux à deux, soit de $n = 7$ facteurs de risque par secteur, soit de $n = 4$ titres financiers d'un secteur donné par rapport à l'un ou l'autre de ces sept facteurs de risque, amenait chaque gestionnaire de portefeuilles interrogé à fournir un certain nombre de réponses numériques : 21 pour la comparaison des facteurs entre eux et 6 pour la comparaison des quatre actifs d'un secteur par rapport à chacun des facteurs de risque considérés. Ces $n(n-1)/2$ données numériques, dénotées r_{ij} , constituaient l'évaluation par le répondant, soit de l'importance relative du facteur i par rapport au facteur j dans la perception du risque des titres d'un secteur donné, soit du risque relatif du titre i par rapport à celui du titre j en fonction d'un facteur de risque spécifique. Si on dénote par $0 \leq p_i \leq 1$ l'influence ou le risque relatif réel, aux yeux du gestionnaire, du $i^{\text{ème}}$ facteur de risque ou du $i^{\text{ème}}$ titre parmi les n considérés, les r_{ij} peuvent alors s'exprimer sous la forme

$$r_{ij} = \frac{p_i}{p_j} \varepsilon_{ij}, i \neq j. \quad (1)$$

Dans l'équation (1), la quantité $\varepsilon_{ij} > 0$ permet de tenir compte de l'erreur que le répondant pourrait commettre dans son évaluation du rapport p_i/p_j . En effet, quoiqu'il soit plus facile de comparer plusieurs titres ou facteurs de risque deux à deux plutôt que de chercher à déterminer les p_i directement, cette façon de procéder est sensible à d'éventuelles imprécisions dans la perception de l'individu. En pratique, ceci se traduit par la négation, pour certains titres ou facteurs i, j et k distincts, de la relation

$$r_{ij} = r_{ik} r_{kj}. \quad (2)$$

Pour que les p_i puissent être calculés de façon exacte, il faudrait que les ε_{ij} soient tous égaux à un, ce qui ne se produit que si l'équation (2) est vérifiée pour tous i, j, k . En présence d'erreurs $\varepsilon_{ij} \neq 1$, le problème statistique qui se pose est alors de choisir des valeurs approchées $\hat{p}_1, \dots, \hat{p}_n$ qui reflètent le plus fidèlement possible les observations recueillies.

Une façon classique de résoudre ce problème consiste à construire une matrice de réponses $R = (r_{ij})$ à partir des r_{ij} en adoptant la convention $r_{ji} = 1/r_{ij}$ pour tous $1 \leq i, j \leq n$. La matrice R étant positive, un théorème

classique de Perron-Frobenius permet d'affirmer que, sous les conditions

$p_1 \geq 0, \dots, p_n \geq 0$ et $\sum_{i=1}^n p_i = 1$, il existe une et une seule solution $\mathbf{p} = (p_1, \dots,$

$p_n)^t$ du système d'équations linéaires $R\mathbf{p} = \lambda\mathbf{p}$, où $\lambda \geq n$ est la valeur propre de module maximal de la matrice R . La solution de ce système d'équations est préconisée par Saaty (1977, 1980) comme estimation du vecteur de priorités $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_n)^t$ indiquant, en pourcentage, l'importance relative de chacune de ses composantes. Elle forme la base du procédé d'analyse hiérarchique, dont l'application – fort répandue – est facilitée par le logiciel *Expert Choice*.

Toutefois, le vecteur de priorités obtenu par la méthode de Saaty ne répondant à aucun critère d'optimalité reconnu, les auteurs ont préféré, à l'instar de De Jong (1984), opter pour une approche stochastique s'appuyant sur la théorie des modèles linéaires. L'équation (1) peut en effet s'écrire de façon équivalente comme

$$\log(r_{ij}) = \log(p_i) - \log(p_j) + \log(\epsilon_{ij}), i \neq j.$$

En posant $y_{ij} = \log(r_{ij}), \mu_i = \log(p_i), \mu_j = \log(p_j)$ et $\delta_{ij} = \log(\epsilon_{ij})$, ceci se ramène à

$$y_{ij} = \mu_i - \mu_j + \delta_{ij}, i \neq j$$

et il apparaît alors naturel, comme on le fait en analyse de la variance, de choisir les valeurs des μ_i qui minimisent la somme des carrés des erreurs, à savoir

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \delta_{ij}^2.$$

Ces estimations, définies à un scalaire c près par

$$\hat{\mu}_i = \left(c + \sum_{j=1}^n y_{ij} \right) / n, \quad 1 \leq i \leq n$$

fournissent les meilleures estimations linéaires sans biais des μ_i . Sous l'hypothèse que les δ_{ij} sont distribués selon une loi normale, les $\hat{\mu}_i$ seraient en outre les estimateurs à vraisemblance maximale des μ_i . Le choix de la constante c est guidé par la contrainte que la somme des $p_i = \exp(\mu_i)$ vaut un, ce qui conduit à la formule

$$\hat{p}_i = \left(\prod_{k=1}^n r_{ik} \right)^{1/n} / \sum_{j=1}^n \left(\prod_{k=1}^n r_{jk} \right)^{1/n}, \quad 1 \leq i \leq n \quad (3)$$

également proposée par Crawford & Williams (1985) pour les estimations des p_i . C'est à l'aide de cette formule qu'ont été calculées, entre autres, chacune des lignes des Tableaux 2 et 3, où figurent les estimations de l'importance relative accordée par les vingt personnes interrogées aux sept facteurs de risque considérés dans l'enquête, selon le secteur d'activité. Les estimations obtenues par cette méthode ont l'avantage d'être indépendantes de la loi des erreurs et sont généralement reconnues pour leur robustesse ; ceci implique entre autres que les valeurs estimées des p_i ne sont pas trop sensibles au choix de l'échelle de réponse utilisée. On peut d'ailleurs signaler à ce propos que, bien qu'elles ne soient pas rapportées dans cet article par souci d'économie, les estimations obtenues par la méthode de Saaty (1977, 1980) sont pratiquement identiques dans tous les cas considérés ici.

En analyse de la variance, le coefficient de détermination, défini par

$$R^2 = \frac{\text{somme de carrés expliquée}}{\text{somme de carrés totale}} = 1 - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (y_{ij} - \hat{\mu}_i + \hat{\mu}_j)^2 / \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n y_{ij}^2, \quad (4)$$

est traditionnellement utilisé comme indice d'adéquation du modèle. Dans le présent contexte, il fournit une mesure commode du degré de cohérence d'un répondant (De Jong, 1984). C'est ainsi que, plus le répondant a fait montre de cohérence dans l'expression de ses perceptions, et plus R^2 est près de un. Apparenté à l'indice de cohérence de Saaty (1977, 1980), v , dont la définition repose sur la valeur propre de module maximal intervenant dans le système d'équations linéaires $R\mathbf{p} = \lambda\mathbf{p}$ décrit plus haut, le coefficient de détermination jouit toutefois de meilleures assises théoriques qui l'ont fait préférer ici, bien que les valeurs de R^2 rapportées dans les Tableaux 2 à 5 ci-dessous conduisent sensiblement aux mêmes interprétations que l'indice v .

