

GESTION DU RÉSULTAT : MESURE ET DÉMESURE¹

2^{ème} version révisée, août 2003

Thomas JEANJEAN²

Cahier de recherche du CEREG n°2003-13

Résumé : Depuis une vingtaine d'années, la notion d'*accruals* discrétionnaires s'est imposée comme mesure de la gestion du résultat. Plusieurs modèles ont été proposés par la littérature et sont couramment utilisés par les chercheurs en comptabilité financière. Cet article vise à évaluer la qualité des modèles les plus courants et à proposer une nouvelle approche de la mesure de la gestion du résultat reposant sur l'analyse factorielle.

Les apports de cet article sont les suivants :

- (1) un nouveau modèle d'*accruals* discrétionnaires est proposé.
- (2) L'intérêt d'utiliser des états financiers simulés pour tester la spécification – puissance des modèles est souligné.
- (3) De nouveaux déterminants de la qualité des modèles sont mis en évidence grâce aux états financiers simulés : la structure de coût et la croissance de la firme. Il en résulte que la qualité d'un modèle est fonction des caractéristiques de la firme et qu'aucun modèle ne surclasse les autres.
- (4) L'intérêt des méthodes d'analyse factorielle pour mesurer la gestion du résultat est souligné et démontré.

Mots clefs : gestion du résultat, *accruals*.

¹ Ce document est issu de ma thèse de doctorat « Gestion du résultat et gouvernement d'entreprise » réalisée au sein CEREG sous la direction de monsieur le Professeur Jean-François CASTA. Je voudrais remercier les membres de mon Jury de thèse pour leurs commentaires et leur remarques : Messieurs les Professeurs André (rapporteur), Casta (directeur de thèse) Colasse (président du jury), Munier (rapporteur) et Raffournier (suffragant). Ce document a aussi bénéficié des remarques d'Anne Cazavan-Jeny, Hervé Stolowy, Yuan Ding, Michael Earmes ainsi que des participants aux séminaires de l'IRG (Paris XII-Val-de-Marne), d'HEC Paris et de l'ESSEC et du colloque 2002 de l'EAA (*European Accounting Association*). Toutes les imperfections et erreurs qui subsistent sont de ma responsabilité.

² Professeur assistant à HEC Paris, chercheur associé au CEREG, Université Paris IX Dauphine, adresse mel : jeanjean@hec.fr

Introduction

Une abondante littérature s'est développée pour expliquer les motivations et les incitations à la gestion du résultat (Healy et Whalen, 1999, par la suite HW). Un grand nombre d'hypothèses testables ont été élaborées par les chercheurs à partir des théories contractuelles (Watts et Zimmerman, 1986 ; Degeorge, Patel & Zeckhauser, 1999), psychologiques (Burgstahler et Dichev, 1997) voire même insitutionnalistes (Mezias, 1990). La validation (ou plutôt la réfutation) de ces approches repose sur l'hypothèse qu'il est possible de mesurer la gestion du résultat. A cet égard, il est clair que la *mesure* de la gestion du résultat se définit par rapport aux notions de *résultat* et de *gestion du résultat*.

Beaver (1998) fait remarquer que le système comptable transforme les flux de trésorerie en grandeurs comptables. Il est ainsi possible d'écrire :

$$\text{Flux_de_trésorerie}_{\text{publié}} + \text{ajustements_comptables}_{\text{publiés}} \Rightarrow \text{résultat}_{\text{publié}}$$

Quant à la gestion du résultat, il existe une grande variété de définitions :

- (1) « une intervention délibérée dans le processus d'information financière externe dans le but de s'approprier des gains personnels », Schipper (1989)
- (2) « intervient lorsque les managers utilisent leur latitude discrétionnaire dans le processus de comptabilité financière et dans la structuration des transactions pour modifier les états financiers soit pour induire en erreur certaines parties prenantes sur les performances économiques réelles de l'entreprise, soit pour influencer les enjeux contractuels qui reposent sur les nombres comptables » HW (1999).
- (3) [est] « l'utilisation de la discrétion managériale pour influencer le résultat diffusé auprès des parties prenantes », Degeorge, Patel et Zeckhauser (1999).

Ces définitions illustrent un manque de consensus sur l'interprétation des études qui cherchent à quantifier la gestion du résultat et à fournir des indications sur sa nature (opportuniste ou non) et son étendue.

Du point de vue de la mesure de la gestion du résultat, deux conceptions s'opposent clairement. Healy et Whalen (1999) ainsi que Degeorge, Patel et Zeckhauser (1999, par la suite DPZ) retiennent une définition extensive des modes d'actions du manager pour gérer le résultat : l'action sur les ajustements comptables (politique d'amortissement, de provisionnement, voir Casta, 1997 ou Stolowy, 1994) et sur les cash-flows (déplacement d'un exercice à l'autre de dépenses, enregistrement anticipé du chiffre d'affaires). Schipper ne retient que la gestion comptable (référence au processus d'information externe) comme mode d'action du manager pour gérer le résultat.

Le cadre d'analyse de Beaver permet de préciser les différences d'approche entre ces deux conceptions. Si le résultat est « géré », alors il existe théoriquement deux niveaux de résultat. Outre le résultat publié, il existe(raït) un résultat « normal » c'est à dire le résultat qui serait obtenu sans l'intervention du dirigeant :

$$\text{Flux_de_trésorerie}_{\text{publié}} + \text{ajustements_comptables}_{\text{publiés}} \Rightarrow \text{résultat}_{\text{publié}}$$

$$\text{Flux_de_trésorerie}_{\text{normal}} + \text{ajustements_comptables}_{\text{normal}} \Rightarrow \text{résultat}_{\text{normal}}$$

Pour DPZ et HW, la différence entre les deux résultats correspond à la gestion du résultat. Autrement dit :

$$\Delta \text{Flux_de_trésorerie}_{\text{publié-normal}} + \Delta \text{accruals}_{\text{publié-normal}} = \Delta \text{résultat}_{\text{publié-normal}} = \text{gestion_du_résultat}$$

Pour Schipper (1989), seule la gestion des *accruals* est qualifiée de gestion du résultat :

$$\Delta \text{accruals}_{\text{publié-normal}} = \text{gestion_du_résultat}$$

L'évaluation de la gestion du résultat nécessite donc de déterminer un niveau d'*accruals* « normal » et un flux de trésorerie « normal » pour la conception extensive. Du fait de la difficulté d'estimer le flux de trésorerie « normal », la littérature n'évalue pas ou peu la gestion « réelle » du résultat mais seulement la gestion comptable. En effet, Beneish (2001) fait remarquer que seules les décisions prises peu de temps avant la clôture de l'exercice peuvent être qualifiées de « gestion du résultat », sinon il serait impossible de faire la part entre une volonté de gérer le flux d'information avec les tiers (la gestion du résultat) et un comportement d'investisseur rationnel. La détermination de la gestion réelle pose donc deux difficultés : la première est d'ordre opérationnel (détermination d'un indicateur de ce flux normal), la seconde relève de l'épistémologie (quel est le champ de la recherche comptable ?³).

La conception de la gestion du résultat retenue dans cet article sera donc restrictive : elle consiste en une modification des ajustements comptables (*accruals*). Concrètement, un niveau « normal » d'*accruals* est déterminé compte tenu des caractéristiques de la firme. L'évaluation de la gestion du résultat se fait par différence les *accruals* totaux constatés et les *accruals* « normaux » ou plutôt anticipés :

$$\text{Accruals_discrétionnaires} = \text{accruals_totaux} - \text{accruals_\"normaux\"}$$

Bien que largement acceptée et utilisée, il est possible de s'interroger sur les fondements de cette mesure. Carmines et Zeller (1979) appellent mesure « *le processus qui permet de relier un concept abstrait à des indicateurs empiriques* » (p. 10), ils décomposent une mesure de la manière suivante :

$$M = V + E_s + E_a$$

mesure vraie Erreur Erreur
obtenue valeur systématique aléatoire

La « vraie valeur » constitue la mesure idéale, celle qui correspond parfaitement au phénomène étudié, l'erreur systématique provient d'un biais de l'instrument de mesure, et l'erreur aléatoire résulte des aléas qui peuvent entacher la mesure (circonstances particulières,...). Une mesure est dite *fiable* si l'erreur aléatoire est faible, elle est *valide* si la mesure obtenue est proche de la « vraie valeur » (i.e. l'erreur systématique est faible, il y a adéquation entre la mesure et son construit). L'obtention d'une mesure valide est délicate car la « vraie valeur » est en général inconnue.

Un premier niveau d'assurance sur la validité d'une mesure peut être atteint en examinant sa *validité faciale* (ou validité de consensus) : elle est fondée sur une acceptation par la communauté scientifique de la mesure⁴. La validité faciale n'est toutefois pas toujours pertinente car elle ne permet pas de comparer la validité d'une mesure entre deux groupes de chercheurs qui s'ignoraient et utiliseraient la même mesure pour deux construits différents. Il semble donc nécessaire de recourir à la validité de trait ou de construit (Drucker-Godard, Ehlinger & Grenier, [1999]) c'est à dire par à la capacité d'un indicateur à mesurer un construit de manière exhaustive (validité convergente) et uniquement ce construit (validité discriminante).

³ Cohen (1997) fait en effet remarquer que l'étude des décisions liées au comportement rationnel relève davantage du champ de l'économie ou de la sociologie.

⁴ Cronbach (1971, cité par Carmines et Zeller [1979]) fait remarquer [qu'on] «valide, non pas un test, mais une interprétation des données provenant d'une procédure particulière ».

L'objet de cet article est de discuter la pertinence des principaux indicateurs de la gestion du résultat ainsi que des améliorations possibles de la validité de la mesure. Par rapport à la littérature existante sur le sujet (Dechow, Sloan et Sweeney, 1995 ; Guay, Kothari et Watts, 1996 ; Young, 1999 ; McNichols, 2000) les contributions se situent à quatre niveaux. Tout d'abord, un nouveau modèle d'*accruals* discrétionnaires issu du modèle de Jones modifié par Dechow, Sloan et Sweeney (1995) est proposé. En second lieu, l'apport de la simulation d'états financiers pour tester la qualité des modèles est explicité (parfaite maîtrise des facteurs économiques, détermination aisée d'un résultat « normal »). En troisième lieu, de nouveaux déterminants de la validité des modèles sont présentés : la structure de coût et la croissance de la firme. La capacité des modèles à saisir la gestion du résultat dépend de l'intensité de ces facteurs. Il résulte qu'aucun modèle ne surclasse les autres si les caractéristiques économiques de la firme ne sont pas connues avec certitude par le chercheur. Nous montrons enfin, et c'est le dernier apport, comment l'utilisation des méthodes d'analyse factorielle permettent de purifier la mesure de la gestion du résultat en situation d'asymétrie d'information sur les caractéristiques de la firme et de la nature de la gestion du résultat.

