

L'impact des révisions d'anticipations des bénéfices par actions sur les cours boursiers

Pascal Grandin

▶ To cite this version:

Pascal Grandin. L'impact des révisions d'anticipations des bénéfices par actions sur les cours boursiers. Les cadres conceptuels, May 1991, France. pp.cd-rom. hal-00823062

HAL Id: hal-00823062

https://hal.science/hal-00823062

Submitted on 19 Sep 2014

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

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

L'offre et la demande de l'information comptable

Coordinateurs : Michel LEVASSEUR, Université de Lille, Raymond MAEDER, Groupe HEC

"L'impact des révisions d'anticipations des bénéfices par actions sur les cours boursiers"

Pascal GRANDIN, CEREG, Université Paris-Dauphine

L'IMPACT DES REVISIONS D'ANTICIPATIONS DES BENEFICES PAR ACTIONS SUR LES COURS BOURSIERS *

Pascal Grandin CEREG Université Paris-Dauphine

avril 1991

^{*} partie d'un travail de thèse effectué sous la direction du professeur Bertrand Jacquillat.

Si les études ayant testé l'efficience des marchés financiers sont nombreuses, des études mettant en évidence des anomalies de marché se sont développées ces vingt dernières années¹. Jacobs et Levy (1988) mettent parmi ces anomalies les rentabilités anormales observées à partir des révisions de prévision d'analystes financiers et citent en exemple l'étude d'Arnott (1985). Des études précédentes montraient déjà qu'il était possible de dégager une performance régulière à partir de prévisions d'analystes. Dans ce cadre les études les plus connues utilisaient le service de prévision américain Value Line². Les études utilisant les données de consensus sont plus récentes et se sont développées après que des auteurs se soient intéressés à la prévision des bénéfices et mis en évidence que si les prévisions d'analystes financiers sont plus précises que les modèles mécaniques, les consensus d'analystes sont les "modèles" incorporant le plus d'informations³. Dès lors, comme pour Value Line, il était intéressant de tester l'intégration dans les cours boursiers de ce type d'informations, et leur utilité pour le gestionnaire de portefeuille. Notre objectif dans cette étude est de mettre en évidence les relations qui existent entre les révisions de consensus et les rentabilités des titres sur le marché français. Afin de permettre une comparaison avec les résultats américains, les principales conclusions des études sur ce marché sont développées en annexe.

Nous présentons la méthodologie utilisée dans une première partie, puis les résultats empiriques en seconde partie.

I METHODOLOGIE

Nous avons utilisé la méthode des rentabilités anormales suivant en cela les études précédentes⁴. Afin de tester le caractère discriminant

¹ Le lecteur trouvera une revue exhaustive des anomalies de marché et la liste d'un certain nombre de travaux marquants dans Jacobs et Levy (1988). Pour un recueil de ce type d'études, voir Dimson (1988). Sur le marché français, voir les travaux de Hamon et Jacquillat (1990-a, 1990-b, 1990-c).

² Sur Value Line voir les études de Holloway (1981, 1983), Copeland et Mayers (1982) et Huberman et Kandel (1990). En ce qui concerne l'utilité des prévisions de BPA, voir Dimson et March (1984) pour une revue de la littérature ainsi que leurs résultats sur le marché anglais. Voir aussi Foster (1986), Watts et Zimmerman (1986) et Stewart (1988).

³ Sur la comparaison des modèles de prévision voir les études classiques de Brown et Rozeff (1978, 1979, 1980), Collins et Hopwood (1980) et Fried et Givoly (1982) et plus récemment les études de O'Brien (1988) et McEwen (1989). Sur l'intérêt d'un consensus de marché, cf Jacquillat, Roger et Grandin (1990).

⁴ Il semble cependant courant dans ce type d'étude de suivre simplement la rentabilité des portefeuilles composés sans tenir compte de l'évolution du marché

des critères de composition de nos portefeuilles, ceux-ci sont composés tous les mois après la publication du consensus et les rentabilités anormales de ces portefeuilles sont cumulées sur les 12 mois suivant la composition pour nous permettre de déterminer la durée optimale de conservation des titres. La régularité des performances dans le temps est testée et permet de décider de la pertinence réelle du critère pour la gestion de portefeuille.

I-1 Les données de Consensus et la formation des portefeuilles

Les révisions de prévisions viennent du service "Consensus de Marché" développé en France par Associés en Finance. Les données de l'étude couvrent la période février 1986 à décembre 1989. Le nombre de titres a évolué sur la période, de 90 à 130 et le nombre des bureaux participant est passé de 7 à 10.

Les bénéfices par action (BPA) sont consolidés, dilués et ajustés afin d'avoir des données totalement homogènes.

Le consensus que nous avons retenu est défini comme la moyenne arithmétique des prévisions de bénéfice par action pour l'exercice en cours et l'exercice passé. Le changement d'exercice de prévision se fait en novembre. Ainsi, les prévisions pour l'exercice en cours l'année n commencent en novembre de l'année n-1 et deviennent les prévisions de l'exercice passé à partir d'octobre de l'année n. Les prévisions pour l'exercice passé n se terminent en octobre de l'année n+1.

Les taux de croissance des BPA à moyen terme sont des prévisions de croissance à l'horizon de 3 à 5 ans.

Les porteseuilles sont composés tous les mois après la parution du consensus. Le nombre de titres dans chaque porteseuille pour un mois donné dépend du critère de composition choisi, de même que le nombre de porteseuilles. Les porteseuilles sont équipondérés, les N titres d'un porteseuille ayant un poids de 1/N lors de la composition. En général, trois porteseuilles sont construits nous permettant de supposer une diversification correcte parmi les risques, les secteurs et les capitalisations⁵. Les résultats des études américaines nous servent à choisir les variables discriminantes pour le regroupement des titres. Après avoir composé nos porteseuilles à partir de critères uniques, la démarche est de combiner les différentes variables discriminantes asin d'aboutir à une stratégie optimale de composition des porteseuilles. Une

et de ne s'intéresser par conséquent qu'au pouvoir discriminant des critères de composition des portefeuilles, voir par exemple les études d'Hawkins, Chamberlin et Daniel (1984) et Arnott (1985). De façon plus générale, voir les études concernant les techniques de gestion de portefeuille qui paraissent régulièrement dans le Journal of Portfolio Management ou dans le Financial Analysts Journal.

⁵ Solnik (1974) montre en effet qu'une diversification satisfaisante est obtenue à

quelle que soit la date choisie de composition des portefeuilles.