4. IMPORTANCE RELATIVE DES FACTEURS DE RISQUE

Les valeurs p_1, \dots, p_7 indiquant l'importance relative accordée par chacun des vingt répondants aux sept facteurs de risque considérés dans l'enquête sont présentées au Tableau 2 pour le secteur des banques et au Tableau 3 en ce qui concerne le secteur de la consommation. Chacune des lignes de ces tableaux, dont les éléments somment à un, a été calculée par la formule (3) à partir des vingt et une comparaisons par paire fournies pour chacun de ces deux secteurs par les investisseurs institutionnels

québécois composant l'échantillon. La colonne de droite des Tableaux 2 et 3 exprime quant à elle le pourcentage de variabilité dans les données expliqué par le modèle, tel que mesuré par la statistique R^2 définie en (4). On constate que le coefficient de détermination est supérieur à 80 % pour dix-sept des vingt répondants, ce qui est le gage d'un bon niveau de cohérence dans les jugements exprimés. De fait, seul le répondant n° 15 s'est avéré marginalement incohérent dans son évaluation de l'importance relative des sept facteurs de risque dans les deux secteurs concernés, ce qui témoigne de la qualité générale de l'expertise des personnes interrogées, ainsi que leur bonne compréhension des objectifs du questionnaire.

TABLEAU 2

ESTIMATION SUBJECTIVE DE L'IMPORTANCE RELATIVE (EN MILLIÈMES)
DE SEPT FACTEURS DE RISQUE DANS L'ÉVALUATION DE TITRES DU SECTEUR BANCAIRE
ET COEFFICIENT DE DÉTERMINATION (EN POURCENTAGE) REFLÉTANT LE DEGRÉ
DE COHÉRENCE DE CHACUN DES RÉPONDANTS. LA MOYENNE ARITHMÉTIQUE
ET L'ÉCART-TYPE DE CHACUNE DES COLONNES SONT DONNÉS AU BAS DU TABLEAU
À TITRE STRICTEMENT INDICATIF

n° du ré- pondant	crois.	mngt	solv.	marge	div.	sect.	liqu.	R^2
1	342	127	259	122	23	38	89	89,6
2	103	342	325	135	30	23	42	87,9
3	103	188	514	102	41	37	15	84,8
4	33	91	250	401	54	150	21	90,2
5	50	120	39	168	355	27	241	87,9
6	316	67	108	366	17	91	35	88,5
7	86	95	220	220	143	84	152	17,8
8	25	256	457	114	82	30	36	87,6
9	127	66	497	149	40	101	20	88,1
10	59	196	435	196	42	53	19	85,3
11	94	149	253	364	28	69	43	86,4
12	302	75	68	67	27	221	240	84,8
13	49	265	353	107	153	55	18	89,0
14	135	283	50	319	119	55	39	76,8
15	156	358	29	271	51	118	17	72,9
16	129	422	73	242	33	22	79	82,7
17	31	367	249	215	51	65	22	90,1
18	305	147	353	82	61	19	33	91,3
19	117	29	516	95	15	189	39	81,5
20	117	242	427	112	25	25	52	85,6
Moyenne	134	194	274	192	69	74	63	82,4
Écart-type	101	117	169	104	78	57	69	15,9

Il est intéressant de noter que le répondant n° 7, qui avait un niveau d'incohérence excessivement élevé dans le secteur bancaire, s'est montré beaucoup plus cohérent dans l'expression de ses jugements pour le secteur de la consommation. Le même phénomène a été observé, à un degré moindre, chez le répondant n° 14 et, dans le sens contraire, chez les répondants n°s 12 et 16. Les écarts importants observés entre les deux niveaux de cohérence de certains gestionnaires de portefeuilles pourraient s'expliquer par un degré de spécialisation plus élevé de leurs activités professionnelles dans un secteur que dans l'autre, mais il n'a pas été possible de confirmer ou d'infirmer cette hypothèse dans le cas présent.

TABLEAU 3

ESTIMATION SUBJECTIVE DE L'IMPORTANCE RELATIVE (EN MILLIÈMES)
DE SEPT FACTEURS DE RISQUE DANS L'ÉVALUATION DE TITRES DU SECTEUR
DE LA CONSOMMATION ET COEFFICIENT DE DÉTERMINATION (EN POURCENTAGE)
REFLÉTANT LE DEGRÉ DE COHÉRENCE DE CHACUN DES RÉPONDANTS. LA MOYENNE
ARITHMÉTIQUE ET L'ÉCART-TYPE DE CHACUNE DES COLONNES SONT DONNÉS
AU BAS DU TABLEAU À TITRE STRICTEMENT INDICATIF

n° du ré- pondant	crois.	mngt	solv.	marge	div.	sect.	liqu.	R ²
1	203	112	377	132	32	34	110	85,2
2	115	328	316	136	31	43	31	86,1
3	240	83	467	134	18	38	20	87,3
4	401	250	54	151	20	91	33	90,2
5	357	36	191	261	30	84	41	81,7
6	290	166	210	210	32	42	50	90,9
7	289	127	191	151	21	123	98	86,4
8	41	234	488	128	67	16	26	82,2
9	130	64	490	159	31	96	30	89,6
10	95	123	430	208	54	67	23	82,4
11	165	115	244	345	20	48	63	87,2
12	198	302	58	223	19	94	106	66,0
13	162	125	165	406	37	84	21	84,1
14	264	66	223	280	18	110	39	85,1
15	84	84	447	28	16	84	257	70,7
16	46	367	154	43	41	208	141	75,0
17	37	323	372	121	23	88	36	90,7
18	310	170	304	98	58	27	33	90,3
19	174	67	446	86	15	174	38	86,4
20	169	162	406	147	37	26	53	86,6
Moyenne	189	165	302	172	31	79	62	84,2
Écart-type	106	101	142	95	15	49	57	6,7

En parcourant les Tableaux 2 et 3 et en comparant l'importance relative moyenne¹ attribuée par les répondants aux sept facteurs de risque considérés dans l'étude, on peut faire les constatations suivantes :

- il est loin d'y avoir consensus quant à l'importance relative des sept facteurs, l'importance de cinq d'entre eux ayant été évaluée à 33¹/3 % ou plus au moins une fois ;
- une majorité des répondants semble privilégier le facteur « solvabilité », et – à un moindre degré – la croissance, le management et la marge bénéficiaire, dont l'importance relative dépendrait toutefois du secteur ;
- les priorités attribuées par un même individu peuvent varier d'un secteur à l'autre ; le répondant n° 4, par exemple, accorde une importance relative de 0,401 à la croissance des entreprises dans le secteur de la consommation, mais ce facteur est négligeable (0,033) à ses yeux dans le secteur bancaire.

Dans l'ensemble, ces résultats corroborent l'observation de Darmon et coll. (1990) à l'effet que les gestionnaires de portefeuilles n'abordent pas tous l'analyse du risque avec les mêmes variables.