Cet article est organisé de la manière suivante : la première partie présente les modèles les plus courants et en propose un nouveau : le modèle de Jones généralisé. Les méthodologies d'évaluation de la qualité des modèles sont ensuite discutées. La troisième partie expose l'utilité des états financiers simulés pour tester la qualité et explicite de nouveaux déterminants de la qualité des modèles. Enfin, l'intérêt du recours à l'analyse factorielle est démontré.

1. Des *accruals* totaux aux *accruals* discrétionnaires.

Après avoir présenté la notion d'*accruals* totaux, nous traiterons des modèles d'*accruals* discrétionnaires.

1.A. LES ACCRUALS TOTAUX.

L'objet de ce paragraphe est de préciser les modalités de calcul des *accruals* totaux et la manière dont ils peuvent être utilisés pour gérer le résultat.

Montrons que les *accruals* correspondent à la somme de la variation du besoin en fonds de roulement, des reprises de dotations aux amortissements et aux provisions et des comptes de régularisation (production immobilisée et stockée), moins celle des dotations.

Par définition :

$$\text{résultat}_t = \text{Flux_de_trésorerie}_t + \text{Accruals}_t \quad (I)$$

Or,

RN = Produits encaissés ou encaissables – charges décaissables ou décaissées + produits calculés – charges calculées.

Soit en abrégé :

$$\text{RN} = \text{PEE} - \text{CDD} + \text{PC} - \text{CC}$$

En retranchant et ajoutant la variation au besoin en fonds de roulement (ΔBFR), il vient :

$$RN = [(PEE - CDD) - \Delta BFR] + \Delta BFR + PC - CC \quad (II)$$

$$RN = \text{Flux de trésorerie}^5 + \Delta BFR + PC - CC \quad (III)$$

Par identification avec (I), il vient :

$$\text{Accruals} = \Delta BFR + PC - CC$$

Soit encore :

$$\begin{aligned} \text{Accruals} &= \Delta BFR_t \\ &+ \text{reprise de dotations}_t \\ &+ \text{production stockée, \& immobilisée}_t \\ &- \text{dotations}_t \end{aligned} \quad \text{égalité (IV)}$$

Dans la pratique, le calcul des *accruals* se fait soit par différence entre le résultat et le flux de trésorerie d'exploitation (méthode soustractive) soit par évaluation de chacune de ses composantes (BFR et dotations nettes des reprises).

Au-delà de ces aspects calculatoires, il convient de s'interroger sur les modes d'action du manager sur les *accruals* pour gérer le résultat.

Les *accruals* sont utilisés en tant que mesure de la gestion stratégique du résultat. L'équation (I) montre toutefois qu'**une modification du niveau des *accruals* n'aura d'impact sur le résultat que si la gestion d'un élément des *accruals* ne produit pas d'effet en sens inverse sur le flux de trésorerie ou sur un autre *accrual*** (condition de non compensation).

Pour analyser cette condition, il est commode de distinguer les *accruals* longs et courts. Les *accruals* longs comprennent les reprises et les dotations aux amortissements sur immobilisation, la production immobilisée. Les *accruals* courts regroupent les dotations et les reprises sur actifs circulants, la variation du BFR. Les dotations nettes des reprises aux provisions pour risques et charges peuvent relever d'une catégorie ou d'une autre selon leur nature.

Cette condition de non compensation ne pose pas de problèmes particuliers pour les *accruals* longs car ils n'ont pas de contrepartie dans le flux de trésorerie d'activité.

L'étude des éléments courts des *accruals* se révèle plus complexe pour la variation du BFR. En effet, les égalités (II) et (III) montrent que la variation du BFR apparaît à la fois dans le calcul du flux de trésorerie et des *accruals*. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs une variation du BFR ne modifie pas le montant du résultat. Le BFR n'explique la gestion du résultat qu'à la condition que la CAF soit modifiée par une modulation du BFR. Ce serait par exemple le cas si des délais de paiement plus généreux permettent d'accélérer la prise de commande. Autrement dit, il faut que l'élasticité du chiffre d'affaires aux délais de paiement soit non nulle.

Faisons l'hypothèse que l'élasticité de la demande aux conditions de paiement soit de 0,5 : une augmentation de 0,5% des ventes peut être obtenue en augmentant de 1% les délais de paiement. Par simplification, l'ensemble des charges est fixe. En l'absence de manipulation, le BFR représente 10% du chiffre d'affaires. Dans le tableau 1, la situation 1 est caractérisée par une absence de gestion du résultat, la situation 1bis correspond à une manipulation des ventes par les délais de paiement.

⁵ Le solde (PEE-CDD) représente un flux de trésorerie potentiellement encaissable ou décaissable. En l'ajustant par la variation du besoin en fonds de roulement, on tient compte du montant net des sommes non encore encaissées (créances et stocks) et décaissées (dettes court terme).

	Situation en 0	Situation 1	Situation 1bis
CA	3600	3720	3800
- charges fixes	3500	3500	3500
Résultat	100	220	300
BFR	360	372	388,59
Flux de trésorerie		208 ⁶	271,41
<i>Accruals</i>		12 ⁷	28,59
Augmentation du CA		+3,33%	+5,56%
Manipulation du CA			+2,23% ⁸
Augmentation nécessaire du BFR			+4,46% ⁹

Tableau 1 : Analyse de l'impact d'une variation des délais de paiement sur le résultat.

Ce tableau montre que la prise en compte de la gestion du BFR pour gérer le résultat pose un problème conceptuel. En effet, la modulation des délais de paiement a non seulement un impact sur les *accruals* mais aussi sur le flux de trésorerie (le flux passe de 208 à 271,41). Dès lors, est-il possible de qualifier de manipulation purement « comptable » la gestion du BFR ? En dépit du champ d'analyse retenu en introduction (la gestion comptable du résultat), nous incluons la variation du BFR dans notre mesure de la gestion du résultat.

Trois types de manipulation sont habituellement étudiés par la littérature (Dechow, Sloan et Sweeney, 1995 ; Peasnell, Pope et Young, 2000 ; Nelson, Elliott et Tarpley, 2002):

- (1) La gestion des produits (*revenue manipulation*) : elle consiste à accorder des délais de paiement plus généreux. Techniquement, elle est obtenue en augmentant les ventes et les créances clients (et donc les *accruals* totaux).
- (2) La gestion des charges (*expense manipulation*) consiste à retarder la comptabilisation d'une charge, ce qui diminue les dettes fournisseurs. Techniquement, cela revient à augmenter les *accruals* totaux. Une hypothèse implicite de ces modèles est la fixité des charges (voir par exemple : Dechow, Sloan et Sweeney, 1995 ; Peasnell, Pope et Young, 2000).
- (3) La gestion des provisions sur créances douteuses (*bad debt expense*) consiste à sous-estimer le montant des provisions nécessaires, ainsi les créances nettes sont surestimées. Le montant des *accruals* totaux augmente.

Maintenant que le contenu des *accruals* et les modes d'action sur les *accruals* ont été précisés, il est nécessaire d'étudier les moyens d'isoler la composante discrétionnaire des *accruals*.

⁶ Le flux de trésorerie est égal au résultat diminué de la variation du besoin en fonds de roulement car les dotations aux amortissements ont été négligées par simplification.

⁷ Les *accruals* correspondent à la variation du besoin en fonds de roulement.

⁸ C'est à dire la différence entre l'augmentation du chiffre d'affaires de la situation 1bis et l'augmentation naturelle du chiffre d'affaires (situation 1). $2,23\% = 5,56\% - 3,33\%$.

⁹ L'élasticité est de 0,5 : pour obtenir une manipulation de 2,23% du chiffre d'affaires, il faut une augmentation du BFR de $(2,23/0,5)$ soit 4,46%.

1.B. LES ACCRUALS DISCRÉTIONNAIRES.

La gestion du résultat ne porte pas sur les *accruals* totaux mais sur une fraction de ceux-ci. En effet, une part des *accruals* (ayant un impact sur le résultat) peut être qualifiée de “normale”¹⁰ en ce sens qu’elle correspond à une application sincère et régulière des principes de la comptabilité d’engagement dans un pays donné.

$$\text{Accruals totaux (AT)} = \text{Accruals normaux (AN)} + \text{accruals discrétionnaires (AD)}.$$

Les méthodes d’évaluation de la gestion du résultat déterminent un processus normal d’*accruals*, la *accruals* discrétionnaires sont déterminés par différence.

$$AD_t = AT_t - AN_t$$

Deux approches existent pour l’évaluation des *accruals* (tableau 2). La première consiste à étudier le comportement d’un *accrual* particulier, c’est par exemple la solution retenue par McNichols et Wilson (1988). D’autres auteurs cherchent à capturer l’ensemble des manipulations en étudiant les *accruals* discrétionnaires totaux (Jones, 1991 par exemple).

Approche	AVANTAGES	INCONVÉNIENTS
ACCRUALS DISCRÉTIONNAIRES TOTAUX	Mesure de la stratégie du résultat dans son ensemble. Grands échantillons	Erreur de mesure importante car le modèle explicatif est globalisant.
ACCRUALS DISCRÉTIONNAIRES SPÉCIFIQUES	Mesure fine de la gestion du résultat.	Résultats spécifiques à un secteur économique (en général, les banques ou les assurances). Taille de l’échantillon réduite.

Tableau 2 : Les différentes approches pour le calcul des *accruals*.

Compte tenu de leur importance dans la littérature sur la gestion du résultat, nous allons nous concentrer sur les modèles d’*accruals* discrétionnaires totaux.