I-2 Le calcul des rentabilités anormales

Les rentabilités sont calculées à partir des cours ajustés de la base AFFI-SBF⁶ selon la formule:

$$R_{i,t} = Log \left(\frac{P_{i,t} + D_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right)$$

où Pi,t est le cours du titre i en t

et D_{i,t} est le dividende du titre versé en t

Les rentabilités anormales sont calculées en fonction des seuls mouvements du marché:

$$U_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t}$$

où $R_{i,t}$ = rentabilité du titre i le mois t

et R_{m,t} = rentabilité du marché le mois t

Nous suivons en cela les conclusions de Brown et Warner (1980) qui montrent que le choix d'une norme simple conduit à des résultats aussi robustes que le choix d'une norme plus compliquée telle que le MEDAF.

L'indice de marché est construit à partir de l'ensemble des titres du consensus. Il s'agit d'un indice équipondéré avec réinvestissement des dividendes. La composition de cet indice et son évolution sont donc les mêmes que celles du consensus.

Les rentabilités anormales sont cumulées et la performance d'un portefeuille de n titres est:

RAC =
$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} U_{i,t}$$

avec T = 1,12

⁶ Voir Hamon et Jacquillat (1990-d) pour une présentation de la base de données.

I-3 Les tests utilisés

I-3-a Le test de Page

Le test proposé par Page (1963) est un test non-paramétrique de rangs. Il permet de tester la consistance d'un résultat lorsque plusieurs expériences sont effectuées et est donc particulièrement bien adapté à notre cas. L'hypothèse testée est la suivante:

$$H_0: m_1=m_2=....=m_k$$

contre:

$$H_1: m_1 < m_2 < \dots < m_k$$

où m_i représente la moyenne de la rentabilité anormale du portefeuille composé le mois i (ou du ième traitement dans la terminologie de Page). k est égal à 3, le nombre de portefeuilles composés.

Soient K le nombre de séries et N le nombre d'expériences, la statistique L est définie comme:

$$L = \sum\nolimits_{1}^{n} {{{X_j}\sum _{ij}^k }} {X_{ij}}$$

où j est le rang théorique de la jème colonne et $\sum Xij$ est la somme des rangs effectivement observés dans la jème colonne. La valeur ainsi obtenue peut être directement comparée avec une valeur seuil qui est tabulée dans l'article. Cependant Page met en relation cette statistique avec une autre plus familière qui est la statistique du χ^2 .:

$$\chi_{L}^{2} = \frac{\left[12L - 3kn(n+1)^{2}\right]^{2}}{kn^{2}(n^{2}-1)(n+1)}$$

Cette statistique suit une loi du χ^2 à 1 degré de liberté. Il est possible d'utiliser une table ordinaire du χ^2 et de déterminer le seuil de rejet en fonction du risque accepté.

Les valeurs seuils selon le risque accepté dont nous aurons besoin, sont résumées dans le tableau ci-après:

<u> </u>	.		
1	3,84	5.02	7,88
2	5,99	7,38	9,21
4	9,49	11,1	13,3

I-3-b Le test de Friedman

La statistique de Friedman bien que rejetant moins souvent l'hypothèse nulle sera aussi calculée. Elle est définie par:

$$\chi_{R}^{2} = \frac{12}{kn(n+1)} \sum_{i=1}^{n} (\sum_{j=1}^{k} x_{ij})^{2} - 3k(n+1)$$

et suit une loi du χ^2 à k-1 degré de liberté (ligne 2 dans le tableau)⁷.

I-4 Présentation du format général des tableaux

Afin de simplifier la lecture des résultats, nous avons adopté la même présentation pour tous les tableaux. Chaque tableau est composé de trois parties bien distinctes.

La première partie présente le nombre de titres par portefeuille et leurs caractéristiques: moyenne en pourcentage des révisions des BPA passé et en cours et des taux de croissance à moyen terme; la capitalisation moyenne des titres en portefeuille, les PER moyens estimés qui sont le rapport du cours sur les BPA en cours et passé et la qualité des prévisions de BPA et TCMT servant de "proxi" pour contrôler le risque moyen des titres. La qualité pour un titre est une note de 1 à 5 attribuée selon la classe de dispersion des prévisions.

La deuxième partie présente les rentabilités anormales cumulées sur les 12 mois précédent ou suivant la publication des révisions du consensus. Le mois 0 est défini comme le mois de révision, à la fin duquel la publication a lieu. La dernière ligne de cette partie présente l'écart de rentabilité entre les deux portefeuilles extrêmes.

La troisième partie présente le nombre de simulations en pourcentage pour lesquelles le premier portefeuille a une rentabilité supérieure au troisième, le résultat des tests de Page de Friedman avec la statistique L. Remarquons que les tests effectués sont plus puissants que la simple observation de la première ligne puisqu'ils testent la

⁷ Pour une présentation plus détaillée des tests non paramétriques et leur application pratique, cf Conover (1980).

hiérarchie des trois portefeuilles au lieu de tester la hiérarchie entre les deux portefeuilles extrêmes.

II RESULTATS EMPIRIOUES

Les études précédentes montrent que les révisions de prévisions si elles ont un impact sur les cours, sont aussi en grande partie anticipées par le marché. Nous commençons par étudier le comportement des cours avant les révisions de prévision et montrons ensuite que les révisions ne sont pas totalement incorporées dans les cours et qu'il semble possible de construire des stratégies permettant d'exploiter cette anomalie.

II-1 Rentabilités boursières et révisions de prévisions

Baginski et Hassel (1990) ont récemment montré que les analystes financiers révisaient leurs prévisions en partie en se servant des informations contenues dans les cours. Les résultats de l'étude de Brown, Foster et Noreen (1985) montraient que les révisions de consensus étaient déjà fortement anticipées par le marché lors de leur publication. Le marché semble par conséquent rester un élément important d'information pour les investisseurs et notamment communique une information agrégée que les individus peuvent observer afin de réviser leurs anticipations ou modifier leur comportement. Les tableaux 1 à 3 sont similaires à ceux de Brown, Foster et Noreen et procèdent du même esprit. Nous avons composé trois portefeuilles chaque mois publication du consensus selon l'ampleur de révision des BPA en cours et passé et selon le sens de révision du taux de croissance à moyen terme (TCMT). Les deux premiers tableaux présentent donc des portefeuilles composés du même nombre de titres tous les mois alors que le tableau 3 présente des portefeuilles dont le nombre de titres est différent pour un mois donné.