Pour se faire une idée plus précise de la diversité d'opinions exprimée dans l'échantillon, il est utile de représenter graphiquement les données des Tableaux 2 et 3 à l'aide d'un *biplot* de Gabriel (1971). Il s'agit d'une méthode, fondée sur la décomposition en valeurs singulières d'un tableau X ($n \times m$) de données, qui permet de déterminer un système d'axes par rapport auquel la variabilité intrinsèque du tableau est la plus fidèlement rendue. Cette technique a l'avantage, dans le cas présent, de permettre de visualiser sur un même plan à la fois les opinions des répondants, représentées par des points numérotés de 1 à 20, et les facteurs de risque, identifiés par les vecteurs A à G. Par sa conception, la représentation graphique fait en sorte que :

- la distance entre deux points est une bonne mesure de la dissemblance entre les opinions correspondantes² ;
- la longueur du vecteur associé à un facteur est approximativement proportionnelle à sa variance, ce qui permet d'apprécier la variabilité des opinions quant à l'importance relative de ce facteur comme composante du risque;

1. Il s'agit en l'occurrence de la moyenne arithmétique de chacune des colonnes des Tableaux 2 et 3. L'utilisation d'une moyenne géométrique renormalisée, telle que préconisée par Aczél & Saaty (1983), donne des résultats comparables.

2. Il s'agit, à proprement parler, de la distance de Mahalanobis entre les deux points, bien qu'une représentation de la distance euclidienne entre les points conduise dans le cas présent à un graphique presque identique.

- le cosinus de l'angle entre deux vecteurs donne une approximation du degré de corrélation (de Pearson) des facteurs qu'ils représentent.

Dans tous les cas, il s'agit bien d'approximations, puisque les vecteurs apparaissant dans le biplot ne sont en fait que les projections ou « l'ombre » des vecteurs de dimension 7 dans le plan considéré : dans la mesure où deux vecteurs sont bien représentés, leurs longueurs donneront une idée juste de leurs variances respectives et l'angle qu'ils forment entre eux sera inférieur, égal ou supérieur à 90 degrés selon que leur corrélation est positive, nulle ou négative.

Le positionnement des facteurs de risque sur un biplot permet donc de voir en quoi les opinions des répondants sont dissemblables en fournissant un système d'axes d'interprétation : plus les points s'éloignent de l'origine dans la direction d'un vecteur donné, plus les individus qu'ils représentent accordent d'importance au facteur correspondant.

Les données du secteur bancaire sont représentées dans les deux premiers axes factoriels à la Figure 2a. Ce graphique a été obtenu en appliquant la méthode de Gabriel (1971) au Tableau 2 après avoir centré les vecteurs de priorités autour de leur moyenne arithmétique. Environ 67,8 % de la variabilité due aux divergences d'opinions entre les répondants y est représentée ; l'ajout du troisième axe factoriel, à la Figure 2b, permet d'expliquer 13,7 % de variabilité supplémentaire. Au total, c'est donc 81,5 % de « l'inertie » du Tableau 2 qui est rendue par ces graphiques.

Il avait déjà été établi que la croissance (A), le management (B), la solvabilité (C) et la marge bénéficiaire (D) sont les quatre principaux facteurs de risque à considérer dans l'évaluation des titres de ce secteur. C'est aussi à propos de l'importance relative de ces quatre facteurs qu'il y a le plus de divergence entre les individus. À l'examen de la Figure 2a, il apparaît clairement que le vecteur C est le plus long, ce qui témoigne de la plus grande variabilité de ce facteur. Il appert en outre que l'opposition entre ce facteur et les autres permette de définir le premier axe factoriel, alors que le second marquerait plutôt l'antagonisme entre les facteurs A et B. Mais ce qui frappe surtout, c'est la disposition de la plupart des individus sur un anneau situé à bonne distance du centre, ce qui témoigne de la grande diversité d'opinions exprimées quant à l'importance relative des quatre principaux facteurs de risque. L'opposition entre le facteur C et les autres est également prédominante dans le biplot des premier et troisième axes factoriels, présenté à la Figure 2b. La corrélation entre C et D est la seule qui soit significative au seuil de 5 % ($\rho_{CD} \approx -0,49$), quoique les pourcentages reflétant l'importance relative accordée aux quatre principaux facteurs de risque (A, B, C et D) tendent généralement à être négativement corrélés, comme on aurait pu s'y attendre : les individus qui favorisent un facteur le font forcément aux dépens des autres. Cela ne signifie pas pour autant que les facteurs en question soient eux-mêmes négativement

FIGURE 2A

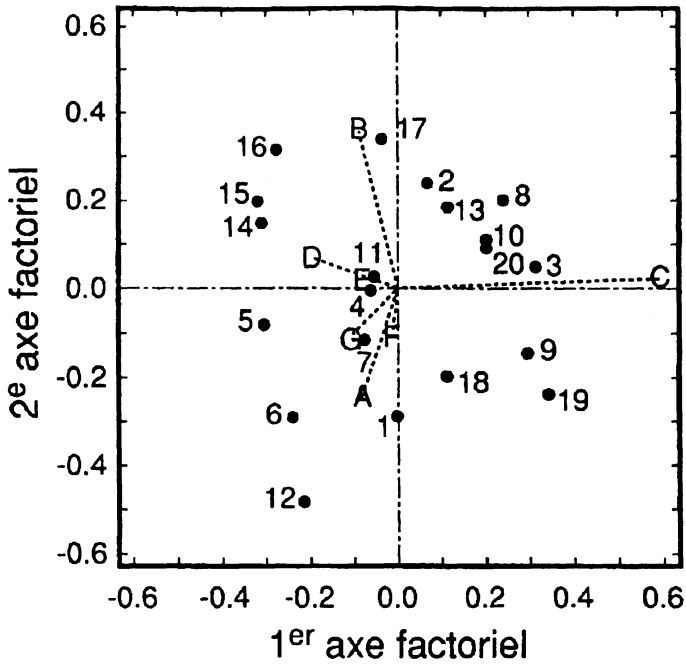
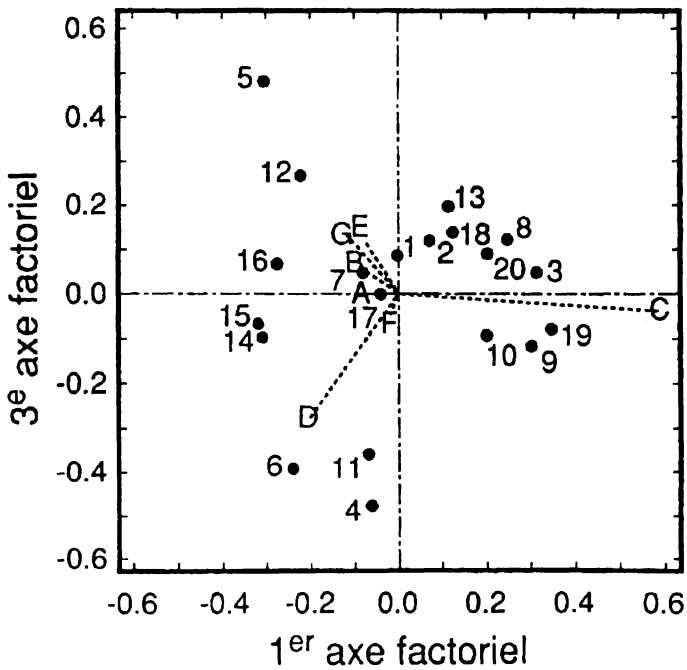


FIGURE 2B



corrélés ou intrinsèquement conflictuels ; tout au plus révèlent-ils des facettes complémentaires du risque d'un titre financier tel que perçu par les investisseurs institutionnels. La seule corrélation positive enregistrée est entre les facteurs B et D, qui résident dans le même quadrant de la Figure 2a, mais pas dans la Figure 2b ; on trouve $\rho_{BD} \approx 0,05$.

