

L'évaluation de la probabilité des pertes éventuelles : une étude empirique*

KENNETH E. HARRISON *University of Illinois*

LAWRENCE A. TOMASSINI *University of Illinois*

Résumé. Dans le présent article, les auteurs font état des résultats d'une recherche dans le cadre de laquelle des vérificateurs expérimentés ont interprété les critères du *Statement of Financial Accounting Standards No. 5 (Norme n° 5) : Accounting for Contingencies* (Comptabilisation des éventualités). Cette recherche est axée sur deux questions : 1) la nature et le degré du consensus qui se dégage des interprétations des vérificateurs et 2) la mesure dans laquelle ces interprétations dépendent de la nature de la perte éventuelle. Quarante-cinq vérificateurs expérimentés (chefs de groupe, directeurs et associés) issus de cabinets d'experts-comptables figurant parmi les « huit grands » se sont prêtés à un exercice visant à recueillir leur interprétation des critères de probabilité de la Norme n° 5.

Nous avons centré notre analyse sur le seuil auquel s'établit la distinction entre une perte « improbable » et une perte « plausible », et entre une perte « plausible » et une perte « probable ». Les résultats de nos recherches ont indiqué : 1) un seuil moyen respectif de 0,16 et 0,68 ; 2) un consensus plus manifeste chez les vérificateurs dans le cas du premier seuil que dans le cas du second ; 3) un premier seuil beaucoup plus bas que ne l'avaient laissé supposer les précédents travaux de recherche ; et 4) dans l'ensemble, l'absence de lien entre les seuils et la nature de la perte éventuelle.

Introduction

La correspondance entre probabilités décrites et probabilités numériques a fait l'objet de plusieurs études en comptabilité (Chesley (1979, 1986); Chesley et Weir (1985); Jiambalvo et Wilner (1985); et Schultz et Reckers (1981)). La plupart de ces études ont porté sur les aspects de la question se rattachant à la capacité des vérificateurs expérimentés de quantifier leur incertitude de façon claire. La présente étude s'inscrit dans le prolongement de ces recherches et s'intéresse en outre au problème important de l'interprétation d'une norme comptable floue par essence : celle des critères de probabilité du *Statement of Finan-*

* Les auteurs tiennent à témoigner leur appréciation aux entreprises suivantes pour l'aide qu'elles leur ont apportée : Arthur Andersen & Co., Arthur Young, Coopers & Lybrand, Deloitte Haskins + Sells, Ernst & Whinney, Peat Marwick Main & Co., Price Waterhouse et Touche Ross & Co. Nous désirons en outre remercier Steve Hora et Kenneth Maxfield pour leur assistance en matière de statistique et de calculs et Jim Jiambalvo pour avoir mis à leur disposition les données de ses recherches aux fins de comparaison. Enfin, nous voulons remercier le Eugene and Dora Bonham Memorial Fund pour son appui financier et les deux réviseurs anonymes du présent article pour la pertinence de leurs remarques.

cial Accounting Standards No. 5 : Accounting for Contingencies (Comptabilisation des éventualités) (FASB, 1975). Il est indispensable de comprendre comment les vérificateurs interprètent ces critères pour évaluer la qualité des communications qui résultent des pratiques actuelles en matière de présentation de l'information financière.

Nous tenterons dans le présent article de clarifier les critères de probabilité de la Norme n° 5 en faisant état des résultats d'une recherche dans le cadre de laquelle des vérificateurs expérimentés ont interprété les critères de probabilité de pertes éventuelles. Nous nous sommes penchés sur deux questions précises :

- 1 Comment les vérificateurs interprètent-ils les critères de probabilité de la Norme n° 5 en ce qui a trait aux pertes éventuelles, et quel est le degré de consensus qui se dégage de leurs interprétations ?
- 2 Dans quelle mesure ces interprétations dépendent-elles de la nature de la perte éventuelle ?

