

Skewness et kurtosis des prévisions de bénéfice : impact sur les rendements

François DOSSOU[†], Hélène HONORE[‡] et Sandrine LARDIC[§]

Résumé

Cette étude examine la relation existant entre le rendement des actions américaines et les changements que connaît la distribution des prévisions de bénéfice fournies par les analystes financiers. Jusqu'à présent, les travaux de la littérature financière se sont concentrés exclusivement sur les mouvements des deux premiers moments de cette distribution et ont montré l'existence, pour les rentabilités, d'une relation positive avec les variations de moyenne et négative avec les variations d'écart type. Or cette exploitation de l'information contenue dans la distribution de ces anticipations est insuffisante. En effet, cette étude montre, pour la première fois, que les troisième et quatrième moments capturent une partie du rendement des marchés boursiers ignorée par les indicateurs classiques généralement utilisés, tels que la moyenne et la dispersion. Plus précisément, nous mettons en évidence la capacité des mouvements de skewness et de kurtosis à expliquer en partie l'évolution des rendements des titres : il existe, entre ces derniers et les changements dans l'asymétrie des prévisions, une relation négative d'une part, et d'autre part, une relation positive avec les variations de l'aplatissement de la distribution. De plus, des travaux antérieurs ont montré que l'effet des mouvements de moyenne sur le cours des titres dominait celui des changements dans la dispersion. Dans le même esprit, on peut conclure, d'après notre étude, que l'impact des variations d'écart type sur les prix est supérieur à celui des mouvements de skewness et que ce dernier domine celui des variations de kurtosis.

[†]Sinopia AM.

[‡]EconomiX-CNRS, Université Paris X-Nanterre, 200 avenue de la République 92 001 Nanterre cedex, France. E-mail : helene.honore@u-paris10.fr

[§]EconomiX-CNRS et Sinopia AM.

Abstract

Prior research has established the existence of a relationship between security prices and changes in the average and the dispersion of agents' expectations measured by the earnings forecasts produced by financial analysts. In fact, information arrival modifies globally the distribution of financial analysts' detailed forecasts, and not only the first two moments. Thus, we study in this paper the third and fourth moments. We show that variations in the skewness and in the kurtosis of analysts' expectations have respectively a negative and positive effect on stock returns. According to L'Her and Suret (1996), the impact on security prices of changes in the consensus dominates the impact of changes in the forecasts' dispersion. Moreover, in our study, it seems that the effect on stock returns of variations in the earnings forecasts skewness is weaker than the effect of variations in dispersion, but dominates the impact of changes in the kurtosis.

JEL Classification : G14 ; G24 ; C23

Keywords : earnings per share estimates, skewness, kurtosis, stock returns

Introduction

Nombreuses sont les études, aussi bien académiques que spécialisées, portant sur les prévisions proposées par les analystes financiers. Les raisons de cet intérêt sont multiples. En particulier, les prévisions de bénéfice représentent un outil primordial entrant dans la stratégie d'investissement de la plupart des gérants de portefeuille. Elles constituent un bon indicateur des rendements futurs des marchés boursiers, information si précieuse pour les investisseurs. En effet, les modèles basés sur les séries temporelles composées de données historiques, économiques et financières ont un pouvoir prédictif très faible des rentabilités futures des actions, à l'inverse des études portant sur les prévisions de bénéfice (Brown et Griffin, 1983 ; Brown, Hagerman, Griffin et Zmijewski, 1987 ; Brown et Rozeff, 1978 ; Coggin et Hunter, 1982 ; Collins et Hopwood, 1980 ; Fried et Givoly, 1982 ; Kross, Ro et Schroeder, 1990 ; O'Brien, 1988), un résultat également corroboré par Lobo (1992) dont l'approche empirique vérifie cette assertion à partir de trois exemples de modèles de séries temporelles. Les croyances des investisseurs ne sont pas observables mais sont empiriquement reliées aux prévisions de bénéfice dans de très nombreux travaux, et ce même si, pour Abarbanell, Lanen et Verrechia (1995), elles en sont des mesures imparfaites. Givoly (1985) montre, par ailleurs, que ces dernières utilisent entièrement l'information contenue dans l'ensemble des bénéfices passés et dans les prévisions des analystes. Ainsi, les anticipations des analystes financiers sont souvent considérées empiriquement comme des "proxies" non seulement des croyances des investisseurs, mais également des disparités d'opinion du marché, de la qualité de l'information disponible et de la croissance attendue des entreprises (Ang et Ciccone, 2001). Or, tous ont un impact majeur sur l'évolution du cours du titre, justifiant l'intérêt porté à ces anticipations. Les prévisions de bénéfice par action (noté BPA) constituent donc un outil très utilisé par les investisseurs. Pour preuve, de nombreuses études ont mis en avant la relation existant entre, d'une part, le suivi des valeurs par les analystes financiers et, d'autre part, le taux de détention de ces titres par les investisseurs

institutionnels, l'importance de leurs volumes de transaction et leur valorisation. Ces anticipations permettent d'attirer l'attention des investisseurs sur des entreprises particulières. Et elles sont aussi un signal, pour les entreprises elles-mêmes, des attentes du marché à leur égard et deviennent alors un objectif à atteindre pour les dirigeants de l'entreprise. Ils perçoivent bien le risque que leur titre court de connaître des rendements anormaux négatifs en cas de surprise défavorable de bénéfice. Le contenu informationnel du consensus et l'intérêt porté aux prévisions proposées par les analystes financiers sont confirmés par la mise en évidence d'une relation entre les caractéristiques des prévisions (en dynamique notamment) et les rendements attendus des actions. Plus particulièrement, l'étude d'Imhoff et Lobo (1984) montre que les révisions à la hausse des bénéfices conduisent à des rendements positifs, alors que les révisions à la baisse sont suivies de rendements négatifs. Ainsi, les changements des prévisions moyennes des analystes financiers révèlent l'apparition d'une information propice à une variation du prix du titre. De nombreuses autres études empiriques¹ ont confirmé que les changements dans les prévisions moyennes de bénéfice étaient reliés positivement aux rentabilités des titres. Cependant, l'information contenue dans les mouvements de la distribution des anticipations ne peut être réduite aux seules variations de la moyenne des prévisions. La dispersion des prévisions des investisseurs contient de l'information portant sur les rendements futurs des actions, différente de l'information contenue dans les autres variables classiques (Park, 2001). La dispersion de ces anticipations témoigne du degré d'hétérogénéité des croyances, de la convergence ou non des opinions du marché, de la transparence des entreprises, de la nature de l'information et de l'homogénéité de la diffusion de cette dernière parmi les acteurs des marchés financiers. Par ailleurs, la relation entre les rendements des actions et la dispersion des prévisions annuelles a été vérifiée par Ang et Ciccone (2001) et Peterson et Peterson (1982a, 1982b), même si la nature précise

¹Entre autres exemples de ces études : celles de Brown, Richardson et Trzcinka (1991), de Gleason et Lee (2000), de Bandyopadhyay, Brown et Richardson (1995), de Capstaff, Paudyal et Rees (2001) pour l'Europe, de Conroy, Harris et Park (1994) pour le Japon, de L'Her et Suret (1991) pour le Canada, de Levasseur, L'Her et Suret (2001) pour la France, de Bird (1998a) pour la Malaisie, de Bird (1998b) pour Singapour, de Bird et Platt (1998) et de Lui (1995) pour Hong Kong...

de cette relation a suscité quelques débats conduisant à des conclusions contradictoires. Cependant, il semble que les entreprises avec une faible dispersion sur-performent celles à forte dispersion. L'écart type des prévisions individuelles, c'est-à-dire l'hétérogénéité des anticipations², mesure le risque qu'encourt *ex ante* le titre (Barry et Brown, 1985 ; Cragg et Malkiel, 1982). La dispersion est donc fréquemment utilisée comme "proxy" de l'incertitude des investisseurs et représente également un facteur de risque informationnel (Qu, Starks et Yan, 2003).