L'interprétation des Figures 3a et 3b se fait de manière semblable. Les deux premiers axes expliquent ici 75,1 % de la variabilité du Tableau 3 ; en tenant compte du troisième axe factoriel, ce pourcentage s'élève à 88,6 %. À l'examen de ces figures, on peut encore une fois remarquer une assez grande diversité d'opinions quant à l'importance relative des facteurs A, B, C et D. Noter que malgré les apparences, le vecteur C est bel et bien le plus long, la variabilité de ce facteur étant la plus grande. L'opposition entre les facteurs économiques (C, d'une part, et le groupe formé de A et de D, de l'autre) permet de définir le premier axe factoriel, alors que le second marquerait plutôt l'antagonisme entre ceux-ci et le facteur humain (B). À l'instar du secteur bancaire, la corrélation entre ces facteurs s'avère négative, sauf entre les facteurs « croissance » et « marge bénéficiaire », qui se révèlent faiblement liés positivement ($\rho_{AD} \approx 0,26$). Seule la corrélation entre A et C est significative au seuil de 5 % ($\rho_{AC} \approx -0,51$). Notons que l'angle entre les vecteurs A et D est plus grand qu'il n'y paraît à la Figure 3a, du fait qu'ils ont respectivement des coordonnées positive et négative sur le troisième axe factoriel. Trois groupes d'investisseurs semblent se dessiner : ceux qui, situés à droite de l'axe 2 (n^{os} 9, 8, 3, ...), accordent plus d'importance à la solvabilité des entreprises (facteur C) ; ceux qui, situés du côté gauche de cet axe (n^{os} 5, 14, 13, ...), favorisent plutôt les facteurs « croissance » et « marge bénéficiaire » (facteurs A et D) et, finalement, ceux qui, situés au sommet du graphique (n^{os} 16, 17, 2, 12), considèrent la qualité du management comme primordiale.

Une interprétation possible de la grande diversité d'opinions constatée ci-dessus quant à l'importance des sept facteurs de risque dans l'un et l'autre secteur d'activités sera suggérée à la section 6.

5. CLASSEMENT DES TITRES SELON LEUR RISQUE

Cette section porte sur l'analyse des résultats de la deuxième partie du questionnaire, dans laquelle les répondants ont été interrogés sur leur perception du risque relatif de quatre titres du secteur bancaire et quatre titres du secteur de la consommation sous chacun des aspects représentés par les sept facteurs de risque retenus pour l'enquête. Il s'agissait pour les participants d'effectuer, pour chacun des deux secteurs et pour chacun des sept facteurs pris séparément, six comparaisons des quatre titres pris deux à deux en exprimant, sur l'échelle à neuf points décrite au Tableau 1, leur degré relatif de risque en ne tenant compte que du facteur considéré. Ces jugements ont ensuite été analysés à l'aide de la méthode des

FIGURE 3A

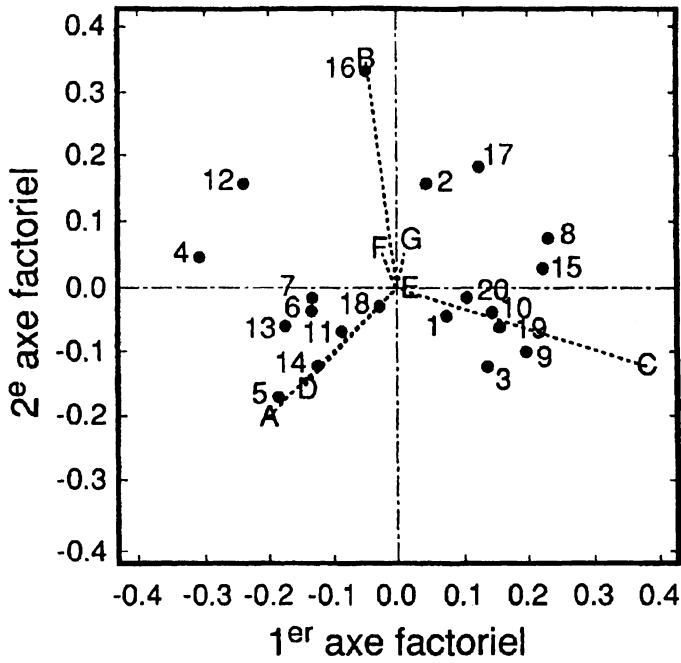
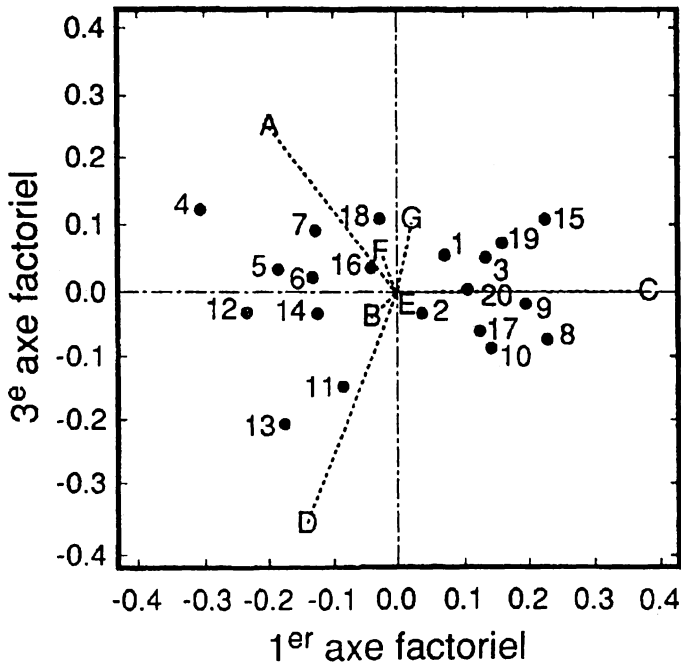


FIGURE 3B



moindres carrés logarithmiques préconisée par De Jong (1984) et Crawford & Williams (1985). Cette façon de procéder a permis d'obtenir, pour chaque investisseur et pour chaque secteur, sept vecteurs $(q_{i1}, \dots, q_{i7})^t$ d'importance relative $0 \leq q_{ij} \leq 1$ indiquant, en pourcentage, le niveau estimé de risque du $j^{\text{ème}}$ titre par rapport au $i^{\text{ème}}$ facteur, ainsi que les coefficients de détermination R_1^2, \dots, R_7^2 correspondants.

