

Tableau 7.5 : Résultats des tests paramétriques et non paramétriques relatifs à la relation entre le lissage des résultats, la taille de l'entreprise et l'endettement.

	Test de Student				Test U de Mann-Whitney			
	m ₁ σ ₁	m ₂ σ ₂	t	p	r ₁	r ₂	Z	p'
Actif moyen (1)	10464 11058	4031 3494	2,121	0,0196	27,441	17,357	-2,268	0,0233
Ventes moyennes (1)	12398 10958	4429 4199	2,629	0,0058	28,029	15,929	-2,722	0,0065
Capitalisation moyenne (1)	3688 3377	2912 5636	0,253	0,4007	26,853	18,786	-1,815	0,0696
Ln actif	15,628 1,117	14,785 1,031	2,428	0,0096	27,441	17,357	-2,268	0,0233
Ln ventes	15,816 1,246	14,808 1,147	2,602	0,0062	28,029	15,929	-2,722	0,0065
Ln capitalisa- tion	14,776 0,911	14,01 1,544	2,141	0,0188	26,853	18,786	-1,815	0,0696
Intérêts/EBE (moyen) (2)	27,86 17,76	59,35 93,63	-1,91	0,0314	23,09	27,93	-1,09	0,2763
Dettes/actif (moyen) (2)	45,334 17,474	48,501 17,639	-0,569	0,286	23,676	26,5	-0,635	0,5254
Taux d'endet- tement (2)	113,51 104,89	159,84 206,39	-1,034	0,1534	23,853	26,071	-0,499	0,6178
Intérêt/Dettes financières(2)	46,447 20,837	50,276 15,295	-0,621	0,2689	22,882	28,429	-1,248	0,2122

(1) Millions de francs

(2) Pourcentages

m₁ = Moyenne sur l'échantillon 1 (groupe des firmes qui lisent leurs résultats).

m₂ = Moyenne sur l'échantillon 2 (groupe des firmes qui ne lisent pas leurs résultats).

σ₁ = Ecart type des valeurs de l'échantillon 1.

σ₂ = Ecart type des valeurs de l'échantillon 2.

t = t de Student

p : Probabilité d'obtenir une moyenne identique entre les deux groupes de firmes.

r₁ = Rang moyen dans l'échantillon 1 (entreprises qui lisent leurs résultats).

r₂ = Rang moyen dans l'échantillon 2 (entreprises qui ne lisent pas leurs résultats).

Z = Somme centrée réduite des rangs dont la différence entre les deux échantillons est positive.

p' = Probabilité associée à Z en situation bilatérale.

Les tests paramétriques et non paramétriques montrent que la taille des firmes qui lissent leurs résultats est significativement plus grande que celle des firmes qui ne s'engagent pas dans de telles pratiques. Il faut noter, toutefois, que la capitalisation boursière n'est significative que lorsqu'on effectue un test U de Mann-Whitney. L'hypothèse relative à la visibilité politique semble donc confirmée par les tests statistiques. Les relations entre les firmes et les pouvoirs publics généreraient des coûts politiques plus importants pour les firmes de grande taille ce qui les inciteraient à lisser leurs résultats pour les éviter.

Les hypothèses avancées pour relier l'endettement avec les pratiques de lissage des résultats ne sont pas validées par le test de Student. La probabilité de faillite des firmes mesurée par le ratio rapportant les intérêts à l'EBE est significativement plus faible pour les firmes qui lissent leurs résultats. Mais, le test de Mann-Whitney contredit cette conclusion. De même, lorsque cette probabilité est opérationnalisée par le montant des dettes totales rapportées à l'actif, les différences entre les deux groupes ne sont pas significatives.

Conformément à nos prédictions, la probabilité de faillite des firmes qui lissent leurs résultats ne semble donc pas inférieure à celle des firmes qui ne lissent pas leurs résultats.

