



**HAL**  
open science

## Fiabilité des provisions environnementales et loi de Benford : application et implications

Adrien Bonache, Jonathan Maurice, Karen Moris

► **To cite this version:**

Adrien Bonache, Jonathan Maurice, Karen Moris. Fiabilité des provisions environnementales et loi de Benford : application et implications. Comptabilité sans frontières.. The French Connection, May 2013, Montréal, Canada. pp.cd-rom. hal-01002926

**HAL Id: hal-01002926**

**<https://hal.science/hal-01002926v1>**

Submitted on 7 Jun 2014

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# *Fiabilité des provisions environnementales et loi de Benford : application et implications*

**Adrien Bonache**

Maître de conférences, Clermont université, université d'Auvergne, EA 3849, Centre de recherche clermontois en gestion et management

**Jonathan Maurice**

ATER, ISEM, université Montpellier 1, EA 4557, Montpellier recherche en management  
<jonathan.maurice@ens-cachan.org>

**Karen Moris**

Maître de conférences, Clermont université, université d'Auvergne, EA 3849, Centre de recherche clermontois en gestion et management

**Résumé.** Cet article évalue la fiabilité des provisions comptables environnementales sur la base de deux critères : l'absence de manipulation et l'absence d'erreurs lors de leur comptabilisation. À l'instar des méthodes statistiques utilisables en audit pour détecter les fraudes comptables, des tests d'adéquation des provisions environnementales à la loi de Benford sont mis en œuvre sur la population des groupes français cotés de la période 2005-2010. Au contraire des études antérieures mettant en cause la fiabilité des provisions environnementales, les résultats obtenus ici indiquent que celles divulguées par les groupes cotés français sont fiables. Cela ne se retrouve pas pour les provisions pour risques et charges totales. Les résultats plaident alors pour une divulgation détaillée obligatoire des provisions, dont les montants par rubrique sont plus fiables que les montants totaux.

**Abstract.** *This paper evaluates the reliability of environmental accounting provisions through two criteria: they must be free from manipulation and free from errors in their recognition. Following the usable statistical methods in auditing to detect accounting fraud, Benford's goodness of fit tests of the environmental provisions of the French listed companies are ran over the period of 2005–2010. In contrast to previous studies impairing the reliability of environmental provisions, our results indicate that those disclosed by the French listed companies are reliable, unlike their total provisions for possible losses. Thus, these results call for a mandatory detailed disclosure of provisions, because detailed amounts are more reliable than the total ones.*

Mots-clés : provisions environnementales, fiabilité de l'information comptable, loi de Benford

*Keywords: environmental provisions, accounting information reliability, Benford's law*

## **1 Introduction**

Comme l'ont montré et le montrent encore les nombreux scandales comptables, la fiabilité de l'information divulguée dans les états financiers est régulièrement remise en question. Celle-ci est pourtant essentielle au bon fonctionnement des entreprises et des marchés financiers en termes de prise de décision des agents économiques. Si les fraudes comptables constituent l'exemple extrême d'absence de fiabilité de l'information divulguée, les marges de manœuvre dont disposent les dirigeants dans la comptabilisation de certains éléments posent également la question de la fiabilité de l'information comptable dans le cadre légal. Les dirigeants sont susceptibles d'établir leurs documents de synthèse d'une façon qui donne une vision plus attrayante de la santé financière de leur entreprise ou qui leur permet de poursuivre leur intérêt personnel. Les éléments calculés des comptes (*accruals*) sont alors des éléments privilégiés de gestion des données comptables. Ils font appel au jugement des dirigeants qui disposent d'une liberté d'interprétation des normes comptables. S'agissant d'éléments calculés, le contrôle de

la transaction financière associée n'est pas systématiquement possible. Cela permet aux dirigeants d'en comptabiliser certains de façon discrétionnaire. Parmi ces éléments comptables calculés figurent, en particulier, les provisions à caractère environnemental dont la fiabilité est à ce titre remise en question (Berthelot *et al.* 2003 ; Peek 2004 ; Johnston et Rock 2005). Les réglementations comptables encadrant leur comptabilisation sont relativement récentes et parfois peu précises, augmentant alors le risque d'une utilisation discrétionnaire de ces montants par les dirigeants (Berthelot *et al.* 2003). Pourtant, le renforcement des réglementations environnementales fait que ces éléments sont significatifs<sup>1</sup> et progressent dans les comptes des entreprises. Ils constituent enfin une information pertinente pour les investisseurs (Barth et McNichols 1994 ; Li et McConomy 1999 ; Berthelot *et al.* 2003 ; Campbell *et al.* 2003 ; Clarkson *et al.* 2004 ; Bewley 2005), faisant de leur fiabilité un enjeu comptable certain.

Pour plusieurs raisons, les provisions environnementales font partie des informations comptables grâce auxquelles les dirigeants disposent d'une importante marge de manœuvre dans l'établissement des documents annuels. D'abord, elles se rapportent à l'estimation, particulièrement difficile, de coûts à long voire à très long terme. Ensuite, leur fiabilité est d'autant plus cruciale que ces informations ont un impact important sur le résultat comptable. Premièrement, les montants en jeu sont souvent bien plus élevés qu'un « simple litige prudhommal », par exemple. Deuxièmement, ces coûts sont en forte croissance sur la période récente suite au renforcement des réglementations environnementales. Les dirigeants pourraient alors avoir intérêt à utiliser ces provisions pour améliorer l'image financière de leur entreprise ou servir leurs intérêts personnels.

Berthelot *et al.* (2003) montrent ainsi que les provisions environnementales des entreprises canadiennes sont utilisées pour lisser le résultat comptable. De plus, ces provisions sont adaptées de façon discrétionnaire à la pression médiatique subie par l'entreprise, pour limiter l'émergence de coûts politiques. Patten et Trompeter (2003) mettent également en évidence qu'après l'explosion médiatisée de l'usine d'Union Carbide à Bhopal en Inde en 1984, les entreprises chimiques américaines ont comptabilisé des *accruals* discrétionnaires négatifs significatifs, et ce d'autant plus que la divulgation d'informations environnementales était faible avant l'accident. À l'instar de Berthelot *et al.* (2003), Peek (2004) met en évidence l'utilisation des provisions comptables (comprenant de fortes provisions environnementales) pour lisser le résultat comptable. Enfin, même s'ils n'étudient pas uniquement l'impact des dotations aux provisions environnementales sur le résultat, Johnston et Rock (2005) montrent que les entreprises désignées par l'Agence de protection de l'environnement américaine comme parties potentiellement responsables de sites à dépolluer diminuent leurs résultats. Elles feraient cela de manière discrétionnaire pour éviter de payer la dépollution selon le principe « pollueur-payeur » mis en place initialement par l'Agence. Les entreprises étaient en effet considérées comme solidairement responsables de la pollution d'un site dès lors qu'elles y avaient contribué. Celles affichant de forts bénéfices contribuaient alors plus fortement à la dépollution d'un site partagé dans le temps avec d'autres entreprises moins profitables.

Ces études révélant la non-fiabilité des provisions environnementales reposent toutefois sur des données anciennes. Les normes comptables internationales n'étaient pas encore appliquées alors qu'elles tendent aujourd'hui à s'imposer mondialement (Barbe et Didelot 2012). Des lois et des règlements environnementaux ont été votés et promulgués (par exemple, la loi NRE puis les lois « Grenelle » en France) et un cadre réglementaire comptable international a été conçu. En plus de la norme IAS 37 permettant la comptabilisation des provisions pour risques envi-

---

1. C'est-à-dire suffisamment importants pour avoir un impact significatif sur les comptes de l'entreprise, suivant le principe de matérialité.

ronnementaux, ce cadre comptable international fournit une norme spécifique aux provisions pour remise en état de sites (IAS 16). Il semble ainsi aujourd'hui pertinent de vérifier si la fiabilité des provisions environnementales est encore à remettre en cause (malgré ces évolutions). La question de recherche à laquelle cet article se propose de répondre est donc la suivante : **les provisions environnementales comptabilisées au bilan des entreprises fournissent-elles une information fiable ?**

Pour y répondre, une méthode statistique utilisée aux États-Unis depuis une vingtaine d'années pour détecter les fraudes comptables en audit a été mise en œuvre. Elle repose sur des tests d'adéquation des montants étudiés à la loi de Benford (1938). Ces tests permettent de détecter si les montants ont été manipulés et s'ils sont fidèles à la réalité économique. Cet outil a déjà fait l'objet de nombreuses études sur la détection des fraudes fiscales, à l'assurance et comptables (Nigrini 1992 ; Christian et Gupta 1993 ; Nigrini 1996 ; Nigrini et Mittermaier 1997 ; Dumas et Devine 2000 ; Labouze et Labouze 2000 ; Maher et Akers 2002). Il est indirectement utilisé par les auditeurs aux États-Unis (Durtschi *et al.* 2004) comme procédure analytique. Carslaw (1988) et Thomas (1989) ont également utilisé cette loi pour mettre en évidence une gestion du résultat comptable pour atteindre des seuils par les entreprises néo-zélandaises et américaines respectivement. Dans notre cas, cette méthode a été appliquée sur les groupes cotés français appartenant à l'indice SBF 250 et aux secteurs sensibles à un risque environnemental sur la période 2005-2010, à la fois sur leurs provisions environnementales et sur leurs provisions pour risques et charges. Cette démarche permet d'avoir un contrôle sur les biais d'échantillonnage possibles et d'isoler une éventuelle spécificité des provisions environnementales. De plus, le cas français a été retenu pour les deux raisons suivantes. Premièrement, la France dispose, sur la période, d'un cadre réglementaire homogène et stable, à la fois sur le plan comptable et sur le plan des législations environnementales. Deuxièmement, depuis la loi NRE en 2001, tous les groupes cotés français doivent obligatoirement indiquer séparément le montant des provisions environnementales comptabilisées au bilan. Cette seconde raison assure la disponibilité des données et permet l'étude des provisions environnementales de tous les groupes cotés indépendamment de leurs secteurs industriels.

Les résultats des tests d'adéquation des provisions environnementales à la loi de Benford révèlent que les montants divulgués par les groupes cotés français sur la période 2005-2010 sont fiables (que ce soit au niveau des provisions pour risque environnemental, pour remise en état de sites ou au niveau des provisions environnementales totales), contrairement aux provisions pour risques et charges totales des groupes étudiés. Ces résultats contrastent donc avec ceux des études antérieures. Ils invitent le normalisateur à rendre obligatoire une divulgation plus détaillée des provisions dont les montants individuels semblent plus fiables que les montants totaux.

Ces résultats contribuent sur plusieurs plans à la littérature comptable. Sur le plan *théorique*, ils invitent à repenser le statut des *accruals*. Certains *accruals* peuvent parfois se révéler fiables en dépit des prédictions classiques de la théorie positive de la comptabilité. Sur le plan de la *méthode*, l'utilisation de la loi de Benford a été rendue possible sur des petits échantillons de données à travers la mise en œuvre d'un test suffisamment puissant pour ne pas accepter facilement l'adéquation à la loi de Benford à tort. Sur le plan *pratique*, les parties prenantes des entreprises sont maintenant mieux renseignées sur la fiabilité de l'information comptable concernant les provisions et, de façon plus spécifique, les provisions environnementales en France. Les résultats de notre étude vont dans le sens d'une amélioration de l'information comptable et financière et poussent à encore plus de transparence. En matière de *normalisation*, nos résultats devraient inciter les gouvernements à légiférer pour que le détail des provisions soit communiqué. Les

provisions détaillées sont plus fiables que les provisions affichées en totalité. Il semble que s'il y a manipulation, elle se produit davantage sur les montants totaux que sur les montants liés aux seules provisions environnementales.

Pour étayer ces contributions, la suite de l'article est organisée de la façon suivante. La section 2 présente le cadre conceptuel utilisé et les hypothèses envisagées, tandis que la section 3 détaille la méthode mise en œuvre pour tester ces hypothèses. Les résultats sont ensuite exposés en section 4 pour être discutés en section 5.

## **2 Fiabilité de l'information financière liée aux provisions environnementales : cadre conceptuel et hypothèses**

Cette section détaille la littérature entourant la question de la fiabilité des provisions environnementales (section 2.1) avant de proposer une méthode d'évaluation de cette fiabilité reposant sur une loi statistique utilisée en audit pour détecter les fraudes (section 2.2). De cette méthode découlent les deux hypothèses testées dans cet article pour apporter des éléments de réponse à la question de recherche.