On se rappellera qu'à la section précédente, des évaluations $0 \leq p_i \leq 1$ de l'importance relative des sept facteurs de risque avaient été estimées pour chacun des investisseurs de l'échantillon. À l'aide de ces résultats, on peut envisager de combiner les sept vecteurs $(q_{i1}, \dots, q_{i7})^t$ de risque conditionnel et d'inférer pour chaque gestionnaire de portefeuilles interrogé un classement global des quatre titres de chacun des deux secteurs étudiés. Par analogie avec la théorie des probabilités, p_i peut être interprété comme la probabilité de sélectionner le facteur i et q_{ij} comme celle de sélectionner le titre j , étant donné le facteur i . Pour obtenir un classement agrégé du risque des titres $j = 1, \dots, 4$ d'un secteur qui tienne véritablement compte de l'importance relative de chacun des sept facteurs de risque, il semble alors naturel d'utiliser la formule classique des probabilités totales en calculant, pour chaque j , la moyenne sur i des q_{ij} pondérés par les poids relatifs p_i des facteurs $i = 1, \dots, 7$ obtenus à la section précédente. Bien que cette façon de procéder soit sujette à caution (Jensen, 1983), on verra plus loin que, dans le cas présent, le classement global des titres de chacun des deux secteurs qui en découle est tout à fait représentatif de l'ensemble des classements conditionnels des répondants, ce qui tend à confirmer sa validité pour les fins visées ici.

Les Tableaux 4 et 5 donnent respectivement le niveau de risque relatif

$$q_j = \sum_{i=1}^7 p_i q_{ij} \quad (5)$$

de chacun des quatre titres des secteurs des banques et de la consommation tel que perçu par les vingt investisseurs institutionnels québécois ayant complété le questionnaire. Examinons d'abord les données du Tableau 4. Ce qui frappe tout d'abord, c'est une certaine uniformité entre les classements agrégés de risque des différents gestionnaires de portefeuilles interrogés. C'est ainsi, par exemple, que les dix-neuf premiers répondants estiment que le niveau de risque de la *Banque de Montréal* est de beaucoup supérieur à celui des autres et que plus de la moitié des individus obtiennent le classement moyen, à savoir

Toronto-Dominion < Royale < CIBC < Montréal,

où $A < B$ signifie que le risque du titre A a été jugé inférieur à celui du titre B.

TABLEAU 4

ÉVALUATION SUBJECTIVE (EN MILLIÈMES) DU RISQUE RELATIF DE QUATRE COMPAGNIES
DU SECTEUR BANCAIRE ET COEFFICIENT DE DÉTERMINATION MOYEN (EN POURCENTAGE)
REFLÉTANT LE DEGRÉ DE COHÉRENCE DE CHACUN DES RÉPONDANTS. LA MOYENNE
ARITHMÉTIQUE ET L'ÉCART-TYPE DE CHACUNE DES COLONNES SONT DONNÉS
AU BAS DU TABLEAU À TITRE STRICTEMENT INDICATIF

n° du répondant	<i>CIBC</i>	<i>Mtl</i>	<i>Roy</i>	<i>T-D</i>	R ²
1	162	487	185	166	95,9
2	234	530	129	107	93,4
3	207	410	191	192	93,3
4	176	602	136	86	94,7
5	245	368	195	192	98,2
6	214	469	160	157	91,8
7	197	522	108	173	79,2
8	145	635	145	75	98,9
9	184	494	167	155	96,4
10	160	528	187	125	93,6
11	260	429	160	151	91,0
12	357	422	115	106	96,4
13	304	393	160	143	84,7
14	165	571	110	154	88,8
15	186	503	150	161	86,6
16	173	491	123	213	88,5
17	210	644	76	70	97,6
18	122	532	222	124	96,8
19	201	620	104	75	94,3
20	390	304	157	149	93,4
Moyenne	214	498	149	139	92,7
Écart-type	69	92	37	42	5,0

TABLEAU 5
ÉVALUATION SUBJECTIVE (EN MILLIÈMES) DU RISQUE RELATIF DE QUATRE COMPAGNIES
DU SECTEUR DE LA CONSOMMATION ET COEFFICIENT DE DÉTERMINATION MOYEN
(EN POURCENTAGE) REFLÉTANT LE DEGRÉ DE COHÉRENCE DE CHACUN
DES RÉPONDANTS. LA MOYENNE ARITHMÉTIQUE ET L'ÉCART-TYPE DE CHACUNE
DES COLONNES SONT DONNÉS AU BAS DU TABLEAU À TITRE STRICTEMENT INDICATIF

n° du répondant	<i>D-T</i>	<i>Imasco</i>	<i>Labatt</i>	<i>Seagram</i>	R ²
1	460	90	269	181	89,4
2	515	129	236	120	93,4
3	525	146	186	143	98,7
4	501	102	207	190	91,4
5	580	126	184	110	97,1
6	506	148	182	164	96,5
7	686	148	101	65	93,4
8	741	77	91	91	98,6
9	533	156	203	108	93,3
10	538	112	236	114	95,9
11	419	249	187	145	95,0
12	654	106	180	60	95,9
13	444	299	145	112	92,5
14	386	170	163	281	83,5
15	666	74	179	81	94,8
16	306	140	457	97	83,0
17	713	62	149	76	96,0
18	549	143	234	74	96,4
19	626	110	196	68	95,9
20	586	90	231	93	94,6
Moyenne	547	134	201	118	93,8
Écart-type	113	57	75	54	4,3

Cette uniformité des perceptions est plutôt surprenante, *a priori*, vu l'homogénéité relative des titres de ce secteur et la grande diversité d'opinions observée à la section précédente quant à l'importance relative des sept facteurs de risque. La colonne de droite du Tableau 4 donne le pourcentage d'explication moyen,

$$R^2 = \sum_{i=1}^7 p_i R_i^2,$$

calculé en pondérant par l'importance relative, p_i , de chacun des facteurs de risque le coefficient de détermination R_i^2 correspondant à l'évaluation

du risque relatif des titres du secteur en fonction du facteur en question. Dans l'ensemble, le niveau de cohérence moyen des participants s'est avéré tout à fait satisfaisant, le répondant n° 7 faisant exception. Le fait que les valeurs de R^2 données au Tableau 4 soient toutes supérieures, sauf une, à celles du Tableau 2, pourrait indiquer que les gestionnaires financiers interrogés sont plus à l'aise et davantage sûrs de leur jugement lorsqu'il s'agit de classer des titres que quand on leur demande de déterminer l'influence relative de facteurs de risque sur un tel classement. Cependant, il est également possible que ce phénomène soit simplement le reflet d'une plus grande facilité à comparer entre eux quatre éléments plutôt que sept.

Il subsiste malgré tout certaines divergences de vues entre les participants à l'enquête quant à l'évaluation quantitative du niveau de risque relatif des quatre titres proposés. Les biplots reproduits aux Figures 4a et b permettent de visualiser ces différences d'opinions ; 94,5 % de la variabilité contenue dans le Tableau 4 est représentée par les deux premiers axes factoriels, le troisième axe permettant d'expliquer les 5,5 % d'inertie restante. Les évaluations du risque relatif des banques *CIBC* et *Banque de Montréal* y apparaissent nettement comme les plus variables. L'individu n° 20, situé le plus à droite sur le premier axe factoriel est le seul qui ait évalué le risque de la banque *CIBC* comme étant plus élevé que celui de la *Banque de Montréal* ; à mesure qu'on se déplace vers la gauche, dans la direction du vecteur *CIBC*, le risque relatif de la *Banque de Montréal* par rapport à cette dernière tend à augmenter, jusqu'à atteindre $635/145 \approx 4,38$ pour le répondant n° 8 et $532/122 \approx 4,36$ pour le répondant n° 18. La localisation des points au-dessus et au-dessous du premier axe factoriel permet de départager les individus selon leur perception du risque relatif de la *Banque Royale* et de la *Banque T-D* par rapport aux deux autres. Il est à noter que les vecteurs « *Banque Royale* » et « *Banque T-D* », bien qu'ils soient les seuls dont la corrélation soit significativement positive ($\rho_{R,T-D} \approx 0,40$), ont des orientations opposées par rapport au troisième axe factoriel, tel qu'illustré à la Figure 4b.