Les premiers modèles d’*accruals* dits « normaux » peuvent être qualifiés de « naïfs » en ce sens que ces algorithmes calculent les *accruals* normaux à partir des *accruals* totaux des années précédentes sans faire référence aux déterminants économiques de ces *accruals* : il s’agit des modèles de Healy (1985) et de DeAngelo (1986). Healy (1985) fait l’hypothèse que : « le manager observe les cash-flows de l’activité et les *accruals* non discrétionnaires à la fin de chaque année, et il sélectionne les procédures comptables et les *accruals* de manière à maximiser son utilité »¹¹. Les *accruals* discrétionnaires étant nuls en moyenne, Healy (1985) considère qu’il est possible d’approcher les *accruals* normaux en faisant la moyenne des *accruals* totaux des années précédentes :

$$AN_t = \frac{1}{H} \sum_{k=t-1}^{t-H} \text{Accruals_Totaux}_k$$

Le modèle proposé par DeAngelo (1986) est une spécification particulière du modèle de Healy (1985) avec H=1. En effet, les résultats suivant une marche aléatoire (*random walk*), il vient :

$$\text{Résultat}_t = \text{Résultat}_{t-1} + e_t$$

¹⁰ La littérature parle aussi d’*accruals* non discrétionnaires ou d’*accruals* anticipés.

¹¹ “ *The manager observes cash-flows from operations and non discretionary accruals at the end of each year and selects discretionary accounting procedures and accruals to maximize its utility* ” (Healy, 1985, p. 89).

Avec $\mathbf{e}_t \rightarrow N(0; \mathbf{S})$, où N désigne la loi normale. Ainsi, le meilleur estimateur du résultat d'une année est celui de l'année précédente. DeAngelo (1986) fait l'hypothèse que chaque composante du résultat suit une marche aléatoire, ainsi :

$$\begin{aligned} Accruals_t &= Accruals_{t-1} + \mathbf{e}_t \\ \text{avec : } \mathbf{e}_t &\rightarrow N(0; \mathbf{S}), \text{ d'où :} \\ E(Accruals_t) &= E(Accruals_{t-1}) \\ AN_t &= AT_{t-1} \end{aligned}$$

Ces modèles « naïfs » représentent-ils correctement le processus des *accruals* normaux ?

La réponse peut se faire en deux temps. Si la logique sous-jacente à ces modèles est correcte alors ils ne saisissent correctement la gestion des *accruals* que si l'horizon de calcul H coïncide avec celui de la gestion du résultat. Dans le cas contraire il y a une erreur de mesure.

Toutefois, rien ne garantit que les *accruals* normaux obéissent à la logique décrite par Healy et DeAngelo. En effet, une hypothèse implicite est que les *accruals* totaux sont stationnaires en moyenne sur la période où qu'ils ne sont affectés que par un bruit blanc. Dans le cas contraire, les *accruals* discrétionnaires calculés incorporent la variation (« normale ») des *accruals* totaux. Ainsi, une voie d'amélioration des modèles d'*accruals* a été d'identifier les déterminants économiques (*economic drivers*) des *accruals* totaux (Kaplan, 1985).

Jennifer Jones a été la première à renouveler l'approche en proposant un modèle d'*accruals* normaux fondé sur deux facteurs économiques [Jones, 1991] :

- (1) Les *accruals* normaux sont fonction du niveau des immobilisations corporelles via les dotations aux amortissements.
- (2) Si le BFR est proportionnel au chiffre d'affaires alors la variation du BFR est proportionnelle à la variation du CA.

Le modèle d'*accruals* normaux proposé par Jones (1991) est donc le suivant :

$$AN_{i,t} = \mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1 * \Delta CA_{i,t} + \mathbf{b}_2 * IMMOCORP_{i,t} + \mathbf{e}_t$$

Une hypothèse implicite du modèle de Jones est que la variation du chiffre d'affaires n'est pas discrétionnaire (Dechow, Sloan et Sweeney, 1995) : tout changement de chiffre d'affaires modifie le niveau des *accruals* normaux saisis par le modèle et donc les *accruals* discrétionnaires.

Supposons qu'une entreprise accroisse ses ventes en accordant des conditions de paiement plus généreuses. Dès lors, les *accruals* normaux saisis par le modèle augmentent, et, toutes choses égales par ailleurs, les *accruals* discrétionnaires baissent. Ce modèle prédit une gestion du résultat à la baisse alors que la réalité est différente.

Cette limite a conduit à la formulation d'une version amendée de ce modèle où la variation du chiffre d'affaires est ajustée de la variation des créances clients (Dechow, Sloan et Sweeney, 1995). Seule l'augmentation des ventes n'ayant pas de contrepartie immédiate dans les créances clients est explicative des *accruals* non discrétionnaires. L'effet d'une éventuelle manipulation des délais de paiement pour accroître les ventes (et donc le résultat) est ainsi neutralisé :

$$AN_{i,t} = \mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1 * (\Delta CA_{i,t} - \Delta CREANCES_{i,t}) + \mathbf{b}_2 * IMMOCORP_{i,t} + \mathbf{e}_t$$

Enfin, Dechow et Sloan (1991) proposent un modèle où les *accruals* normaux sont fonction de la moyenne sectorielle :

$$AN_{i,t} = \mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1 * medianACCTOT_t + \mathbf{e}_{i,t}$$

Ce modèle considère que le seul facteur de différenciation des *accruals* est le secteur économique. Cette hypothèse n'est valide que si l'actif économique des firmes au sein d'une même industrie est homogène.

Peasnell, Pope et Young (2000) ont proposé le modèle de la marge (*margin model*). Ils expliquent la variation du BFR par les ventes totales de l'exercice et le chiffre d'affaires encaissé au cours de l'exercice¹².

$$\Delta BFR_{i,t} = \mathbf{I}_0 + \mathbf{I}_1 * CA_{i,t} + \mathbf{I}_2 * CA_cash_{i,t} + \mathbf{h}_{i,t}$$

Ces modèles économiques permettent de calculer les *accruals* normaux anticipés. Pour cela, il faut préalablement déterminer les coefficients de régression. Les chercheurs disposent de plusieurs possibilités, résumées dans le tableau 3.

Estimation des coefficients (période d'estimation)	Utilisation du modèle (période d'observation)	Intérêts - limites
Sur les années [T-k ;T-1] pour chaque firme (approche longitudinale – <i>time series</i>)	L'année T	Le biais du survivant (requiert une série longue) Hypothèse de constance des coefficients de régression sur une période longue.
L'année T-1 en regroupant les observations par industrie (<i>cross sectional</i>)	L'année T pour une ou plusieurs entreprises appartenant à la même industrie.	Permet de réduire les exigences en matière de données. Problème de la cohérence du regroupement sectoriel.
Sur la période [T-k ;T-1] en regroupant les observations par industrie (<i>pooled regression</i>)	L'année T ou la période [T- k ;T] pour une firme de l'industrie non comprise dans l'échantillon de la période d'observation.	Idem + possibilité d'une modification des paramètres structurels en cours de période (taux de capital, délais de paiement).

Tableau 3 : Synthèse de mises en œuvre des modèles d'*accruals* discrétionnaires.

Beneish (1998) fait remarquer que le modèle corrigé de Jones peut s'écrire :

$$AN_{i,t} = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_1 * IMMOCORP_{i,t} + \mathbf{b}_2 * (CA_{i,t} - \Delta CREANCES_{i,t} - CA_{i,t-1}) + \mathbf{e}_t$$

$$AN_{i,t} = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_1 * IMMOCORP_{i,t} + \mathbf{b}_2 * (CA_Cash_{i,t} - CA_{i,t-1}) + \mathbf{e}_t$$

où, $CA_cash_{i,t}$ = CA encaissé encaissé au cours de l'exercice.

Ainsi, le troisième terme du membre de droite est difficilement interprétable du point de vue économique. Il revient à expliquer la variation du BFR, d'une part par le chiffre d'affaires de l'exercice précédent, et d'autre part par le chiffre d'affaire encaissé. Toutefois, rien ne permet de supposer l'égalité des coefficients de régression sur ces deux éléments. Aussi est-il possible de proposer le modèle suivant pour expliquer la variation du BFR :

$$\Delta BFR_{i,t} = \mathbf{I}_0 + \mathbf{I}_1 * CA_{i,t} + \mathbf{I}_2 * CA_cash_{i,t} + \mathbf{h}_{i,t}$$

Il est possible de la qualifier de modèle de Jones généralisé. Il est très proche du modèle de la marge. Deux différences apparaissent toutefois :

¹² Peasnell, Pope et Young se concentrent sur les *accruals* courts (la variation du BFR net). Le terme relatif à l'actif immobilisé corporel amortissable n'apparaît pas.

- (1) Quant à la justification de la spécification: le modèle de la marge repose sur une justification en terme de manipulation de taux de marge. Le modèle proposé ici repose sur une généralisation de l'approche de Jones.
- (2) Quant à la spécification, le modèle de la marge retient le chiffre d'affaires courant, le modèle de Jones généralisé le chiffre d'affaires de l'année précédente.

2. L'évaluation de la qualité des modèles d'*accruals* discrétionnaires.

Après avoir détaillé les principales modalités d'évaluation de la gestion du résultat, nous aborderons les déterminants de la qualité des modèles.

2.A. MÉTHODOLOGIE D'ÉVALUATION DE LA QUALITÉ DES MODÈLES.

Une question récurrente dans la littérature sur la gestion du résultat consiste à déterminer l'aptitude des modèles à détecter la gestion du résultat. A cet égard, trois perspectives peuvent être distinguées. La première consiste à évaluer les modèles d'*accruals* discrétionnaires au regard des performances du *marché* (Guay, Kothari et Watts, 1996). Cette approche repose sur l'hypothèse critiquable d'efficience forte des marchés financiers (Healy, 1996).

Une seconde méthodologie d'évaluation de la qualité repose sur la recherche d'erreurs de mesure systématiques, autrement dit de corrélations entre les *accruals* discrétionnaires et certaines variables. Par exemple, McNichols (2000) met en évidence une association entre les différentes mesures des *accruals* discrétionnaires et le rendement économique (*return on assets*) et la croissance des résultats de la firme. De même, Young (1999) montre que les *accruals* discrétionnaires sont systématiquement associés au montant des immobilisations corporelles, au taux d'usure de ces immobilisations et au cash-flow d'exploitation. La principale limite de cette approche tient à l'interprétation en terme de causalité des corrélations: une association systématique entre croissance des résultats et niveau des *accruals* discrétionnaires tient-il au fait que les modèles sont mal spécifiés ou que la croissance des résultats est obtenue (au moins partiellement) par une gestion active des résultats ?