Argument de l'étude

La Norme n° 5 exige qu'une perte éventuelle soit constatée si les deux conditions suivantes sont respectées : 1) il est « probable » qu'un bien ait été altéré ou qu'une dette ait été créée (c'est-à-dire qu'il est probable qu'un ou plusieurs événements futurs viennent confirmer qu'il y a eu perte) et 2) le montant de la perte peut être « estimé avec suffisamment de précision » (par. 8). La perte doit être *présentée* dans les états financiers si elle est « plausible ». Si la perte est « improbable », la présentation n'est pas nécessaire. Selon la Norme n° 5, la perte est *probable* si les chances que l'événement ou les événements futurs se produisent sont élevées, *plausible* si les chances sont plus que faibles mais moins qu'élevées, et *improbable* si les chances sont faibles (par. 3). La notion de *précision suffisante* n'est pas définie dans la norme.

Pour plusieurs raisons, il semblerait souhaitable de préciser les seuils numériques auxquels s'établit la distinction entre « improbable » et « plausible », d'une part, et entre « plausible » et « probable », d'autre part (seuils que nous désignerons dans la suite respectivement par les abréviations I-P1 et P1-P). Deux jugements doivent être posés dans la décision relative à la façon de présenter une perte éventuelle. Premièrement, il faut juger des probabilités numériques associées aux critères décrits dans la Norme n° 5. Deuxièmement, il faut juger de la probabilité de la perte éventuelle et déterminer où elle se situe à cet égard. Le fait de définir les niveaux de probabilité numérique de façon plus précise supprimerait un élément discrétionnaire qui pose une difficulté et favoriserait sans doute le dégagement d'un consensus au sujet du caractère approprié de la comptabilisation des pertes éventuelles dans la pratique (Jiambalvo et Wilner (1985), Reckers et Schultz (1982)).

Plus encore, la précision numérique des probabilités décrites aiderait les praticiens dans l'application d'autres prises de position comptables telles que la Norme n° 13 : *Accounting for Leases* (Comptabilisation des contrats de location

(FASB, 1976)), la Norme n° 15 : *Accounting by Debtors and Creditors for Troubled Debt Restructurings* (Comptabilisation par les débiteurs et les créanciers des restructurations du financement posant problème (FASB, 1977)), la Norme n° 43 : *Accounting for Compensated Absences* (Comptabilisation des absences compensées (FASB, 1980)), et la Norme n° 76 : *Extinguishment of Debt* (Extinction de dette (FASB, 1983)). Ces prises de position ramènent aux probabilités décrites dans la Norme n° 5 ou font explicitement référence à certains paragraphes de la Norme n° 5. Ainsi peut-on lire ce qui suit dans la Norme n° 76 :

b. Le débiteur est légalement libéré de sa position de premier débiteur obligataire en vertu de la dette, soit judiciairement, soit par le créancier, et il est *probable* que le débiteur ne sera pas tenu d'effectuer de versements futurs au titre de cette dette en vertu de garanties quelles qu'elles soient. (Traduction)

c. Le débiteur dépose irrévocablement des fonds ou autres biens dans une fiducie devant servir strictement à effectuer des versements d'intérêt aussi bien que de principal prévus au calendrier relativement à une obligation précise, et l'obligation pour le débiteur d'effectuer des versements futurs en ce qui a trait à cette dette est *improbable*. (Traduction)

La précision numérique du seuil Pl-P aiderait les praticiens dans l'application du paragraphe b ci-dessus, et la précision du seuil I-Pl les aiderait dans l'application du paragraphe c.

Le fait de préciser le seuil I-Pl serait d'une utilité directe pour les vérificateurs dans la décision relative à l'opportunité de modifier leur opinion standard (sans réserve). Selon les normes de vérification actuelles aux États-Unis :

Le vérificateur n'est pas tenu de modifier son opinion en raison de l'existence d'une incertitude lorsqu'il conclut qu'il n'existe qu'une probabilité minimale que le dénouement de cette incertitude ait une répercussion importante sur les états financiers (AICPA (1982, Section 509.24), traduction).

Cette probabilité minimale est la même que le seuil I-Pl (AICPA (1982, Section 9509.3))¹.