Remarquons dès à présent qu'en moyenne les classes des portefeuilles ne présentent pas de caractéristiques différentes qui pourraient mettre en cause les résultats. La qualité des prévisions des BPA passés et en cours et des TCMT est presque toujours égale à trois et les PER estimés à partir des prévisions ne sont jamais significativement différents entre les portefeuilles. S'il semble que la capitalisation des portefeuilles composés de titres révisés en hausse soit plus élevée, les tests effectués ont toujours confirmé l'hypothèse d'égalité des capitalisations.

Les résultats les plus significatifs sont ceux du tableau 1 qui présente les rentabilités anormales cumulées moyennes sur 13 mois,

mois juste avant la publication (9,5%). Les tests de Page et de Friedman sont très significatifs au seuil de 1%.

Les résultats du tableau 2 concernant les révisions de BPA passés sont similaires bien que moins prononcés. Nous avons montré dans une étude précédente que la corrélation entre les révisions de BPA en cours et BPA passés pour une même valeur était élevée. Il est donc difficile d'attribuer les mouvements de cours précédent ces révisions à l'une ou l'autre des variables.

Il n'est pas possible de composer des portefeuilles de même nombre de titres, selon la révision de TCMT, les révisions de TCMT étant moins fréquentes que les révisions de bénéfices. On peut le remarquer en observant la première partie du tableau 3, le portefeuille médian comportant plus de titres en moyenne que les deux autres.

Les rentabilités anormales apparaissent ici plus faibles que pour les révisions de BPA puisque sur 13 mois, l'écart est de 9,7%. La hiérarchie est respectée en moyenne sur ces 13 mois dans près de 80% des cas (sauf pendant le mois de révision). Les tests sont là encore significatifs au seuil de 1%.

Nous confirmons donc sur le marché français les observations de Brown, Foster et Noreen sur la marché américain: il semble bien que les analystes français utilisent l'information contenue dans les cours comme signal de révision des bénéfices.

II-2 <u>révisions de prévisions et rentabilités boursières</u> <u>subséquentes</u>

Les tableaux 4 à 9 sont similaires aux précédents mais les rentabilités sont cumulées à partir du mois 1, lorsque le consensus est supposé connu. Les rentabilités du mois 0 sont celles observées le mois pendant lequel les analystes révisent leurs prévisions. Là encore pour l'ensemble des tableaux présentés dans cette partie, nous n'avons pas pu mettre en évidence de différences significatives entre les portefeuilles tant au niveau des capitalisations, que des PER estimés ou des notes de risque. Nous supposons donc que les rentabilités observées après la diffusion des révisions ne proviennent pas d'une différence au niveau de ces variables.

Le comportement des portefeuilles composés à partir de l'ampleur des révisions de BPA en cours est présenté dans le tableau 4. Il existe une différence de rentabilité très significative de 2,24% lors des révisions (mois 0) et l'écart entre les deux portefeuilles extrêmes est observé dans 90% des cas. Sept mois après la publication du consensus, l'écart de rentabilités cumulées moyen est à son maximum: 3,15%. La hiérarchie entre les trois portefeuilles, est en moyenne respectée sur ces

7 mois et les tests sont significatifs jusqu'au mois 10 pour le test de Page et jusqu'au mois 8 pour le test de Friedman, au seuil de 1%. Si on s'intéresse aux portefeuilles extrêmes, la hiérarchie est respectée dans 74% des simulations le mois 1 et décroit lorsque l'information s'incorpore dans les cours. La hiérarchie est respectée dans 52% des cas le 12ème mois soit une fois sur deux. L'effet a donc totalement disparu le 12ème mois puisqu'un mois sur deux un portefeuille composé il y a 12 mois conduit à des sur ou sous-performances. La période optimale de conservation du portefeuille sans recomposition est donc inférieure et semble être de 6 mois avec cette variable.

Le tableau 5 présente les résultats lorsque le portefeuille est composé selon l'ampleur des révisions de BPA passés. Nous n'observons pas de rentabilités anormales dans ce cas, la hiérarchie des portefeuilles n'est pas respectée et les tests ne sont pas significatifs. Cette variable seule ne permet pas de discriminer les titres et apporte une information qui parait être bien incorporée dans les cours.

Le tableau 6 introduit les révisions de TCMT. L'impact à court terme de ce paramètre est faible mais le pouvoir discriminant va croissant puisqu'au bout de 12 mois, l'écart entre les portefeuilles révisés est de 6,8%. La hiérarchie est en moyenne respectée sur la période mais ceci est vrai dans seulement 60 % des cas pour les portefeuilles révisés. Les tests de Page et de Friedman sont d'ailleurs significatifs seulement sur certains mois et ne permettent pas de tirer des conclusions avec certitude. Le contenu informatif de cette variable est incertain mais doit être pris en compte. D'autant plus que s'il n'est pas possible de dire que les révisions à la hausse des TCMT permettent de sélectionner des titres qui aurons une rentabilité supérieure au marché, la deuxième partie du tableau montre clairement que les portefeuilles composés de titres révisés à la baisse ont des rentabilités qui sont systématiquement inférieures au marché et ce sur toute la période. La conclusion négative qui peut être tirée de ce tableau est que la variable étudiée permet de discriminer les titres qu'il ne faut pas avoir en portefeuille⁸.

Le tableau 7 confirme notre intuition. Il présente les rentabilités observées pendant 12 mois lorsque les titres sont regroupés selon les révisions simultanées de BPA en cours et de TCMT. Le nombre de titres retenus en moyenne dans ces portefeuilles est plus faible (14 et 18

⁸Lorsque cinq portefeuilles contenant le même nombre de titres sont composés, le pouvoir discriminant des révisions de BPA en cours est accentué puisqu'on observe un écart de rentabilités moyen entre les portefeuilles 1 et 5 de 5% environ à partir du 6ème mois et dans plus de 80% des simulations. En ce qui concerne les révisions de BPA passés, le pouvoir discriminant ne s'améliore pas avec l'augmentation du nombre de portefeuilles. Enfin, l'augmentation du nombre de portefeuilles composés à partir des révisions de TCMT n'ajoute rien au pouvoir

les tests de Page et de Friedman sont significatifs pour tous les horizons. Il semble donc que la combinaison de ces révisions permet de cumuler l'effet des révisions de BPA en cours à court terme et celui des TCMT à moyen terme. De plus le fait que l'activité de révision sur le TCMT soit plus faible que pour les BPA conduit dans le cadre d'une gestion dynamique de portefeuille, à des recompositions moins fréquentes. Notons encore que la recomposition fréquente est d'autant moins nécessaire que le pouvoir discriminant dure longtemps, ce qui n'était pas le cas précédemment.