### **2.1 Fiabilité de l'information comptable et financière et provisions environnementales**

La littérature comptable révèle un manque de fiabilité des montants de provisions environnementales à travers deux constats. Le premier est que les entreprises utilisent les marges de manœuvre à leur disposition pour ne pas divulguer leurs provisions environnementales ou en divulguer seulement une partie (Barth *et al.* 1997 ; Li *et al.* 1997 ; Clarkson *et al.* 2004). Le second constat repose sur les montants comptabilisés et divulgués. Plusieurs chercheurs ont ainsi avancé et testé l'hypothèse d'une utilisation discrétionnaire des provisions environnementales pour gérer le résultat (Berthelot *et al.* 2003 ; Peek 2004 ; Johnston et Rock 2005) ou pour éviter des coûts politiques (Berthelot *et al.* 2003). Ces études remettent alors en question la fiabilité des montants à travers les incitations des dirigeants à maximiser leur richesse personnelle par le biais des nombres comptables et des marges de manœuvre dont ils disposent dans leur comptabilisation<sup>2</sup>. En effet, les provisions (environnementales ou non) sont des éléments comptables largement soumis au jugement des dirigeants de par les hypothèses d'évaluation nécessaires à leur comptabilisation. Le caractère estimatif des provisions semble encore plus saillant pour les provisions environnementales : les sorties de ressources estimées se font bien souvent sur du très long terme (sur un horizon temporel allant parfois jusqu'à 50 ans), sans connaître l'évolution des technologies de dépollution ni celle des réglementations environnementales. Cette incertitude accrue concernant la comptabilisation des montants de provisions environnementales renforce alors la possibilité de manipulation et de non-fiabilité. De plus, les montants de provisions environnementales, lorsqu'ils existent, sont souvent des montants significatifs qui permettent des ajustements de plus grande ampleur (en valeur absolue) que ceux d'autres *accruals*. La marge de manœuvre à disposition des dirigeants est à ce titre plus importante pour ce type de provisions et justifie de les étudier spécifiquement.

---

2. La théorie positive comptable repose sur l'hypothèse fondamentale que les dirigeants font des choix comptables dans la seule perspective de maximiser leur utilité, quelles que soient les façons dont le résultat est géré. Cette hypothèse est cependant critiquable et critiquée. Pour mieux saisir cette critique, le lecteur peut se référer à l'article de Boland et Gordon (1992).

Tous ces constats relatifs aux provisions environnementales (faible divulgation et utilisation discrétionnaire) remettent en cause la notion de fiabilité de l'information comptable. Les normalisateurs comptables la définissent comme la qualité essentielle d'une information communiquée sans erreur ni biais, représentant fidèlement l'opération *économique* sous-jacente. En dépit de cette première définition, le concept de fiabilité (*reliability*) de l'information comptable reste relativement difficile à appréhender en pratique comme en recherche (Maines et Wahlen 2006). Pour le clarifier, ces auteurs le replacent ainsi dans un cadre conceptuel plus large centré sur l'information comptable, partant de l'opération économique la justifiant jusqu'à l'utilisation qui en est faite par les parties prenantes. Au sein de ce cadre, Maines et Wahlen (2006, p. 403) proposent alors d'envisager la fiabilité de l'information comptable comme étant :

[...] *the degree to which a piece of accounting information (1) uses an accounting construct that objectively represents the underlying economic construct it purports to represent, and (2) measures that construct without bias or error using the measurement attribute it purports to use.* « [...] le degré par lequel un élément d'information comptable (1) utilise un construit comptable qui représente objectivement le construit économique sous-jacent qu'il est censé représenter, et (2) évalue ce construit sans biais ni erreur en utilisant l'attribut de mesure qu'il est censé utiliser. » (Trad. par nos soins.)

Cette proposition de définition insiste sur trois caractéristiques que devrait avoir une information fiable. La première caractéristique qui, selon ces auteurs, fait d'une information comptable une information fiable est la cohérence entre le construit comptable utilisé (p. ex., une provision) et l'opération économique sous-jacente (l'obligation de sorties de ressources liée aux activités de l'entreprise dégradant l'environnement). Appliquée aux provisions environnementales, cette première caractéristique nécessite qu'elles existent, soient explicitement divulguées et justifiées dès lors que des sorties de ressources liées à des obligations environnementales sont probables. La deuxième caractéristique reprend celle d'absence de biais dans la mesure du construit comptable. Par conséquent, une provision environnementale fiable ne peut faire l'objet d'ajustements discrétionnaires destinés à améliorer la situation de l'entreprise ou des dirigeants comme cela a pu être montré dans les études précédentes (Berthelot *et al.* 2003 ; Peek 2004 ; Johnston et Rock 2005). Enfin, dernière caractéristique d'une information fiable, la mesure du construit comptable sur lequel repose l'information ne doit pas être entachée d'erreurs.

Dans cet article, la fiabilité des provisions environnementales divulguées sera évaluée sur la base des deux derniers critères (l'absence de biais ou d'erreurs). Une façon d'évaluer cette fiabilité est alors de tester l'adéquation des provisions environnementales à une loi statistique, mathématiquement démontrée, qui s'applique à une grande variété de données. Cette loi est connue sous le nom de « loi de Benford », du nom du physicien l'ayant popularisé en 1938, et est présentée dans la section suivante.

## **2.2 Adéquation des provisions environnementales à la loi de Benford**

Afin d'avoir une meilleure compréhension de la loi de Benford, son historique (section 2.2.1) puis son expression mathématique et graphique (section 2.2.2) sont présentés. Ensuite, le recours à cette loi pour évaluer la fiabilité des provisions environnementales est justifié et expliqué (section 2.2.3).

### 2.2.1 Historique de la loi de Benford

**Présentation** Popularisée en 1938, la loi de Benford établit les fréquences espérées d'apparition en première, deuxième, troisième... positions des chiffres au sein des nombres tirés de données indépendantes ou faiblement dépendantes. Cette loi a fait l'objet de nombreuses applications et publications dans des domaines très variés<sup>3</sup> y compris en comptabilité ou en économie. L'adéquation à la loi de Benford de données économiques ou comptables a été par exemple proposée et utilisée pour attester du caractère raisonnable des prévisions économiques (Varian 1972), pour détecter des fraudes et évasions fiscales (Nigrini 1992 ; Christian et Gupta 1993 ; Nigrini 1996), des fraudes d'entreprises dans la divulgation de leurs émissions polluantes (Dumas et Devine 2000) ou des fraudes à l'assurance (Maher et Akers 2002), pour assister l'auditeur externe dans sa mission de contrôle des comptes (Nigrini et Mittermaier 1997 ; Labouze et Labouze 2000) et enfin pour mettre en évidence une gestion de résultat comptable (Carslaw 1988 ; Thomas 1989 ; Niskanen et Keloharju 2000).

**Historique** En dépit de son nom, la loi de Benford n'a pas été découverte par Frank Benford mais par l'astronome et mathématicien américain, Simon Newcomb (1881). Ce dernier observa que les tables de logarithmes (utilisées alors à défaut de calculatrices) étaient davantage usées en début de table qu'en fin de table, c.-à-d. davantage usées aux pages des nombres commençant par un 1 qu'à celles des nombres commençant par un 2, par un 3, etc. Il semblait donc que le premier chiffre des nombres recherchés dans ces tables soit plus souvent un 1 qu'un 2, un 2 qu'un 3... Dans sa publication de 1881 (p. 40), Newcomb en arriva à la conclusion que :

*The law of probability of the occurrence of numbers is such that all mantissæ of their logarithms are equally probable.* « La loi de probabilité d'occurrence des nombres est telle que toutes les mantisses<sup>4</sup> de leurs logarithmes sont équiprobables. » (Trad. par nos soins.)

De cette loi, Newcomb en tira les probabilités d'apparition des deux premiers chiffres<sup>5</sup> d'un nombre naturel que l'on connaît aujourd'hui sous le nom de « loi de Benford ».

En 1938, le physicien Frank Benford popularisa cette loi par l'observation des fréquences données par Newcomb sur 20 229 observations dans des domaines aussi variés que des longueurs de fleuves, des recensements démographiques, des coûts, des taux de mortalité, des constantes physiques, etc. Il explicita la formule de la fréquence  $f$  d'apparition du chiffre  $c$  en première place d'un nombre telle que  $f(c) = \log_{10}(1 + 1/c)$ , ainsi que celles pour les chiffres suivants. Cette loi d'abord empirique<sup>6</sup> est finalement devenue une loi démontrée mathématiquement par Theodore Hill (1995a, 1995b). La section suivante explicite l'expression formelle et la distribution graphique de la loi de Benford.

### 2.2.2 Expressions de la loi de Benford et représentation graphique

Le tableau 1 indique les fréquences d'apparition des premier et deuxième chiffres de données suivant la loi de Benford (1938). La figure 1 donne une représentation graphique de la

---

3. Le lecteur intéressé pourra se référer au site internet suivant qui recense les publications scientifiques traitant de ou utilisant la loi de Benford : <<http://www.benfordonline.net/>>.

4. Une mantisse (du latin *mantissa*, encore d'usage en anglais) est la partie non entière du logarithme d'un nombre.

5. Il souligne que les différences de probabilité d'occurrence des chiffres sont négligeables à partir du troisième chiffre (en partant de la gauche) d'un nombre.

6. Varian (1972) admet qu'elle n'est à l'époque qu'un « phénomène empirique curieux, presque numérolgique » (p. 65, trad. par nos soins).

fréquence d'apparition du premier chiffre d'une variable suivant la loi de Benford et la figure 2, celle du deuxième chiffre. Puisque les probabilités d'occurrence du chiffre en troisième position sont quasiment identiques pour chaque chiffre et que les différences entre ces probabilités deviennent négligeables à partir du troisième chiffre (Newcomb 1881), seuls les premier et deuxième chiffres des provisions comptables environnementales seront considérés dans cette étude.

| Chiffre | en première position <sup>a</sup> | en deuxième position <sup>b</sup> |
|---------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| 0       | ...                               | 0,1197                            |
| 1       | 0,3010                            | 0,1139                            |
| 2       | 0,1761                            | 0,1088                            |
| 3       | 0,1249                            | 0,1043                            |
| 4       | 0,0969                            | 0,1003                            |
| 5       | 0,0792                            | 0,0967                            |
| 6       | 0,0669                            | 0,0934                            |
| 7       | 0,0580                            | 0,0904                            |
| 8       | 0,0512                            | 0,0876                            |
| 9       | 0,0458                            | 0,0850                            |

TAB. 1 – Fréquences d'apparition des premier et deuxième chiffres d'une variable suivant la loi de Benford

a. La probabilité  $p$  d'apparition d'un chiffre  $c_1$  en première position d'un nombre naturel est donnée par la formule suivante :  $p(c_1) = \log_{10}(1 + 1/c_1)$ .

b. La probabilité  $p$  d'apparition d'un chiffre  $c_2$  en deuxième position d'un nombre naturel est donnée par la formule suivante :  $p(c_2) = \sum_{c_1=1}^9 \log_{10}(1 + 1/c_1 c_2)$ .

### 2.2.3 Étude de l'application des données comptables à la loi de Benford et applications

La comptabilité retrace l'activité de l'entreprise au moyen de classements et d'enregistrements de données chiffrées. En tant que système d'organisation de l'information financière, elle permet de présenter des états financiers, en principe, reflétant une image fidèle du patrimoine, de la situation financière et du résultat de l'entité à la date de clôture (PCG). Elle répond à des obligations légales et fiscales qui peuvent être plus ou moins respectées par les entreprises. L'objectif de cette recherche est, dans ce cadre, d'analyser la fiabilité des provisions environnementales dont la croissance récente et l'importance de la marge de manœuvre associée à leur comptabilisation en font une information « à risque ». Cette section montre ainsi que ces provisions doivent théoriquement suivre la loi de Benford en l'absence de manipulation de données ou d'erreurs d'enregistrement. Durtschi *et al.* (2004) proposent quatre critères suffisants (et non nécessaires dans leur intégralité) qui permettent de s'assurer de la possibilité d'étudier l'adéquation de ce type de données à la loi de Benford.

Le *premier critère* réside dans la façon dont les données étudiées ont été construites. Si elles résultent de la composition mathématique d'autres données (comme par exemple le produit d'un prix et d'une quantité), alors ces données sont censées suivre la loi de Benford<sup>7</sup>. En reprenant le texte de la norme IAS 37 qui régit la comptabilisation des provisions, passifs et actifs

7. Boyle (1994, p. 885) démontre en effet que : *Benford log law is a consequence of "central limit" like theorems for first significant digits under the multiplicative operations.* « La loi logarithmique de Benford est une conséquence des théorèmes de type « central limite » pour les premiers chiffres différents de zéro de nombres résultant d'opérations multiplicatives. » (Trad. par nos soins.)