Enfin, l'imprécision d'une norme de comptabilité peut occasionner des difficultés à l'utilisateur des états financiers qui se voit forcé de déduire la probabilité de la perte éventuelle en se fondant sur les états financiers (notes comprises) et le rapport du vérificateur. L'attribution de probabilités numériques précises à la terminologie de la Norme n° 5 pourrait clarifier la présentation de l'information relative aux pertes éventuelles aux yeux de ces utilisateurs.

La suite du présent article est structurée en quatre sections. Dans la première section, nous passerons en revue les travaux de recherche qui ont été effectués dans ce domaine. Dans la deuxième, nous traiterons de la méthodologie de la présente étude, tandis que dans la troisième, nous examinerons les résultats de l'étude. Enfin, dans la dernière section, nous présenterons un résumé de la recherche et certaines des pistes qu'elle permet d'envisager.

1 Other studies of audit delay have involved companies in the United States (Garsombke (1981); Givoly and Palmon (1982); Ashton, Willingham and Elliott (1987)), Australia (Davies and Whittred (1980); Whittred (1980a, 1980b)), and New Zealand (Courtis (1976); Gilling (1977)).

Travaux de recherche connexes

Plusieurs études ont porté sur la relation entre les probabilités numériques et la terminologie relative à l'incertitude utilisée dans la Norme n° 5. Jiambalvo et Wilner (1985) (J-W) se sont penchés sur les seuils I-Pl et Pl-P, en demandant à des sujets d'indiquer leur appréciation des seuils sur une droite de probabilités s'échelonnant de zéro à un. Quatre-vingts vérificateurs, pour la plupart des chefs de groupe et des associés des « huit grands » cabinets d'experts-comptables de Seattle et Pittsburgh ont été les sujets de l'étude. Pour les éventualités générales, J-W ont obtenu un seuil moyen (médian) I-Pl de 0,23 (0,20) et un seuil moyen (médian) Pl-P de 0,68 (0,70).

Schultz et Reckers (1981) (S-R) ont étudié l'effet de polarisation du déplacement du choix ou du déplacement du groupe dans le contexte de la Norme n° 5 et ont fourni des informations qui viennent appuyer indirectement le seuil I-Pl. Soixante-quatre associés en vérification ont posé des jugements sur le niveau de probabilité d'une perte éventuelle qui en justifierait la présentation dans les états financiers. Les vérificateurs ont d'abord posé un jugement personnel avant la discussion, se sont ensuite réunis en groupes de quatre pour en discuter et s'entendre sur un jugement collectif et ont enfin posé des jugements personnels à la suite de la discussion. La variable dépendante était le niveau de probabilité auquel la présentation de l'éventualité devenait nécessaire (soit le seuil I-Pl).

Dans l'ensemble des conditions de leur expérience, S-R ont trouvé un seuil I-Pl moyen de 0,42, l'étendue allant de 0,29 à 0,53 (voir leur figure 1, p. 486). Toutefois, certains des sujets de S-R ont jugé ces niveaux de probabilité trop élevés, affirmant qu'ils ne correspondaient pas à l'interprétation courante des termes « faible » ou « improbable ». Cette divergence d'opinion pourrait soulever des problèmes dans l'examen des vérifications ou dans la défense en cas de litiges (1981, p. 493).

Enfin, Chesley (1986) a mené deux expériences visant à analyser l'interprétation et la communication de la terminologie relative à l'incertitude. Les sujets étaient des étudiants de troisième et de quatrième année universitaire en comptabilité et des étudiants de deuxième année du MBA. Chesley a eu recours à cinq modes de réponse différents pour obtenir des probabilités numériques associées aux probabilités décrites. Le terme « probable » était cependant le seul critère de la Norme n° 5 utilisé dans cette étude. Pour l'ensemble des groupes et des conditions des deux expériences, les réponses médianes au terme « probable » se sont situées entre 0,32 et 0,77, avec une moyenne de 0,59.