Les tableaux 8 et 9 sont composés selon les tendances de révision sur 2 et 3 mois, une tendance de révision étant une succession de révisions en hausse ou en baisse. Le portefeuille médian se compose des titres révisés successivement dans un sens et dans l'autre ou qui ne sont révisés. L'écart de rentabilités anormales entre nos deux portefeuilles composés de tendances contraires est relativement important. Lorsque seules les tendances sur 2 mois sont utilisées (tableau 8), l'écart entre les deux portefeuilles est au maximum de 5,1% le sixième mois puis se réduit après. Sur les 6 premiers mois, la hiérarchie entre ces portefeuilles est respectée dans près de 80% des cas et les tests de Page et de Friedman sont significatifs au seuil de 1% jusqu'au mois 10. Le nombre de titres moyens par portefeuille est plus faible que lorsque seules les révisions sur un mois sont prises en compte.

L'étude des tendances sur 3 mois (tableau 9) montre que l'écart s'améliore encore puisqu' à partir du mois 6, il est de l'ordre de 8%, avec une hiérarchie qui est respectée dans 80 à 90% des cas selon l'horizon, le maximum étant de 92% les mois 4 à 6. Les tests sont là aussi significatifs au seuil de 1%. Le nombre moyen de titres en portefeuille est à présent de 10 et 15 selon le sens des tendances. L'information est donc incorporée relativement lentement puisqu'il est possible de générer des rentabilités anormales en utilisant les révisions sur 3 mois.

Conclusion

Les anomalies constatées sur le marché américain sont aussi observées sur le marché français. Les principales conclusions sont les suivantes:

- Il existe des rentabilités anormales élevées avant les révisions des analystes financiers.
- L'information apportée par la publication des révisions de consensus n'est pas incorporée immédiatement dans les cours et les rentabilités anormales observées avant les révisions le sont aussi après.

- Il est possible de mettre au point une stratégie de sélection de titres qui soit profitable lorsque la relation entre révisions et rentabilités anormales est constante dans le temps, c'est à dire est vérifiée le plus souvent pour les mois de composition des portefeuilles.
- Parmi ces stratégies, les plus robustes semblent être la composition de portefeuilles selon le sens des révisions des BPA en cours et TCMT ou, selon la tendance des révisions sur les trois derniers mois. La première ayant l'avantage de retenir un plus grand nombre de titres par portefeuille. La relation entre révisions et rentabilités anormales est plus fréquente, en revanche dans le second cas.

Arnott Robert, "The use and misuse of consensus earnings", Journal of Portfolio Management, 1985, Spring, pp 18-27.

Baginski Stephen, Hassel John, "The market interpretation of management earnings forecasts as a predictor of subsequent financial analyst forecast revision", Accounting Review, N°1, vol. 65, 1990, January, pp 175-190.

Benesh George, Peterson Pamela, "On the relation between earnings changes, analysts' forecasts and stock price fluctuations", Financial Analysts Journal, 1986, November-December, pp 29-39.

Brown Philip, Foster George, Noreen Eric, "Security analyst multi-year earnings forecasts and capital market", Studies in Accounting research, N°21, 1985, American Accounting Association.

Brown Lawrence, Rozeff Michael, "Adaptative expectations, time-series models, and analyst forecast revision", Journal of Accounting Research, N°2, vol. 17, 1979, Autumn, pp 341-351.

Brown Lawrence, Rozeff Michael, "Analysts can forecast accurately!", Journal of Portfolio Management, 1980, Spring, pp 31-34.

Brown Lawrence, Rozeff Michael, "The superiority of analyst forecasts as measures of expectations: evidence from earnings", Journal of Finance, N°1, vol. XXXIII, 1978, March, pp 1-15.

Brown S., Warner J., "Measuring security price performance", Journal of Financial Economics, vol. 8, 1980, September, pp 205-258.

Brown S., Warner J., "Using daily stock returns: the case of event studies", Journal of Financial Economics, vol. 14, 1985, September, pp 3-31.

Collins W., Hopwood W., "A multivariate analysis of annual earnings forecasts generated from quaterly forecasts of financial analysts' and univariate time series models", Journal of Accounting Research, 1980, Autumn, pp 390-406.

Conover W., "Practical nonparametric statistics", John Wiley & Sons, 1980.

Copeland Thomas, Mayers David, "The Value Line enigma (1965-1978): A case study of performance evaluation issues", Journal of Financial Economics, 1982, November, pp 289-321.

Dimson Elroy, "Stock market anomalies", Cambridge U.P., 1988.

Dimson Elroy, Marsh Paul, "An analysis of brokers' and analysts' unpublished forecasts of UK stock returns", Journal of Finance, N°5, vol. XXXIX, 1984, December, pp 1257-1292.

Elton Edwin, Gruber Martin, Gultekin Mustafa, "Expectations and share prices", Management Science, N°9, vol. 27, 1981, September, pp 975-987.

Foster George, "Financial statement analysis", 2nd ed., Prentice-Hall, 1986.

Fried Dov, Givoly Dan, "Financial analysts' forecasts of earnings: A better surrogate for market expectations", Journal of Accounting and Economics, N°2, vol. 4, 1982, October, pp 85-107.

Givoly Dan, Lakonishok Josef, "Financial analysts' forecasts of earnings: Their value to investors", Journal of Banking and Finance, N°4, 1980, September, pp 221-233.

Hamon Jacques, Jacquillat Bertrand, "Saisonnalite dans la semaine et la séance à la bourse de Paris", Cahier de recherche, CEREG, Université Paris-Dauphine, 1990-a.

Hamon Jacques, Jacquillat Bertrand, "Les mesures de la sensibilité sur données asynchrones", Cahier de recherche, CEREG, Université Paris-Dauphine, 1990-b.

Hamon Jacques, Jacquillat Bertrand, "Effets janvier et taille à la bourse de Paris", Cahier de recherche, CEREG, Université Paris-Dauphine, 1990-c.

Hamon Jacques, Jacquillat Bertrand, "Les données actions de la banque de données boursières AFFI-SBF", Cahier de recherche, CEREG, Université Paris-Dauphine, 1990-d.