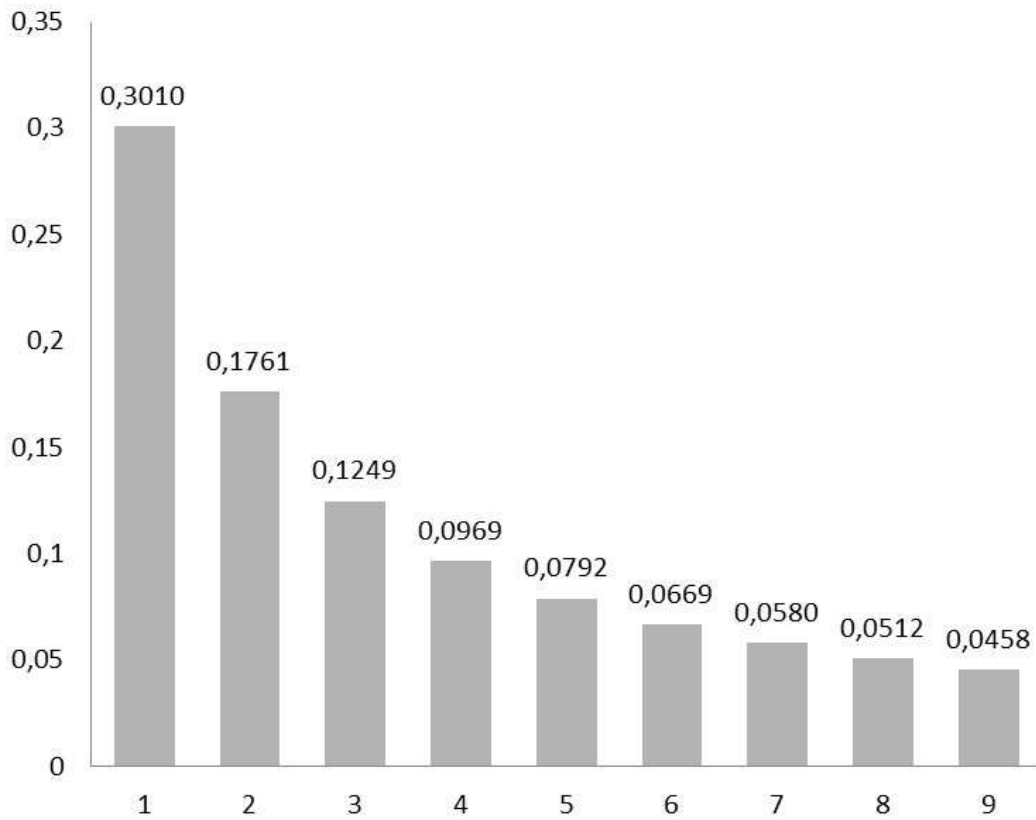


FIG. 1 – Fréquences d'apparition du premier chiffre d'une variable suivant la loi de Benford

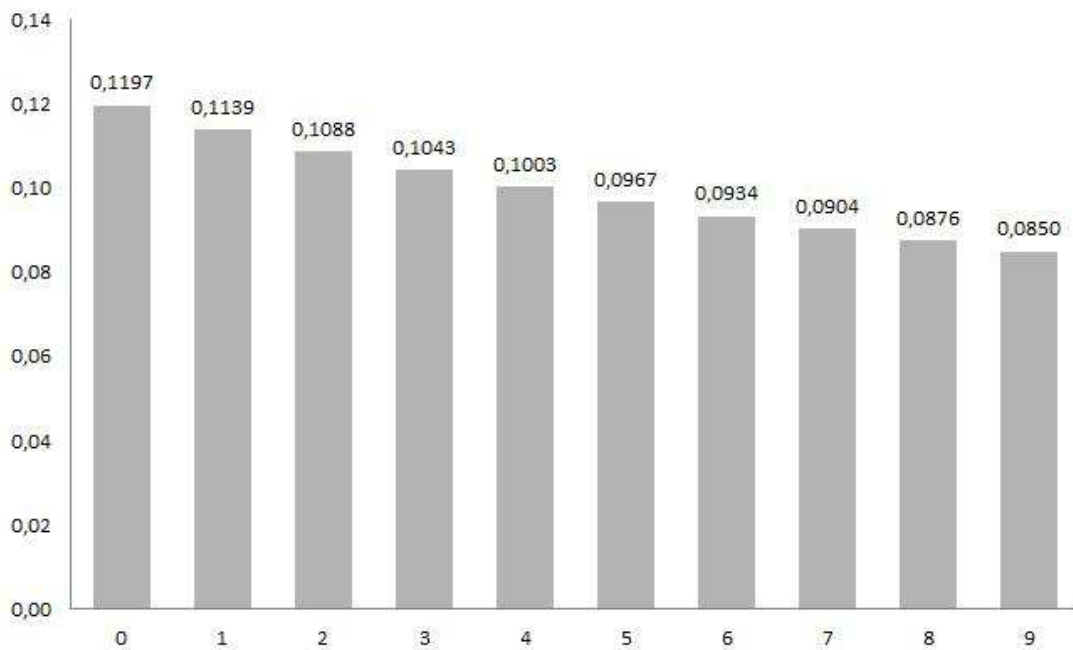


FIG. 2 – Fréquences d'apparition du deuxième chiffre d'une variable suivant la loi de Benford

éventuels, une provision comptable est un passif dont le montant ou l'échéance sont incertains. Pour l'évaluation des provisions, la meilleure estimation possible de la dépense nécessaire pour éteindre l'obligation est donc recherchée. En conséquence, lorsque la provision à estimer résulte d'un ensemble d'éléments, la norme privilégie la méthode de la valeur « attendue ». Cette méthode détermine le montant à provisionner en pondérant les différentes estimations par leur probabilité. Les provisions à caractère environnemental sont principalement incertaines quant à leur montant et leur échéance : elles dépendent d'un ensemble d'éléments futurs (évolution des technologies, de la législation environnementale, des attentes des parties prenantes. . .) même si l'obligation actuelle résulte bien d'événements passés (activités ayant entraîné une pollution des sites, catastrophe environnementale. . .). L'évaluation de ce type de provision  $P$  est donc bien, en théorie selon la norme IAS 37, le résultat d'un produit entre des estimations de montants  $M$  et des probabilités  $q$  relatives à ces montants, tel que :  $P = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n M_i \cdot q_i$ , avec  $n$  le nombre d'estimations possibles. Il est d'ailleurs probable que les montants estimés  $M_i$  soient déjà le produit de probabilités et de montants financiers. Ce premier critère de Durtschi *et al.* (2004) est donc rempli pour l'application de la loi de Benford à ce type de données. Un *deuxième critère* est susceptible d'être rempli par les provisions environnementales des groupes cotés : avoir une moyenne des provisions supérieure à leur médiane avec un coefficient d'asymétrie positif. Les *deux derniers critères* rendant pertinente la comparaison de données à la loi de Benford sont relatifs à la grande taille de l'échantillon et au fait que les données soient issues de transactions. Dans ces deux cas, elles sont alors susceptibles de suivre la loi de Benford.

Par ailleurs, si les provisions environnementales ne sont pas comptabilisées comme le suggère la norme IAS 37, et qu'elles sont le résultat de décisions humaines discrétionnaires (qu'il y ait ou non volonté de gérer le résultat à travers les montants provisionnés), alors elles ne devraient pas suivre la loi de Benford. En effet, comme le rappelle Hill (1996, p. 778) :

*This prevalence of the logarithmic distribution in true accounting data sets has led to its recent use to detect fraud, under the hypothesis that when people fabricate data they do not choose numbers which follow the logarithmic distribution.* « Cette prédominance de la distribution logarithmique dans les données comptables non biaisées a conduit à l'utiliser récemment pour détecter les fraudes, partant de l'hypothèse que lorsque des personnes fabriquent des données, elles ne choisissent pas des nombres qui suivent la distribution logarithmique. » (Trad. par nos soins.)

La dernière partie de la citation de Hill repose notamment sur son expérience de 1988 au cours de laquelle il a montré que lorsque des personnes inventent des nombres, sans même avoir l'intention de frauder, la distribution qui en résulte ne suit pas la loi de Benford (Hill 1988). La première partie de cette citation repose quant à elle sur les nombreuses études de Nigrini (et coll.) dans le domaine comptable (voir *supra*), depuis le papier initial de Carslaw (1988).

Un certain nombre de données comptables a ainsi fait l'objet de comparaisons à la loi de Benford dans le cadre d'études scientifiques. La première application de la loi de Benford publiée dans une revue académique de comptabilité est celle de Carslaw (1988) publiée dans *The Accounting Review*. En prenant cette loi comme référence, l'auteur observe une surreprésentation du zéro et une sous-représentation du neuf en deuxième position des résultats des sociétés néo-zélandaises dont l'actionnariat est domestique ou très diffus (laissant la société au contrôle des managers). En revanche, les sociétés contrôlées par des actionnaires étrangers ne font pas apparaître ce phénomène. Carslaw en conclut alors la possibilité d'une gestion du résultat comptable pour atteindre des seuils. Un an plus tard, Thomas (1989) réplique l'étude de Carslaw (1988) sur les sociétés américaines. S'il observe que le phénomène d'arrondis mis en évidence par ce dernier est moins prononcé pour les sociétés américaines, il montre que

les résultats comptables négatifs suivent le phénomène inverse, à savoir plus de neufs et moins de zéros en deuxième position des pertes comptables. Il montre également que ce phénomène d'arrondis existe aussi et de façon plus significative sur les résultats par action, renforçant ainsi les indices d'une gestion du résultat comptable pour atteindre des seuils. Niskanen et Keloharju (2000) adaptent l'étude au cas des sociétés finlandaises et aboutissent aux mêmes observations du phénomène d'arrondis. L'utilisation de la loi de Benford est également suggérée dans le domaine de l'audit en appui des procédures analytiques (Nigrini et Mittermaier 1997 ; Busta et Weinberg 1998) pour détecter les fraudes comptables (Hill 1996 ; Labouze et Labouze 2000 ; Durtschi *et al.* 2004 ; Kumar et Bhattacharya 2007).

Au-delà des provisions environnementales dont la nature des coûts (à long terme et significatifs) laisse une marge de manœuvre importante dans la comptabilisation de leurs montants, il est nécessaire de contrôler aussi la fiabilité des autres provisions pour risques et charges des mêmes groupes étudiés afin de mettre en évidence une éventuelle spécificité des provisions environnementales. Étant des *accruals* soumis au jugement des dirigeants comme les provisions environnementales, les provisions pour risques et charges totales respectent les critères de pertinence de Durtschi *et al.* (2004) permettant de tester leur adéquation à la loi de Benford. Ainsi, une étude réalisée sur la totalité des provisions pour risques et charges permettrait de déceler une éventuelle spécificité de ces provisions par rapport aux provisions environnementales.

En résumé, il semble donc pertinent de tester l'adéquation des provisions environnementales à la loi de Benford. Le test de hypothèse  $H_1$  permet d'évaluer leur fiabilité.

**$H_1$ .** *Les montants de provisions environnementales comptabilisés au bilan sont fiables, au sens où ils suivent la loi de Benford.*

S'il n'y a pas adéquation des provisions environnementales, on peut conclure que les risques environnementaux et les remises en état de sites ne sont pas évalués de façon fiable. Sinon, on admettra que la fiabilité de ces provisions ne puisse être remise en question.

Cependant, pour faire une inférence correcte et s'assurer que la (non)-fiabilité des provisions environnementales leur est spécifique, il convient aussi de tester la fiabilité des provisions pour risques et charges totales des mêmes groupes avec le même test d'adéquation. Par conséquent, l'hypothèse suivante est également testée.

**$H_2$ .** *Les montants de provisions pour risques et charges totales comptabilisés au bilan sont fiables, au sens où ils suivent la loi de Benford.*

Rapprocher les résultats des tests de ces deux hypothèses permet en effet de mieux discuter de la spécificité des provisions environnementales et de voir si les résultats du test de  $H_1$  sont dus à l'échantillon retenu. La section suivante explicite la démarche de constitution de l'échantillon et la méthode ayant permis de tester la validité de ces hypothèses.