Méthodologie

Sujets

Les vérificateurs experts-comptables constituent la population sujet de la présente recherche. La décision qui consiste à déterminer si la présentation que fait un client d'une éventualité majeure est conforme à la Norme n° 5 revient habituellement aux titulaires de postes d'échelon supérieur dans un cabinet d'experts-

comptables. C'est pourquoi nous avons fait appel à des sujets chefs de groupe ou occupant des postes plus élevés.

Soixante-cinq exercices de recherche ont été adressés à six des « huit grands » cabinets d'experts-comptables, dans trois régions métropolitaines majeures du sud-ouest des États-Unis². Les documents relatifs à ces exercices ont été postés à une personne source dans chaque bureau participant, qui en assurait par la suite la distribution à des vérificateurs expérimentés dans le bureau. Quarante-six documents remplis nous ont été retournés, dont un seul a été jugé inutilisable du fait que le répondant occupait un poste d'échelon inférieur à celui de chef de groupe. Le taux des réponses utilisables a donc été de 69 pour cent.

Les caractéristiques démographiques des répondants figurent au tableau 1. Les quarante-cinq répondants réunissaient sept associés, trois directeurs et trente-cinq chefs de groupe. En moyenne, les répondants avaient eu affaire à environ douze cas de présentation d'information relative à des pertes éventuelles au cours de leurs cinq dernières années d'expérience.

TABLEAU 1
Caractéristiques des sujets

	Moyenne	Écart type	Étendue
Âge (en années)	30,71	4,12	25-43
Expérience (en années)	8,0	4,26	4-25
Cas de présentation de pertes éventuelles	11,69	10,46	2-50

Questions relatives au seuil de probabilité

L'exercice comportait trois droites de probabilités s'échelonnant de zéro à un. Puisque les seuils de probabilité étaient susceptibles de différer selon la nature de la perte éventuelle, nous avons prévu trois types de pertes éventuelles : 1) le litige, 2) la menace d'expropriation de biens étrangers et 3) des obligations au titre de la garantie de produits. Nous avons demandé aux sujets de placer sur les droites de probabilités des traits verticaux indiquant les valeurs numériques des seuils I-Pl et Pl-P.

Résultats

Seuils numériques et degré de consensus

Les tableaux 2 et 3 contiennent de l'information sur les niveaux de probabilité que les répondants ont attribués aux seuils I-Pl et Pl-P. Pour l'ensemble des types d'éventualités, le seuil moyen (médian) I-Pl était de 0,16 (0,10), et le seuil moyen (médian) Pl-P était de 0,68 (0,70). En ce qui a trait au degré de consensus relatif à ces seuils, l'écart type était de 0,10 pour les réponses concernant le seuil I-Pl et de 0,14 pour les réponses concernant le seuil Pl-P.

2 Des exemplaires de la version intégrale des documents de recherche seront fournis par les auteurs sur demande.

TABLEAU 2
Probabilités relatives au seuil improbable-plausible

Nature de l'éventualité	Moyenne	Médiane	Mode	Écart type	25 ^e percentile	75 ^e percentile	Étendue
Litige	0,15	0,15	0,10	0,09	0,10	0,20	0-0,35
Expropriation	0,16	0,15	0,10	0,12	0,10	0,25	0-0,50
Garantie	0,16	0,10	0,10	0,10	0,10	0,25	0-0,40
Combinaison	0,16	0,10	0,10	0,10	0,10	0,20	0-0,50

TABLEAU 3
Probabilités relatives au seuil plausible-probable

Nature de l'éventualité	Moyenne	Médiane	Mode(s)	Écart type	25 ^e percentile	75 ^e percentile	Étendue
Litige	0,68	0,70	0,70	0,13	0,55	0,75	0,45-0,99
Expropriation	0,69	0,70	0,70, 0,75	0,15	0,57	0,80	0,20-0,99
Garantie	0,67	0,70	0,70	0,13	0,55	0,75	0,50-0,99
Combinaison	0,68	0,70	0,70	0,14	0,55	0,75	0,20-0,99