Hawkins Eugene, Chamberlin Stanley, Daniel Wayne, "Earnings expectations and security prices", Financial Analysts Journal, 1984, September-October, pp 24-38.

pp 711-719.

Holloway Clark, "Testing and aggressive investment strategy using Value Line ranks: A reply", Journal of Finance, N° 1, vol. XXXVIII, 1983, March, pp 263-270.

Huberman Gur, Kandel Shmuel, "Market efficiency and Value Line's record", Journal of Business, N°2, vol. 63, 1990, pp 187-216.

Jacobs B.I., Levy K., "Disentangling equity return regularities: new insights and investment opportunities", Financial Analysts Journal, 1988, May-June, pp18-43.

Jacquillat Bertrand, Roger Patrick, Grandin Pascal, "The informational advantage of a consensus forecast of Earnings and stock market returns; the French evidence", Cahier de recherche, CEREG, Université Paris-Dauphine, 1990.

McEwen Ruth Ann, "A comparative analysis of error metrics applied to analysts' forecasts of earnings", dans "Advances in Accounting", JAI Press, vol. 7, 1989, pp 113-126.

O'Brien Patricia, "Analysts' forecasts as earnings expectations", Journal of Accounting and Economics, N°1, vol. 10, 1988, January, pp 53-83.

Page Ellis, "Ordered hypotheses for multiple treatments: A significance test for linear ranks", Journal of the American Statistical Association, 1963, March, pp 216-230.

Richards Malcolm, Martin John, "Revisions in earnings forecasts: How much response?", Journal of Portfolio Management, 1979, Summer, pp 47-52.

Solnik Bruno, "Les avantages de la diversification nationale et internationale", Banque, N°328, 1974, avril.

Stewart S., "Forecasting corporate earnings", dans Levine ed: "The financial analysts' handbook", Dow Jones Irwing, 1988.

Watts Ross, Zimmerman Jerold, "Positive accounting theory", Prentice-Hall, 1986.

ANNEXE

REVUE DES RESULTATS SUR LE MARCHE AMERICAIN

Nous nous limitons dans cette revue de la littérature à la présentation des principales études publiées, utilisant des prévisions de consensus et mettant en évidence leur intérêt en ce qui concerne la gestion de portefeuille⁹.

1 L'étude de Richard et Martin (1979)

Cette étude est une des premières à s'intéresser à l'impact des révisions de prévision de bénéfice sur les cours boursiers. Les données proviennent du "Earnings Forecaster" de Standard and Poor's qui est un service fournissant des prévisions de bénéfices collectées auprès de bureaux d'analyse et couvrent les années 1973, 1974 et 1976. L'échantillon est composé de titres dont les bénéfices sont révisés de plus de 10% à la hausse ou à la baisse. 98 valeurs sont ainsi retenues dont 54 révisions à la hausse et 44 révisions à la baisse. Les prévisions sont faites pour l'année en cours. L'horizon est donc au maximum d'un an. Les auteurs prennent cependant en compte le fait que les prévisions étant faites à des horizons différents, une prévision fournie deux mois avant la fin de l'exercice n'aura sans doute pas le même impact qu'une prévision à l'horizon d'un an. Quatre portefeuilles sont donc constitués selon le trimestre de prévision. Le nombre de titres en portefeuille se décompose de la manière suivante:

Trimestre	hausse	baisse
premier	13	6
deuxième	17	10
troisième	1 4	9
quatrième	10	1 9

source: Richards et Martin (1979)

Lorsque deux portefeuilles sont composés selon le sens de révision, on observe pour le portefeuille de titres dont la révision est à la hausse une rentabilité anormale qui commence près de 10 mois avant la publication de la révision. Cette rentabilitée anormale continu cinq mois

l'ordre de -16% sur cette période. Le comportement après la révision semble particulier puisque l'on observe une appréciation sur les trois mois suivant et une nouvelle baisse des cours qui mène le portefeuille à une rentabilité anormale cumulée de -19% six mois après. L'intérêt de l'étude est cependant de montrer que l'effet après la révision est plus accentué (baisse continue pendant dix mois) si la révision se fait le premier trimestre lorsque la révision est négative. L'incertitude diminue donc avec l'écoulement de l'année fiscale et la publication des premiers résultats trimestriels. En revanche lorsque la révision est positive, l'effet est moindre après la publication lorsqu'elle est faite le premier trimestre que sur les trimestres suivants. Le marché serait donc plus sensible aux informations négatives.

2 L'étude de Givoly et Lakonishok (1980)

Parmi les études sur les prévisions des analystes financiers publiées par Givoly et Lakonishok, celle-ci s'intéresse au contenu informatif des révisions et à leur utilité pour la gestion de portefeuille. L'échantillon de données comprend 49 entreprises pour lesquelles les prévisions de BPA sont disponibles tous les mois sur 8 ans (1967 à 1974). Les prévisions viennent du Standard and Spoor's Earnings Forecaster. Les portefeuilles sont composés le mois précédent les révisions, le mois des révisions ou le mois suivant, c'est à dire une fois l'information publiée, et les rentabilités anormales sont calculées sur des périodes de 2 à 4 mois selon la date de composition des portefeuilles. Différentes stratégies de gestion sont testées. Lorsque deux portefeuilles sont composés selon le sens de la révision, les rentabilités anormales sur les deux mois suivants sont de 2,7% pour les révisions à la hausse et -1% pour les révisions en baisse. La connaissance des révisions avant leur publication permettrait d'améliorer sensiblement la performance puisque les rentabilités anormales sur quatre mois seraient de 4,7 et -3,8% (sur la période [-1,2] comprenant les mois précédent et incluant la révision). Une stratégie dynamique d'achat des titres révisés à la hausse de plus de 0, 5 ou 10% à la fin du mois de révision et de vente des titres à la fin du mois de la première révision à la baisse est mise en place. Pour un portefeuille composé de quinze titres, cette stratégie conduit à des rentabilités annuelles anormales moyennes qui sont les suivantes:

ampleur de	frais de transaction	rentabilités	rentabilités
la révision		non ajustées	ajustées
0%+	0%	7,79%	15,2%
	0,5%	3,82%	7,34%
	1,0%	0,65%	1,22%
5%+	0%	7,11%	26,21%
	0,5%	5,13%	18,93%
	1,0%	3,45%	12,2%
10%+	0%	3,98%	29,45%
	0,5%	3,02%	21,45%
	1,0%	2,12%	14,92%

Source: Givoly et Lakonishok (1980)

La troisième colonne présente des rentabilités anormales non ajustées et la quatrième des rentabilités anormales ajustées en fonction de la période de détention des titres pour éliminer l'effet de dilution dans le temps des rentabilités anormales des titres restant longtemps dans le portefeuille. Ainsi, la faible performance observée lorsque le seuil de révision pour la recomposition du portefeuille est de 10% provient du petit nombre de titres de l'échantillon. En effet, les titres de ce portefeuille sont détenus relativement plus longtemps que dans les deux autres. Après ajustement, la rentabilité de ce portefeuille apparait bien supérieure aux deux autres et l'ampleur de la révision a un pouvoir discriminant élevé.