Par ailleurs, les tests montrent que les taux d'endettement ne sont pas statistiquement différents entre les deux groupes de firmes. De plus, que les firmes s'engagent ou ne s'engagent pas dans des activités de lissage, les charges d'intérêts qu'elles supportent semblent comparables. Le fait que les charges d'intérêts supportées par les deux groupes de firmes soient identiques peut signifier que les créanciers sont rationnels. Ils tiennent compte de l'influence des opérations de lissage comptable des résultats sur leur variance, ce qui les amènent à exiger des taux d'intérêts semblables si les niveaux d'endettement et la probabilité de faillite sont comparables.

La troisième hypothèse proposée dans le cadre de la théorie politico-contractuelle de la comptabilité est relative au contrôle de la firme. Pour tester

cette hypothèse, nous proposons d'utiliser le test du Khi-Deux afin de déterminer dans quelle mesure les firmes de type managérial ont une probabilité de lissage des résultats plus grande que les firmes de type actionnarial. Les tables de contingence sont données ci-après :

Tableau 7.6 : Nombre d'entreprises de type managérial (MC) et de type actionnarial (OC) : seuil à 33,1/3 %.

	MC (0 - 33,1/3%)	OC (+33,1/3%)	Total
Lissage	11	23	34
Non lissage	5	9	14
Total	16	32	48

Chi-Carré = 0,0495

p = 0,893 (Probabilité associée au Khi-Deux).

Tableau 7.7 : Nombre d'entreprises de type managérial (MC) et de type actionnarial (OC) : seuil à 50%.

	MC (0 - 50%)	OC (+50%)	Total
Lissage	18	16	34
Non lissage	11	3	13
Total	29	19	48

Chi-Carré = 2,9484

p = 0,0891 (Probabilité associée au Khi-Deux).

Selon la mesure utilisée pour apprécier le type de contrôle de la firme, les résultats des tests du Khi-deux sont contradictoires. En effet, le type de contrôle appréhendé par la première mesure (qui discrimine les firmes en fonction de la minorité de blocage) n'est pas une variable statistiquement significative. Par contre, la seconde mesure permet d'obtenir des résultats significatifs (p=8,91%). Par conséquent, lorsque le contrôle des actionnaires augmente, les stratégies de lissage sont moins courantes, tout simplement parce que le lissage présente, dans ce contexte, peu d'intérêt.

Il faut noter que nos conclusions sont moins significatives que celles de travaux américains portant sur cette même hypothèse. Mais, ces travaux reposaient sur une autre définition du contrôle et sur une méthodologie

d'identification des firmes engagées dans des pratiques de lissage qui est fort critiquable puisque celle-ci est conduite à partir des changements comptables sur une période de deux ans¹.

*
* * *

En conclusion, on peut dire que les investisseurs semblent rationnels : le lissage comptable des résultats ne paraît pas avoir une influence positive sur la valeur de la firme, ni une influence sur le risque systématique de la firme. De plus, les relations d'agence entre les différentes parties contractantes de la firme et/ou les relations de la firme avec les pouvoirs publics semblent constituer des motivations au comportement de lissage. Les tests montrent que les coûts politiques sont une variable déterminante pour justifier ces pratiques. Par contre, les créanciers sont rationnels et les pratiques de lissage des résultats ne se traduisent pas par une réduction de la charge d'intérêts. Le type de contrôle ne semble affecter le comportement de lissage des firmes que lorsque celles-ci sont entièrement contrôlées par un actionnaire ou un groupe d'actionnaires dominant : les firmes dont l'actionnariat dominant détient moins de 50% du capital lissent significativement leurs résultats alors que celles dont l'actionnaire dominant détient la majorité du capital ne tendent pas à manipuler les chiffres comptables afin de présenter des résultats lissés.

Enfin, il faut rappeler que l'hypothèse relative aux contrats de rémunération des dirigeants n'a pas pu être testée compte tenu de la non disponibilité de cette information en France. Or, à la lecture des travaux américains, ils semblent être une motivation principale au comportement de lissage comptable des résultats.

Les tests univariés présentent l'inconvénient de ne pas prendre en compte les interactions entre les différentes variables et ne permettent pas de prédire le comportement d'une firme donnée. C'est pourquoi nous nous proposons maintenant de conduire une régression logistique multivariée.

¹Voir chapitre 6, section 3, pages 299 et s.