Un test statistique basé sur la distribution de F a permis de comparer la variance des réponses (une mesure opérationnelle du consensus) pour les distributions de deux seuils (Neter, Wasserman et Whitmore (1982, pp. 334-336)). L'hypothèse nulle voulait que le consensus soit le même pour les deux seuils (c'est-à-dire que le rapport des variances des deux seuils soit de 1,0). Le rapport réel entre le seuil I-Pl et le seuil Pl-P s'est établi à 1,798³. L'hypothèse nulle a donc été rejetée dans ce cas ($p < 0,02$). C'est pourquoi nous concluons à un consensus beaucoup moins marqué au sujet du seuil I-Pl qu'au sujet du seuil Pl-P, résultat qui s'explique mal.

Nous avons également comparé les résultats obtenus à ceux de deux autres études dont il a été question plus haut. Rappelons-nous que dans le cas des éventualités générales, J-W ont trouvé un seuil I-Pl moyen (médian) de 0,23 (0,20). Pour l'ensemble des trois types d'éventualités, notre seuil moyen (médian) était de 0,16 (0,10). L'écart entre les seuils *moyens* dans les deux études est *statistiquement* significatif ($t = 4,55$; $p < 0,001$), bien qu'on ne puisse établir avec certitude si cet écart a une signification *pratique* ou *économique*⁴.

Par opposition à ces écarts, J-W et nous avons obtenu les mêmes moyennes et médianes, 0,68 et 0,70, dans le cas du seuil Pl-P. Il est intéressant de noter cette

3 Les valeurs de l'écart type dans les tableaux 2 et 3 sont arrondies au centième près. Les valeurs réelles sont 0,103435 et 0,138687 pour les réponses relatives au seuil I-Pl et au seuil Pl-P respectivement. On calcule le rapport des variances (1,798) en divisant le carré de chaque terme par la valeur de Pl-P et de I-Pl.

4 Un test U de Mann-Whitney (Siegel (1956, pp. 116-127)) effectué sur les seuils *médians* s'est aussi révélé statistiquement significatif ($p < 0,001$, à partir d'une approximation normale bilatérale).

identité de consensus dans les deux études relativement au seuil PI-P, étant donné les différences géographiques et démographiques que présentent les sujets⁵.

S-R ont obtenu dans leur étude un seuil moyen I-PI de 0,42 pour l'ensemble des conditions d'expérience. L'écart du seuil obtenu par S-R par rapport au nôtre est statistiquement significatif ($t = 7,72; p < 0,001$). Cet écart peut découler du fait que S-R, dans leur étude, ont tenté de créer des fonctions de résultat en prétendant que le vérificateur risquait de perdre son client s'il insistait sur la présentation de l'éventualité dans les états financiers, alors qu'il risquait un litige si l'éventualité n'était pas présentée. Nous n'avons fait dans notre étude aucune supposition de ce genre.

Dépendance des seuils à l'égard de la nature de l'éventualité

Comme le montrent les tableaux 2 et 3, nos répondants ont estimé qu'il y avait peu d'écart entre les seuils de probabilité selon les divers types d'éventualités. Nous avons eu recours à une analyse de variance à un seul critère de classification pour soumettre les écarts obtenus à un test statistique. Pour le seuil I-PI, nous n'avons relevé aucun écart significatif ($F = 0,239; p > 0,70$). De la même façon, nous n'avons relevé aucun écart significatif pour le seuil PI-P ($F = 0,306; p > 0,70$). Ce résultat est de plus étayé par le fait que 28 de nos 45 répondants (soit 62 pour cent) ont choisi exactement les mêmes seuils I-PI et PI-P pour les trois types d'éventualités.

Résumé et pistes de recherche à envisager

La présente étude visait à analyser comment les vérificateurs interprètent les critères de probabilité de la Norme n° 5. Nous avons obtenu un seuil moyen I-PI de 0,16 avec un écart type de 0,10 et un seuil moyen PI-P de 0,68 avec un écart type de 0,14. Collectivement, les vérificateurs ont manifesté un consensus moins marqué au sujet du seuil I-PI qu'au sujet du seuil PI-P. En outre, la plupart des sujets ont indiqué que ces seuils ne dépendaient pas du type d'éventualité.