3 L'étude d'Hawkins, Chamberlin et Daniel (1984)

L'étude de Hawkins, Chamberlin et Daniel est, avec celle d'Arnott, l'étude qui met le mieux en évidence l'intérêt d'un consensus de marché pour la sélection de titres. Les données proviennent d'IBES. Les 20 titres dont la révision est la plus forte sont sélectionnés tous les trimestres de mars 1975 à décembre 1980 soit sur 24 trimestres et sont gardés 12 mois en portefeuille. La rentabilité moyenne des portefeuilles est comparée à la rentabilité moyenne de l'échantillon des titres de IBES et de l'indice SP500 sur les mêmes périodes.

En moyenne, les portefeuilles ainsi constitués ont une rentabilité cumulée sur 12 mois de 29,1%, celle de l'échantillon IBES étant de 18,7% et celle du SP500 de 12%. Parmi les 24 simulations, la performance du portefeuille est supérieure à celle de l'échantillon IBES dans 19 cas sur 24 et dans 22 cas à celle de l'indice SP500. La différence maximale de rentabilité se produit le deuxième mois: 2,8% de plus en moyenne que l'indice SP500 et 1,4% que l'échantillon IBES.

Des portefeuilles recomposés tous les trois mois donnent une

Il apparait de plus, que les rentabilités des portefeuilles composés sont inconsistantes avec les "prédictions" du CAPM, ce qui autorise les auteurs à douter que "la révolution Markovitz" ait changé quoique ce soit aux croyances des investisseurs. Au contraire, ceux-ci continueraient à fonder leurs décisions sur les anticipations de bénéfice attendu au niveau des titres.

4 L'étude d'Arnott (1985)

Arnott utilise la base de données d'IBES pour essayer de déterminer quelle est l'information non incorporée dans les cours que pourrait utiliser un gestionnaire de portefeuille. Ou encore, si les prévisions de BPA sont utiles, comment les utiliser à des fin de gestion?

L'étude porte sur 700 titres pendant 24 trimestres, du 2ème 1976 au 4ème trimestre 1982. Les rentabilités portefeuilles sont calculées sur des périodes de trois mois et douze mois. Chaque trimestre, 10 portefeuilles de 70 titres sont composés selon différents critères. La pertinence du critère de composition des portefeuilles est mesurée par le coefficient de corrélation entre les rentabilités subséquentes et la valeur moyenne du critère à l'origine de la composition et le nombre de fois pour lesquelles ce coefficient est positif. Ainsi, sur les 24 trimestres, si le coefficient de corrélation entre le critère de composition et les rentabilités est positif dans 50% des cas, cela conduit à considérer que le critère conduit aussi bien à des surperformances qu'à des sous-performances et par conséquent, n'est pas fiable.

La première variable de composition examinée par Arnott est l'"earnings momentum" qui est le changement de BPA prévu pour l'année T par rapport au BPA réalisé de l'année T-1. Le pouvoir discriminant est faible, le coefficient de corrélation avec les rentabilités sur 3 mois est de 0,025% et est positif dans seulement 59% des cas. Les contre-performances sont donc fréquentes. Notons dès à présent que la pertinence de ce critère n'est pas sans poser de problème. En effet si la variation de BPA prévue en T par rapport au BPA réalisé en T-1 peut apparaître comme une "surprise" au yeux des investisseurs lors de la première prévision du BPA pour l'année T, il n'en est pas de même lorsque la prévision est faite sur le trimestre suivant. Dans ce dernier cas, le BPA prévu en T ne différera de celui d'il y a trois mois que des révisions qui auront été faites entre temps. Le dénominateur restant toujours le même, l'effet mesuré est donc bien en partie un effet du à la révision des BPA prévus pour l'année T.

La composition de portefeuilles selon la variation estimée en valeur et non plus en pourcentage, du BPA entre T et T-1 est faiblement mais négativement corrélée avec les rentabilités subséquentes sur 12 mois (le coefficient est négatif dans 16% des cas). Les portefeuilles composés de titres dont la variation estimée du BPA entre T et T-1 est élevée et un faible montant de variation en % ont une performance très supérieure à ceux composés de titres dont la variation estimée du BPA entre T et T-1 est élevée et négative et un faible montant de variation négative en %. Sur trois mois la différence de rentabilité entre les deux portefeuilles extrêmes est de 4,6% et sur 12 mois de 29,2%. La corrélation est positive dans 93% des cas et est en moyenne de 0,204 pour ce qui est des rentabilités sur 12 mois.

Quelle est le gain procuré par une prévision parfaite des BPA? Arnott compose 10 portefeuilles selon la variation effectivement observée du BPA entre T-1 et T. L'écart de rentabilité entre les deux déciles extrêmes est de 9,3% sur trois mois et de 35,9% sur 12 mois. Les coefficients de corrélation sont positifs et significatifs au seuil de 0,1%, dans 96 et 100% des cas.

Suivant en cela Elton et Gruber (1981) qui avaient montré que les BPA non anticipés par les investisseurs étaient des variables très discriminantes, Arnott compose des portefeuilles selon les BPA non anticipés c'est à dire selon l'erreur de prévision. L'écart de rentabilité entre les portefeuilles extrêmes est dans ce cas de 10% sur 3 mois et de 34,2% sur 12 mois. Les coefficients de corrélation sont respectivement de 0,221 et 0,301, et toujours positifs. Une prévision parfaite des BPA sur 2 ans permet de réaliser un écart de rentabilités entre les deux portefeuilles de 54,3% sur les 12 premiers mois. Enfin si l'on suppose que les révisions de prévision sont plus importantes que la valeur des prévisions, 10 portefeuilles sont composés selon l'ampleur des révisions observées dans trois mois, afin de mesurer le gain que procure une prévision parfaite des révisions. Sur les trois mois, l'écart de rentabilité entre les portefeuilles extrêmes est de 10,5%. Le coefficient de corrélation de 0,207 est toujours significatif.