Cependant, les travaux portant sur les changements de dispersion ont été beaucoup plus rares. L'Her et Suret (1995, 1996) étudient l'effet sur les rendements des titres des changements simultanés des deux premiers moments de la distribution des prévisions de BPA. Cette prise en compte concomitante de ces deux types de mouvements est justifiée par le fait que, même si l'impact des changements dans le consensus sur le rendement des titres domine celui dû aux variations de dispersion, l'effet positif d'une révision à la hausse du consensus peut être réduit si, simultanément, la divergence des anticipations des analystes s'accroît. A l'inverse, l'effet négatif d'une révision à la baisse du consensus peut être nuancé si cela favorise la convergence des analystes. C'est pourquoi, L'Her et Suret (1995) ont pu établir d'abord que les portefeuilles composés des révisions positives de la moyenne proposaient de meilleurs rendements que pour des révisions à la baisse. Et ensuite, au sein de chacun de ces deux types de portefeuilles, ils distinguent ceux pour lesquels les anticipations convergent de ceux pour lesquels la dispersion des prévisions s'accroît, la performance des premiers étant meilleure que celle des seconds.

Puisque la réduction de la dispersion des prévisions de BPA, c'est-à-dire la diminution de l'hétérogénéité des anticipations, engendre un rendement positif, Morse, Stephan et Stice (1991) et Brown et Han (1992) affirment alors que l'un des objectifs pour les entreprises doit être de diffuser une information susceptible de créer un plus grand consensus parmi les agents.

²En effet, l'écart type des prévisions de BPA est une mesure classique de la dispersion des anticipations des investisseurs (L'Her et Suret, 1995 ; Morse, Stephan et Stice, 1991)

Ainsi, les mouvements dans la distribution des prévisions sont le reflet des changements des croyances des investisseurs et de l'apparition d'une nouvelle information. Jusqu'à présent, les études ne se sont concentrées que sur les deux premiers moments de cette distribution, celle-ci n'est donc pas exploitée entièrement³ et un supplément d'information doit pouvoir en être extrait. L'asymétrie et l'aplatissement de cette distribution représentent également une source d'information qui ne doit pas être négligée. Ces deux derniers facteurs caractérisant les anticipations peuvent être perçus comme une expression du risque différente de celle obtenue à partir de l'écart type, une autre définition que l'on cherche à préciser. Notre étude, la première à notre connaissance, montre que la prise en compte des mouvements de skewness et de kurtosis permet de mieux analyser l'arrivée d'une nouvelle information et de mieux qualifier - et même quantifier - son effet sur le prix du titre. Il apparaît, d'une part, une relation négative entre les variations d'asymétrie et les rendements des actions américaines : l'accroissement de l'étalement à gauche des prévisions est suivi d'une hausse des cours. D'autre part, cette étude met en évidence une relation positive entre les changements de kurtosis des prévisions de BPA et l'évolution des prix des titres : autrement dit, le prix de l'action a tendance à s'accroître lorsque l'aplatissement de la distribution se réduit, son pic devenant plus marqué et ses queues plus épaisses. Le rendement du titre est alors positif pour le déplacement de la masse de probabilité des épaules vers le centre et vers les queues.

De plus, on peut montrer que l'effet sur les rendements des titres des variations de moyenne domine celui dû aux changements dans la dispersion, qui est supérieur à l'impact des variations de skewness, qui est lui-même plus élevé que celui des mouvements de kurtosis.

Dans cet article, après avoir énoncé les caractéristiques des prévisions de BPA, nous présentons les coefficients de skewness et de kurtosis. Enfin, le modèle cherchant à ex-

³En effet, la moyenne et la dispersion des prévisions des analystes financiers ne capturent pas entièrement l'information disponible dans ces anticipations, puisque la distribution de ces dernières n'est pas définie exclusivement par ses deux premiers moments.

pliquer le rendement boursier par ces nouvelles variables est exposé.

1. Description des données

Les prévisions annuelles de BPA sont fournies par les analystes des firmes de courtage et de gestion financière dont I/B/E/S⁴ collecte et transmet les analyses. Dans ce cadre, deux types de données sont proposées : les données agrégées fournissant le consensus, la dispersion, le minimum, le maximum, le nombre d'analystes ayant effectué une prévision... et les données individuelles - analyste par analyste - nous permettant ainsi de redéfinir, selon nos propres critères, la moyenne et l'écart type des prévisions, de calculer des variables inédites telles que le skewness et le kurtosis et enfin de retraiter les mouvements de la distribution de ces anticipations des problématiques de flux. En effet, ce dernier point n'est que rarement abordé, pourtant, la comparaison à deux dates successives de la distribution de ces données exige que le moindre changement provienne bien d'une véritable révision de la part des analystes et qu'il ne soit pas dû exclusivement à l'apparition ou la disparition d'un analyste, les autres prévisions étant restées identiques par ailleurs. Les "vrais" mouvements de distribution ne doivent alors être parasités, ni par l'entrée ou la sortie d'un analyste financier, ni par l'exclusion récente d'une prévision. Ces derniers éléments sont susceptibles, en effet, de provoquer à eux seuls une variation significative sans qu'aucune information ne soit exploitable de ces mouvements. De plus, l'accès à ces données individuelles nous permet de distinguer les prévisions en fonction de leur ancienneté. Sont ainsi exclues de notre échantillon d'étude les anticipations que les analystes n'ont pas révisées assez fréquemment, manifestant ainsi un désintérêt pour l'entreprise suivie.

Avant d'aborder en détail ces questions, présentons plus précisément notre échantillon⁵

⁴Plus précisément, I/B/E/S est l'acronyme d'*Institutional Brokers' Estimate System* qui collecte auprès des analystes financiers leurs prévisions, ces dernières étant ensuite diffusées par Thomson Financial.

⁵Il est important de remarquer la tridimensionnalité de notre base de données qui a alors pour

d'étude. Nous collectons, chaque fin de mois du 31 janvier 1990 au 30 juin 2006, les prévisions annuelles individuelles disponibles pour le bénéfice par action, pour 670 entreprises américaines. Notre base de données⁶ est constituée de 1 880 424 observations.

Le comportement des analystes financiers n'est pas homogène sur notre échantillon : des différences importantes existent selon l'industrie à laquelle appartient l'entreprise considérée. Du fait de leur nature même, les secteurs d'activité subissent l'influence de facteurs variant à des degrés différents. La réactivité des analystes financiers doit être inférieure pour les services aux collectivités à celle associée aux entreprises de l'énergie.

CLASSIFICATION SECTORIELLE⁷

Secteur	Nb d'entreprises (en %)	Capitalisation boursière (en millions de dollars)
CONSOMMATION DISCRETIONNAIRE	15,82	10 306,67
CONSOMMATION DE BASE	6,87	24 322,97
ENERGIE	7,31	16 749,83
FINANCE	16,72	17 073,97
SANTE	9,70	25 146,16
INDUSTRIE	11,49	13 778,22
TECHNOLOGIE DE L'INFORMATION	13,43	24 936,26
MATERIELS	9,10	6 241,26
TELECOMMUNICATIONS	3,28	31 531,54
SERVICES AUX COLLECTIVITES	6,27	6 766,16

Par ailleurs, à une date donnée, prévisions anciennes et plus récentes sont mélangées. Elles sont en fait assez peu révisées et sont au mieux confirmées : en se plaçant au dernier jour de chaque mois, on constate que l'âge moyen des révisions à cette date est de dimension l'entreprise suivie, la date de collecte des prévisions et les analystes financiers.

⁶De notre échantillon sont écartées les prévisions qu'I/B/E/S exclut de la composition des données agrégées (le consensus en particulier). Les raisons de cette exclusion sont d'ordres multiples : si les analystes n'ont pas confirmé leurs analyses depuis 105 jours ou si les anticipations des analystes ne sont pas homogènes en termes de critères comptables. Ici, les prévisions exclues du consensus correspondent à 2,5% de nos observations initiales.