Les sujets de cette étude n'ayant pas été choisis au hasard, les résultats ne peuvent être généralisés à la population des vérificateurs. De plus, cette étude permet d'envisager deux pistes de recherche valables. L'une consisterait à étudier les utilisateurs des états financiers, directeurs de crédit bancaire et analystes financiers par exemple. Les utilisateurs s'intéressent à la présentation des éventualités, du fait qu'une éventualité dont le dénouement est défavorable a des répercussions sur les flux monétaires futurs. Une question reste en suspens : celle des probabilités numériques dont se servent les vérificateurs, selon les utilisateurs des états financiers, pour interpréter les seuils I-PI et PI-P. L'analyse des probabilités numériques qui, selon les utilisateurs des états financiers, devraient

5 En moyenne, nos sujets étaient habituellement plus jeunes de trois ans que les sujets de l'étude de J-W. En termes de postes occupés dans le cabinet d'experts-comptables, seulement 16 pour cent de nos sujets étaient associés, par rapport à 37 pour cent chez les sujets de J-W.

être adoptées, étant donné leur interprétation de la norme de présentation de l'information, est également un sujet d'intérêt.

Vu le rôle des avocats dans le traitement des éventualités faisant l'objet de litiges, la présente étude ouvre une deuxième piste de recherche qui consisterait à évaluer comment les avocats perçoivent ces seuils. Chesley et Weir (1985) ont analysé la réaction des avocats canadiens à la terminologie relative à l'incertitude dans les prises de position de la profession; la solidité des résultats qu'ils ont obtenus devrait être vérifiée au moyen de l'évaluation des jugements d'avocats américains dans le contexte de la Norme n° 5.

Références

- American Institute of Certified Public Accountants, *Codification of Statements on Auditing Standards* (Chicago, Commerce Clearing House, 1982).
- Chesley, G.R., « Procedures for the Communication of Uncertainty in Auditor's Working Paper » in T.J. Burns (éd.), *Behavioral Experiments in Accounting II* (Columbus, Ohio, The Ohio State University, 1979) pp. 115-149.
- , « Interpretation of Uncertainty Expressions » *Contemporary Accounting Research* (printemps 1986) pp. 179-199.
- et H.A. Weir, « The Challenge of Contingencies : Adding Precision to Probability » *CAMagazine* (avril 1985) pp. 38-41.
- Financial Accounting Standards Board, *Statement of Financial Accounting Standards No. 5 : Accounting for Contingencies* (Stamford, FASB, 1975).
- , *Statement of Financial Accounting Standards No. 13 : Accounting for Leases* (Stamford, FASB, 1976).
- , *Statement of Financial Accounting Standards No. 15 : Accounting by Debtors and Creditors for Troubled Debt Restructurings* (Stamford, FASB, 1977).
- , *Statement of Financial Accounting Standards No. 43 : Accounting for Compensated Absences* (Stamford, FASB, 1980).
- , *Statement of Financial Accounting Standards No. 76 : Extinguishment of Debt* (Stamford, FASB, 1983).
- Jiambalvo, J. et N. Wilner, « Auditor Evaluation of Contingent Claims » in *Auditing: A Journal of Practice and Theory* (automne 1985) pp. 1-11.
- Neter, J., W. Wasserman et G.A. Whitmore, *Applied Statistics*, 2^e édition (Boston, Allyn & Bacon, 1982).
- Reckers, P.M.J. et J.J. Schultz, Jr., « Individual Versus Group Assisted Audit Evaluations » in *Auditing : A Journal of Practice and Theory* (automne 1982) pp. 64-74.
- Schultz, J.J., Jr. et P.M.J. Reckers, « The Impact of Group Processing on Selected Audit Disclosure Decisions » in *Journal of Accounting Research* (automne 1981) pp. 482-501.
- Siegel, S., *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences* (New York, McGraw-Hill, 1956).

Copyright of Contemporary Accounting Research is the property of Canadian Academic Accounting Association and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.