Les conclusions tirées par Arnott de ces résultats sont:

- 1- les estimations de consensus sont relativement bien intégrées dans les cours des titres.
- 2- les bénéfices sont des informations qui affectent les cours de façon consistante et donc une bonne prévision (a fortiori une prévision parfaite) est très utile pour l'investisseur
- 3- les changements d'anticipation sont plus importants que la valeur du BPA en lui-même et donc il est plus important de prévoir les changements d'anticipation que les BPA.

définition seulement la moitié des prévisions peuvent être considérées comme meilleures et pas de façon constante. La question est donc reformulée pour savoir s'il est possible de déterminer les consensus futurs à partir des consensus passés. Dans une optique de gestion de portefeuille, le problème devient aussi de savoir si l'information est totalement incorporée dans les cours lors de la révision de prévision.

Dix portefeuilles sont composés selon la révision de BPA en cours et la rentabilité est calculée sur les 3 et 12 mois qui suivent le mois de publication de l'information. La différence de rentabilité entre les portefeuilles extrêmes est de 4,6% sur trois mois et de 10,9% sur 12 mois. Les coefficients de corrélation sont de 0,09 et 0,081 et sont positifs dans 89% des cas. Les portefeuilles composés selon les révisions de BPA en cours sur les trois derniers mois donnent des résultats similaires. Il est intéressant de remarquer avec Arnott le fait que l'écart entre les portefeuilles est supérieur sur 12 mois comparé à 3 mois. L'information est incorporée lentement dans les cours et donc, peut être utilisée pour la sélection de titres.

5 L'étude de Brown, Foster et Noreen (1985)

Le travail effectué par Brown, Foster et Noreen n'a pas pour principal objet de déterminer les gains possibles d'un investisseur utilisant un consensus de marché. Cependant il s'agit là d'une étude quasi-exhaustive de la base de données d'IBES, ainsi que de celle moins utilisée dans les études de Wells Fargo, qui met en évidence qu'une grande partie des révisions de BPA effectuées par les analystes est incorporée dans les cours lors de la publication. Les données d'IBES utilisées couvrent la période 1976 à 1980 et concernent 500 titres. Les auteurs composent des portefeuilles selon le sens des révisions de prévisions de BPA en cours et à deux ans et observent les rentabilités anormales sur un intervalle de 24 mois incluant le mois des révisions. Les résultats sont résumés dans le tableau ci-dessous, le mois 0 étant le mois de révision:

révisions de BPA en cours	mois (-12,-2)	mois(-1,0)	mois(1,12)
-	-7,91	-2,18	-3,69
0	-1,17	-0,36	-1,22
+	5,37	1,56	0,87
révisions de BPA en cours et à 2 ans			
	-10,03	-3,27	-4,22
00	-0,53	-0,32	-0,11
++	7,72	2,39	1,70

source: Brown, Foster et Noreen (1985)

Il semble que les révisions de prévisions de BPA aient un faible pouvoir de discrimination, le marché anticipant relativement bien ces changements. L'ajustement des cours aux révisions à la baisse continue cependant après la publication des révisions.

6 L'étude de Benesh et Peterson (1986)

L'approche de l'étude de Benesh et Peterson est différente des précédentes. L'échantillon est composé des 50 titres ayant eu les meilleures performances et des 50 ayant eu les moins bonnes performances sur les années 1980 et 1981. Un échantillon de contrôle composé des 284 autres titres est constitué. Les prévisions de bénéfice viennent de la base de données d'IBES.

Pour chacun des portefeuilles constitués, les auteurs calculent les changements de bénéfices entre l'année T-1 et T et les erreurs de prévisions par Dollar (le dénominateur étant le cours des titres en fin de l'année T), calculées à partir de la première prévision fournie. Les résultats sont les suivants:

années	portefeuilles	variation de BPA	erreur de prévision
		moyenne	moyenne
1980	50 ++	0,029	0,022
	280	0,001	-0,005
	50	-0,027	-0,04
1981	50 ++	0,038	0,019
	284	0,004	-0,012
	50	-0,015	-0,03

source: Benesh et Peterson (1986)

Les titres les plus performants sont des titres dont le bénéfice a

1980 et de 1,9 cents en 1981. Les entreprises qui ont eu les plus faibles performances avaient des prévisions qui surestimaient leur résultat. Cette relation semble solide puisqu'elle se vérifie fréquemment au niveau des titres d'après Benesh et Peterson.

Pour tester l'intérêt des révisions de prévisions pour la sélection de titres, les auteurs composent deux portefeuilles selon l'ampleur de la révision du consensus de BPA en cours. Les seuils de révisions pour entrer dans les portefeuilles sont 2 et 5%. Les rentabilités anormales sont calculées à partir du mois suivant la publication et jusqu'à la fin de l'année fiscale (seuls les titres dont l'exercice se termine en décembre sont pris en compte) et divisées par le nombre de mois de détention pour pouvoir effectuer des comparaisons. Les résultats sont résumés dans le tableau ci-dessous.

période de détention	nombre révisions	de	révisions en hausse	révisions en baisse	différence
1980 (>5%)	hausse	baisse	Ton nausse	Ton barsse	
févdéc.	11	8	-1,04%	-0,38%	-0,66%
avrdéc.	. 7	25	2,04%	-0,39%	2,43%
juidéc.	20	37	0,98%	-1,45%	2,41%
1981 (>5%)		·			***
févdéc.	5	17	0,95%	-0,26%	1,21%
avrdéc.	11	17	0,67%	-1,58%	2,25%
juidéc.	10	22	-0,26%	-1,08%	0,82%
1980 (>2%)			-		
févdéc.	47	21	0,2%	-1,08%	1,28%
avrdéc.	34	62	0,99%	-0,61%	1,6%
juidéc.	53	92	1,00%	-1,37%	2,37%
1981 (>2%)			<u> </u>		
févdéc.	40	53	0,41%	-0,04%	0,45%
avrdéc.	33	57	0,52%	-1,05%	1,57%
juidéc.	37	67	-0,19%	-1,33%	1,14%

source: Benesh et Peterson (1986)

Ces résultats montrent que globalement, il existe des écarts de rentabilité entre les portefeuilles de révisions à la hausse et à la baisse et que l'écart est plus important pour les portefeuilles composés selon un seuil de révisions élevé. Cette étude conclut aussi à la possibilité d'augmenter la performance d'un portefeuille en tenant compte des révisions de consensus de marché.