### 3 Échantillon et méthode

#### 3.1 Échantillon

Pour assurer la validité des résultats concernant des données comptables, il est nécessaire de raisonner sur des données produites dans un cadre réglementaire homogène, à la fois sur le plan comptable et sur le plan des législations environnementales qui déterminent de façon impor-

tante la comptabilisation des provisions. Par conséquent, le choix de l'échantillon permettant de respecter au mieux ce principe d'homogénéité semble être celui d'un échantillon national dont les normes comptables n'évoluent pas sur la période étudiée. Il est par ailleurs nécessaire que les provisions environnementales soient divulguées séparément des autres provisions et que cette divulgation soit obligatoire afin d'avoir un échantillon significatif couvrant de nombreux secteurs. Cette divulgation obligatoire existe en France depuis la loi n° 2001-420 du 15 mai 2001 relative aux nouvelles régulations économiques (article 148-3) qui impose aux sociétés cotées de divulguer le montant de leurs provisions environnementales. L'étude du cas français paraît donc pertinente à cet égard. Puisqu'il faut également contrôler le cadre réglementaire comptable, il est alors nécessaire de commencer l'analyse à partir de l'année de la première application des normes IFRS pour les groupes cotés français, donc à partir de l'exercice 2005. Les groupes cotés français appliquant les normes IFRS constituent donc l'échantillon utilisé dans cette recherche sur la période 2005-2010. Suivant Maurice (2012, 2013), sont alors incluses dans l'échantillon étudié les sociétés qui :

- ont leur siège social en France ;
- étaient cotées à la Bourse de Paris au 31 décembre 2010 ;
- ne sont pas des établissements bancaires ou financiers ;
- répondent à l'un ou l'autre des critères suivants :
  - appartenance à l'indice SBF 250<sup>8</sup> sans interruption sur la période 2005-2010<sup>9</sup>,
  - appartenance aux sous-secteurs ICB<sup>10</sup> (niveau 4) jugés sensibles aux risques environnementaux<sup>11</sup> et cotation toujours existante au 31 décembre 2010 ;
- a rendu disponibles ses documents de référence ou rapports annuels.

La sélection de l'échantillon selon les critères évoqués précédemment a conduit à l'analyse de 1 208 documents de référence (ou rapports annuels) sur la période 2005-2010 pour un nombre de sociétés allant de 186 en 2005 à 207 en 2010. Malgré l'absence de sélection aléatoire de l'échantillon, celui-ci reste représentatif des sociétés cotées françaises par l'inclusion exhaustive

---

8. Ce critère *spatial* assure à l'échantillon une bonne représentativité des sociétés cotées françaises. En plus d'être représentatif, l'indice SBF 250 est également conçu pour être un indice boursier stable limitant les variations d'échantillonnage d'une année à l'autre et favorisant les comparaisons (voir page 4 du guide des indices du marché français d'Euronext).

9. Ce critère *temporel* permet d'accroître la comparabilité des analyses d'une année à l'autre en ne retenant pas les sociétés étant sorties de l'indice ou de la cote pendant la période, ni celles étant entrées dans la cote ou dans l'indice en cours de période). Les sociétés appartenant à des secteurs sensibles aux risques environnementaux et ne respectant pas ce critère temporel seront malgré tout réintégrées dans l'échantillon pour assurer l'exhaustivité des sociétés de tous les secteurs pertinents pour cette recherche (voir note 11).

10. L'ICB (pour *Industry Classification Benchmark*) est le classement sectoriel utilisé par Euronext à partir de 2005 pour les sociétés cotées à Amsterdam, Bruxelles, Lisbonne et Paris. Pour plus d'informations sur la structure utilisée et les définitions des secteurs, se reporter au site internet de l'ICB : <[http://www.icbenchmark.com/Site/ICB\\_Structure](http://www.icbenchmark.com/Site/ICB_Structure)>.

11. Le caractère sensible aux risques environnementaux des secteurs et sous-secteurs ICB est déterminé de la façon suivante :

- toutes les sociétés françaises des industries *pétrole et gaz* et *matériaux de base* sont considérées comme étant concernées par les risques environnementaux ;
- les sous-secteurs des autres industries faisant l'objet d'une inclusion exhaustive de leurs sociétés françaises dans l'échantillon sont sélectionnés :
  - sur la base de leur dénomination qui laisse penser à de possibles risques environnementaux (par exemple, « construction lourde »),
  - par l'existence d'au moins une société du sous-secteur divulguant un montant de provisions environnementales positif (sans cette procédure, certains sous-secteurs auraient pu être délaissés à tort [par exemple, le sous-secteur « pharmacie »]).

Cette procédure assure donc l'exhaustivité des groupes français les plus susceptibles de comptabiliser des provisions environnementales.

des sociétés non financières du SBF 250. De plus, il est exhaustif concernant les sociétés cotées des secteurs sensibles aux risques environnementaux.

Le tableau 2 donne les statistiques descriptives des échantillons utilisés et confirme que la loi de Benford est applicable à l'analyse de chacun des types de provisions étudiés. La moyenne est supérieure à la médiane et le coefficient d'asymétrie est positif. Suivant Durtschi *et al.* (2004), cela permet de supposer que ces données devraient suivre la loi de Benford.

| En millions d'euros                                     |           | 2005     | 2006     | 2007     | 2008     | 2009     | 2010     |
|---|-----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Provisions pour risques environnementaux (PRE)          | Moyenne   | 1 149,32 | 1 024,24 | 1 077,87 | 1 073,68 | 1 045,90 | 1 222,65 |
|   | Médiane   | 8,90     | 6,80     | 7,50     | 13,45    | 11,50    | 9,20     |
|   | Asymétrie | 4,12     | 4,44     | 4,58     | 4,37     | 4,43     | 4,52     |
|   | N         | 19       | 22       | 23       | 22       | 23       | 23       |
| Provisions pour remise en état de sites (PRS)           | Moyenne   | 849,94   | 898,71   | 929,45   | 966,11   | 1 141,97 | 1 122,94 |
|   | Médiane   | 24,96    | 23,13    | 23,01    | 20,00    | 20,79    | 19,57    |
|   | Asymétrie | 3,98     | 3,98     | 3,79     | 3,59     | 4,16     | 4,06     |
|   | N         | 28       | 28       | 28       | 29       | 30       | 30       |
| Provisions environnementales totales (PET) <sup>a</sup> | Moyenne   | 1 118,28 | 1 064,69 | 1 107,07 | 1 150,39 | 1 273,31 | 1 351,60 |
|   | Médiane   | 28,20    | 17,68    | 20,00    | 22,59    | 29,20    | 32,23    |
|   | Asymétrie | 5,76     | 6,04     | 6,12     | 5,69     | 5,88     | 6,00     |
|   | N         | 42       | 46       | 47       | 46       | 47       | 47       |
| Provisions pour risques et charges totales              | Moyenne   | 1 730,18 | 1 773,58 | 1 821,82 | 1 842,22 | 2 090,74 | 2 116,04 |
|   | Médiane   | 493,85   | 372,95   | 424,00   | 203,90   | 343,00   | 419,00   |
|   | Asymétrie | 5,58     | 5,62     | 5,71     | 5,40     | 5,98     | 5,87     |
|   | N         | 46       | 48       | 49       | 49       | 51       | 51       |
| Provisions pour risques et charges totales hors PET     | Moyenne   | 749,39   | 779,90   | 786,39   | 798,48   | 993,12   | 941,91   |
|   | Médiane   | 370,90   | 246,00   | 191,10   | 137,65   | 291,00   | 326,80   |
|   | Asymétrie | 1,65     | 1,83     | 1,70     | 1,63     | 3,66     | 1,58     |
|   | N         | 42       | 45       | 46       | 46       | 47       | 47       |
| Nombre total de groupes                                 |           | 186      | 195      | 206      | 207      | 207      | 207      |

TAB. 2 – Statistiques descriptives

a. Les provisions environnementales totales ne représentent pas la stricte somme des provisions pour risques environnementaux et des provisions pour remise en état de sites puisqu'un certain nombre de groupes ne divulguent que leurs provisions pour risques environnementaux ou leurs provisions pour remise en état de sites, rendant leur cumul impossible.

### 3.2 Méthode de test d'adéquation à la loi de Benford des provisions environnementales

Le test généralement utilisé pour vérifier l'adéquation de données à la loi de Benford est celui du Chi-deux d'adéquation (Labouze et Labouze 2000 ; Bonache *et al.* 2010). Il est notamment valable si les données étudiées sont indépendantes. Il repose sur la répartition des observations en classes puis sur la comparaison des effectifs observés par classe avec les effectifs théoriques.

Concernant la loi de Benford, les classes sont au nombre de neuf pour l'adéquation du premier chiffre (les nombres peuvent commencer par 1, 2, ..., 9), puis au nombre de 10 à partir du deuxième chiffre (le zéro vient se rajouter à la liste précédente). La taille de l'échantillon et les fréquences théoriques données dans le tableau 1 permettent de calculer les effectifs théoriques par classe à comparer avec les effectifs observés. Étant donnée la distribution de la loi de Benford, la contrainte d'effectifs assurant la validité du test (au moins 80 % des classes doivent avoir des effectifs théoriques au moins égaux à 5 [Moore 2010, p. 570]) est vérifiée à partir de 98 observations indépendantes pour le premier chiffre<sup>12</sup> et de 56 observations indépendantes pour le deuxième chiffre. Labouze et Labouze (2000) décrivent la procédure à effectuer pour ce test tandis que Bonache *et al.* (2010) en donnent un exemple d'application.

Pour deux raisons, le test du Chi-deux d'adéquation à la loi de Benford n'est pas adapté aux provisions environnementales des groupes cotés français de 2005 à 2010. La première raison est la taille réduite de l'échantillon exploitable en raison de la concentration des provisions environnementales sur un nombre restreint de groupes cotés (voir section 3.1). La seconde raison repose sur l'architecture des observations en panel qui n'assure pas l'indépendance des données sur l'ensemble de l'échantillon. Les provisions environnementales d'un même groupe ne sont pas indépendantes entre elles d'une année à l'autre. Pour assurer l'indépendance, on serait obligé de réduire encore la taille de l'échantillon, déjà limitée, en le divisant en sous-échantillons de données indépendantes. Or, on buterait de nouveau sur la contrainte d'effectifs pour l'utilisation du test du Chi-deux d'adéquation.

Pour dépasser cette contrainte de taille d'échantillon, un autre test statistique est mis en œuvre dans cette recherche : le test de Cramér-von Mises. Ce test permet de déterminer si deux échantillons de données indépendantes peuvent raisonnablement venir d'une même population ou si un échantillon de données indépendantes peut raisonnablement être la réalisation d'une loi spécifiée, y compris pour des petits échantillons. Le test de Cramér-von Mises a été préféré au test de Kolmogorov-Smirnov car il est moins sensible à l'existence de points aberrants dans l'échantillon. De plus, des simulations de Monte-Carlo montrent que le test de Cramér-von Mises est plus puissant que celui de Kolmogorov-Smirnov (Stephens 1974). La puissance du test est un critère de choix important, *a fortiori* pour un test d'adéquation à la loi de Benford, car un test puissant réduit le risque d'accepter l'hypothèse nulle à tort et donc de conclure que les données suivent la loi de Benford alors que ce n'est pas le cas.

Dans le cas d'échantillons en panel, la seule façon d'assurer l'indépendance des données est de raisonner année par année, ce qui a été fait dans cette recherche. Travailler uniquement sur les variations annuelles aurait pu aussi être envisagé pour rétablir l'indépendance (en passant de l'analyse des stocks à l'analyse des flux) sauf que les dotations aux provisions environnementales de l'année N ne sont pas non plus indépendantes du stock de provisions de l'année N – 1 (qui est la somme des dotations et reprises des exercices passés).

---

12. Pour un effectif de 97 observations, le pourcentage de classes ayant un effectif théorique de 5 au moins est de 78 %. Ce pourcentage passe à 89 % pour un échantillon de 98 observations.

## 4 Résultats

Dans un premier temps, nous présentons les résultats des tests d'adéquation à la loi de Benford des provisions environnementales comptabilisées au bilan des sociétés de notre échantillon (section 4.1). Dans un second temps, les résultats concernant les provisions pour risques et charges totales sont détaillées afin de mettre en évidence la spécificité des provisions environnementales par rapport aux autres provisions pour risques et charges (section 4.2).