23. Les résultats des tests multivariés : analyse logistique.

Il existe une variété de techniques statistiques qui peuvent être utilisées pour prédire une variable dépendante à partir d'un ensemble de variables indépendantes. Cependant, ces techniques posent des difficultés quand la variable dépendante n'a que deux valeurs : lissage des résultats ou non lissage. Ainsi, dans ce cas de figure, il n'est pas raisonnable de procéder à une simple régression linéaire, les hypothèses nécessaires à l'identification de cette technique n'étant pas respectées. En effet, quand la variable dépendante est dichotomique, il n'est pas raisonnable de faire l'hypothèse de normalité des résidus. Une autre difficulté avec la régression multiple est que les valeurs prédites ne peuvent pas être interprétées en termes de probabilités : elles ne sont pas contraintes à prendre les valeurs comprises entre 0 et 1.

L'analyse discriminante linéaire permet également des prédictions directes sur l'appartenance à un groupe mais l'hypothèse de normalité et l'hypothèse de variances égales entre les deux groupes sont exigées pour que la règle de prédiction soit optimale.

Par conséquent, nous allons considérer une autre technique multivariée pour estimer la probabilité qu'une firme lisse ses résultats : la régression logistique. Ce modèle repose sur des hypothèses moins fortes que l'analyse discriminante. Cette régression permettra, en outre, d'étudier les interactions entre les différentes variables explicatives avancées et de décrire les différences entre les deux groupes afin de déterminer les caractéristiques qui les discriminent le mieux. Ces caractéristiques permettront d'établir des prédictions quant au comportement comptable de la firme. La variable dépendante est une variable dichotomique qui, dans notre recherche, prendra la valeur 1 si la firme lisse ses résultats et la valeur 0 si la firme ne lisse pas ses résultats. Par ailleurs, le modèle logistique permet d'intégrer des variables dichotomiques comme variables dépendantes telles que le contrôle de la firme.

Les variables testées précédemment sont reprises dans l'analyse multivariée. Cependant, pour accroître le pouvoir prédictif du modèle, nous allons dans un premier temps, étudier les corrélations existantes entre les variables indépendantes afin d'écartier les variables fortement corrélées et d'éviter les biais liés à la multicollinéarité des variables explicatives.

Les coefficients de corrélations entre les différentes variables ont été calculés et testés (Test de corrélation des rangs de Spearman)

La matrice qui suit retrace les résultats du calcul des coefficients de corrélation et fait apparaître entre parenthèses la significativité du test de Spearman.

Tableau 7.8 : Matrice des corrélations entre les différentes variables.

	PER	DF/SN	DT/A	I/DF	I/EBE	BETA	SIGMA	TOBIN	Taux Renta.	Ln Actif	Ln CA	Ln Capit.
PER	1	-0,126 (,9312)	-0,153 (,8373)	0,178 (,4173)	-0,159 (,1526)	-0,07 (,1063)	-0,139 (,2886)	-0,133 (,2214)	-0,192 (,208)3	-0,018 (,1172)	-0,013 (,3549)	-0,296 (,0999)
DF/SN		1	0,65 (,0001)	-0,283 (,1162)	0,765 (,0029)	-0,104 (,4403)	0,218 (,7722)	0,208 (,4383)	-0,258 (,3246)	0,064 (,0021)	0,041 (,0006)	0,248 (,0943)
DT/A			1	-0,346 (,2502)	0,402 (,0005)	0,112 (,7271)	0,284 (,5596)	0,094 (,9691)	-0,17 (,2251)	0,352 (,0051)	0,402 (,0044)	0,176 (,2423)
I/DF				1	-0,057 (,9046)	0,097 (,2093)	0,028 (,2078)	-0,107 (,8011)	-0,043 (,7464)	0,171 (,7951)	-0,052 (,7495)	-0,208 (,6254)
I/EBE					1	-0,095 (,3058)	0,124 (,1191)	0,141 (,1605)	0,112 (,455)	-0,181 (,1262)	-0,258 (,2762)	0,232 (,6768)
BETA						1	-0,063 (,0068)	0,153 (,507)	0,381 (,349)	0,144 (,2058)	0,365 (,0597)	0,082 (,5762)
SIGMA							1	-0,027 (,7743)	-0,013 (,5834)	-0,016 (,0463)	0,042 (,1437)	-0,112 (,0021)
TOBIN								1	-0,004 (,4637)	0,026 (,7639)	0,035 (,3823)	0,395 (,0023)
Taux Renta									1	-0,114 (,3099)	-0,093 (,3662)	-0,006 (,756)
Ln Actif										1	0,866 (,0001)	0,608 (,0001)
Ln CA											1	0,442 (,0006)
Ln Capita.												1