Des conclusions semblables se dégagent de l'examen du Tableau 5 portant sur les titres du secteur de la consommation. On constate ici encore que tous les répondants sauf un (le n° 16) s'entendent sur l'identité du titre le plus risqué ; il s'agit en l'occurrence de *Dominion Textile*. À quelques millièmes près, la moitié des individus consultés obtiennent le même classement, à savoir

Seagram < *Imasco* < *Labatt* < *Dominion-Textile*,

où, comme précédemment, $A < B$ signifie que le risque du titre A a été jugé inférieur à celui du titre B.

Bien que des similarités de jugements puissent apparaître moins surprenantes (à certains, du moins) lorsque les titres concernés sont relative-

FIGURE 4A

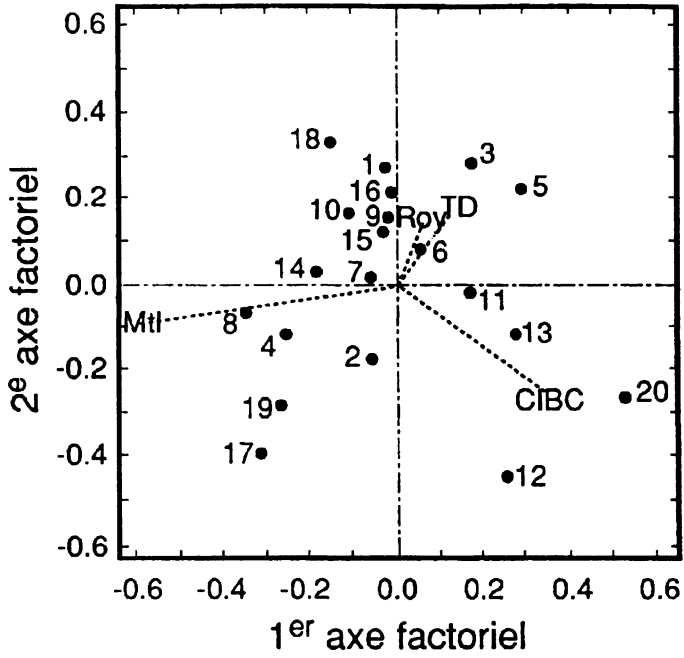
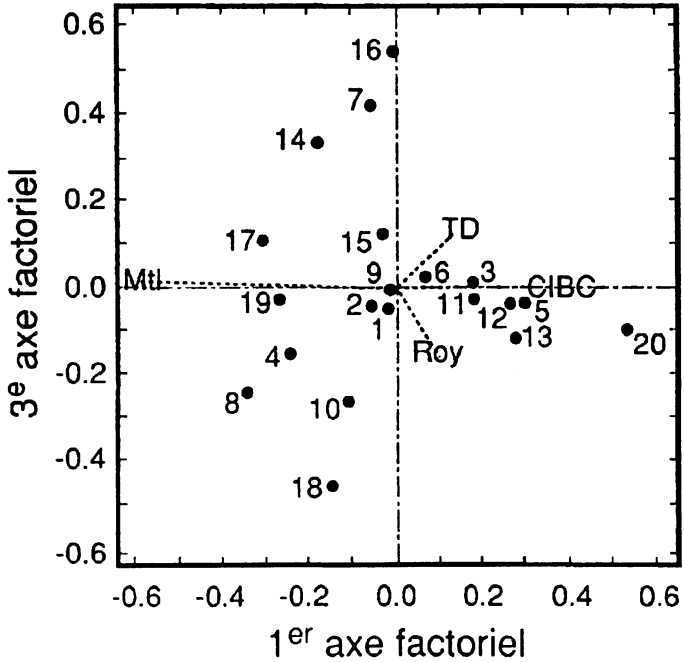


FIGURE 4B



ment hétérogènes, elles restent difficilement conciliables, *a priori*, avec la grande diversité d'opinions observée à la section précédente quant à l'importance relative des facteurs de risque. À nouveau, les valeurs moyennes du coefficient de détermination de tous les questionnaires interrogés sont très élevées, sauf pour les répondants n°s 14 et 16. On remarque aussi qu'à une exception près, elles sont toutes supérieures à celles présentées au Tableau 3.

Les biplots des Figures 5a et b permettent d'appréhender la variabilité inhérente au Tableau 5 quant à l'évaluation du niveau de risque relatif des quatre titres du secteur de la consommation ; 90,5 % de cette variabilité y est représentée par les deux premiers axes factoriels, et 9,5 % par le troisième. Sur ces deux figures, le premier axe oppose essentiellement le titre *Dominion Textile* aux trois autres, avec lesquels il est fortement corrélé négativement ($\rho_{D-TI} \approx -0,57$; $\rho_{D-TL} \approx -0,65$; $\rho_{D-TS} \approx -0,61$) ; il est à noter que toutes ces corrélations sont significatives au seuil de 5 %. Ceci reflète la prédominance marquée du risque relatif de ce titre parmi ceux considérés dans le secteur de la consommation.

6. INFLUENCE DES CRITÈRES DE RISQUE SUR LE CLASSEMENT GLOBAL DES TITRES SELON LEUR RISQUE

Comme on l'a déjà fait remarquer plus haut, les éléments de ressemblance observés entre les classements individuels du risque agrégé des titres par secteur ont de quoi étonner, surtout si on considère la façon dont ces classements ont été obtenus et la diversité d'opinions exprimée par les vingt répondants quant à l'importance relative qu'ils accordent aux sept facteurs de risque considérés dans le cadre de l'enquête rapportée ici. Dans les termes de l'équation (5), on constate en fait que les q_j sont classés à peu près dans le même ordre pour tous les questionnaires de portefeuilles interrogés, bien que les p_i qui servent à leur calcul soient très variables d'un individu à l'autre.