Dechow, Sloan et Sweeney (1995) évaluent la qualité des modèles d'*accruals* discrétionnaires en termes de *spécification et de puissance*. La spécification des modèles renvoie à la notion d'erreur de type I: les modèles détectent-ils une gestion du résultat alors qu'il n'y en a pas ? La puissance des modèles est leur capacité à détecter la gestion du résultat lorsque celle-ci existe (la puissance est donc inversement proportionnelle à l'erreur de type II).

La mise en œuvre des tests de spécification et de puissance est empiriquement délicate dans la mesure où elle suppose l'existence d'un échantillon libre de toute gestion du résultat (test de spécification) ou avec une gestion du résultat significative (test de puissance).

Certains auteurs ont choisi de mettre en œuvre une logique qu'il est possible de qualifier « d'évènementielle », en ce qu'elle teste l'association entre un événement (gestion significative à la hausse ou à la baisse) et le montant des *accruals* discrétionnaires détectés. Par exemple, Bartov, Gul et Tsui (2001) ont sélectionné un échantillon de 173 firmes (groupe 1) dont les comptes n'ont pas été certifiés sans réserves (*qualified opinion*). L'existence d'une gestion à la hausse ou à la baisse est ainsi connue dans cet échantillon. Un échantillon apparié selon la taille et le secteur d'activité est constitué (groupe 2). Les auteurs évaluent alors la capacité des différents modèles d'*accruals* discrétionnaires à détecter la gestion du résultat au

sein du groupe 1 et ne pas en détecter au sein du groupe 2. Cette approche présente l'avantage de reposer sur des données réelles. Une limite majeure tient à l'absence de généralité de l'analyse. En effet, la capacité à détecter la gestion du résultat dans un contexte particulier ne permet pas d'inférer que, de manière générale, les modèles soient puissants. Par ailleurs, cette approche ne permet que de tester la puissance des modèles d'*accruals* et non leur spécification.

Dechow, Sloan et Sweeney (1995) ont conçu une procédure pour constituer un échantillon sans gestion du résultat. Ils peuvent ainsi tester la spécification des modèles. Dans un deuxième temps, ils introduisent ensuite une gestion du résultat connue au sein de leur échantillon et vérifient la puissance des modèles. A la différence de l'approche événementielle, cette méthode repose sur un montant de gestion du résultat artificiellement induit.

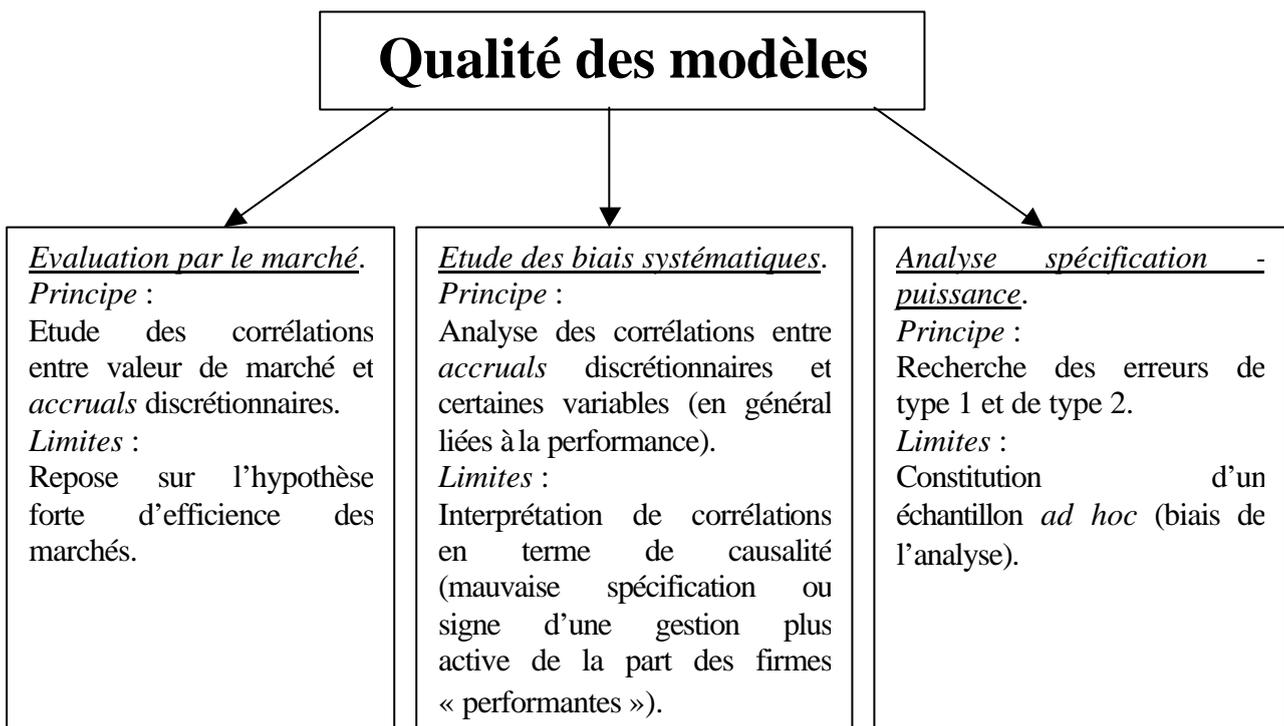


figure 1. Les différentes approches de la qualité.

2.B. La méthodologie spécification - puissance.

L'analyse de la spécification des modèles pose un problème empirique dans la mesure où son évaluation suppose la constitution d'un échantillon libre de toute gestion du résultat. Or, la sélection d'entreprises sur une base de données ne permet pas de s'assurer de cette absence de gestion du résultat. Ainsi, Dechow, Sloan et Sweeney (1995) ont développé la procédure suivante :

- (1) Un ensemble de firmes est sélectionné (par exemple 500 sur 5 ans).
- (2) Parmi ces entreprises quelques-unes sont sélectionnées (par exemple 100 ou celles d'une année donnée), une variable PART est créée. Elle est codée 1 pour les entreprises retenues, 0 pour les autres.
- (3) Le modèle d'*accruals* discrétionnaire à tester est utilisé pour évaluer la gestion du résultat (AD) des entreprises sélectionnées à l'étape 1.
- (4) Le modèle « $AD_i = \alpha * PART + \text{erreur}$ » est mis en œuvre ;

- (5) Les étapes (2) à (4) sont répétées 100 ou 1000 fois. A chaque fois, la significativité du coefficient α au seuil de 1 ou 5% est étudiée. Les entreprises codées 1 étant choisies au hasard, α ne devrait pas être significatif.
- (6) Si le coefficient n'est pas significatif dans plus de 5% des cas (ou 1% selon le seuil retenu), alors le modèle est correctement spécifié.

Le but de cette procédure est de créer un échantillon pour lequel il n'y a pas de gestion du résultat, ce qui justifie l'attribution au hasard de la variable PART. L'étape 5 se justifie par le fait que la gestion du résultat de l'échantillon pourrait biaiser l'analyse de la spécification.

L'évaluation de la puissance repose sur une procédure similaire avec une étape supplémentaire pour l'introduction des manipulations comptables :

- (1) Un ensemble de firme est sélectionné (par exemple 500 sur 5 ans).
- (2) Parmi ces entreprises quelques-unes sont sélectionnées (par exemple 100 ou celles d'une année donnée).
- (3) Une forme prédéterminée de gestion du résultat est intégrée au résultat et aux *accruals* à un sous-ensemble des firmes sélectionnées (par exemple 25).
- (4) Un modèle d'*accruals* discrétionnaire est utilisé pour évaluer la gestion du résultat (AD) des entreprises sélectionnées à l'étape 2.
- (5) Le modèle « $AD_i = \alpha * PART + \text{erreur}$ » est mis en œuvre ; PART prend la valeur 1 si la firme a été retenue à l'étape trois.
- (6) Les étapes (2) à (5) sont répétées 100 ou 1000 fois. A chaque fois, la significativité du coefficient α au seuil de 1 ou 5% est étudiée. Les firmes avec PART=1 étant celles où le chercheur a été introduit la gestion du résultat, α devrait toujours être significatif.

Si le coefficient n'est pas significatif dans plus de 95% des cas (ou 99% selon le seuil retenu), alors le modèle n'est pas apte à détecter de la gestion du résultat : il n'est pas puissant.

Les étapes 2 à 6 sont répétées pour différents niveaux de gestion du résultat et pour les différents modèles. Si le cadre général d'analyse des tests de spécification – puissance est simple, les procédures à mettre en œuvre sont très lourdes. Cette difficulté provient de la nécessité d'obtenir un échantillon avec une gestion du résultat non significative pour mener les tests de spécification et de puissance.

2.A.2. Les déterminants empiriques de la qualité.

Plusieurs articles se sont intéressés à l'étude de la qualité des modèles d'*accruals* (Dechow, Sloan et Sweeney, 1995 ; Guay, Kothari et Watts, 1996 ; Beneish, 1997 ; Young, 1999 ; Peasnell, Pope et Young, 2000 ; McMichols, 2000 ; Thomas et Zhang, 2000). Ces études tendent à montrer que trois facteurs sont importants dans la détermination de la spécification et de la puissance des tests :

- (1) Les *modalités de mise en œuvre des modèles* : l'approche longitudinale (*time series*) semble à écarter en raison d'une spécification défailante (Dechow, Sloan et Sweeney, 1995 ; Peasnell, Pope et Young, 1998).
- (2) La *nature de la gestion du résultat* : le modèle de Jones (et sa variante) semblent plus performant pour détecter la gestion du résultat par les produits que le modèle de la marge, qui en revanche s'avère plus performant pour détecter une gestion des charges (résultats contradictoires à ce sujet de Dechow, Sloan et Sweeney (1995) et de Peasnell, Pope et Young, 2000).

- (3) La *performance de la firme* : les entreprises avec une performance financière extrême tendent à avoir des *accruals* extrêmes (Dechow, Sloan et Sweeney, 1995 ; McNichols, 2000 ; Beneish, 1997 ; Thomas et Zhang, 2000) .