### 4.1 Résultats des tests d'adéquation des provisions environnementales à la loi de Benford

Les analyses sont conduites pour chaque type de provisions environnementales : pour risques environnementaux (section 4.1.1), pour remise en état de sites (section 4.1.2) et pour les provisions environnementales totales (section 4.1.3). Pour assurer l'indépendance des données nécessaire à la réalisation des tests, ces derniers sont réalisés année par année sur la période 2005-2010.

#### 4.1.1 Résultats des tests d'adéquation des provisions pour risques environnementaux

Au niveau des seules provisions pour risques environnementaux, les tests de Cramér-von Mises ne permettent pas de rejeter l'hypothèse  $H_1$  d'adéquation des données à la loi de Benford pour le premier chiffre. Les résultats des mêmes tests pour le deuxième chiffre sont similaires, exceptés pour l'année 2010 pour laquelle on constate un rejet de l'hypothèse  $H_1$  à 10 %. Ce rejet est expliqué par une surreprésentation du 0 en deuxième place des provisions pour risques environnementaux, imputable aux arrondis de divulgation des montants dans les documents de référence. Le tableau 3 résume les résultats de ces tests. La figure 3 représente les fréquences d'apparition des chiffres en deuxième position pour l'année 2010 pour laquelle il n'y a pas adé- quation des montants à la loi de Benford, à cause des arrondis. On peut donc conclure que les provisions pour risques environnementaux divulguées par les groupes cotés français suivent la loi de Benford et sont donc fiables.

| Tests de Cramér-von Mises <sup>a</sup> |                             | 2005  | 2006  | 2007  | 2008  | 2009  | 2010             |
|--|-----------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|------------------|
| Premier<br>chiffre                     | <i>p-value</i>              | 0,947 | 0,367 | 0,662 | 0,407 | 0,735 | 0,153            |
|  | Rejet de $H_1$              | Non   | Non   | Non   | Non   | Non   | Non              |
| Deuxième<br>chiffre                    | <i>p-value</i> <sup>b</sup> | 0,190 | 0,105 | 0,105 | 0,105 | 0,105 | 0,088 *          |
|  | Rejet de $H_1$              | Non   | Non   | Non   | Non   | Non   | Oui <sup>c</sup> |
| N                                      |                             | 19    | 22    | 23    | 22    | 23    | 23               |

TAB. 3 – Tests de Cramér-von Mises d'adéquation à la loi de Benford : provisions pour risques environnementaux

a. Les tests ont été effectués sur le logiciel R (version 2.14.1) avec le programme CvM2SL2Test.

b. \* implique un degré de signification de 10 %.

c. En réalisant le même test sans tenir compte du zéro surreprésenté (test binomial exact de Clopper et Pearson : *p-value* = 0,049), la *p-value* passe à 0,111 conduisant à ne pas rejeter  $H_1$ . Toutes les observations concernées par la présence d'un zéro en deuxième position n'ont que leur premier chiffre de significatif (c.-à-d. différent de zéro), ce qui appuie l'hypothèse des arrondis comme explication du rejet de  $H_1$ .

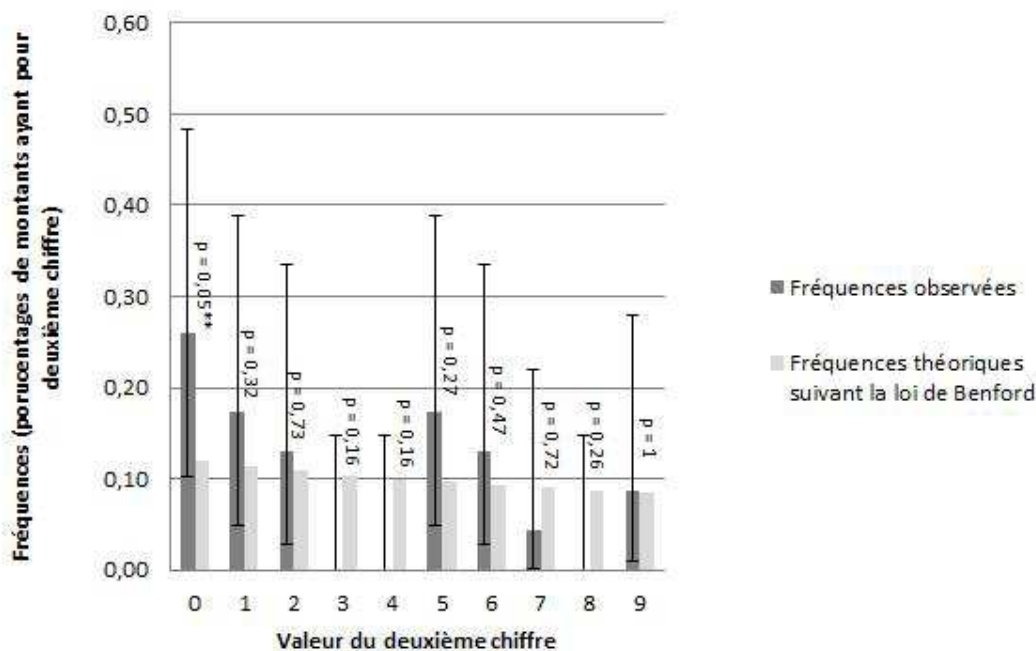


FIG. 3 – Fréquence d’apparition des chiffres en deuxième position des provisions pour risques environnementaux pour l’année 2010

Note : pour chaque chiffre, les intervalles de confiance à 95 % du test binomial exact de Clopper et Pearson et la *p-value* correspondante sont indiqués. \*\* implique un degré de signification de 5 %.

#### 4.1.2 Résultats des tests d’adéquation des provisions pour remise en état de sites

Au niveau des seules provisions pour remise en état de sites, les tests de Cramér-von Mises ne rejettent pas l’hypothèse  $H_1$  d’adéquation des données à la loi de Benford pour le premier ni pour le deuxième chiffre. Le tableau 4 résume les résultats de ces tests. Les provisions pour remise en état de sites divulguées par les groupes cotés français suivent donc la loi de Benford et sont fiables.

| Tests de Cramér-von Mises <sup>a</sup> |                | 2005  | 2006  | 2007  | 2008  | 2009  | 2010  |
|--|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Premier chiffre                        | <i>p-value</i> | 0,947 | 0,662 | 0,947 | 0,735 | 0,947 | 0,407 |
|  | Rejet de $H_1$ | Non   | Non   | Non   | Non   | Non   | Non   |
| Deuxième chiffre                       | <i>p-value</i> | 0,190 | 0,361 | 0,176 | 0,459 | 0,176 | 0,361 |
|  | Rejet de $H_1$ | Non   | Non   | Non   | Non   | Non   | Non   |
| N                                      |                | 28    | 28    | 28    | 29    | 30    | 30    |

TAB. 4 – Tests de Cramér-von Mises d’adéquation à la loi de Benford : provisions pour remise en état de sites

a. Les tests ont été effectués sur le logiciel R (version 2.14.1) avec le programme CvM2SL2Test.

#### 4.1.3 Résultats des tests d’adéquation des provisions environnementales totales

Au niveau des provisions environnementales totales (risques environnementaux et remise en état de sites cumulées), les tests de Cramér-von Mises ne permettent pas de rejeter l’hypothèse  $H_1$  d’adéquation des données à la loi de Benford pour le premier chiffre. Les résultats des



mêmes tests pour le deuxième chiffre sont similaires, exceptés pour les années 2010 et 2006 pour lesquelles on constate un rejet de l'hypothèse  $H_1$  à 10 %. Concernant l'année 2010, le rejet est expliqué, comme pour les provisions pour risques environnementaux, par une surreprésentation du 0 en deuxième place et une sous-représentation des chiffres 1, 8 et 9 (malgré des tests binomiaux exacts de Clopper et Pearson non significatifs). La sous-représentation du 0 est imputable aux arrondis de divulgation des montants dans les documents de référence. En revanche, le rejet à 10 % de l'adéquation à la loi de Benford du deuxième chiffre pour l'année 2006 provient d'une surreprésentation significative du chiffre 4 (test binomial exact de Clopper et Pearson :  $p\text{-value} = 0,022$ ). Le tableau 5 résume les résultats de ces tests. Les figures 4 et 5 représentent les fréquences d'apparition des chiffres en deuxième position pour les années où il n'y a pas adéquation. Les provisions environnementales totales divulguées par les groupes cotés français suivent majoritairement la loi de Benford sauf au niveau du deuxième chiffre pour l'année 2006.

| Tests de Cramér-von Mises <sup>a</sup> |                             | 2005  | 2006             | 2007  | 2008  | 2009  | 2010             |
|--|-----------------------------|-------|------------------|-------|-------|-------|------------------|
| Premier<br>chiffre                     | <i>p-value</i>              | 0,947 | 0,989            | 0,800 | 0,989 | 0,874 | 0,533            |
|  | Rejet de $H_1$              | Non   | Non              | Non   | Non   | Non   | Non              |
| Deuxième<br>chiffre                    | <i>p-value</i> <sup>b</sup> | 0,127 | 0,099*           | 0,154 | 0,127 | 0,420 | 0,088*           |
|  | Rejet de $H_1$              | Non   | Oui <sup>c</sup> | Non   | Non   | Non   | Oui <sup>d</sup> |
| N                                      |                             | 42    | 46               | 47    | 46    | 47    | 47               |

TAB. 5 – Tests de Cramér-von Mises d'adéquation à la loi de Benford : provisions environnementales totales

a. Les tests ont été effectués sur le logiciel R (version 2.14.1) avec le programme CvM2SL2Test.

b. \* implique un degré de signification de 10 %.

c. Ce rejet provient d'une surreprésentation du chiffre 4 en deuxième position (test binomial exact de Clopper et Pearson :  $p\text{-value} = 0,022$ ).

d. En réalisant le même test sans tenir compte du zéro surreprésenté, la  $p\text{-value}$  passe à 0,111 conduisant à ne pas rejeter  $H_1$ . Toutes les observations concernées par la présence d'un zéro en deuxième position n'ont que leur premier chiffre de significatif (c.-à-d. différent de zéro), ce qui appuie l'hypothèse des arrondis comme explication du rejet de  $H_1$ .

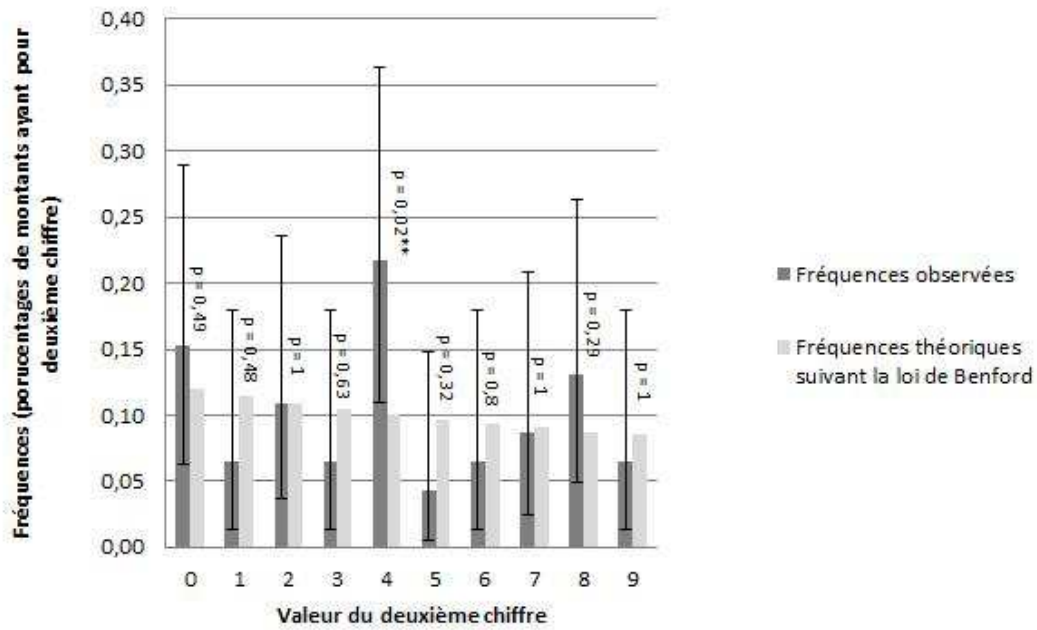


FIG. 4 – Fréquence d’apparition des chiffres en deuxième position des provisions environnementales totales pour l’année 2006

Note : pour chaque chiffre, les intervalles de confiance à 95 % du test binomial exact de Clopper et Pearson et la *p-value* correspondante sont indiqués. \*\* implique un degré de signification de 5 %.