A la lecture de cette matrice, on observe que les mesures appréciant la taille de l'entreprise sont significativement corrélées entre elles. Par conséquent, pour estimer les coefficients du modèle logistique, nous ne conserverons qu'une seule mesure. Nous avons choisi le logarithmique népérien de l'actif. En effet, l'actif est généralement considéré comme une mesure adéquate de la taille d'une entreprise. De plus, la capitalisation boursière présente l'inconvénient d'être corrélée avec le Q de Tobin. Or, nous avons inclus le Q de Tobin dans notre analyse pour mesurer la valeur de la firme.

Pour apprécier la valeur de la firme, nous avons donc intégré le Q de Tobin dans la régression et nous proposons également une autre appréciation de la valeur par le biais des PER qui ne sont corrélés ni avec le Q de Tobin, ni avec les taux de rentabilité.

En ce qui concerne les variables relatives à l'endettement, nous observons des corrélations statistiquement significatives entre les taux d'endettement et le ratio rapportant les dettes totales à l'actif et une corrélation entre ce même taux d'endettement et le ratio rapportant les intérêts à l'EBE. De même, le ratio rapportant les dettes totales à l'ensemble de l'actif est corrélé significativement avec l'actif et avec les autres variables mesurant l'endettement. Nous intégrerons dans notre analyse le ratio mesurant la charge d'intérêts d'une firme par rapport à ses dettes financières. En effet, selon l'analyse de Trueman et Titman, ce ratio est déterminant : il permet d'apprécier la rationalité des créanciers face à des résultats artificiellement lissés.

Les mesures du risque (risque systématique et risque total) n'étant pas corrélées entre elles, nous les avons intégrées toutes les deux pour estimer les coefficients de la régression logistique.

Enfin, nous avons intégré la deuxième mesure de contrôle à savoir qu'une firme est dite de type managérial si aucun des actionnaires ne détient plus de 50% des actions de la firme. La première mesure qui n'était pas une variable significative dans les tests univariés a été exclue de l'analyse.

Finalement, notre modèle est représenté par l'équation suivante :

$$Y = a + b \text{ PER} + c \text{ TOBIN} + d \text{ BETA} + e \text{ SIGMA} + f \text{ LnACTIF} + g \text{ I/DF} + h \text{ MC}_2$$

(+) (+) (-) (-) (+) (-) (+)

Y est une variable dichotomique prenant deux valeurs :

* Y = 1 si la firme est classée dans le groupe des firmes qui lissent leurs résultats.

* Y = 0 si la firme est classée dans le groupe des firmes qui ne lissent pas leurs résultats.

PER : Price Earnings Ratio

TOBIN : Q de Tobin

BETA : Risque systématique

SIGMA : Risque total

Ln ACTIF : logarithmique népérien de l'actif moyen

I/DF : Ratio rapportant les intérêts aux dettes financières

MC₂ est une variable dichotomique prenant deux valeurs :

* MC₂ = 1 si la firme est de type managérial

* MC₂ = 0 si la firme est de type actionnarial

Le signe de la relation attendue avec le comportement de lissage de l'entreprise figure entre les parenthèses.

Les coefficients de la régression ainsi que leur validité statistique sont repris dans le tableau suivant :

Tableau 7.9 : Résultats de l'analyse logistique.