3. Evaluation de la qualité des modèles grâce à la simulation.

L'approche de l'évaluation de la qualité des modèles repose sur des états financiers simulés. Nous allons d'abord présenter l'intérêt du recours à cette méthode (3.1). Ensuite, nous évaluerons la puissance et la spécification des principaux modèles (3.2) avant de mettre en avant les déterminants économiques de la qualité des états financiers (3.3).

3.1. INTÉRÊT DU RECOURS AUX ÉTATS FINANCIERS SIMULÉS.

Plusieurs arguments plaident en faveur du recours aux états financiers¹³ simulés dans le cadre des tests spécification – puissance :

- (1) Les procédures proposées par Dechow, Sloan et Sweeney (1995) visent à contrôler parfaitement le niveau et la nature de la gestion du résultat. Les données de l'échantillon ne sont exploitées que pour déterminer la valeur des paramètres nécessaires au calcul des *accruals* discrétionnaires. Le travail sur données simulées permet d'obtenir le même résultat avec une *économie de moyens substantielle* puisque les étapes 5 pour le test de spécification et 6 pour les tests de puissance deviennent superflues.
- (2) La notion d'*absence de gestion du résultat* devient plus claire. En effet, les définitions de la gestion du résultat font référence de manière plus ou moins explicite à un résultat « idéal » obtenu par l'application « neutre » des principes comptables en vigueur. Un problème empirique majeur dans l'évaluation de la qualité des modèles d'*accruals* discrétionnaires est que ce résultat « neutre » est inconnu (Guay, Kothari et Watts, 1996). La génération d'états financiers simulés permet de contourner cette difficulté puisqu'il est possible de spécifier dans un modèle comptable « neutre » puis d'y introduire une dose connue de gestion du résultat.
- (3) Les états financiers permettent de *contrôler parfaitement les facteurs d'évolution des accruals* grâce à la spécification des bis de probabilité des variables. Cette propriété des simulations est importante dans la mesure où des biais significatifs ont été identifiés par la littérature.
- (4) Pour les tests de puissance, le coefficient α peut s'interpréter comme la gestion détectée. Ainsi, *il est non seulement possible de déterminer la capacité de détection¹⁴ des modèles mais aussi leur capacité à identifier l'étendue de la gestion du résultat*. La différence entre α et la gestion effectivement introduite indique donc le montant de la gestion du résultat non détecté. Du point de vue empirique, il n'est pas neutre de travailler avec un modèle qui détecte une gestion de 2% de l'actif total alors que la gestion réelle est de 5% (dans ce cas, la gestion est détectée mais sous-estimée).

Le modèle servant à générer les états financiers prévisionnels présente les caractéristiques suivantes :

¹³ L'annexe 1 présente la base des simulations de Monte-Carlo et une application au modèle comptable.

¹⁴ La capacité de détection est mesurée par le pourcentage de rejet de l'hypothèse nulle en fonction de l'intensité de la gestion du résultat (la ratio idéal étant de 100% dès que la gestion du résultat est non nulle).

- Le CA est fixé à 1000 la première année avec une progression moyenne de 20% par an, les 3 premières années, puis de 10% pendant 3 ans avant de diminuer à 5% puis à 0%. La croissance du CA suite une loi normale.
- Les charges (achats, provisions pour risques et charges) sont à la fois fixes et variables en fonction du chiffre d'affaires.
- L'actif immobilisé est fonction du chiffre d'affaires (inférieur ou supérieur à 1200).
- Le BFR est déterminé en fonction de délais d'écoulement et de rotation.

A partir de ces hypothèses, il est possible de générer des états financiers sur dix ans pour 300 firmes, soit 3000 firmes années. Compte tenu des données nécessaires au calcul de la variation du BFR, la première année (année 0) n'est pas disponible pour l'analyse qui porte donc sur 2700 observations.

Deux procédures sont évaluées pour étudier la qualité des modèles d'*accruals* discrétionnaires en l'absence de gestion du résultat :

- (1) Les paramètres des modèles classiques sont estimés sur les données des années 1 à 8. La gestion du résultat est évaluée pour l'année 9 (approche *time – series*).
- (2) 300 firmes années sont sélectionnées au hasard. Les paramètres des modèles sont estimés sur les 2400 observations restantes. L'existence d'une gestion du résultat est ensuite testée sur les 300 enregistrements initialement sélectionnés.

Les tableaux suivants (4 et 5) présentent les tests de Student relatifs aux *accruals* discrétionnaires calculés par les modèles de Jones, Jones modifié, de Jones modifié généralisé, de DeAngelo et de Healy (deux spécifications H=3 et H=4) d'abord pour l'approche longitudinale puis pour l'approche « *poolée* ».

Valeur du test = 0	t	Sig. (bilatérale)	Différence moyenne	Intervalle de confiance 95% de la différence	
				Inférieure	Supérieure
Modèle de Jones	-3.1338	0.19%	-0.0042	-0.69%	-0.16%
Modèle de Jones Modifié	-3.1427	0.18%	-0.0042	-0.69%	-0.16%
Modèle de Jones généralisé	-0.4098	68.23%	-0.0007	-0.42%	0.28%
Modèle de DeAngelo	-100.2190	0.00%	-0.1392	-14.19%	-13.65%
Modèle d'Healy (H=3)	-60.8471	0.00%	-0.0701	-7.24%	-6.78%
Modèle d'Healy (H=4)	-125.2213	0.00%	-0.2690	-27.32%	-26.47%

Tableau 4 : Résultat de l'approche longitudinale.

Valeur du test = 0	t	Sig. (bilatérale)	Différence moyenne	Intervalle de confiance 95% de la différence	
				Inférieure	Supérieure
Modèle de Jones	0.7301526	46.59%	0.0013	-0.22%	0.48%
Modèle de Jones Modifié	0.6243304	53.29%	0.0011	-0.24%	0.46%
Modèle de Jones généralisé	0.9921778	32.20%	0.0020	-0.19%	0.59%
Modèle de DeAngelo	-48.65379	0.00%	-0.2151	-22.38%	-20.64%
Modèle d'Healy (H=3)	-37.00107	0.00%	-0.1021	-10.76%	-9.67%
Modèle d'Healy (H=4)	-70.77907	0.00%	-0.3564	-36.63%	-34.64%

Tableau 5 : Résultat pour un échantillon aléatoire.

L'interprétation des tableaux se fait de la manière suivante : la première colonne présente le nom du modèle, la seconde la valeur du test d'égalité à zéro des *accruals* discrétionnaires estimés par le modèle, le seuil de signification du test est ensuite évalué ainsi que la différence moyenne. Enfin, l'intervalle de confiance des *accruals* discrétionnaires au seuil de 5% est mentionné. Lorsque les seuils où les intervalles sont significatifs, les chiffres sont indiqués en gras. Par exemple, dans le tableau 4, le modèle de Jones généralisé est le seul à fournir des *accruals* discrétionnaires non significativement différents de zéro (seuil de signification supérieur à 5%) ; les *accruals* discrétionnaires moyens sont compris entre moins 0.42% et plus 0.28%.

Trois résultats méritent d'être soulignés :

- (1) *Les modèles « naïfs » ne permettent pas de prédire correctement la gestion du résultat.* En effet, ils détectent une gestion à la baisse alors qu'il n'y a pas de manipulations comptables. Ainsi, les *accruals* anticipés par ces modèles sont surestimés par rapport à la réalité. Ce résultat provient en partie de l'hypothèse sur l'évolution du chiffre d'affaires (hypothèse de cycle de vie) : la croissance des revenus (et donc des *accruals*) décroît avec le temps, ce qui explique la surestimation des *accruals* normaux.
- (2) *L'approche longitudinale ne semble pas appropriée pour évaluer la gestion du résultat* car les modèles détectent une gestion à la baisse alors qu'il n'y a pas de gestion du résultat. Là encore ce résultat est lié aux hypothèses d'évolution du chiffre d'affaires que ni les modèles naïfs, ni les modèles économiques (sauf le modèle de Jones généralisé) ne réussissent à contrôler.
- (3) Globalement, ces *modèles ne semblent toutefois pas très puissants* car l'intervalle de confiance de la moyenne (de -0.2% à +0.5% de l'actif net total) est relativement large au regard d'un montant de gestion du résultat économiquement raisonnable (de l'ordre de 1 à 2% de l'actif total).

Après avoir testé les modèles en l'absence de gestion du résultat, il convient d'évaluer leur puissance, c'est à dire leur aptitude à détecter une gestion du résultat lorsque celle-ci intervient. Trois types de gestion du résultat (comme pour Peasnell, Pope et Young, 2000) sont distingués :

- Par la gestion des charges : les charges sont différées d'un exercice à l'autre. Les dettes fournisseurs diminuent.
- Par le chiffre d'affaires : celui-ci est augmenté en contrepartie d'une augmentation des créances clients.
- Des provisions sur actif circulant : celles-ci sont reprises de manière à augmenter le résultat (le montant net des créances diminue).

Pour l'introduction d'une dose de gestion du résultat (de 0 à 100% de l'actif total), 300 firmes sont choisies au hasard parmi les 2700 observations de l'échantillon simulé. Les modèles d'*accruals* discrétionnaires sont paramétrés sur les 2400 firmes restantes. En l'absence de gestion du résultat (manipulation 0), aucun modèle ne détecte de gestion significative (au seuil de 5%).

L'annexe 2 reprend les tableaux exhaustifs des tests de puissance pour chaque type de manipulation. Le tableau 6 présente une synthèse des résultats.

Seuil minimum à partir duquel la gestion du résultat est détectée...	Manipulation des charges	Manipulation du chiffre d'affaires	Manipulation des provisions
<i>accruals</i> discrétionnaires de Jones	0.6356%	1.4827%	1.3835%
<i>accruals</i> discrétionnaires de Jones modifié	0.6579%	1.3600%	1.34%
<i>accruals</i> discrétionnaires de Jones généralisé	0.6555%	0.6555%	0.68%

Tableau 6 : Synthèse des tests de puissance.