Pour évaluer quelle est l'influence réelle des sept facteurs retenus sur le classement individuel du risque global de titres, on a cherché à déterminer, pour chaque répondant et pour chacun des deux secteurs étudiés, le nombre de classements conditionnels « compatibles » avec le classement agrégé correspondant des quatre titres considérés. On dit qu'il y a compatibilité d'un classement conditionnel avec le classement agrégé lorsque les titres y sont rangés dans le même ordre, sous réserve que deux titres qui ont exactement le même risque dans le classement conditionnel puissent éventuellement être départagés dans le classement agrégé. Pour illustrer la procédure de dénombrement, on a reproduit au Tableau 6 ci-dessous le classement agrégé et les sept classements conditionnels du risque des titres du secteur bancaire pour le répondant n° 6. Dans ce tableau comme précédemment, on a noté $A < B$ lorsque le titre A avait un risque

FIGURE 5A

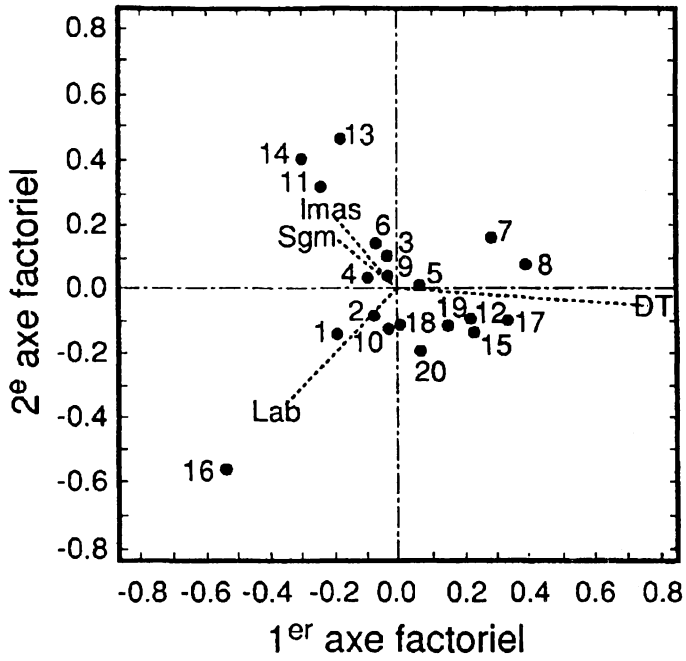
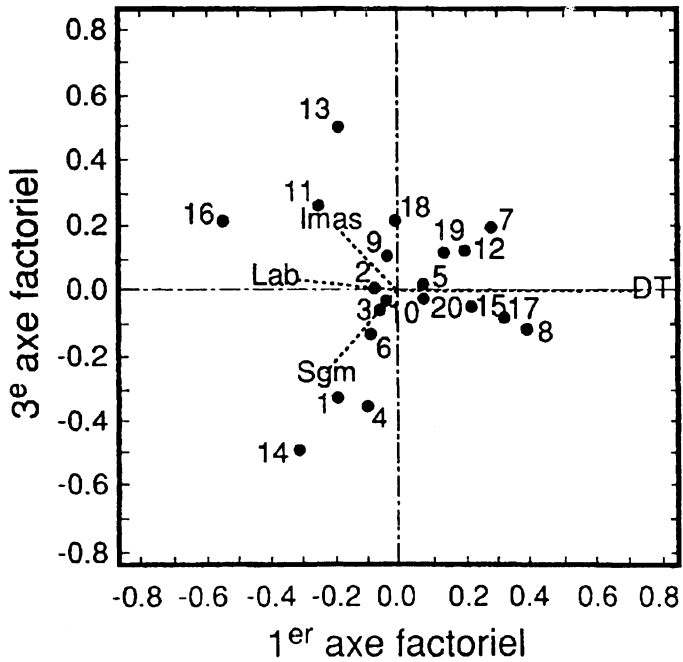


FIGURE 5B



moindre que le titre B pour un facteur donné, et $A \sim B$ lorsqu'ils étaient considérés comme ayant exactement le même risque pour ce facteur. Dans cet exemple, 5 des 7 classements conditionnels du répondant se sont révélés compatibles avec son classement agrégé du risque des titres de ce secteur, tel que calculé par la formule (5).

TABLEAU 6

CLASSEMENTS CONDITIONNELS ET CLASSEMENT AGRÉGÉ DU RISQUE DES QUATRE TITRES DU SECTEUR BANCAIRE TEL QU'INFÉRÉ À L'AIDE DE LA FORMULE (5) POUR LE RÉPONDANT N° 6, EN FONCTION DE SON ÉVALUATION DE L'IMPORTANCE RELATIVE DES SEPT FACTEURS DE RISQUE CONSIDÉRÉS AUX FINS DE L'ENQUÊTE. LES CLASSEMENTS CONDITIONNELS 1, 2, 5, 6 ET 7 SONT COMPATIBLES AVEC CE CLASSEMENT AGRÉGÉ DE RISQUE

Facteur	Classement conditionnel
1- Perspectives de croissance	T-D < Royale < CIBC < Montréal
2- Qualité du management	T-D < Royale < CIBC < Montréal
3- Solvabilité de l'entreprise	T-D < Montréal < CIBC < Royale
4- Variabilité de la marge bénéficiaire	Royale < CIBC < T-D < Montréal
5- Pourcentage du bénéfice net	T-D ~ Royale ~ CIBC < Montréal
6- Dépendance propre à l'économie du secteur	T-D ~ Royale ~ CIBC < Montréal
7- Liquidité du titre	T-D ~ Royale ~ CIBC ~ Montréal
Classement agrégé	T-D < Royale < CIBC < Montréal

Étant donné le mode de comparaison des classements privilégié, un répondant pouvait donc avoir entre 0 et 7 classements conditionnels compatibles avec son classement agrégé du risque des titres d'un secteur donné. Le Tableau 7 donne la répartition des effectifs de l'échantillon selon ce critère.

TABLEAU 7

RÉPARTITION DES RÉPONDANTS SELON LE NOMBRE DES CLASSEMENTS CONDITIONNELS FOURNIS PAR CHAQUE INDIVIDU QUI SE SONT AVÉRÉS COMPATIBLES AVEC SON PROPRE CLASSEMENT AGRÉGÉ DU RISQUE DES QUATRE TITRES CONSIDÉRÉS POUR CHACUN DES DEUX SECTEURS IDENTIFIÉS

Nombre de classements conditionnels compatibles									Nombre moyen
	0	1	2	3	4	5	6	7	
Secteur bancaire	0	1	1	3	2	3	4	6	5,05
Secteur consommation	0	1	0	3	1	4	10	1	5,05

À l'examen de ces données, il ressort qu'en moyenne, les investisseurs consultés ont fourni le même classement de titres pour environ 5 facteurs de risque dans chacun des deux secteurs considérés. Qui plus est, 65 % des répondants ont répliqué le même classement cinq fois ou plus dans le secteur bancaire, cette proportion s'élevant à 75 % dans le secteur de la consommation. Il semble exclu que cette remarquable uniformité dans le classement des titres par facteur de risque, observée chez la majorité des répondants, soit le fruit du pur hasard. Étant donné le bon niveau de compréhension manifesté par les participants à l'étude au moment du pré-test et le niveau satisfaisant de cohérence de leurs réponses tel que mesuré par le coefficient de détermination R^2 (De Jong, 1984), ce phénomène ne saurait être attribuable à un vice de forme ou à un manque de conscience professionnelle des investisseurs institutionnels qui constituaient l'échantillon. Bien que la taille du questionnaire ait limité le nombre de titres considérés dans l'enquête, ce qui restreint sans doute la portée des résultats, le fait que l'uniformité de classements se soit produite dans des secteurs économiques ayant des niveaux d'homogénéité différents porte à croire qu'il n'est pas isolé et qu'il reflète plutôt un comportement généralisé des gestionnaires de portefeuilles, lesquels, tout en prétendant avoir une perception bien définie de la nature multidimensionnelle du risque et de l'importance relative de ses composantes, agissent comme si celui-ci était pratiquement unidimensionnel. Cette constatation invite aussi à s'interroger sur l'influence réelle de facteurs socio-économiques, institutionnels et systémiques sur le classement de titres en fonction de leur risque et sur la pertinence de chercher à en quantifier l'importance relative.