⁷La définition des secteurs correspond ici à la classification sectorielle développée par MSCI Barra, disponible au 28 avril 2006.

91,36 jours. Ceci correspond aux résultats soulignés par Stickel (1992)⁸. Des différences apparaissent alors entre les secteurs : les révisions sont plus récentes pour les entreprises issues du secteur de l'énergie (69,79 jours), pour les technologies de l'information (73,76 jours) et le matériel (77,48 jours). A l'inverse, les prévisions sont plus anciennes pour les biens de consommation de base (110,05 jours) et surtout pour les services aux collectivités (143,99 jours). Cependant, au fil des années, l'ancienneté moyenne des prévisions a nettement évolué, les analystes sont devenus beaucoup plus réactifs : en 1990, l'âge moyen était de 118,24 jours alors qu'en 2005, il n'est plus que 60,88 jours. De plus, la réactivité des analystes varie au fur et à mesure que l'on s'approche de la fin de l'exercice fiscal : l'ancienneté moyenne des prévisions a tendance à s'accroître au fil des mois, passant de 84,12 jours en janvier à 113,10 jours en décembre. Néanmoins, au-delà de cette tendance à l'accroissement de l'ancienneté, cette dernière se réduit nettement aux mois d'avril, de juillet et d'octobre lors des publications de résultats trimestriels qui constituent une source d'information essentielle pour les analystes⁹, les incitant à réviser leurs prévisions durant ces périodes (comme l'indiquent également Benesh et Peterson (1986) et Lui (1993)). Ceci n'est spécifique ni des entreprises constituant notre échantillon, ni de la zone géographique choisie dans cette étude, puisqu'en effet, nous avons mené le même type d'analyse pour un échantillon plus important composé aussi bien de sociétés américaines que japonaises ou européennes, et de la même manière, on a pu noter l'effet très marqué de l'annonce des résultats intermédiaires sur la correction, par les analystes financiers, de leurs anticipations.

De plus, l'écart moyen de date entre deux prévisions consécutives permet d'analyser

⁸Plus précisément, Stickel effectue une comparaison de la performance des analystes en fonction de leur réputation. Les analystes *All-Americans*, c'est-à-dire sélectionnés lors du classement annuel du *Investment Investor* révisent leurs prévisions en moyenne tous les 86 jours calendaires et les analystes *non All-Americans* tous les 93 jours calendaires.

⁹Naturellement, l'ensemble d'information sur lequel s'appuient les analystes pour composer leurs prévisions ou leurs recommandations n'est pas constitué exclusivement des états financiers (Day, 1986). Plus précisément, pour Grant et Rogers (1997), 26 % des informations contenues dans les rapports des courtiers sont présentes dans les rapports annuels fournis par les entreprises.

la dispersion temporelle des différentes prévisions et d'évaluer, dans le cadre d'une approche de type *follower-leader*, l'influence de la formulation d'anticipations par certains analystes sur leurs collègues. Cet écart est en moyenne de 15,25 jours. Comme antérieurement, au fil des années, cet écart a tendance à diminuer. Mais, au fil des mois de l'année fiscale, cet écart augmente, passant de 13,91 jours en janvier à 16,75 jours en décembre, indiquant alors une inertie croissante d'une partie des brokers. Enfin, une fois de plus, des différences existent entre entreprises selon leur secteur d'appartenance : cet écart est plus faible pour les technologies de l'information (10,31 jours) et l'énergie (13,29 jours). De faibles écarts indiquent une plus forte concentration temporelle des prévisions de BPA. Au contraire, cet écart est plus élevé que la moyenne pour les biens de consommation de base (17,18 jours), pour l'industrie (17,72 jours) et en particulier, pour les services aux collectivités (21,78 jours).

Le suivi des entreprises américaines par les analystes financiers varie non seulement sectoriellement, mais également temporellement : le nombre d'analystes financiers fluctue d'une année sur l'autre.

ÉVOLUTION DE LA COUVERTURE DES ANALYSTES FINANCIERS¹⁰

Année	Nb de titres suivis	Nb de prévisions	Nb moyen d'analystes
1990	478	100 981	21,36
1991	485	120 115	20,91
1992	502	118 175	19,91
1993	526	116 685	19,01
1994	541	121 487	19,23

¹⁰Les révisions jugées trop anciennes ont été supprimées de cette étude, soit 1,44% des observations. Sont considérées comme trop anciennes les prévisions dont l'âge est supérieur à l'âge moyen, à trois fois l'écart type des âges près. Ce critère a pour intérêt d'être une fonction variant temporellement et spatialement, tenant ainsi compte des spécificités propres aux périodes et aux entreprises. De plus, notre base de données est à partir de là, construite à échantillon constant. L'objectif de ce type de raisonnement est de permettre de prendre en compte de "véritables" mouvements de distribution, qui ne sont dus qu'à des changements dans les prévisions des analystes financiers, et non à l'entrée ou à la sortie des brokers comme c'est pourtant le cas des données agrégées. En construisant un échantillon constant, 4,36% des observations ont été éliminées de notre étude.

Année	Nb de titres suivis	Nb de prévisions	Nb moyen d'analystes
1995	556	122 076	18,72
1996	570	120 943	18,06
1997	579	116 577	17,37
1998	576	110 446	16,54
1999	563	112 034	17,17
2000	543	104 947	16,84
2001	519	93 486	15,66
2002	499	85 015	14,64
2003	502	93 193	15,97
2004	506	95 000	16,34
2005	472	89 122	16,32
2006 ¹¹	455	39 226	15,09

La couverture moyenne des entreprises diminue au fil des années, passant de 21,36 bureaux ayant fourni une prévision en 1990 à 15,09 en 2006. La fusion des maisons de courtage ou de gestion financière permet d'expliquer cette diminution du nombre d'analystes financiers suivant les entreprises américaines. Et c'est également pour cette raison que le nombre de prévisions disponibles chaque année diminue au cours du temps.

2. Les variables

Soient $MP_{i,t}$ la moyenne des prévisions individuelles pour l'entreprise i à la date t , $STDP_{i,t}$ la dispersion, $SP_{i,t}$ le skewness et $KP_{i,t}$ le kurtosis (plus précisément l'excès de kurtosis par rapport à la loi normale). Ces variables sont définies par :

$$MP_{i,t} = \frac{1}{m_{i,t}} \sum_{j=1}^{m_{i,t}} \text{prévisions}_{i,t}^j$$

¹¹On rappelle que notre échantillon prend fin le 30 juin 2006, expliquant que le nombre de prévisions en 2006 soit deux fois plus faible que celui des années précédentes.

$$\begin{aligned}
STDP_{i,t} &= \sqrt{\frac{1}{m_{i,t}} \sum_{j=1}^{m_{i,t}} (\text{prévisions}_{i,t}^j - MP_{i,t})^2} \\
SP_{i,t} &= \frac{1}{m_{i,t}} \sum_{j=1}^{m_{i,t}} \frac{(\text{prévisions}_{i,t}^j - MP_{i,t})^3}{STDP_{i,t}^3} \\
KP_{i,t} &= \frac{1}{m_{i,t}} \sum_{j=1}^{m_{i,t}} \frac{(\text{prévisions}_{i,t}^j - MP_{i,t})^4}{STDP_{i,t}^4} - 3
\end{aligned}$$

où $m_{i,t}$ représente le nombre de prévisions disponibles pour l'entreprise i à la date t . Les indicateurs choisis ici pour mesurer le skewness et le kurtosis sont les moments centraux standardisés d'ordre respectivement 3 et 4.