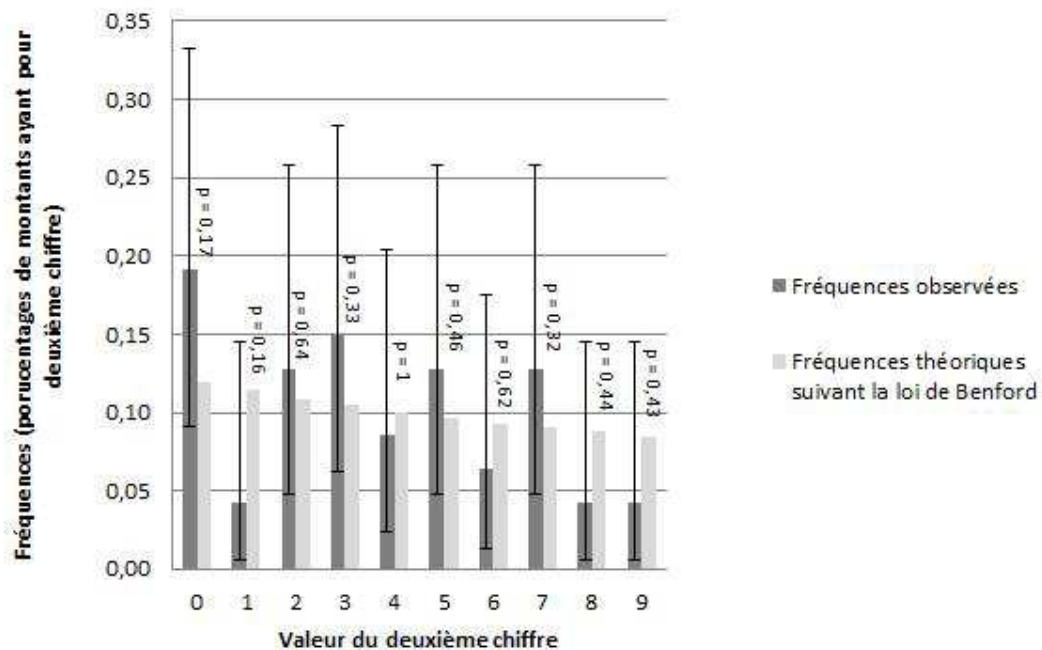


FIG. 5 – Fréquence d’apparition des chiffres en deuxième position des provisions environnementales totales pour l’année 2010

Note : pour chaque chiffre, les intervalles de confiance à 95 % du test binomial exact de Clopper et Pearson et la *p-value* correspondante sont indiqués.

Pour vérifier que la fiabilité des provisions environnementales est spécifique à ce type de provisions, et non le résultat d'un biais de non-divulgaration (équivalent du biais de non-réponse lors d'une enquête par questionnaire), les mêmes tests ont été réalisés sur les provisions pour risques et charges totales de ces groupes cotés. Leurs résultats sont présentés dans la section suivante.

## 4.2 Résultats des tests d'adéquation à la loi de Benford des provisions pour risques et charges totales

Pour s'assurer que les résultats précédents sont spécifiques aux provisions environnementales et non à l'échantillon (dont l'ensemble des provisions seraient fiables), les mêmes tests ont été réalisés au niveau des provisions pour risques et charges totales des mêmes groupes (provisions environnementales incluses, section 4.2.1) puis seulement sur les provisions pour risques et charges sans les provisions environnementales (section 4.2.2).

### 4.2.1 Résultats des tests sur les provisions pour risques et charges totales

Les tests de Cramér-von Mises ne permettent pas de rejeter l'hypothèse  $H_2$  d'adéquation à la loi de Benford des provisions pour risques et charges totales pour le premier chiffre. En revanche, l'adéquation pour les chiffres en deuxième position n'est pas vérifiée pour quatre des six années de la période. Pour les années 2010, 2009 et 2006, on constate un rejet de l'hypothèse  $H_2$  à 10 % et un rejet à 5 % pour l'année 2005. Aucun de ces rejets pour le deuxième chiffre n'est expliqué par le phénomène d'arrondis. Le tableau 6 résume les résultats de ces tests. Les figures 6, 7, 8 et 9 représentent les fréquences d'apparition des chiffres en deuxième position pour les années où il n'y a pas adéquation. Les provisions pour risques et charges totales sont donc susceptibles d'avoir été manipulées.

| Tests de Cramér-von Mises <sup>a</sup> |                             | 2005             | 2006             | 2007  | 2008  | 2009             | 2010             |
|--|-----------------------------|------------------|------------------|-------|-------|------------------|------------------|
| Premier chiffre                        | <i>p-value</i>              | 0,800            | 0,367            | 0,989 | 0,947 | 0,947            | 0,533            |
|  | Rejet de $H_2$              | Non              | Non              | Non   | Non   | Non              | Non              |
| Deuxième chiffre                       | <i>p-value</i> <sup>b</sup> | 0,050 **         | 0,082 *          | 0,236 | 0,459 | 0,088 *          | 0,059 *          |
|  | Rejet de $H_2$              | Oui <sup>c</sup> | Oui <sup>d</sup> | Non   | Non   | Oui <sup>e</sup> | Oui <sup>f</sup> |
| N                                      |                             | 46               | 48               | 49    | 49    | 51               | 51               |

TAB. 6 – Tests de Cramér-von Mises d'adéquation à la loi de Benford : provisions pour risques et charges totales

a. Les tests ont été effectués sur le logiciel R (version 2.14.1) avec le programme CvM2SL2Test.

b. \* implique un degré de signification de 10 % et \*\* impliquent un degré de signification de 5 %.

c. Ce rejet provient d'une surreprésentation en deuxième position des chiffres 0 (test binomial exact de Clopper et Pearson : *p-value* = 0,063, non dû aux arrondis) et 5 (test binomial exact de Clopper et Pearson : *p-value* = 0,039), et d'une sous-représentation du chiffre 2 (test binomial exact de Clopper et Pearson : *p-value* = 0,057).

d. Ce rejet provient essentiellement d'une surreprésentation en deuxième position des chiffres 0 et 4 malgré la non-signification des tests binomiaux exacts de Clopper et Pearson.

e. Ce rejet provient d'une surreprésentation en deuxième position du chiffre 4 (test binomial exact de Clopper et Pearson : *p-value* = 0,096).

f. Ce rejet provient d'une surreprésentation en deuxième position du chiffre 4 (test binomial exact de Clopper et Pearson : *p-value* = 0,016).

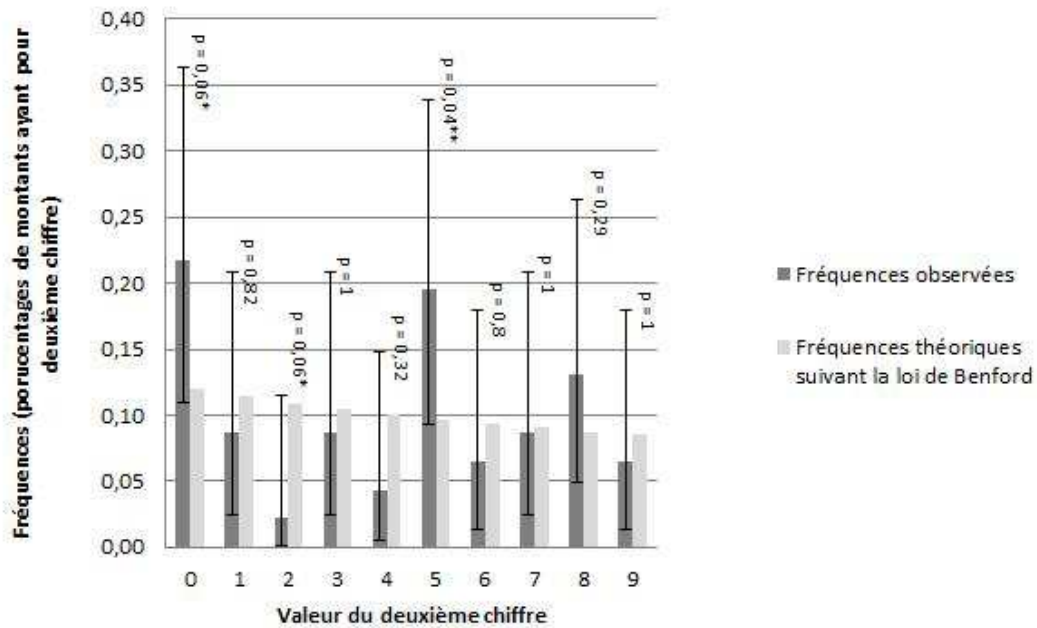


FIG. 6 – Fréquence d’apparition des chiffres en deuxième position des provisions pour risques et charges totales pour l’année 2005

Note : pour chaque chiffre, les intervalles de confiance à 95 % du test binomial exact de Clopper et Pearson et la *p-value* correspondante sont indiqués. \* implique un degré de signification de 10 % et \*\* implique un degré de signification de 5 %.

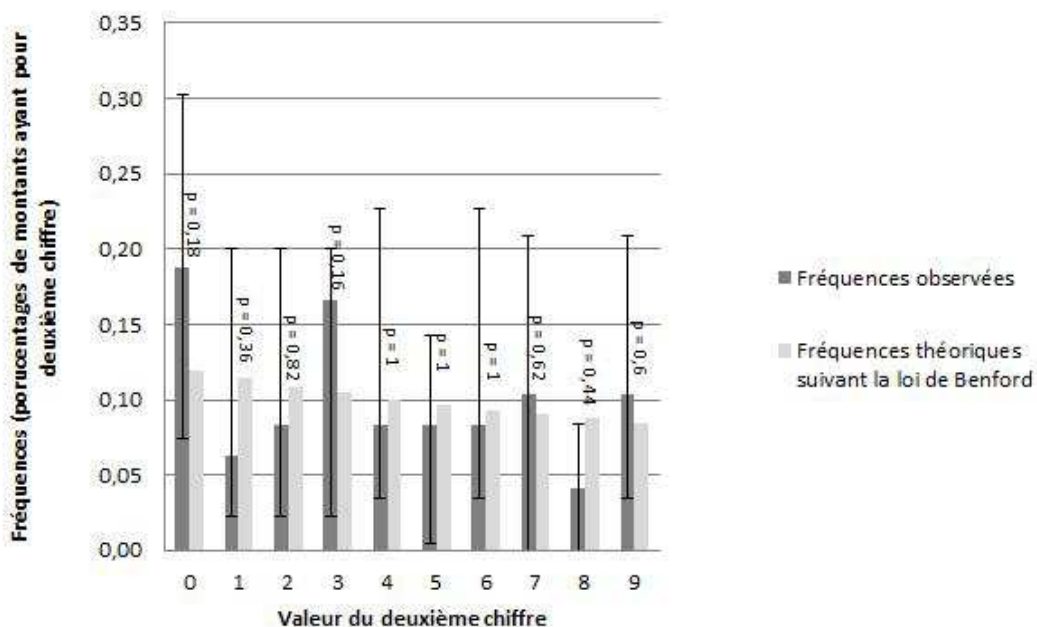


FIG. 7 – Fréquence d’apparition des chiffres en deuxième position des provisions pour risques et charges totales pour l’année 2006

Note : pour chaque chiffre, les intervalles de confiance à 95 % du test binomial exact de Clopper et Pearson et la *p-value* correspondante sont indiqués.