Comme les modèles de détection de la gestion du résultat sont linéaires, ce tableau signifie que la gestion du résultat est systématiquement sous évaluée des chiffres indiqués dans le tableau 6. Par exemple, le modèle de Jones généralisé n'est pas capable de détecter une manipulation des charges d'un montant inférieur à 0,6555% : en deçà de ce seuil, les *accruals* discrétionnaires moyens ne sont pas significativement différents de zéro. Si la gestion du résultat réelle est de 2%, elle sera évaluée à 1,3445% (2% moins 0,6555%).

Plusieurs résultats significatifs apparaissent :

- (2) Tous les modèles testés sous-estiment la gestion du résultat réelle.
- (3) Les modèles de Jones et de Jones modifié ne semblent pas aptes à détecter une gestion du résultat d'un montant économiquement raisonnable (1-2%).
- (4) Seul le modèle de Jones généralisé permet de détecter une gestion du résultat quelle que soit sa nature, même si la gestion réelle du résultat est située dans le haut de l'intervalle de confiance de la gestion détectée.

3.3. LES DÉTERMINANTS DE LA QUALITÉ.

Une critique possible à l'étude précédente est que ces conclusions peuvent être contenues dans les hypothèses : l'ensemble des hypothèses « économiques » peut conditionner les résultats. Pour étudier cette possibilité, nous allons nous concentrer sur les *accruals* courts. Ces derniers sont en effet les plus susceptibles d'être manipulés (DeFond et Jambalvo, 1994 ; Jeanjean, 2001).

Deux facteurs vont être particulièrement étudiés :

- (1) La *structure de coût de la firme* : c'est-à-dire la répartition entre coûts fixes et coûts variables. En effet, l'existence de coûts fixes crée un effet de levier sur le résultat qui peut fausser l'interprétation des résultats. Si les firmes ont le choix entre deux technologies de production : l'une sans coûts fixes, l'autre avec des coûts fixes mais avec un coût variable unitaire plus faible qu'avec la première solution technique. Pour un même niveau de chiffre d'affaires, les *accruals* totaux normés des deux firmes seront différents ce qui peut générer des *accruals* discrétionnaires différents.

(2) Le taux de *croissance du chiffre d'affaires* est aussi à prendre en compte en raison des effets distortifs sur les *accruals* totaux de la croissance (dès lors que la totalité des coûts n'est pas fixe).

Le tableau 7 illustre les effets de ces deux variables sur les *accruals*.

	Coûts variables	Coûts fixes	Croissance de 10% du chiffre d'affaires.	
			Coûts variables	Coûts fixes
Chiffres d'affaires	1000	1000	1100	1100
Coûts	900	950	990	950
Résultat	100	50	110	150
BFR initial	0	0	115	107.5
BFR fin de période	115	107.5	126.5	132.5
δ BFR	115 ¹⁵	107.5	11.5	25

Tableau 7 : Effets de la structure de coût et du taux de croissance sur les *accruals* totaux.

Pour tester ces hypothèses, des états financiers sont simulés. Les différents modèles d'*accruals* discrétionnaires sont testés. Quatre séries d'états financiers sont testés (tableau 8 ci-après) selon la structure de coût (que des coûts fixes ou que des coûts variables) et le taux de croissance du chiffre d'affaires.

CARACTÉRISTIQUES COMMUNES :			
CA → N (1000;100)			
Clients → N (x ;y)		Croissance nulle du CA	Croissance de 10% du CA
Fournisseurs → N (z ; z')			
Stocks = 0			
		Cas 1	Cas 2
Coûts fixes		Coûts → N (800 ;80)	Coûts → N (800 ;80)
		Cas 3	Cas 4
Coûts variables		Coûts = CV * CA	Coûts = CV * CA
		CV → N (80%;8%)	CV → N (80%;8%)

Tableau 8 : Caractéristiques des quatre séries d'états financiers simulés.

La conception des simulations est telle qu'en moyenne la performance des firmes ne soit pas significativement différente (pour les cas 1 et 3) afin de ne pas créer de biais lié à la performance de la firme.

Les deux tableaux ci-dessus résument les résultats obtenus.

¹⁵ Par hypothèse, il n'y a pas de stocks. Les créances représentent 20% du chiffre d'affaires, les dettes fournisseurs 15% des charges.

Structure de coûts fixes	Croissance nulle			croissance du CA de 10%		
	<i>Accruals</i> discrétionnaires moyens	intervalle de confiance, borne... inférieure supérieure		<i>Accruals</i> discrétionnaires moyens	intervalle de confiance, borne... inférieure supérieure	
Jones Standard	-0,42%	-0,66%	-0,17%	-0,22%	-0,40%	-0,04%
Jones modifié	-0,42%	-0,66%	-0,17%	-0,22%	-0,40%	-0,03%
Jones généralisé	-0,38%	-0,62%	-0,15%	-0,06%	-0,24%	0,12%
Modèle de la marge	-0,41%	-0,66%	-0,16%	-0,54%	-0,72%	-0,36%

Tableau 9 : Spécification des modèles pour une structure de coûts fixes.

Structure en coûts variables	Croissance nulle			croissance du CA de 10%		
	<i>Accruals</i> discrétionnaires moyens	intervalle de confiance, borne... inférieure supérieure		<i>Accruals</i> discrétionnaires moyens	intervalle de confiance, borne... inférieure supérieure	
Jones Standard	-0,015%	-0,222%	0,191%	-0,17%	-0,40%	0,06%
Jones modifié	-0,015%	-0,222%	0,191%	-0,17%	-0,40%	0,06%
Jones généralisé	-0,046%	-0,254%	0,163%	0,49%	0,26%	0,72%
Modèle de la marge	-0,044%	-0,253%	0,164%	0,04%	-0,19%	0,27%

Tableau 10 : Spécification des modèles pour une structure de coûts variables.

Deux résultats sont remarquables. D'une part, aucun modèle ne surclasse les autres. Par exemple, dans le cas 2 (coûts fixes et croissance du chiffre d'affaires) le modèle de Jones généralisé semble préférable à tous les autres modèles, alors que dans le cas 4 (coûts variables et la situation inverse prévaut. D'autre part, la structure de coût influence très largement les résultats. Si les modèles de la marge et de Jones sont performants pour saisir la gestion du résultat si les coûts sont variables, ce n'est pas le cas si les coûts sont fixes.

3. Proposition d'un modèle factoriel.

Après avoir justifié l'intérêt d'un modèle factoriel, le modèle de simulation utilisé est présenté et les résultats discutés.

3.A. INTÉRÊT DE LA PROPOSITION

Au cours de la partie précédente, il a été montré qu'aucun modèle ne surclasse les autres. En effet, la qualité d'un modèle (au sens spécification – puissance) semble dépendre de la nature de la gestion du résultat, de la performance de la firme, de la structure de coût, de la croissance des ventes et de l'interaction entre ces paramètres.

L'existence de biais systématiques est problématique et ce à deux niveaux :

- (4) Elle peut *fausser les résultats des études sur la gestion du résultat*. Supposons qu'une des variables retenues pour expliquer la gestion du résultat (par exemple, la taille) soit non significative si la gestion est correctement évaluée. Faisons par ailleurs l'hypothèse que la taille soit négativement corrélée avec le taux de croissance des ventes. Si le taux de

croissance des ventes biaise la mesure de la gestion du résultat alors une corrélation significative pourra être obtenue entre les *accruals* discrétionnaires et la taille alors que la réalité est différente.

- (5) *L'impossibilité d'observer l'origine des biais* rend le problème délicat à résoudre. Certains déterminants de la qualité ne sont pas directement observables (notamment la structure de coût et la nature de la gestion du résultat) : il n'est donc pas possible de déterminer à priori le meilleur type de modèle d'*accruals* à appliquer.

Il est donc nécessaire d'obtenir une mesure synthétique de la gestion du résultat pour contrôler les biais des différentes mesures. Une solution possible est d'avoir recours à l'analyse en facteurs communs et spécifiques. Cette démarche consiste à identifier les facteurs communs et spécifiques (FCS) à chaque mesure d'un même phénomène. Supposons qu'un chercheur dispose de N mesures d'un phénomène. Une analyse FCS va chercher à décomposer chaque mesure de la manière suivante¹⁶ :

$$\begin{cases} \text{mesure}_i = \mathbf{I}_i * \text{facteur_commun} + \text{facteur_specifique} + \mathbf{e}_i \\ \text{mesure}_j = \mathbf{I}_j * \text{facteur_commun} + \text{facteur_specifique} + \mathbf{e}_j \\ \dots \\ \text{mesure}_z = \mathbf{I}_z * \text{facteur_commun} + \text{facteur_specifique} + \mathbf{e}_z \end{cases}$$

Une analyse FCS permet donc d'extraire de la mesure le biais systématique spécifique à chaque mesure. Le (ou les) facteur(s) commun(s) représente(nt) les construits sous-jacents évalué(s) par les mesures. Appliqué au champ comptable, cette approche revient à considérer la gestion du résultat comme une variable latente dont les indicateurs sont les différentes mesures obtenues par les modèles d'*accruals* discrétionnaires.

3.B. MISE EN ŒUVRE.

Pour démontrer la pertinence de cette approche, nous allons procéder de la manière suivante :

- (1) Simulation d'un échantillon aléatoire d'entreprises en terme de structure de coût, de croissance des ventes et de performance opérationnelle.
- (2) Une gestion du résultat aléatoire (tant en nature qu'en montant) est introduite.
- (3) Les modèles de gestion du résultat sont mis en œuvre sur cet échantillon (en régression poolée).
- (4) Une analyse FCS est menée sur les différentes mesures des *accruals* discrétionnaires. Un seul facteur commun est anticipé.
- (5) Les firmes sont ensuite classées selon deux procédures¹⁷ : le classement 1 numérote les firmes selon la gestion réelle du résultat. Un second classement est réalisé selon la gestion détectée par chaque modèle. Ce second classement existe donc pour chaque modèle utilisé : Healy, DeAngelo, Jones, Jones Modifié, Jones modifié généralisé et le modèle factoriel.
- (6) Les coefficients de corrélation entre les classements (Corrélation de Spearman) sont calculés pour chaque mesure. Plus le coefficient de corrélation est élevé, plus le modèle est apte à rendre compte de la gestion du résultat.
- (7) Les étapes 1 à 6 sont répétées 100 fois.