Plus précisément, notre étude analyse les changements dans la moyenne, la dispersion, l'asymétrie et l'aplatissement des prévisions. Les deux premiers types de mouvements sont pris en compte par les variables suivantes :

$$\begin{aligned}
\Delta MP_{i,t} &= \frac{MP_{i,t} - MP_{i,t-1}}{MP_{i,t-1}} \\
\Delta STDP_{i,t} &= \frac{STDP_{i,t} - STDP_{i,t-1}}{STDP_{i,t-1}}
\end{aligned}$$

Afin que ces variables soient comparables d'une période à l'autre, d'une entreprise à l'autre, elles se doivent d'être sans dimension. Par définition, les différences de skewness et de kurtosis ne subissent pas l'effet de la dimension. C'est pourquoi, leurs mouvements sont mesurés par :

$$\begin{aligned}
\Delta SP_{i,t} &= SP_{i,t} - SP_{i,t-1} \\
\Delta KP_{i,t} &= KP_{i,t} - KP_{i,t-1}
\end{aligned}$$

Après avoir défini les indicateurs mesurant les mouvements des quatre premiers moments de la distribution, nous présentons statistiquement les constatations empiriques faites sur ces changements. Au fil des mois d'une année donnée, les analystes financiers ont

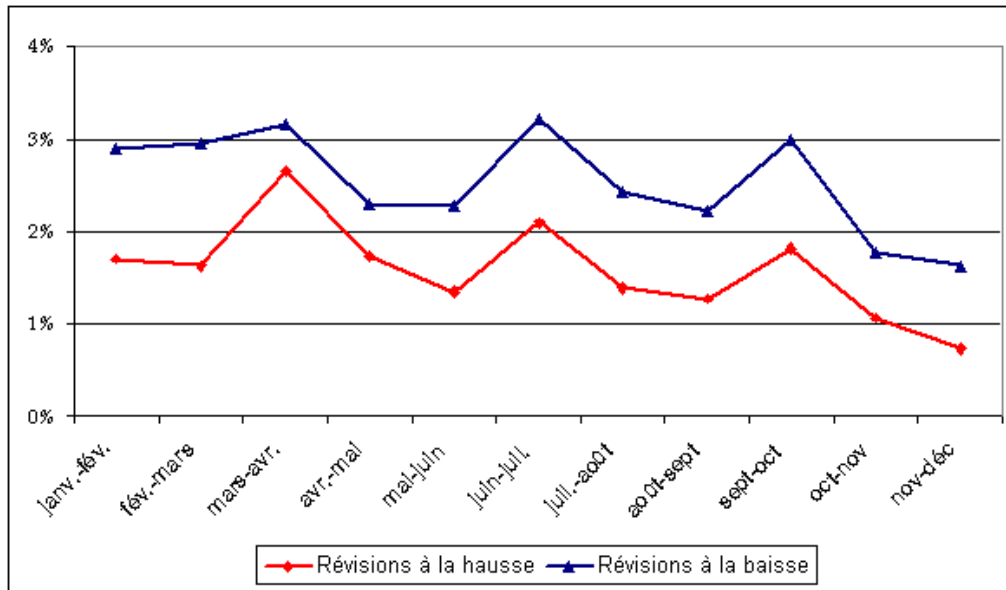
tendance à revoir leurs prévisions à la baisse. Les révisions négatives du consensus sont, en général, plus fréquentes que les révisions à la hausse et l'amplitude moyenne des variations négatives est toujours nettement supérieure à celle des variations positives. Comme l'indiquaient déjà Brown, Richardson et Trzcinka (1991), les anticipations des analystes financiers sont plus optimistes en début d'année. Le nombre de révisions nulles augmente à mesure que l'horizon se réduit, les analystes révisent de moins en moins fréquemment leurs prévisions, à l'exception, une fois de plus, des périodes de publication de résultats qui sont l'occasion de diffusion d'informations primordiales pour les acteurs des marchés d'actions. Entre deux dates de publication, le nombre de révisions positives diminue, alors que celui des révisions négatives augmente. L'effet immédiat de l'annonce des résultats intermédiaires est, au contraire, que les analystes révisent leurs prévisions plus fréquemment à la hausse qu'à la baisse.

STATISTIQUES SUR LES MOUVEMENTS DE MOYENNE ¹²

Période de référence	nobs	Nombre de changements de moyenne			Moyenne des variations
		positifs	négatifs	nuls	
janvier/février	7 213	41,01 %	45,14 %	13,85 %	- 0,614 %
février/mars	7 491	38,61 %	45,95 %	15,45 %	- 0,730 %
mars/avril	7 297	48,44 %	42,77 %	8,78 %	- 0,064 %
avril/mai	7 431	45,16 %	39,64 %	15,19 %	- 0,128 %
mai/juin	7 408	38,40 %	41,32 %	20,28 %	- 0,425 %
juin/juillet	6 785	47,09 %	43,24 %	9,67 %	- 0,409 %
juillet/août	6 955	41,15 %	38,39 %	20,46 %	- 0,358 %
août/septembre	6 871	31,99 %	43,68 %	24,33 %	- 0,567 %
septembre/octobre	6 595	42,18 %	43,29 %	14,53 %	- 0,532 %
octobre/novembre	6 823	35,51 %	37,84 %	26,65 %	- 0,289 %
novembre/décembre	6 833	29,78 %	37,27 %	32,94 %	- 0,385 %
Total	77 702	40,00 %	41,72 %	18,28 %	- 0,408 %

¹²Les mouvements extrêmes ne sont pas pris en compte (correspondant à 4,81 % des observations) : par hypothèse, les variations de moyenne sont comprises entre - 0,75 et 0,75, de même que celles de l'écart type. Les variations de skewness et de kurtosis sont, elles, comprises entre - 5 et 5.

AMPLITUDE MOYENNE DES VARIATIONS DE MOYENNE



Du fait même de la construction de cet indicateur, les mouvements de médiane sont naturellement beaucoup moins fréquents que les variations de moyenne : dans 53,78 % des cas, la médiane reste inchangée. Malgré tout, la médiane diminue au fil des mois, mais de moins en moins vite, confirmant ainsi la correction régulière par les analystes financiers de leur optimisme de début d'année. Par ailleurs, la tendance au cours de l'année est la réduction de la dispersion des prévisions des analystes financiers. En effet, le coefficient de variation¹³ décroît de manière continue et rapide avec l'horizon de prévision. Cette diminution de la divergence de leurs opinions est particulièrement forte lors de la publication trimestrielle des bénéfices réalisés. Des différences existent entre les secteurs : les biens de consommation de base, la santé et la finance disposent de valeurs de coefficient de variation nettement plus faibles que la moyenne des entreprises de notre échantillon, alors que pour l'énergie et les matériels, au contraire, la divergence des prévisions est plus marquée.

¹³Le coefficient de variation a l'avantage d'être un indicateur de la dispersion sans unité et permet ainsi d'effectuer une étude comparative. De plus, comme l'écart type, le coefficient de variation des prévisions peut être considéré comme une mesure de la dispersion des anticipations des investisseurs (L'Her et Suret, 1995 ; Morse, Stephan et Stice, 1991).

STATISTIQUES SUR LES MOUVEMENTS DE DISPERSION

Période de référence	nobs	Nombre de changements d'écart type			Moyenne des variations
		positifs	négatifs	nuls	
janvier/février	7 213	30,42 %	56,61 %	12,98 %	- 4,895 %
février/mars	7 491	32,76 %	52,69 %	14,55 %	- 2,741 %
mars/avril	7 297	34,30 %	57,61 %	8,09 %	- 3,565 %
avril/mai	7 431	29,75 %	55,95 %	14,29 %	- 4,224 %
mai/juin	7 408	31,48 %	48,91 %	19,61 %	- 2,210 %
juin/juillet	6 785	34,47 %	56,40 %	9,12 %	- 4,606 %
juillet/août	6 955	26,64 %	53,89 %	19,47 %	- 5,089 %
août/septembre	6 871	31,52 %	45,25 %	23,23 %	- 1,444 %
septembre/octobre	6 595	29,93 %	56,47 %	13,60 %	- 7,967 %
octobre/novembre	6 823	24,64 %	49,47 %	25,90 %	-5 ,389 %
novembre/décembre	6 833	25,76 %	42,21 %	32,04 %	- 2,926 %
Total	77 702	30,20 %	52,36 %	17,44 %	- 4,060 %

3. Les coefficients de skewness et de kurtosis

L'apport essentiel de cette étude est d'intégrer les changements de skewness et de kurtosis comme variable explicative de l'évolution des rendements des titres.