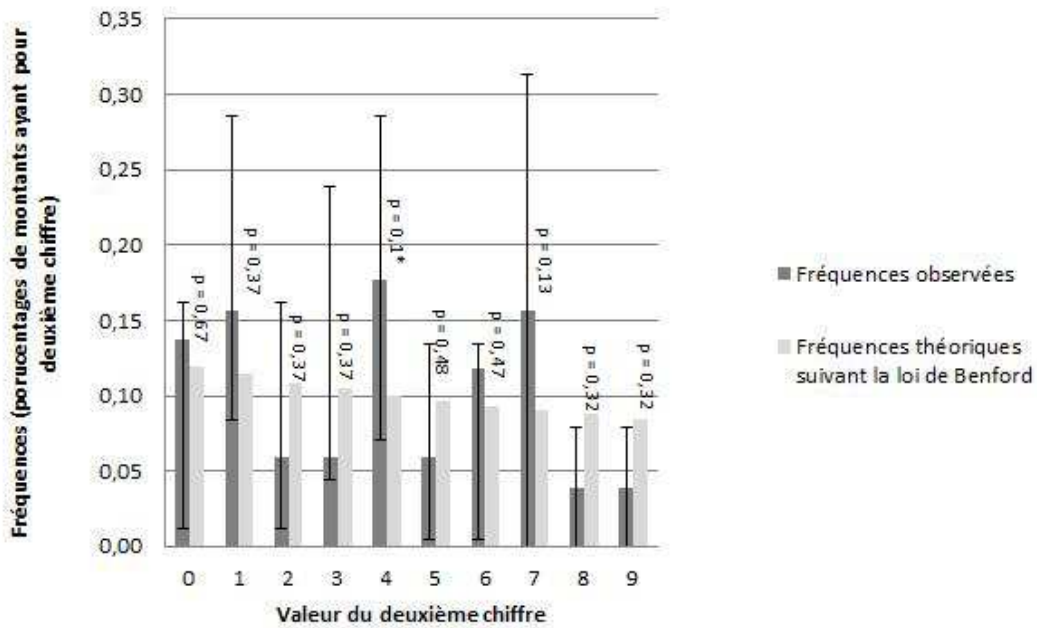


FIG. 8 – Fréquence d’apparition des chiffres en deuxième position des provisions pour risques et charges totales pour l’année 2009

Note : pour chaque chiffre, les intervalles de confiance à 95 % du test binomial exact de Clopper et Pearson et la *p-value* correspondante sont indiqués. \* implique un degré de signification de 10 %.

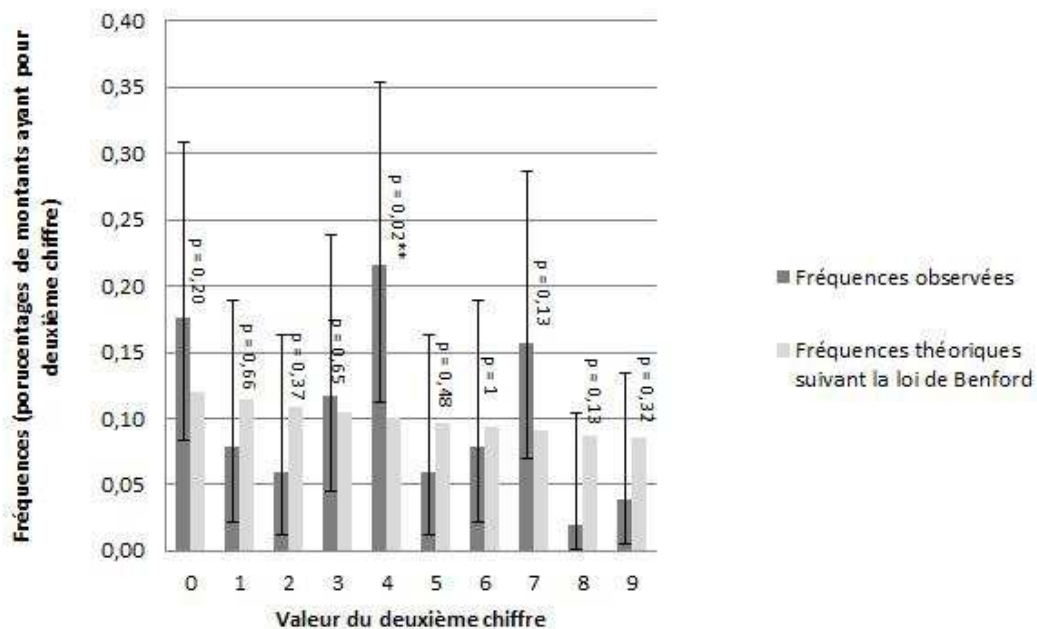


FIG. 9 – Fréquence d’apparition des chiffres en deuxième position des provisions pour risques et charges totales pour l’année 2010

Note : pour chaque chiffre, les intervalles de confiance à 95 % du test binomial exact de Clopper et Pearson et la *p-value* correspondante sont indiqués. \*\* implique un degré de signification de 5 %.

#### 4.2.2 Résultats des tests d'adéquation des provisions pour risques et charges totales hors provisions environnementales

Pour confirmer le résultat précédent, les derniers tests portent sur les provisions pour risques et charges totales des mêmes groupes diminuées des provisions environnementales totales. Les tests de Cramér-von Mises ne permettent pas de rejeter l'hypothèse  $H_2$  d'adéquation des données à la loi de Benford pour le premier chiffre. Les résultats des mêmes tests pour le deuxième chiffre sont similaires, exceptés pour l'année 2010 pour laquelle on constate un rejet de l'hypothèse  $H_2$  à 10 %, hors phénomène d'arrondis. Leur fiabilité n'est ainsi pas remise en cause. Le tableau 7 résume les résultats de ces tests. La figure 10 représente les fréquences d'apparition des chiffres en deuxième position pour l'année 2010 où il n'y a pas adéquation.

| Tests de Cramér-von Mises <sup>a</sup> |                             | 2005  | 2006  | 2007  | 2008  | 2009  | 2010             |
|--|-----------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|------------------|
| Premier<br>chiffre                     | <i>p-value</i>              | 0,874 | 0,874 | 0,800 | 0,800 | 0,800 | 0,533            |
|  | Rejet de $H_2$              | Non   | Non   | Non   | Non   | Non   | Non              |
| Deuxième<br>chiffre                    | <i>p-value</i> <sup>b</sup> | 0,536 | 0,105 | 0,288 | 0,154 | 0,236 | 0,059 *          |
|  | Rejet de $H_2$              | Non   | Non   | Non   | Non   | Non   | Oui <sup>c</sup> |
| N                                      |                             | 42    | 45    | 46    | 46    | 47    | 47               |

TAB. 7 – Tests de Cramér-von Mises d'adéquation à la loi de Benford : provisions pour risques et charges totales hors provisions environnementales

a. Les tests ont été effectués sur le logiciel R (version 2.14.1) avec le programme CvM2SL2Test.

b. \* implique un degré de signification de 10 %.

c. Ce rejet provient d'une surreprésentation en deuxième position du chiffre 4 (test binomial exact de Clopper et Pearson : *p-value* = 0,002) et d'une sous-représentation du chiffre 7 (test binomial exact de Clopper et Pearson : *p-value* = 0,020).

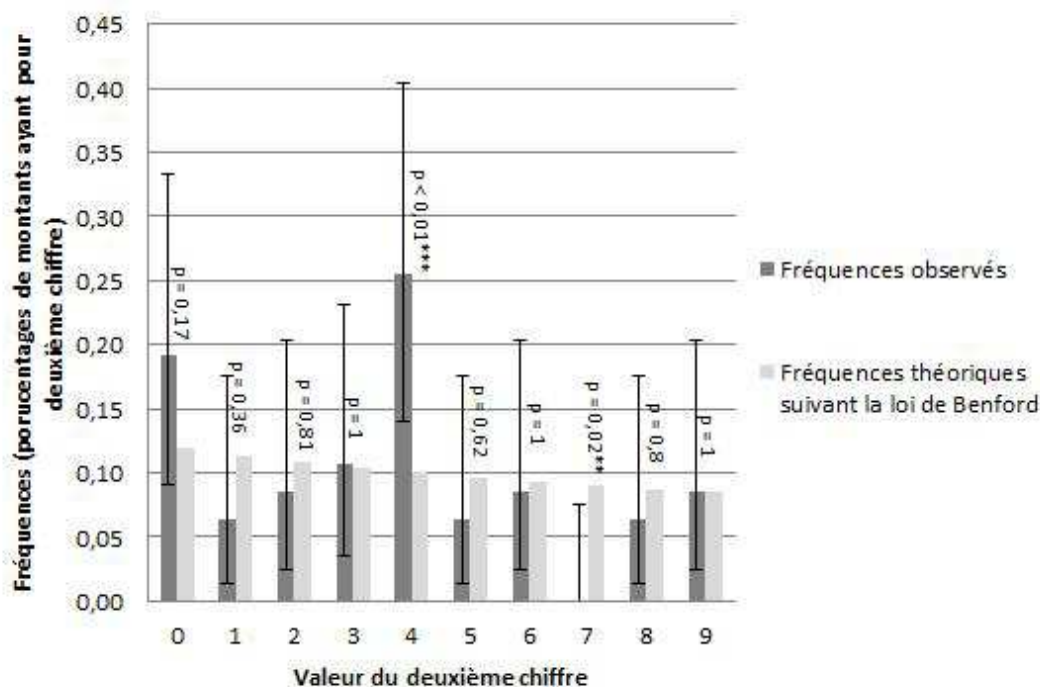


FIG. 10 – Fréquence d’apparition des chiffres en deuxième position des provisions pour risques et charges totales hors provisions environnementales pour l’année 2010

Note : pour chaque chiffre, les intervalles de confiance à 95 % du test binomial exact de Clopper et Pearson et la *p-value* correspondante sont indiqués. \*\* implique un degré de signification de 5 % et \*\*\* implique un degré de signification de 1 %.

Ce résultat intéressant est à mettre en parallèle du résultat précédent sur les provisions pour risques et charges totales. La comparaison révèle dans le cas des provisions pour risques et charges que plus les informations sont agrégées, moins elles se conforment à la loi de Benford alors même que chacune des composantes est relativement fiable. Ce constat est discuté dans la section suivante avec l’ensemble des résultats obtenus.

## 5 Discussion et conclusion

Pour discuter les implications des résultats précédents, il convient d’en mesurer la portée. Les tests d’adéquation à la loi de Benford, tels qu’ils sont construits, permettent un test en creux de la fiabilité des provisions comptables. Si elles ne la suivent pas, le chercheur peut raisonnablement penser qu’il y a un doute sur la façon dont elles ont été produites et qu’elles ont peut-être été manipulées (volontairement ou non). En revanche, si ces données suivent la loi de Benford, la seule conclusion que peut en tirer le chercheur est qu’il est raisonnable de penser que ces données sont *naturelles* (Varian 1972, p. 65). C’est-à-dire d’une nature similaire à celles qui peuvent être observées sans biais dans de nombreux domaines (Benford 1938), à l’inverse des données manipulées par des choix humains (Hill 1988).

Dans cette optique, les tests d’adéquation à la loi de Benford des provisions environnementales révèlent ici que les provisions pour remise en état de sites et les provisions pour risques environnementaux sont les moins susceptibles d’avoir été manipulées. Elles ne s’écartent pas

significativement de la loi de Benford ( $H_1$  et  $H_2$  non rejetées), tant sur le premier que sur le deuxième chiffre des montants. On peut alors considérer que les provisions environnementales comptabilisées au bilan et diffusées publiquement par les groupes cotés français sont fiables sur le plan comptable. Au niveau des montants des provisions environnementales totales, en revanche, une inadéquation à la loi de Benford sur le deuxième chiffre est observée mais pour une seule année de la période.

Le caractère plausible de ce résultat est renforcé par la réalisation des mêmes tests sur les mêmes sociétés durant le même horizon temporel sur des provisions pour risques et charges, servant alors d'échantillon de contrôle. Ces conclusions ne sont pas le résultat d'un biais de sélection puisque les provisions pour risques et charges totales des mêmes groupes sont moins fiables que les provisions environnementales. En effet, quatre des six années de la période étudiée révèlent une inadéquation des provisions pour risques et charges totales à la loi de Benford pour le deuxième chiffre. Par conséquent, l'adéquation des provisions environnementales à la loi de Benford est un résultat qui leur est spécifique. Par ailleurs, s'il y a une gestion des montants provisionnés pour risques et charges, elle a lieu relativement à la marge (deuxième chiffre), les ordres de grandeurs étant globalement respectés (premier chiffre).

En outre, un résultat particulier obtenu à la fois sur les provisions pour risques et charges totales et sur les provisions environnementales totales (dans une moindre mesure) est d'avoir une adéquation des montants provisionnés moins fréquente lorsque ces montants sont agrégés alors qu'elle existe sur les montants détaillés. Une telle divergence est possible car tous les groupes ne choisissent pas de divulguer les montants détaillés de leurs provisions. Par conséquent, l'ensemble  $C$  des montants agrégés ( $c$ ) de tous les groupes est disjoint de l'union des ensembles  $A$  et  $B$  des montants individuels ( $a$  et  $b$ ) car  $C$  contient, en plus, les groupes ne divulguant pas le détail de  $a$  et  $b$ , mais seulement  $c$ . Il semble donc que les montants agrégés soient plus susceptibles d'ajustements discrétionnaires que les montants individuels. Cela peut s'expliquer par le fait que les analyses financières et les décisions des investisseurs se basent davantage sur les nombres comptables agrégés que sur les éléments individuels composant les comptes des entreprises.