Variables	Coefficient régression	Ecart type coefficient	Test de Wald	Degré de liberté	Significativité
PER	-0,0109	0,0109	1,0139	1	0,314
TOBIN	-0,4172	0,309	1,8233	1	0,1769
BETA	-2,4297	1,2396	3,8416	1	0,05
SIGMA	-0,2807	0,1714	2,6819	1	0,1015
Ln ACTIF	0,9706	0,3901	6,1909	1	0,0128
I/DF	-0,126	0,0182	0,4818	1	0,4876
MC2	0,9502	0,4946	3,6907	1	0,0547
Constante	-7,3477	5,8605	1,572	1	0,2099
Seuil de significativité du modèle : 1,65 %					
Pourcentage de firmes bien classées : 79,17 %					

Globalement, le modèle ainsi établi est très fortement significatif (seuil de 1,65 %) et il apparaît que 79,17 % des firmes sont bien classées. Le modèle logistique tend donc à valider la classification établie des firmes en fonction de leur politique comptable.

Les PER, le ratio rapportant les intérêts aux dettes financières, le Q de Tobin sont statistiquement non significatifs ce qui confirme les résultats des tests univariés. Les variables qui discriminent le mieux les deux groupes de firmes sont dans l'ordre croissant de significativité : Ln Actif (1,28 %), le risque systématique (5 %), le type de contrôle (5,47 %) et le risque global (10,15%). Ces variables sont par ailleurs affectées du signe attendu.

Par conséquent, ces résultats tendent à confirmer la rationalité des investisseurs dans la mesure où le lissage comptable des résultats ne se traduit pas par une meilleure évaluation de l'entreprise. En revanche l'analyse logistique tend à montrer que le risque (systématique ou total) est plus faible lorsque l'entreprise se livre à des pratiques de lissage. Ainsi, on observe que le risque systématique est une variable déterminante pour prédire le comportement de lissage alors que les tests univariés ne permettaient pas de conclure à la significativité de cette variable de façon certaine.

Les hypothèses explicatives du lissage avancées par la théorie politico-contractuelle de la comptabilité sont une nouvelle fois confirmées : les firmes de grande taille et les firmes managériales lissent davantage leurs résultats que les firmes de petite taille et entrepreneuriales.

*
* *

Par conséquent, les tests multivariés confortent en partie nos premières conclusions à savoir que la taille et le type de contrôle de la firme discriminent nettement les deux groupes de firmes. Par contre, la valeur et les charges d'intérêts des firmes qui lissent leurs résultats ne sont pas significativement différentes entre les deux groupes de firmes.

La régression logistique permet en outre, d'une part, de montrer le rôle a priori important du risque systématique comme déterminant du lissage et, d'autre part, de valider ex-post la classification des firmes puisque environ 80% des firmes sont bien classées.

Conclusion

Nos résultats montrent de manière convaincante que les entreprises qui lissent leurs résultats sont, de manière générale, plus grandes, de type managérial. Elles présentent en outre un risque inférieur aux firmes qui ne lissent pas artificiellement leurs résultats.

Nous devons admettre que les tests ne sont généralement pas effectués "toutes choses égales par ailleurs", ce qui peut limiter leur portée. Une amélioration méthodologique pourrait consister à contrôler différentes variables susceptibles d'influencer le niveau des valeurs observées. Ainsi, la taille d'une firme est fortement fonction du secteur d'activité à laquelle elle appartient. Nous avons contrôlé la variable endettement lors des tests univariés relatifs au risque mais cette démarche doit être étendue à d'autres variables. Les critiques traditionnellement avancées à la théorie politico-contractuelle de la comptabilité nous sont également applicables. Nous avons évoqué précédemment les problèmes liés à l'opérationnalisation de certaines variables telles que la visibilité politique ou la valeur de l'entreprise sans avoir été capable d'y remédier efficacement.

Il faut noter enfin que la méthodologie mise en place dans cette étude et les conclusions qui en découlent reposent sur les critères d'identification des deux groupes de firmes, critères que nous avons justifiés dans la première partie de notre recherche, mais qui ne peuvent pas échapper à un certain arbitraire.