Tout d'abord, le skewness est une mesure classique de l'asymétrie. Si le skewness est négatif, la distribution a subi, par rapport à la symétrie, un mouvement de probabilité, à gauche de la médiane, du centre vers la queue gauche associé à un déplacement de la masse de probabilité, à droite de la médiane, de la queue droite vers le centre de la distribution. Autrement dit, un skewness négatif correspond à un étalement à gauche de la distribution. A l'inverse, si le skewness est positif, la distribution est asymétrique à droite, caractérisée alors par un fort étalement à droite. Le passage d'une distribution symétrique à une distribution asymétrique à droite provient du mouvement de probabilité, à droite de la médiane, du centre vers la queue droite associé à un déplacement de la masse de probabilité, à gauche de la médiane, de la queue gauche vers le centre de la distribution. Enfin, le skewness est nul pour une distribution symétrique du type de la loi normale. Cependant, l'indicateur standard du skewness, défini comme

le troisième moment central standardisé, subit, du fait de sa construction, l'influence des valeurs extrêmes et cela rend difficile l'interprétation directe du niveau du skewness. Or nous cherchons à établir, dans un premier temps, une typologie précise des différentes formes d'asymétrie et de leur évolution. C'est pourquoi, pour la description stricte de l'asymétrie, on utilise la mesure proposée par Bowley (1920), elle est au skewness ce que la médiane est à la moyenne et l'écart interquartile à l'écart type. Elle est également plus facile à interpréter que l'indicateur classique du skewness pour de petits échantillons.

$$\text{Skewness de Bowley} = \frac{(Q_3 - Q_2) - (Q_2 - Q_1)}{(Q_3 - Q_2) + (Q_2 - Q_1)}$$

où Q_i est le $i^{\text{ème}}$ quartile de la distribution.

La reformulation littérale proposée par Groeneveld et Meeden (1984) de cette expression éclaire la conception sous-jacente de l'asymétrie : le numérateur de cet indicateur représente la différence entre la distance de la médiane de la partie supérieure et Q_2 et la distance de Q_2 et la médiane de la partie inférieure. Son dénominateur correspond, quant à lui, à la somme de ces deux distances. Cette mesure du skewness définie par Bowley est comprise entre -1 et 1. La distribution est symétrique si le skewness de Bowley est égal à 0, est étalée à gauche s'il est inférieur à 0 et à droite s'il est supérieur à cette valeur.

On note que les mesures du skewness proposées par la littérature statistique, qu'il s'agisse du troisième moment central standardisé ou de la définition de Bowley, sont invariantes aux changements d'origine et d'échelle. Par exemple, pour un skewness positif, les déplacements simultanés d'une part de la masse de probabilité, à droite de la médiane, du centre vers la queue droite et d'autre part, de la masse de probabilité, à gauche de la médiane, de la queue gauche vers le centre préservent bien l'échelle.

La mesure du skewness proposée par Bowley permet de décrire l'asymétrie, à chaque fin de mois, des distributions des prévisions de BPA.

ASYMÉTRIE DE LA DISTRIBUTION DES PRÉVISIONS DES ANALYSTES FINANCIERS¹⁴

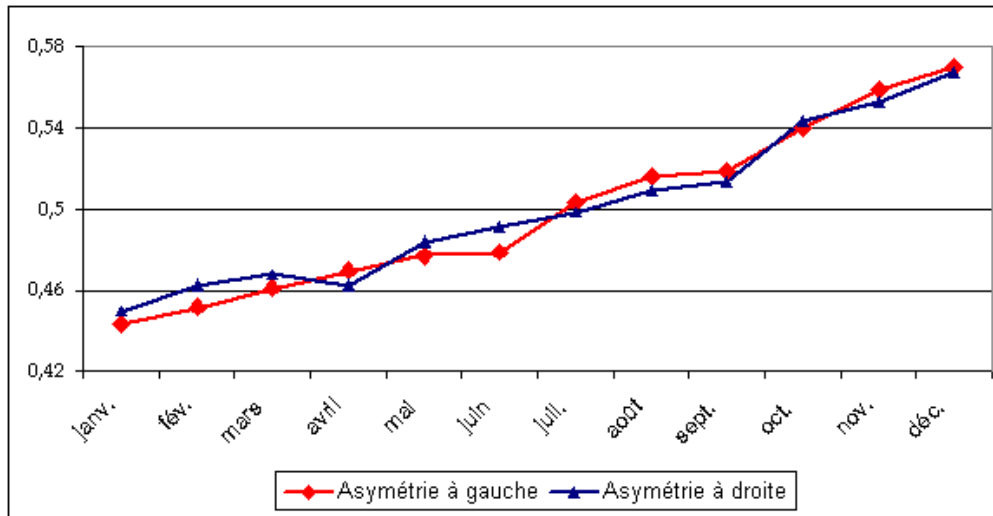
Mois de référence	Asymétrie à gauche	Symétrie	Asymétrie à droite
Janvier	45,64 %	9,88 %	44,49 %
Février	44,17 %	10,59 %	45,24 %
Mars	45,43 %	9,71 %	44,86 %
Avril	45,76 %	9,51 %	44,73 %
Mai	45,71 %	10,11 %	44,18 %
Juin	46,55 %	10,18 %	43,27 %
Juillet	46,65 %	10,28 %	43,07 %
Août	45,89 %	11,40 %	42,71 %
Septembre	45,92 %	10,73 %	43,35 %
Octobre	46,74 %	10,88 %	42,38 %
Novembre	47,07 %	11,21 %	41,72 %
Décembre	47,04 %	11,20 %	41,76 %
Total	46,04 %	10,46 %	43,50 %

Au fil des mois de l'année, la proportion de distributions asymétriques à gauche s'accroît, tandis que les étalements à droite deviennent moins fréquents, venant confirmer nos conclusions précédentes : les analystes ont tendance à revoir leurs prévisions à la baisse. De plus, la proportion de distributions symétriques augmente lorsque l'horizon de prévision diminue. Malgré tout, la symétrie reste une situation très minoritaire.

A la question du nombre de distributions symétriques, asymétriques à gauche ou à droite, s'ajoute l'analyse de l'amplitude de ces différentes formes d'asymétrie. Plus précisément, l'asymétrie a tendance à s'accroître lorsque l'horizon de prévision diminue (voir graphique suivant). Par conséquent, même si les situations d'étalement à droite sont moins fréquentes, leur asymétrie est plus marquée au fil des mois. De plus, l'amplitude moyenne de l'asymétrie diffère d'un secteur à l'autre : ont des asymétries très accentuées, le secteur des biens de consommation de base, les services aux collectivités, alors que l'énergie et le matériel disposent d'asymétries nettement moins marquées.

¹⁴L'asymétrie de la distribution des anticipations de BPA fournies par les analystes financiers pour les entreprises de notre échantillon est prise en compte hors du contexte d'échantillon constant et hors de toute considération sur les variations et les hypothèses qui leur sont relatives. Mais on respecte ici l'hypothèse qu'au moins 5 analystes ont proposé des prévisions.

AMPLITUDE MOYENNE DE L'ASYMÉTRIE



Au-delà de la simple distinction statique de l'asymétrie des distributions de prévisions des BPA, on doit également étudier leurs mouvements d'un mois à l'autre, l'objectif de cette étude étant d'analyser l'existence éventuelle d'une relation entre ces derniers et les rendements. Ces changements d'asymétrie se manifestent par la diminution ou l'accroissement de l'asymétrie, ou par une modification du sens de l'étalement de la distribution. La classification complète des variations de skewness se décompose alors en 13 classes : le renforcement de l'asymétrie à gauche (classe 1), le maintien de l'asymétrie à gauche (classe 2), l'amointrissement de l'asymétrie à gauche (classe 3), le passage d'une asymétrie à gauche à la symétrie (classe 4), le passage d'une asymétrie à gauche à une asymétrie à droite (classe 5), le passage d'une symétrie à une asymétrie à gauche (classe 6), le maintien de la symétrie (classe 7), le passage d'une symétrie à une asymétrie à droite (classe 8), le passage d'une asymétrie à droite à une asymétrie à gauche (classe 9), le passage d'une asymétrie à droite à une symétrie (classe 10), l'amointrissement de l'asymétrie à droite (classe 11), le maintien de l'asymétrie à droite (classe 12) et le renforcement de l'asymétrie à droite (classe 13).