En conclusion, à l'inverse des études révélant que les postes de provisions environnementales sont des éléments ajustables et manipulés par les dirigeants d'entreprise dans une optique, notamment, de gestion du résultat (Berthelot *et al.* 2003 ; Peek 2004 ; Johnston et Rock 2005), notre étude montre que ce n'est pas systématiquement le cas. Ainsi, là où, en principe, nous aurions dû avoir des séries de données en inadéquation avec la loi de Benford, nous obtenons leur adéquation. Cela révèle une fiabilité de ce type de données et une absence de manipulation et d'erreurs de la part des dirigeants d'entreprise sur ces postes spécifiques.

Ces résultats ont ainsi différentes implications sur les plans théorique, empirique, notamment pour le normalisateur, et sur le plan de la méthode. Pour évaluer notre contribution, suivant Corley et Gioia (2011), l'originalité et l'utilité de nos résultats sont discutées.

L'originalité est la capacité d'une contribution à révéler ce que nous ne pourrions pas concevoir, savoir et voir sans elle (Corley et Gioia 2011, p. 17). Corley et Gioia (2011, p. 16) distinguent les contributions révélatrices, ouvrant de nouvelles pistes de recherche, et les contributions incrémentales, poursuivant un programme de recherche. Nos résultats ne confirment pas la possibilité d'utilisation de ces provisions pour risques et charges pour gérer le résultat comptable (Berthelot *et al.* 2003 ; Peek 2004 ; Johnston et Rock 2005) ou la non-fiabilité des provisions environnementales par leur divulgation incomplète (Barth *et al.* 1997 ; Li *et al.* 1997). Notre contribution révèle de nouvelles pistes de recherche. Il serait ainsi souhaitable d'en



réaliser des répliques littérales et théoriques pour connaître la portée de ces résultats et étudier les clés de leur généralisation. D'une part, des futures recherches sur d'autres échantillons comparables d'entreprises sont souhaitables pour observer la portée temporelle et géographique de nos résultats. D'autre part, il conviendrait de réaliser d'autres travaux sur des échantillons de provisions différents et des échantillons différents d'entreprises pour tester les conditions sur lesquelles repose notre contribution.

L'utilité d'une contribution comprend l'utilité scientifique, l'amélioration de la rigueur conceptuelle, de la spécificité d'une idée ou de la capacité de cette idée à être opérationnalisée et testée, et l'utilité pour les praticiens, c.-à-d. le caractère directement applicable de cette contribution (Corley et Gioia 2011, p. 17-18). Pour un investisseur ou un auditeur, le dernier résultat révèle qu'il est souhaitable de considérer avec prudence les provisions pour risques et charges des entreprises ne communiquant pas le détail de ces provisions. En suivant ce résultat, le normalisateur comptable pourrait être incité à privilégier une présentation détaillée de ces provisions pour limiter la gestion du résultat. Nos résultats conduisent à une autre implication que ceux de Berthelot *et al.* (2003) qui incitaient le normalisateur à préciser le mode et la méthode d'évaluation de ces provisions. Ainsi, par ces résultats originaux, nous espérons avoir contribué à la résolution de problèmes pratiques auxquels font face des investisseurs, des auditeurs et des normalisateurs. Au-delà de cette utilité pratique, notre contribution présente une utilité scientifique, car nous avons mobilisé des tests d'adéquation à la loi de Benford puissants pour évaluer la fiabilité des provisions comptables. L'utilisation de tests puissants améliore la rigueur des tests réalisés par rapport à des travaux antérieurs évaluant la manipulation des provisions avec des tests d'adéquation peu puissants : Chi-deux, Kolmogorov-Smirnov... De plus, contrairement au test d'adéquation du Chi-deux, le test de Cramér-von Mises mobilisé permet de réaliser un test d'adéquation à la loi de Benford pour tester la fiabilité de petits échantillons de données comptables. Enfin, en révélant l'existence d'*accruals* pouvant ne pas faire l'objet d'ajustements discrétionnaires, notre contribution précise la spécificité des provisions environnementales.

Cependant, les tests d'adéquation des provisions environnementales à la loi de Benford sur le cas français donnent des résultats *partiellement* généralisables puisqu'un certain nombre de sociétés ne se conforme pas à la loi NRE en ne divulguant pas leurs montants de provisions environnementales au bilan. Ces sociétés se retrouvent donc exclues de l'échantillon alors même qu'elles peuvent avoir des provisions environnementales incluses dans les provisions pour risques et charges totales du bilan. Ce problème est assimilable à un biais de non-réponse de la part des sociétés ne divulguant pas l'information (environ 20 % de l'échantillon étudié se trouvent dans ce cas) et peut masquer l'inadéquation de ces provisions non divulguées à la loi de Benford. Il faudra alors rester prudent au niveau de la généralisation des résultats de cette étude quantitative, bien que les principales sociétés en termes de matérialité des montants provisionnés soient des sociétés divulguant l'information. Ce dernier constat limite alors l'importance du biais possible lié à la non-divulgaration. Ainsi, une première piste de recherche future est de répliquer une telle analyse dans un autre contexte réglementaire national pour pouvoir étendre les résultats au-delà du contexte français. De plus, il peut être intéressant d'étudier le processus de détermination des provisions environnementales par l'intermédiaire d'une étude de cas pour mettre au jour les facteurs expliquant la fiabilité de ces provisions sur le cas français.

## Références

Barbe, O., Didelot, L. (2012). Panorama de l'application des normes IFRS dans le monde et convergence

- avec les US GAAP. *Revue Française de Comptabilité* (450): 41-43.
- Barth, M.E., McNichols, M.F. (1994). Estimation and Market Valuation of Environmental Liabilities Relating to Superfund Sites. *Journal of Accounting Research* 32 (supplément): 177-210.
- Barth, M.E., McNichols, M.F., Wilson, G.P. (1997). Factors Influencing Firms' Disclosures about Environmental Liabilities. *Review of Accounting Studies* 2 (1): 35-64.
- Benford, F. (1938). The Law of Anomalous Numbers. *Proceedings of the American Philosophical Society* 78 (4): 551-572.
- Berthelot, S., Cormier, D., Magnan, M. (2003). Les provisions environnementales et la gestion stratégique des résultats : une étude canadienne. *Comptabilité – Contrôle – Audit* 9 (2): 109-135.
- Bewley, K. (2005). The Impact of Financial Reporting Regulation on the Market Valuation of Reported Environmental Liabilities: Preliminary Evidence from US and Canadian Public Companies. *Journal of International Financial Management and Accounting* 16 (1): 1-48.
- Boland, L.A., Gordon, I.M. (1992). Criticizing Positive Accounting Theory. *Contemporary Accounting Research* 9 (1): 142-170.
- Bonache, A., Maurice, J., Moris, K. (2010). Détection de fraudes et loi de Benford : quelques risques associés. *Revue Française de Comptabilité* (431): 24-27.
- Boyle, J. (1994). An Application of Fourier Series to the Most Significant Digit Problem. *The American Mathematical Monthly* 101 (9): 879-886.
- Busta, B., Weinberg, R. (1998). Using Benford's Law and Neural Networks as a Review Procedure. *Managerial Auditing Journal* 13 (6): 356-366.
- Campbell, K., Sefcik, S.E., Soderstrom, N.S. (2003). Disclosure of Private Information and Reduction of Uncertainty: Environmental Liabilities in the Chemical Industry. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 21 (4): 349-378.
- Carslaw, C.A.P.N. (1988). Anomalies in Income Numbers: Evidence of Goal Oriented Behavior. *The Accounting Review* 63 (2): 321-327.
- Christian, C.W., Gupta, S. (1993). New Evidence on "Secondary Evasion". *The Journal of the American Taxation Association* 15 (1): 72-93.
- Clarkson, P.M., Li, Y., Richardson, G.D. (2004). The Market Valuation of Environmental Capital Expenditures by Pulp and Paper Companies. *The Accounting Review* 79 (2): 329-353.
- Corley, K.G., Gioia, D.A. (2011). Building Theory about Theory Building: What Constitutes a Theoretical Contribution? *Academy of Management Review* 36 (1): 12-32.
- Dumas, C.F., Devine, J.H. (2000). Detecting Evidence of Non Compliance in Self-Reported Pollution Emissions Data: An Application of Benford's Law. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Tampa.
- Durtschi, C., Hillison, W., Pacini, C. (2004). The Effective Use of Benford's Law to Assist in Detecting Fraud in Accounting Data. *Journal of Forensic Accounting* 5 (1): 17-34.
- Hill, T.P. (1988). Random-Number Guessing and the First Digit Phenomenon. *Psychological Reports* 62 (3): 967-971.
- Hill, T.P. (1995a). A Statistical Derivation of the Significant-Digit Law. *Statistical Science* 10 (4): 354-363.
- Hill, T.P. (1995b). Base-Invariance Implies Benford's Law. *Proceedings of the American Mathematical Society* 123 (3): 887-895.
- Hill, T.P. (1996). A Note on Distributions of True Versus Fabricated Data. *Perceptual and Motor Skills* 83 (3): 776-778.
- Johnston, D., Rock, S. (2005). Earnings Management to Minimize Superfund Clean-up and Transaction Costs. *Contemporary Accounting Research* 22 (3): 617-642.
- Kumar, K., Bhattacharya, S. (2007). Detecting the dubious digits: Benford's law in forensic accounting. *Significance* 4 (2): 81-83.
- Labouze, X., Labouze, R. (2000). Loi de Benford : la détection des fraudes comptables. *Revue Française de Comptabilité* (321).

- Li, Y., McConomy, B.J. (1999). An Empirical Examination of Factors Affecting the Timing of Environmental Accounting Standard Adoption and the Impact on Corporate Valuation. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 14 (3): 279-313.
- Li, Y., Richardson, G.D., Thornton, D.B. (1997). Corporate Disclosure of Environmental Liability Information: Theory and Evidence. *Contemporary Accounting Research* 14 (3): 435-474.
- Maher, M., Akers, M. (2002). Using Benford's Law to Detect Fraud in the Insurance Industry. *International Business & Economics Research Journal* 1 (7): 1-11.
- Maines, L.A., Wahlen, J.M. (2006). The Nature of Accounting Information Reliability: Inferences from Archival and Experimental Research. *Accounting Horizons* 20 (4): 399-425.
- Maurice, J. (2012). Fiabilité des provisions comptables environnementales : apports d'une lecture institutionnelle. Doctorat en sciences de gestion, Montpellier: université Montpellier 1.
- Maurice, J. (2013). Les provisions comptables environnementales sont-elles fiables ? Une lecture institutionnelle du cas des sociétés cotées françaises. 34<sup>e</sup> congrès de l'Association francophone de comptabilité, Montréal.
- Moore, D.S. (2010). *The Basic Practice of Statistics*. 5<sup>e</sup> édition, New York: W. F. Freeman and Company.
- Newcomb, S. (1881). Note on the Frequency of Use of the Different Digits in Natural Numbers. *American Journal of Mathematics* 4 (1): 39-40.
- Nigrini, M.J. (1992). The Detection of Income Tax Evasion Through an Analysis of Digital Frequencies. Doctorat en sciences de gestion, Cincinnati: université de Cincinnati.
- Nigrini, M.J. (1996). A Taxpayer Compliance Application of Benford's Law. *The Journal of the American Taxation Association* 18 (1): 72-91.
- Nigrini, M.J., Mittermaier, L.J. (1997). The Use of Benford's Law as an Aid in Analytical Procedures. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 16 (2): 52-67.
- Niskanen, J., Keloharju, M. (2000). Earnings cosmetics in a tax-driven accounting environment: Evidence from Finnish public firms. *European Accounting Review* 9 (3): 443-452.
- Patten, D.M., Trompeter, G. (2003). Corporate Responses to Political Costs: An Examination of the Relation Between Environmental Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting and Public Policy* 22 (1): 83-94.
- Peek, E. (2004). The Use of Discretionary Provisions in Earnings Management: Evidence from The Netherlands. *Journal of International Accounting Research* 3 (2): 27-43.
- Stephens, M.A. (1974). EDF Statistics for Goodness of Fit and Some Comparisons. *Journal of the American Statistical Association* 69 (347): 730-737.
- Thomas, J.K. (1989). Unusual Patterns in Reported Earnings. *The Accounting Review* 64 (4): 773-787.
- Varian, H.R. (1972). Benford's Law [in Letters to the Editor]. *The American Statistician* 26 (3): 65-66.