CONCLUSION

La presse économique et financière souligne régulièrement les manipulations comptables faites par les dirigeants d'entreprises visant à modifier le niveau de résultat publié, notamment les manipulations ayant pour objectif de diminuer artificiellement la variance du résultat net. Cette recherche montre empiriquement que les entreprises françaises cotées en Bourse s'engagent effectivement dans des pratiques de lissage comptable des résultats. Un des apports de cette étude réside dans la mise en évidence de la manipulation par le dirigeant de plusieurs instruments comptables, les "accruals", pour parvenir à un résultat lissé. En effet, les travaux portant sur ce thème ont généralement considéré qu'un seul outil comptable pris isolément. Ils n'ont pas étudié l'ensemble des charges et produits comptables calculés pour en déduire que leur niveau était déterminé par des objectifs de lissage du résultat net.

Il ne suffit pas d'identifier les pratiques de lissage comptable des résultats, encore faut-il déterminer les motivations sous-jacentes à de tels comportements. L'étude empirique que nous avons réalisée montre que les firmes qui lissent leurs résultats n'ont pas une valeur supérieure aux firmes qui ne lissent pas leurs résultats ce qui tend à valider l'hypothèse de rationalité des investisseurs. En revanche, elles semblent présenter un niveau de risque plus faible : ces résultats sont confirmés à la fois par les analyses univariées et multivariées effectuées.

L'hypothèse relative à la visibilité politique de l'entreprise est validée par les tests univariés et multivariés : la taille est une caractéristique qui discrimine les deux groupes de firmes, les firmes poursuivant des stratégies de lissage étant les plus grandes.

Par contre, la probabilité de faillite et le taux d'endettement ont des niveaux comparables dans les deux groupes de firmes. Ceci tend à montrer que les créanciers sont rationnels puisqu'une variance artificiellement réduite des résultats ne se traduit pas par une charge d'intérêts plus faible pour un niveau de dettes financières comparables.

L'hypothèse relative au type de contrôle est validée si on considère que les firmes actionnariales sont celles dont l'actionnaire majoritaire détient plus de 50% du capital.

Cette première étude empirique réalisée en France à notre connaissance et relative aux pratiques de lissage comptable des résultats nécessite quelques prolongements. En effet, la partie des travaux visant à déterminer les caractéristiques des firmes qui lisent leurs résultats pour les opposer aux firmes qui ne les lisent pas doit être considérée comme une étude préliminaire. Pour une meilleure significativité statistique, elle nécessite d'élargir la taille des échantillons. Cette extension sera rendue possible par le développement récent de nouvelles bases de données qui permettront notamment de conduire des analyses comparatives du lissage des résultats et de déterminer si de telles pratiques existent avec la même intensité dans différents pays. Une étude ultérieure pourrait en outre introduire de nouvelles variables explicatives telles que le secteur d'activité ou la réputation de l'auditeur de la firme. Le paradigme de fixation fonctionnelle des investisseurs, introduit récemment en comptabilité, ouvre de nouvelles perspectives de recherche. Des expériences en laboratoire devraient permettre probablement de mieux apprécier le comportement des investisseurs face à un résultat artificiellement lissé. Les enquêtes directes auprès des dirigeants pourraient apporter une meilleure connaissance des motivations des dirigeants et des outils qu'ils utilisent pour parvenir à leurs objectifs. De même, des entretiens auprès d'experts comptables ou de commissaires aux comptes devraient permettre de conforter notre opinion sur l'existence de telles pratiques et de mieux spécifier les variables comptables, objets de manipulations.

Face aux manipulations comptables en général et particulièrement face aux pratiques de lissage comptable des résultats, les organismes de normalisation et les pouvoirs publics doivent s'interroger sur l'opportunité d'une réglementation accrue qui restreindrait de tels comportements. Conclure sur une remise en cause de la réglementation nécessite une bonne connaissance des transferts de richesse que pourrait entraîner le lissage des résultats. Les conclusions des tests empiriques que nous avons réalisés suggèrent que ces transferts sont limités et que ni les actionnaires, ni les créanciers ne semblent pénalisés par les stratégies de lissage mises en

place. Par ailleurs, plusieurs analyses théoriques reprises dans cette thèse montrent que la publication de résultats lissés est conforme aux intérêts du dirigeant d'une part et des investisseurs d'autre part. Il ne nous semble pas urgent d'envisager une modification de la réglementation qui viserait à restreindre la latitude offerte aux dirigeants en matière de politique comptable, de telles restrictions tendant en outre à limiter le contenu informatif des nombres comptables.