TYPOLOGIE DES DIFFÉRENTES FORMES D'ÉVOLUTION DE L'ASYMÉTRIE¹⁵

Classes d'asymétrie	Effectif de la classe (en %)
Asymétrie à droite identique	13,88
Asymétrie à gauche identique	13,63
Renforcement de l'asymétrie à gauche	11,91
Asymétrie à droite → asymétrie à gauche	10,62
Asymétrie à gauche → asymétrie à droite	10,14
Renforcement de l'asymétrie à droite	8,13
Amoindrissement de l'asymétrie à droite	7,70
Amoindrissement de l'asymétrie à gauche	7,25
Maintien de la symétrie	4,80
Asymétrie à droite → symétrie	3,07
Asymétrie à gauche → symétrie	3,01
Symétrie → asymétrie à droite	2,95
Symétrie → asymétrie à gauche	2,91

Le maintien du type initial d'asymétrie - qu'elle soit orientée vers la gauche ou vers la droite - est la situation la plus fréquente (27,51 % des observations correspondant aux classes 2 et 12 de notre décomposition). Plus généralement, la stabilité de la forme initiale d'asymétrie est le cas le plus répandu : 67,3 % des observations connaissent soit un renforcement, un maintien ou une réduction de l'asymétrie, soit une stabilité de la symétrie. La symétrie de la distribution des prévisions de BPA est, cependant, relativement peu fréquente (10,46 % des distributions étudiées dans cette analyse).

PROBABILITÉ CONDITIONNELLE D'APPARITION DES FORMES D'ASYMÉTRIE

	Asymétrie à gauche (date précédente)	Symétrie (date précédente)	Asymétrie à droite (date précédente)
Asymétrie à gauche (date suivante)	0,7137	0,2727	0,2448
Symétrie (date suivante)	0,0656	0,4505	0,0708
Asymétrie à droite (date suivante)	0,2208	0,2767	0,6844

¹⁵Ces définitions des mouvements d'asymétrie respectent les hypothèses faites précédemment sur les variations extrêmes (voir note 12).

En d'autres termes, un certain degré de persistance de l'asymétrie existe : la probabilité que la distribution connaisse un étalement à gauche sachant que c'était déjà le cas à la date précédente est de 0,7137 et cette probabilité est à peine plus faible pour une asymétrie à droite (avec une probabilité de 0,6844). Renforçant le constat de la rareté de la symétrie, la probabilité que l'asymétrie change complètement de sens est beaucoup plus élevée que celle d'atteindre la symétrie.

MOUVEMENTS MENSUELS DE L'ASYMÉTRIE

Période de référence	Maintien de la forme d'asymétrie ¹⁶	Passage à une asymétrie opposée ¹⁷	Maintien de la symétrie ¹⁸
janvier/février	60,46 %	22,72 %	4,24 %
février/mars	63,90 %	19,89 %	4,55 %
mars/avril	56,53 %	26,57 %	3,14 %
avril/mai	62,55 %	21,02 %	4,28 %
mai/juin	66,41 %	18,18 %	5,08 %
juin/juillet	56,29 %	26,81 %	3,29 %
juillet/août	63,38 %	19,21 %	5,33 %
août/septembre	66,47 %	16,85 %	5,87 %
septembre/octobre	54,98 %	26,76 %	3,97 %
octobre/novembre	65,50 %	17,37 %	6,11 %
novembre/décembre	70,67 %	13,11 %	7,08 %
Total	62,49 %	20,77 %	4,80 %

Le maintien de la forme initiale de l'asymétrie et celui de la symétrie ont tendance à s'accroître avec les mois, à l'exception des périodes d'annonce des bénéfices trimestriels qui conduisent à des révisions de la part des firmes de courtage provoquant des mouvements de distribution plus marqués, puisque ce sont à ces périodes qu'ont lieu les passages d'un sens d'étalement à l'autre.

¹⁶On parle de maintien de l'asymétrie de la distribution lorsqu'une asymétrie particulière (à gauche ou à droite) se renforce ou reste strictement identique d'un mois à l'autre, ou quand elle diminue tout en conservant sa forme initiale. Ceci correspond donc aux classes 1, 2, 3, 11, 12 et 13.

¹⁷Le passage d'une asymétrie à l'autre se retrouve dans les classes 5 et 9.

¹⁸Le maintien de la symétrie est représenté par la classe 7. Notons alors que les classes 4, 6, 8 et 10 de notre classification n'apparaissent pas dans ce tableau, ces classes correspondant au passage d'une asymétrie à une symétrie et vice-versa.

STATISTIQUES SUR LES MOUVEMENTS D'ASYMÉTRIE¹⁹

Période de référence	nobs	Nombre de changements de skewness			Moyenne des variations
		positifs	négatifs	nuls	
janvier/février	7 213	45,39 %	41,63 %	12,98 %	0,0202
février/mars	7 491	44,28 %	41,18 %	14,54 %	0,0136
mars/avril	7 297	45,37 %	46,54 %	8,09 %	- 0,0126
avril/mai	7 431	42,65 %	43,05 %	14,30 %	0,0057
mai/juin	7 408	41,29 %	39,15 %	19,56 %	0,0038
juin/juillet	6 785	45,07 %	45,85 %	9,08 %	- 0,0132
juillet/août	6 955	40,92 %	39,63 %	19,45 %	0,0198
août/septembre	6 871	39,51 %	37,30 %	23,18 %	0,0097
septembre/octobre	6 595	43,55 %	42,85 %	13,60 %	- 0,0113
octobre/novembre	6 823	37,75 %	36,35 %	25,90 %	0,0000
novembre/décembre	6 833	35,36 %	32,61 %	32,04 %	0,0179
Total	77 702	41,97 %	40,60 %	17,43 %	0,0050

Lors de la publication des résultats intermédiaires, le skewness diminue : l'étalement à gauche de la distribution des prévisions augmente, signe de la correction par les analystes de leur optimisme initial.

Par ailleurs, la description du kurtosis exige, dans un premier temps, d'apporter des précisions sur la signification précise de ce concept. En effet, la définition du kurtosis proposée dans de nombreuses publications est très souvent erronée, en particulier lorsqu'il est censé mesurer l'épaisseur des queues d'une distribution. Tout comme Chissom (1970) qui rejette cette conception, Dyson (1943) et Finucan (1964) associent un kurtosis élevé, mesuré en l'occurrence par le quatrième moment central standardisé, à la combinaison d'un pic proéminent et de queues épaisses. Par conséquent, le kurtosis se définit comme le mouvement de probabilité - indépendant de la localisation et de l'échelle - des épaules d'une distribution vers son centre et ses queues. Si la masse de la probabilité se déplace des flancs vers le centre de la distribution, alors, pour que l'échelle reste identique, il est en effet nécessaire que la masse se déplace également des flancs vers les queues, ce que permet la définition standard du kurtosis.

¹⁹L'asymétrie est ici mesurée par l'indicateur standard du skewness, c'est-à-dire le troisième moment central standardisé.