¹⁶ Une analyse FCS est donc « l'opposé » d'une analyse en composantes principales. En effet, une ACP cherche à déterminer les facteurs, deux à deux orthogonaux, tels que : Facteur 1 = $\lambda_1 * \text{mesure}_i + \text{erreur}_i$.

¹⁷ Il est nécessaire de recourir à un classement pour comparer les différentes méthodes car l'analyse en FCS impose, pour calculer les λ_i , de normer et de réduire le facteur commun. L'échelle des différentes mesures (*accruals* discrétionnaires de Healy, Jones, DeAngelo, ...) est donc différente.

Si le modèle factoriel est effectivement plus performant, il doit permettre d'obtenir en moyenne le coefficient de corrélation le plus élevé.

Le tableau 11 présente les résultats. Globalement, tous les modèles semblent détecter correctement la gestion du résultat : avec des coefficients de corrélation compris entre 0,7 et 0,85. Les différents modèles de base sont comparés avec le modèle factoriel (test T). Le modèle factoriel est celui qui présente effectivement le coefficient le plus élevé : l'intérêt de cette technique statistique est alors validé.

	Healy	De Angelo	Jones	Jones – M	Jones - G	marge	factoriel
coefficient de corrélation	0,70	0,65	0,73	0,74	0,79	0,78	0,85
écart type	0,30	0,35	0,28	0,27	0,30	0,30	0,31
N	100	100	100	100	100	100	100
valeur du test ¹⁸	-11,40	-12,94	-9,73	-9,20	-4,56	-5,32	
seuil de signification	<1%	<1%	<1%	<1%	<1%	<1%	

Tableau 11 : Comparaison des modèles.

CONCLUSION.

La qualité de la mesure de la gestion du résultat conditionne pour une large part la pertinence de la littérature sur la gestion du résultat. Nous avons essayé d'exploiter dans cet article la fécondité du cadre d'analyse proposé par Dechow, Sloan et Sweeney (1995) grâce à l'utilisation d'états financiers simulés. Cette approche nous a notamment permis de montrer que la qualité des modèles d'*accruals* discrétionnaires est largement tributaire de la nature de la gestion du résultat et de la structure de coût de la firme. Ces deux caractéristiques étant largement non directement observables, il n'y a pas de « meilleur » modèle à la disposition du chercheur. Le recours à l'analyse en facteurs communs et spécifiques permet d'éliminer ces biais systématiques et ainsi d'améliorer la mesure de la gestion du résultat.

Ces résultats sont critiquables à au moins deux égards. La première concerne l'utilisation d'états financiers simulés. Elle pose un problème de réalisme : quelle est l'applicabilité de résultats obtenus à partir de firmes « imaginaires » ? Sans nier ce problème, il apparaît toutefois que l'analyse coût – bénéfice de cette approche plaide en sa faveur (parfaite maîtrise des facteurs d'évolution des *accruals*, possibilité de créer des échantillons *ad hoc* à l'infini¹⁹ ...). Une seconde critique concerne l'utilisation de l'analyse en facteurs communs et spécifiques. Dans cet article, le facteur commun est interprété comme représentant la gestion du résultat. Or, les statisticiens s'interrogent sur la nature du ou des facteurs communs : permettent-ils vraiment de mesurer un phénomène non observable ou s'agit-il seulement d'une représentation statistique commode de l'information contenue dans plusieurs indicateurs (Cibois, 1994).

Au-delà de ces critiques, ces premiers résultats peuvent être approfondis dans au moins deux directions. Une première voie d'amélioration consiste à reprendre les tests de qualité à partir d'états financiers simulés en introduisant des formes plus subtiles de gestion du résultat que

¹⁸ Test de différence significative entre le coefficient de corrélation de chaque modèle et le coefficient du modèle factoriel.

¹⁹ Cette possibilité apparaît comme très significative dans le cas de la France. En effet, l'échantillon de firmes françaises est très limité en raison du faible nombre de sociétés cotées (de l'ordre du millier) et de l'introduction récente des firmes françaises dans les bases de données (en général depuis 1995).

celles considérées ici (gestion du chiffre d'affaires, des charges et des provisions) : montages déconsolidants, effets sur les variables de la consolidation (Pourtrier, 1996)... Il serait alors possible de tester la puissance et la spécification des modèles pour ces formes « plus réalistes » de la gestion du résultat. Une deuxième piste de recherche consisterait à trianguler les résultats obtenus par un modèle factoriel grâce un panel de spécialistes de la comptabilité (analystes financiers, comptables, auditeurs, ...). Concrètement, il s'agirait d'établir un classement d'un ensemble de firmes selon leur gestion du résultat par les méthodes d'*accruals* et par ce panel de spécialistes de manière à comparer les résultats obtenus.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Bartov E, Gui F., Tsui J., (2002), Discretionary-*accruals* models and audit qualifications, Journal of accounting and economics, vol. 30, p. 421-452.
- [2] Beaver W. (1998), Financial reporting: an accounting revolution, prentice Hall, Upper saddle river, Contemporary topics in accounting series, 3ème ed..
- [3] Beneish (1997), Detecting GAAP Violations: implications for assessing earnings management among firms with extreme financial performance, Journal of accounting and public policy, vol. 16, n° 3, pp. 271-309.
- [4] Beneish M. (1998), "Discussion of " are *accruals* during initial public offerings opportunistic? ", *Review of accounting studies*, vol. 3, n° 1/2 pp. 209-221.
- [5] Beneish M. (2001), Earnings management: a perspective, Working paper Indiana University.
- [6] Burgstahler D., Dichev I. (1997), Earnings management to avoid earnings decreases and losses, Journal of accounting and economics, 24 (December), pp. 99-126.
- [7] Carmines E., Zeller R. (1979), Reliability and validity assessment, Sage University Paper, série : Quantitative applications in the social sciences, 07-017, p. 71.
- [8] Casta J-F.(1997), La politique comptable des sociétés, Encyclopédie de gestion, economica, Tome 2, pp. 2276-2301.
- [9] Cibois P. (1994), L'analyse factorielle, PUF, Collection : que sais -je ?
- [10] Cohen E., (1997), Epistémologie et sciences de gestion, Encyclopédie de gestion, economica, Tome 1, pp. 1158-1178.
- [11] DeAngelo L. (1986), Accounting numbers as market valuation substitutes : a study of management buyouts of public stockholders, The accounting review, vol. LXI, n° 3, Juillet, pp. 400-420.
- [12] Dechow P., Sloan R. (1991), Executive incentives and the horizon problem : an empirical investigation, Journal of accounting and Economics, vol. 14, n° 1, pp. 51-89.
- [13] Dechow P., Sloan R., Sweeney A., (1995), "Detecting earnings management", The Accounting Review, Vol. 70, N°2, April, pp. 193-225.
- [14] DeFond M. et Jiambalvo J. (1994), Debt covenant violation and manipulation of *accruals*, Journal of accounting and economics, vol. 17, pp. 145-176.
- [15] Degeorge F, Patel J., Zeckhauser R. (1999), Earnings management to exceed thresholds, Journal of Business, vol. 72, n° 1, pp. 1-35.
- [16] Delaloye L., Fragnière E., Hoesli M. (2001), Modélisation des décisions de gestion, Economica, Collection connaissance de la gestion, Paris, 129 p.
- [17] Drucker-Godard C., Ehlinger S., Grenier C. (1999), Validité et fiabilité de la recherche, pp. 257-287, in Thiéart RA (éditeur), *Méthodes de recherche en management*, Dunod, Paris.
- [18] Guay W., Kothari S., Watts R., (1996), A market-based evaluation of discretionary *accruals* models, Journal of accounting research, vol. 34 (suppl.), pp. 83-105.
- [19] Healy P. (1996), Discussion of a market-based evaluation of discretionary *accruals* models, Journal of accounting research, vol. 34 (suppl.), pp. 107-114.
- [20] Healy P., Whalen J. (1999), A review of the earnings management literature and its implications for standard setting, Accounting Horizons (December).
- [21] Jeanjean Th., (2001), Gestion du résultat et gouvernement d'entreprise, XXIIème congrès de l'association française de Comptabilité, Metz.
- [22] Jones J. (1991), Earnings management during import relief investigations, Journal of accounting research, vol. 29, n° 2 (automne), pp. 193-228.
- [23] Kaplan (1985), Discussion of : the effect of bonus schemes on accounting decisions, Journal of accounting and economics, vol. 7, p. 107-115.
- [24] Mezas S. (1990), An institutional model of organizational practice : financial reporting at fortune 200, Administrative science quarterly, vol. 35, pp. 431-457.
- [25] McNichols M. (2000), Research design issues on earnings management studies, Journal of accounting and public policy, vol. 19, p. 313-345.
- [26] McNichols M., Wilson P., (1988), "Evidence of earnings management from the provision for bad debts", Journal of accounting research, vol. 26, supplement, p. 1-31.
- [27] Nelson M., Elliott J., Tarpley R., (2002), How are earnings managed? Examples from auditors, working paper SSRN, 34 p.
- [28] Peasnell K., Pope P. and Young S., (2000), Detecting earnings management using cross-sectional abnormal *accruals* models; Accounting and Business Research, Vol. 30, Iss. 4; p. 313-326.
- [29] Pourtrier F. (1996), La qualité de l'information consolidée, Comptabilité – Contrôle – Audit, Tome 2, Vol. 1, pp. 45-60.
- [30] Schipper K. (1989), Commentary on Earnings management, Accounting horizons, vol. 3, n° 4, décembre, pp. 91-102.
- [31] Stollowy H. (1994), Existe-t-il vraiment une comptabilité créative ?, Revue de droit comptable, décembre, n° 94, pp. 79-107.

- [32] Thiétart R.A. (sous la direction de) (1999), Méthodes de recherche en management, DUNOD, p.535.
- [33] Thomas J., Zhang XJ, (2000), Identifying unexpected *accruals*: a comparison of current approaches, Journal of accounting and public policy, vol. 19, p. 347-376.
- [34] Watts R., Zimmerman J. (1986), Positive accounting theory, prentice Hall.
- [35] Young S. (1999), Systematic measurement error in the estimation of discretionary *accruals*: an evaluation of alternative modelling procedures, Journal of business, finance and accounting, vol. 26, pp. 833-862.