CONCLUSION

L'objectif premier du présent travail était d'évaluer l'importance relative d'un certain nombre de facteurs socio-économiques, institutionnels et systémiques dans l'évaluation du risque d'un titre. L'enquête menée auprès d'une vingtaine d'investisseurs institutionnels québécois a permis de confirmer un certain nombre de phénomènes prévisibles. En premier lieu, il ressort clairement que les gestionnaires de portefeuilles perçoivent le risque comme étant multidimensionnel et que l'importance relative de ses différentes composantes dans la perception du risque global de titres est subjective et susceptible de varier d'un secteur à l'autre pour le même individu. Ces différences de vue, rapportées à la section 4, reflètent entre autres la nécessité, pour chaque investisseur institutionnel, de justifier son existence en se démarquant dans son analyse du risque. Par ailleurs, on a constaté à la section 5 une faible diversité d'opinions entre les répondants quant à leur classement des titres d'un secteur en fonction de leur risque global. L'absence d'un consensus total permet sans doute d'expliquer, pour une part, la volonté de transiger de ces acteurs financiers.

Toutefois, lorsqu'interrogés sur leur évaluation du risque relatif des titres d'un secteur selon chacun des facteurs pris séparément, les participants à l'enquête ont répliqué le même classement dans une forte proportion des cas. Ce résultat plutôt inattendu est décrit à la section 6. Il n'est pas exclu que cette perception quasi-unidimensionnelle du risque des titres de ces deux secteurs ait été induite par la nature même des composantes du risque des huit actifs financiers sélectionnés pour l'enquête. Toutefois, cela paraît peu plausible. De l'avis des auteurs, le phénomène observé s'explique plus vraisemblablement par une combinaison d'effets de halo et de dissonance cognitive, dont l'existence a été documentée en psychologie. Il est bien connu, en effet, que l'information *a priori* a tendance à influencer l'ensemble des perceptions d'un individu et qu'en raison de cet effet de halo, les gens ont une propension à ne pas tenir compte d'éléments d'information objectifs qui pourraient contredire ou modifier leur jugement de façon significative. C'est ainsi qu'à partir d'une relation de préordre global, un investisseur pourrait être amené inconsciemment à ne retenir que les éléments d'information qui sont cohérents avec cette perception. Ce type de comportement, inhérent à l'individu, est indépendant de la méthodologie d'enquête et difficile à contrôler.

Il serait intéressant, dans le cadre d'une prochaine étude, de chercher à mesurer l'ampleur réelle du phénomène de reproduction du classement global observé à la section 6. À partir de l'examen de titres plus nombreux et plus diversifiés, on pourrait établir jusqu'à quel point il est plausible que les classements conditionnels fournis par les répondants traduisent fidèlement le risque relatif réel des titres sélectionnés. Pour l'heure, les résultats décrits dans le présent travail soulèvent des interrogations quant à la nécessité d'identifier les différentes composantes du risque et de chercher à en quantifier l'importance relative. Ils appellent aussi à faire preuve de prudence lorsqu'on cherche à interpréter les différences d'opinions rapportées à cet égard dans la section 4. L'évaluation individuelle de l'importance de différents facteurs de risque pourrait n'être, après tout, qu'une forme de rationalisation *a posteriori* du processus de formation de la relation de préordre globale des gestionnaires de portefeuilles leur permettant de se démarquer dans leur discours et de justifier, jusqu'à un certain point, leurs actions.

BIBLIOGRAPHIE

- ACZÉL, J.D., et T.L. SAATY (1983), « Procedures for Synthesizing Ratio Judgements », *Journal of Mathematical Psychology*, 27 (1) : 93-102.
- BEAVER, W.H., P. KETTLER et M. SCHOLÉS (1970), « The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures », *The Accounting Review*, 45 (4) : 654-682.

- BOWER, R.S., et D.H. BOWER (1969), « Risk and the Valuation of Common Stock », *Journal of Political Economy*, 77 (3) : 349-362.
- CRAWFORD, G., et C. WILLIAMS (1985), « A Note on the Analysis of Subjective Judgment Matrices », *Journal of Mathematical Psychology*, 29 (4) : 387-405.
- DARMON, R., N.T. KHOURY et J.-M. MARTEL (1990), « Facteurs de risque des actions ordinaires : le point de vue des gestionnaires québécois », *L'Actualité économique*, 66 (3) : 348-364.
- DE JONG, P. (1984), « A Statistical Approach to Saaty's Scaling Method for Priorities », *Journal of Mathematical Psychology*, 28 (4) : 467-478.
- FARRELL, J.L. Jr (1976), « The Multi-index Model and Practical Portfolio Analysis », Charlottesville, VA, *Financial Analysts Research Foundation*.
- FARRELLY, G., P. LEVINE et W. REICHENSTEIN (1984), « Risk Perceptions of Institutional Investors », *The Journal of Portfolio Management*, 10 (4) : 5-12.
- FARRELLY, G., P. LEVINE et W. REICHENSTEIN (1985), « Perceived Risk, Market Risk, and Accounting Determined Risk Measures », *The Accounting Review*, 60 (2) : 278-288.
- FARRELLY, G., P. LEVINE et W. REICHENSTEIN (1987), « Perceptions of Risk Classes : A Discriminant Analysis Using Financial Ratios », *Akron Business and Economic Review*, 18 (2) : 78-91.
- GABRIEL, K.R. (1971), « The Biplot Graphic Display of Matrices with Application to Principal Component Analysis », *Biometrika*, 58 (3) : 453-467.
- Institut canadien des valeurs mobilières (1987), « Comment lire les états financiers », Montréal.
- JACOBS, B.I., et K.N. LEVY (1988), « Disentangling Equity Return Regularities : New Insights and Investment Opportunities », *Financial Analysts Journal*, 44 (3) : 18-43.
- JENSEN, R.E. (1983), « Aggregation (Composition) Schema for Eigenvector Scaling of Criteria Priorities in Hierarchical Structures », *Multivariate Behavioral Research*, 18 (1) : 63-84.
- KING, B. (1966), « Market and Industry Factors in Stock Price Behavior », *Journal of Business*, 39 (1, partie II) : 139-190.
- LAKONISHOK, J., et A. SHAPIRO (1984), « Stock Returns, Beta, Variance and Size : An Empirical Analysis », *Financial Analysts Journal*, juillet/août : 36-41.
- ROY, B. (1988), *Méthodologie multicritère d'aide à la décision*, Paris : Economica.
- SAATY, T.L. (1977), « A Scaling Method for Priorities in Hierarchical Structures », *Journal of Mathematical Psychology*, 15 (3) : 234-281.
- SAATY, T.L. (1980), *The Analytic Hierarchy Process*, New York : McGraw-Hill.
- TINIĆ, S.M., et R.R. WEST (1986), « Risk Return and Equilibrium : A Revisit », *Journal of Political Economy*, 94 (1) : 126-147.