Un excès de kurtosis négatif (c'est-à-dire un kurtosis inférieur à 3) correspond à un aplatissement élevé, un excès de kurtosis nul à un aplatissement "normal" et un excès de kurtosis positif (c'est-à-dire supérieur à 3) à un aplatissement faible. Les changements dans le kurtosis de la distribution des prévisions doivent être associés positivement aux rendements des titres. L'augmentation du kurtosis est définie en partie par le déplacement de la masse de probabilité des épaules vers le centre, les analystes se rapprochent alors du consensus. L'accroissement du kurtosis est également accompagné d'un épaississement des queues de distribution. Cependant, les titres disposant d'un kurtosis plus élevé peuvent être perçus comme plus transparents, suscitant une plus grande convergence d'une partie des opinions du marché à leur sujet. Les variations de kurtosis peuvent être considérées comme une manière complémentaire de percevoir le risque encouru par un titre, une manière qui s'ajoute à celle déjà décelée à partir des variations d'écart type.

Les changements de kurtosis se font, en moyenne, plutôt à la hausse : en d'autres termes, l'aplatissement a tendance à se réduire, le pic à être plus marqué et les queues de distribution plus épaisses. Comme pour les trois autres moments, les mouvements de kurtosis sont plus fréquents juste après les publications trimestrielles de résultats et, en moyenne, plus la fin de l'année approche, moins sont nombreux les changements de kurtosis, car les mouvements de la distribution dans sa globalité deviennent, tout simplement, moins fréquents.

STATISTIQUES SUR LES MOUVEMENTS DE KURTOSIS

Période de référence	nobs	Nombre de changements de kurtosis			Moyenne des variations
		positifs	négatifs	nuls	
janvier/février	7 213	47,96 %	39,07 %	12,98 %	0,0554
février/mars	7 491	46,35 %	39,13 %	14,52 %	0,0243
mars/avril	7 297	50,29 %	41,63 %	8,07 %	0,0570
avril/mai	7 431	47,52 %	38,20 %	14,28 %	0,0718
mai/juin	7 408	44,38 %	36,06 %	19,56 %	0,0355

Période de référence	nobs	Nombre de changements de kurtosis			Moyenne des variations
		positifs	négatifs	nuls	
juin/juillet	6 785	48,87 %	42,05 %	9,08 %	0,0373
juillet/août	6 955	47,22 %	33,33 %	19,45 %	0,1208
août/septembre	6 871	42,19 %	34,62 %	23,18 %	0,0490
septembre/octobre	6 595	47,69 %	38,73 %	13,59 %	0,1207
octobre/novembre	6 823	44,72 %	29,40 %	25,88 %	0,1325
novembre/décembre	6 833	39,68 %	28,30 %	32,02 %	0,0844
Total	77 702	46,11 %	36,47 %	17,42 %	0,0708

Plus précisément, le coefficient de kurtosis augmente de manière continue et régulière au fur et à mesure que l'on approche de la fin de l'année : de 0,5844 en janvier à 1,4437 en décembre. De nettes différences existent également entre les secteurs : le matériel et l'industrie ont les plus faibles coefficients de kurtosis, alors que la santé et les télécommunications disposent, au contraire, des plus forts coefficients de kurtosis.

En conclusion, les changements dans la moyenne, la dispersion, l'asymétrie et l'aplatissement des prévisions sont tous soumis à une saisonnalité trimestrielle, qui se manifeste aussi bien pour le nombre de mouvements de distribution que pour l'amplitude de ces variations. Mais au fil de l'année, la correction des anticipations par les analystes décroît.

4. Modèle

L'objet de notre étude est de prévoir les rentabilités des titres à partir des différentes sources d'information présentes dans la distribution des prévisions de bénéfice. Afin d'évaluer le pouvoir prédictif des indicateurs du skewness et du kurtosis, on construit le modèle suivant :

$$RI_{i,t} = \alpha + \beta RM_t + \mu_1 \Delta MP_{i,t} + \mu_2 \Delta STDP_{i,t} + \mu_3 \Delta SP_{i,t} + \mu_4 \Delta KP_{i,t} + u_{it}$$

$RI_{i,t}$ correspond à la rentabilité de l'entreprise i entre les dates $t - 1$ et t . Si $P_{i,t}$ est le

prix de l'action i à la date t , alors le rendement est défini par :

$$RI_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$$

RM_t est la moyenne, à la date t , des rentabilités individuelles. En d'autres termes,

$$RM_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} RI_{i,t}$$

où n_t représente le nombre d'entreprises à la date t .

Le terme d'erreur est défini ainsi : $u_{it} = \nu_i + e_t + \varepsilon_{it}$, avec ε_{it} de moyenne nulle et de matrice de covariance homoscédastique. La modélisation par les effets aléatoires implique les hypothèses suivantes : $E(\nu_i) = 0$, $E(\nu_i^2) = \sigma_\nu^2$ et $E(\nu_i \nu_j) = 0 \forall i \neq j$ pour la dimension individuelle et $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2$ et $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0 \forall t \neq s$ pour la dimension temporelle. De plus, ν_i est non corrélé avec ε_t et ξ_{it} , $\forall i, t$. ε_t est non corrélé avec ξ_{it} , $\forall i, t$.

La spécification de la structure de l'erreur par des effets aléatoires repose sur l'hypothèse de non corrélation des effets individuels et des effets temporels avec les régresseurs. ν_i , l'effet individuel représentant les caractéristiques inobservables communes à toutes les entreprises, est donc supposé être non corrélé avec les caractéristiques observables, c'est-à-dire les variables explicatives. Dans ce modèle, la première étape consiste en l'estimation de la matrice de variance-covariance, puis, dans une seconde étape, à appliquer la méthode des MCG. Pour les données manquantes, est mise en oeuvre la méthode développée par Wansbeek et Kapteyn (1989), qui conduit à estimer les composantes de la variance en utilisant la méthode de l'estimation quadratique non biaisée.

Afin d'appliquer cette méthode économétrique à nos données, il nous faut donc tester préalablement l'absence de corrélation entre les effets individuels et les variables endogènes. Le test d'Hausman²⁰ nous le permet et nous conduit alors à accepter l'hypothèse

²⁰Le test d'Hausman teste l'hypothèse nulle selon laquelle les effets aléatoires sont consistants, contre l'hypothèse alternative selon laquelle ces derniers sont inconsistants, auquel cas les effets fixes seraient probablement consistants.

nulle d'absence de corrélation, ceci justifiant que nous adoptions les effets aléatoires pour la structure des erreurs de notre modèle.

ESTIMATION DU MODÈLE

Variable	Coefficient estimé	t-value	Pr > t
constante	0.001458	0.49	0.6259
Rentabilité du marché	0.887788	12.97	< 0.0001
Variations de moyenne	0.366469	39.19	< 0.0001
Variations d'écart type	- 0.01167	- 5.99	< 0.0001
Variations de skewness ²¹	- 0.00145	- 2.30	0.0217
Variations de kurtosis	0.000833	2.56	0.0104

La significativité des coefficients estimés pour ce nouveau modèle confirme l'intérêt d'y introduire les variations de skewness et de kurtosis. Il est important de rappeler que les mouvements de skewness et de kurtosis sont invariants aux changements d'origine et d'échelle. Les changements dans l'asymétrie et l'aplatissement de cette distribution apportent donc de l'information supplémentaire qui n'a pas été prise en compte par les autres variables classiques du modèle²². Il existe, pour les rendements des titres, une relation positive avec les variations de moyenne d'une part et de kurtosis d'autre part, et une relation négative avec les variations d'écart type d'une part et de skewness d'autre part. De plus, on peut établir une hiérarchie décroissante de la domination de l'effet des changements de ces quatre moments sur l'évolution du cours des actions : d'abord, la moyenne, puis l'écart type, ensuite le skewness et enfin le kurtosis.

²¹Les variations de skewness ne comprennent pas ici une classe particulière d'asymétrie représentant le passage d'une faible asymétrie à gauche à une forte asymétrie à droite. Cette classe est en effet marquée par une forte corrélation positive avec les mouvements de kurtosis, cette classe supprimée est constituée de 4,52% des observations. Cependant, si l'étude est faite sur toutes les variations de skewness, les coefficients ne changent qu'à la marge et, pour les variations de skewness, $Pr > |t| = 0,1137$.