ANNEXE 1 : PRÉSENTATION DES SIMULATIONS DE MONTE-CARLO APPLIQUÉES AUX ÉTATS FINANCIERS.

La simulation est une « technique descriptive qui permet au décideur d'évaluer le comportement d'un modèle sous différentes conditions, par l'utilisation de nombres aléatoires » [Delaloye, Fragnière et Hoesli, 2001]. La démarche de simulation consiste à (1) spécifier un modèle d'évolution, (2) le comportement des variables du modèle et (3) à produire un nombre de simulations déterminé.

Par exemple, il est possible de poser les relations du modèle comptable (entre résultat et flux de trésorerie d'exploitation, entre chiffre d'affaires et créances clients, ...), puis des lois de probabilité pour chaque variable du modèle. Le tableau suivant résume quelques hypothèses du modèle comptable avec les lois de probabilité possibles pour chaque variable.

Etape 1	Etape 2
CA	CA → N (1000 ; 100)
	F = 300
Charges = F + α * CA	α → Loi triangulaire (10% ; 15% ; 20%)
Résultat = CA – Charges	
Créances clients = β * CA	β → N (10% ; 1%)
Dettes fournisseurs = δ * charges	δ → N (5% ; 3%)
BFR = Créances clients – dettes fournisseurs	
Flux de trésorerie d'exploitation = résultat – variation du BFR	

Tableau 12 : Modélisation des états financiers

NB : N (M ; sigma) désigne la loi normale de moyenne M et d'écart type sigma, F: les coûts fixes ; CA : le chiffre d'affaires ; BFR : le besoin en fonds de roulement.

A partir de ces données, il est possible autant de variables dépendantes (ici le résultat net : RN, le BFR et le flux de trésorerie d'exploitation) que nécessaire. Une distribution de probabilité peut être obtenue (ce qui n'est pas trivial lorsque plusieurs lois de probabilité différentes sont combinées) ainsi qu'un ensemble de données générées au hasard. Ainsi, dans l'exemple ci-dessus, la distribution obtenue pour le résultat net et le flux de trésorerie d'exploitation est :

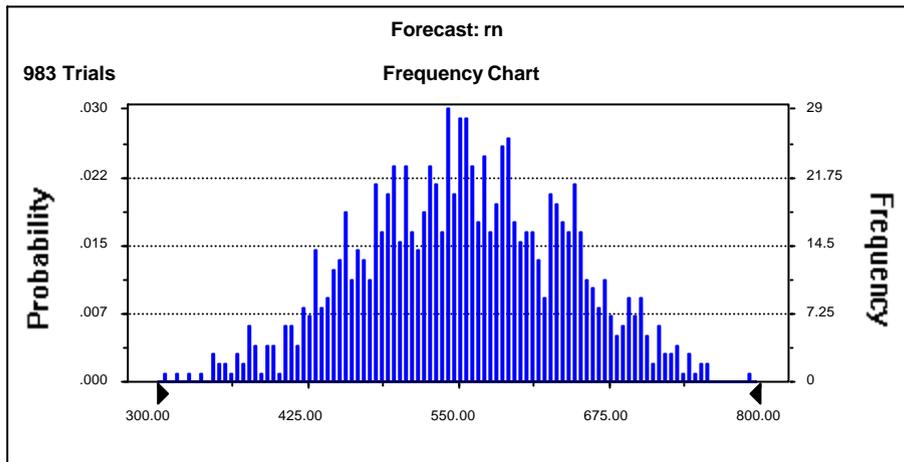


figure 2. distribution du résultat net

Les données simulées utilisées pour construire cet histogramme peuvent être éditées et servir de base pour le test des modèles d'*accruals* discrétionnaires.

ANNEXE 2 : LES TABLEAUX DE PUISSANCE DES MODÈLES.

Ces tableaux se lisent de la manière suivante : La colonne de droite indique le montant de gestion du résultat introduit dans les comptes. Les deux colonnes immédiatement à droite donnent l'intervalle de confiance de la gestion détecté par le modèle testé (colonne de gauche). Lorsque la gestion détectée est nulle, l'intervalle de confiance est indiqué en italique, en gras si l'intervalle de confiance comprend le niveau réel de gestion.

<i>Manipulation des provisions sur actif circulant</i>				Intervalle de confiance 95% de la différence		Gestion réelle
	Moyenne	Ecart - type	Erreur standard moyenne	Inférieure	Supérieure	
<i>Accruals</i> discrétionnaires de Jones	-0.03%	3.11%	0.0017828	<i>-0.38%</i>	<i>0.32%</i>	1%
	1.97%	3.11%	0.0017828	1.62%	2.32%	3%
	3.97%	3.11%	0.0017828	3.62%	4.32%	5%
	8.97%	3.11%	0.0017828	8.62%	9.32%	10%
	18.97%	3.11%	0.0017828	18.62%	19.32%	20%
	48.97%	3.11%	0.0017828	48.62%	49.32%	50%
	98.97%	3.11%	0.0017828	98.62%	99.32%	100%
<i>Accruals</i> discrétionnaires de Jones modifié	0.01%	3.10%	0.0017772	<i>-0.34%</i>	<i>0.36%</i>	1%
	2.01%	3.10%	0.0017772	1.66%	2.36%	3%
	4.01%	3.10%	0.0017772	3.66%	4.36%	5%
	9.01%	3.10%	0.0017772	8.66%	9.36%	10%
	19.01%	3.10%	0.0017772	18.66%	19.36%	20%
	49.01%	3.10%	0.0017772	48.66%	49.36%	50%
	99.01%	3.10%	0.0017772	98.66%	99.36%	100%
<i>Accruals</i> discrétionnaires de Jones modifié généralisé	0.69%	3.01%	0.001856	0.32%	1.05%	1%
	2.69%	3.01%	0.001856	2.32%	3.05%	3%
	4.69%	3.01%	0.001856	4.32%	5.05%	5%
	9.69%	3.01%	0.001856	9.32%	10.05%	10%
	19.69%	3.01%	0.001856	19.32%	20.05%	20%
	49.69%	3.01%	0.001856	49.32%	50.05%	50%
	99.69%	3.01%	0.001856	99.32%	100.05%	100%

Tableau 13 : La gestion détectée par chaque modèle en manipulant les provisions sur actif circulant.

<i>Manipulation du chiffre d'affaires</i>				Intervalle de confiance 95% de la différence		
	Moyenne	Ecart - type	Erreur standard moyenne	Inférieure	Supérieure	gestion réelle
<i>accruals</i> discrétionnaires de Jones	-0.05%	3.11%	0.0017828	-0.44%	0.26%	1%
	1.91%	3.11%	0.0017828	1.56%	2.26%	3%
	3.87%	3.11%	0.0017828	3.52%	4.22%	5%
	8.77%	3.11%	0.0017828	8.42%	9.12%	10%
	18.57%	3.11%	0.0017828	18.22%	18.92%	20%
	47.98%	3.11%	0.0017828	47.62%	48.92%	50%
	96.98%	3.11%	0.0017828	97.62%	98.92%	100%
<i>accruals</i> discrétionnaires de Jones modifié	-0.01%	3.10%	0.0017772	-0.36%	0.34%	1%
	1.99%	3.10%	0.0017772	1.64%	2.34%	3%
	3.99%	3.10%	0.0017772	3.64%	4.34%	5%
	8.99%	3.10%	0.0017772	8.64%	9.34%	10%
	18.99%	3.10%	0.0017772	18.64%	19.34%	20%
	48.99%	3.10%	0.0017772	48.64%	49.34%	50%
	98.99%	3.10%	0.0017772	98.64%	99.34%	100%
<i>accruals</i> discrétionnaires de Jones modifié généralisé	0.71%	3.01%	0.001856	0.34%	1.08%	1%
	2.71%	3.01%	0.001856	2.34%	3.08%	3%
	4.71%	3.01%	0.001856	4.34%	5.08%	5%
	9.71%	3.01%	0.001856	9.34%	10.08%	10%
	19.71%	3.01%	0.001856	19.34%	20.08%	20%
	49.71%	3.01%	0.001856	49.34%	50.08%	50%
	99.71%	3.01%	0.001856	99.34%	100.08%	100%

Tableau 14 : La gestion détectée par chaque modèle en manipulant le CA et les délais de paiement.

<i>Manipulation des charges</i>				Intervalle de confiance 95% de la différence		
	Moyenne	Ecart - type	Erreur standard moyenne	Inférieure	Supérieure	gestion réelle
<i>Accruals</i> discrétionnaires de Jones	0.70%	2.94%	0.0016834	0.36%	1.03%	1%
	2.70%	2.94%	0.0016834	2.36%	3.03%	3%
	4.70%	2.94%	0.0016834	4.36%	5.03%	5%
	9.70%	2.94%	0.0016834	9.36%	10.03%	10%
	19.70%	2.94%	0.0016834	19.36%	20.03%	20%
	33.03%	2.94%	0.0016834	49.36%	50.03%	50%
	99.70%	2.94%	0.0016834	99.36%	100.03%	100%
<i>Accruals</i> discrétionnaires de Jones modifié	12.40%	5.56%	0.0031862	0.34%	1.00%	1%
	2.67%	2.93%	0.0016833	2.34%	3.00%	3%
	4.67%	2.93%	0.0016833	4.34%	5.00%	5%
	9.67%	2.93%	0.0016833	9.34%	10.00%	10%
	19.67%	2.93%	0.0016833	19.34%	20.00%	20%
	33.01%	2.93%	0.0016833	49.34%	50.34%	50%
	99.67%	2.93%	0.0016833	99.34%	100.00%	100%
<i>Accruals</i> discrétionnaires de Jones modifié généralisé	0.71%	3.01%	0.001856	0.34%	1.08%	1%
	2.71%	3.01%	0.001856	2.34%	3.08%	3%
	4.71%	3.01%	0.001856	4.34%	5.08%	5%
	9.71%	3.01%	0.001856	9.34%	10.08%	10%
	19.71%	3.01%	0.001856	19.34%	20.08%	20%
	33.04%	3.01%	0.001856	32.68%	33.41%	50%
	99.71%	3.01%	0.001856	99.34%	100.08%	100%

Tableau 15 : La gestion détectée par chaque modèle en manipulant la date d'enregistrement des charges.