²²Le R^2 de notre modèle est de 0,0406, alors que celui du modèle sans les variations ni de skewness, ni de kurtosis est inférieur (0,0403).

Conclusion

D'après les approches empiriques classiques, les révisions moyennes de la prévision et les changements dans la dispersion de cette dernière ont un effet significatif sur les rendements futurs des titres. Notre étude montre que l'impact de la distribution des prévisions des analystes financiers sur les rentabilités des actions américaines ne peut être étudié exclusivement du point de vue de la moyenne et de l'écart type comme l'ensemble des études antérieures ont pu le faire. Les moments d'ordre 3 et 4 peuvent être source d'information supplémentaire générant un surplus de rendement.

Références bibliographiques

Abarbanell J.S., Lanen W.N. et Verrechia R.E. (1995), *Analysts' Forecasts as Proxies for Investor Beliefs in Empirical Research*, Journal of Accounting and Economics, pp. 31-60.

Ang J.S. et Ciccone S.J. (2001), *Analyst Forecasts and Stock Returns*, Working Paper.

Bandyopadhyay S.P., Brown L.D. et Richardson G.D. (1995), *Analysts' Use of Earnings Forecasts in Predicting Stock Returns : Forecast Horizon Effects*, International Journal of Forecasting, 11, pp. 429-445.

Barry C. et Brown S. (1985), *Differential Information and the Security Market Equilibrium*, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, pp. 407-422.

Benesh G.A. et Peterson P.P. (1986), *On the Relation between Earnings Changes, Analysts' Forecasts and Stock Price Fluctuations*, Financial Analysts Journal, 42-6, pp. 29-39.

Bird N. (1998a), *Profiting from Earnings Revisions in Malaysia*, Working Paper.

Bird N. (1998b), *Profiting from Earnings Revisions in Singapore*, Working Paper.

Bird N. et Platt G. (1998), *Profiting from Earnings Revisions : The Strategy that Consistently Works*, Working Paper.

Bowley A.L. (1920), *Elements of Statistics*, Charles Scribner's Sons, New York.

Brown L.D. et Griffin P.A. (1983), *Perspectives on Forecasting Research in Accounting and Finance*, Journal of Forecasting, 2-4, pp. 325-330.

Brown L.D., Hagerman R.L., Griffin P.L. et Zmijewski M.E. (1987), *Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-Series Models in Forecasting Quarterly Earnings*, Journal of Accounting and Economics, 9-1, pp. 61-87.

- Brown L.D. et Han J.C. (1992), *The Impact of Annual Earnings Announcements on Convergence of Beliefs*, *The Accounting Review*, 87-4, pp. 862-875.
- Brown L.D., Richardson G.D. et Trzcinka C.A. (1991), *Strong-Form Efficiency on the Toronto Stock Exchange : an Examination of Analyst Price Forecasts*, *Contemporary Accounting Research*, 7 (spring 1991), pp. 323-346.
- Brown L.D. et Rozeff M.S. (1978), *The Superiority of Analyst Forecasts as Measures of Expectations : Evidence from Earnings*, *Journal of Finance*, 33-1.
- Capstaff J., Paudyal K. et Rees W. (2001), *Revisions of Earnings Forecasts and Security Returns : Evidence from Three Countries*, SSRN Working Paper.
- Chissom B. (1970), *Interpretation of the Kurtosis Statistic*, *American Statistician*, 24, pp. 19-22.
- Coggin T.D. et Hunter J.E. (1982), *Analysts' EPS Forecasts Nearer Actual than Statistical Models*, *Journal of Business Forecasting*, 1-6, pp. 20-23.
- Collins W.A. et Hopwood W.S. (1980), *A Multivariate Analysis of Annual Earnings Generated from Quarterly Forecasts of Financial Analysts and Univariate Time-Series Models*, *Journal of Accounting Research*, 18, pp. 390-406.
- Conroy R.M., Harris R.S. et Park Y.S. (1994), *Analysts' Earnings Forecast Accuracy in Japan and the United States*, The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts.
- Cragg J. et Malkiel B. (1982), *Expectations and the Structure of Share Prices*, University of Chicago Press.
- Day J.F.S. (1986), *The Use of the Annual Report by UK Investment Analysts*, *Accounting and Business Research*, pp. 295-307.

Dyson F.J. (1943), *A Note on Kurtosis*, Journal of Royal Statistical Society, Series B 106, pp. 360-361.

Finucan H. (1964), *A Note on Kurtosis*, Journal of the Royal Statistical Society Series B (Methodological), 26-1, pp. 111-112.

Fried D. et Givoly D. (1982), *Financial Analysts' Forecasts of Earnings : A Better Surrogate for Market Expectations*, Journal of Accounting and Economics, 4-2, pp. 85-107.

Givoly D. (1985), *The Formation of Earnings Expectations*, The Accounting Review, 60-3, pp. 372-386.

Gleason C. et Lee C. (2000), *Characteristics of Price Informative Analyst Forecasts*, SSRN Working Paper.

Grant J. et Rogers R. (1997), *Content Analysis of Information Cited in Reports of Sell-Side Financial Analysts*, Journal of Financial Statement Analysis, 3-1, pp. 17-30.

Groeneveld R. et Meeden G. (1984), *Measuring Skewness and Kurtosis*, The Statistician, 33, pp. 391-399.

Imhoff E.A. et Lobo G.J. (1984), *Information Content of Analysts' Composite Forecast Revisions*, Journal of Accounting Research, 22-2, pp. 541-554.

Kross W., Ro B. et Schroeder D. (1990), *Earnings Expectations : The Analysts' Information Advantage*, The Accounting Review, 65-2, pp. 461-476.

Levasseur M., L'Her J.F. et Suret J.M. (2001), *Anticipations Hétérogènes et Rendements Boursiers : le Cas du Marché Français*, Working Paper.

L'Her J.F. et Suret J.M. (1991), *The Reaction of Canadian Securities to Revisions of Earnings Forecasts*, Contemporary Accounting Research, (spring 1991) pp. 378-406.

L'Her J.F. et Suret J.M. (1995), *Consensus, Dispersion et Prix des Titres*, CIRANO Scientific Series 95s-22.

L'Her J.F. et Suret J.M. (1996), *Consensus, Dispersion and Security Prices*, *Contemporary Accounting Research*, 13-1, pp. 209-228.

Lobo G.J. (1992), *Analysis and Comparison of Financial Analysts', Time Series and Combined Forecasts of Annual Earnings*, *Journal of Business Research*, 24-3, pp. 269-280.

Lui Y. (1993), *Revision Properties of Hong Kong Security Analysts' Earnings Forecasts*, *The British Accounting Review*, 25-3, pp. 257-268.

Lui Y. (1995), *Market Reaction to Analysts' Multi-year Forecast Revisions : A Non-parametric Approach*, *The British Accounting Review*, 27-1, pp. 35-44.

Morse D., Stephan J. et Stice E.K. (1991), *Earnings Announcement and the Convergence (or Divergence) of Beliefs*, *The Accounting Review*, pp. 376-388.

O'Brien P.C. (1988), *Analysts' Forecasts as Earnings Expectations*, *Journal of Accounting and Economics*, 10-1, pp. 53-83.

Park C. (2001), *Stock Returns and the Dispersion in Earnings Forecasts*, National University of Singapore, Working Paper.

Peterson D. et Peterson P. (1982a), *Divergence of Opinion and Return*, *Journal of Financial Research*, (summer 1982) pp. 125-134.

Peterson D. et Peterson P. (1982b), *The Effect of Changing Expectations upon Stock Returns*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (december 1982) pp. 799-811.

Stickel S.E. (1992), *Reputation and Performance Among Security Analysts*, *The Journal of Finance*, 47-5, pp. 1811-1836.

Qu S., Starks L. et Yan H. (2003), *Risk, Dispersion of Analyst Forecasts and Stock Returns*, Working Paper.

Wansbeek T. et Kapteyn A. (1989), *Estimation of the Error Components Model with Incomplete Panels*, *Journal of Econometrics*, 41, pp. 341-361.