Table 1: rentabilités anormales cumulées des portefeuilles équipondérés composés selon l'ampleur de la révision de BPA en cours au mois 0 sur les 12 mois précédents et pendant le mois des révisions

-revis bpa1-revis lcapitalisation bpa0-qual bpa1-qual tcmt-qual per0-moyen per1-mo -4,21 -4,25 0,15 8683389 3 3 17,12 11 0,32 0,3 0,18 8679470 3 3 3 17,43 11 2,06 4,76 0,32 10613497 3 3 3 17,96 11										
-4,25 0,15 8683389 3 3 3 17,12 1 0,3 0,18 8679470 3 3 3 17,43 1 4,76 0,32 10613497 3 3 3 17,96 1	bpa0-re	vis	a1-revis		capitalisation	bpa0-qual	bpa1-qual	tcmt-qual	per0-moyen	per1-moyen
0,3 0,18 8679470 3 3 17,43 1 4,76 0,32 10613497 3 3 17,96 1	7-	,21	2	Ι	ന			3	17,1	15.17
4,76 0,32 10613497 3 3 3 17,96 1	9	,32		Τ.	67947		က	က	17,	_
	.,	90,	4,	0,32	-		က	က	17,9	15,3

et 5 présentent la révision moyenne en % des BPA passé, en cours et du TCMT pour les titres du portefeuille. ente la capitalisation moyenne des titres sur une base totalement diluée en 1000 F.

et 9 présentent la note de qualité moyenne des prévisions mesurée par la dispersion des prévisions (de 1 à 5). It 11 présentent les PER moyens estimés sur la base des prévisions de BPA passé et en cours.

ois-12	mois-11	ois-12 mois-11 mois-10 mois-9		mois-8	mois-7	mois-6	mois-5	mois-4	mois-3	mois-2	mois-1	moiso
.11,25%	11,25% -10,81%	-10,30%	-9,49%	%£ Z '8-	%£6'L-	-7,16%	%8 6'9-	-5,77%	-4,92%	-4,06%	-2.70%	-1.15%
-1,84%	-1,52%	-1,11%	-1,11%	-0,94	-0,94%	~66'0-	-0,70%	-0,49%	-0.27%			-0 03%
8,95%	8,67%	8,16%	7,74%	6,93%								
20,20%	19,48%	18,45%	•	15,66		·	•	•				

ont cumulées sur les intervalles (-i,O), le mois 0 étant le mois des révisions. du tableau est la différence entre les rentabilités des portefeuilles 1 et 3.

ا⊒	mois-10	mois-9	mois-8	mois-7	mois-6	mois-5	mois-4	mois-3	mois-2	mois-1	mois0
%	%86	%86	%86	100%	%96	% 46		100%	94%	91%	85%
732	731	728	726	729			723				
86,94	85,14	79,84	76,41	81,59		66,56		79.84	69.77		
87,05	85,39		76,		75,43		71,66				34.07

présente le nombre de fois pour lesquelles la rentabilité du portefeuille 3 est supérieure à celle du portefeuille 1. présente la statistique L servant au calcul du test de Page.

résentent la statistique des tests de Page et Friedman

Table 2: rentabilités anormales cumulées des portefeuilles équipondérés composés selon l'ampleur de la révision du BPA passé au mois 0 sur les 12 mois précédents et pendant le mois des révisions

_	23	ις.	13
r1-moye	15,23	15,	15,1
per0-moyen per1-moyen	17,42	17,83	17,09
tcmt-quai	ε	8	က
bpa1-qual	e	က	က
bpa0-qual	E	ဇ	က
capitalisation	9180241	8248197	10372978
tcmt-revis	0,17	0,21	0,28
opa1-revis	-1,34	1 2	3,12
bpa0-revis k	-15,75	0,09	7,93
tres	36	36	37
ortefeuilles tit	1	2	င

ဗ်	mois-10		ois-12 mois-11 mo
,23% -7,41% -6,98%	-8,23% -7,41%	-7,41%	-8,23% -7,41%
-0,92%	-1,22% -0,92%	-0,92%	-1,22% -0,92%
2,68%	6,41% 5,68%	2,68%	,84% 6,41% 5,68%
13,09%	14,64% 13,09%	13.09%	14,64% 13,09%

	mois-12	mois-12 mois-11 mois-10 mois-9	mois-10	mois-9	mois-8	mois-7	mois-6	mois-5	mois-4	mois-3	mois-2	mois-1
erarchie	%62	81%	%26	92%	91%	91%	95%	%16		%96 °	%96	Ű,
	721	724	725	721	719	7.1		712	714		709	9
	68,16	73,05	74,72	68,16	64,99	ιΩ	55,93			5		
hi2rr	70,45			68,8	65,01	56,64	55,96	54,49		50,3	50,52	31.

La signification des données est identique à celle de la table 1.

Table 3: rentabilités anormales cumulées des portefeuilles équipondérés composés selon le sens de la révision du TCMT au mois 0 sur les 12 mois précédents et pendant le mois des révisions

BS	opau-revis	bpa1-revisi	tcmt-revis	capitalisation	bpa0-qual	bpa1-qual	tcmt-qual	per0-moven p	n per1-moven
31	-1,01	0,58	-0,75	8291921	3	3	8	16.2	14.64
50	-1,94	0,73	0	8120564	m		n	16.4	14.74
30	-5,75	2.48	0.78	10175366					14 70

mois-8								
	mois-7	mois-6	mois-5	mois-4	mois-3	mois-2	mois-1	moiso
%96 8-	-3 52%	-3 18%	75 73%	4 %	-1 80%	4 E 500/	4 0 0 0 0	200
	1 .			2 - : 1			% 60'-	8,00°0-
-2,83%	-2,44%	-1,69%		-1.28%				-0 33%
3 2 1 %	2 550/	2 5.10/					, ,	2 1
2,17	200	2,0			2,30%		% / 5'	0,65%
7,16%	7.07%	6,70%	6.14%		4.86%	3.81%	2 46%	
	-2,83% 3,21% 7,16%	5 % 6 % 8 %	3% -2,44% 1% 3,55% 6% 7,07%	3% -2,44% - 1% 3,55% 6% 7,07%	3% -2,44% -1,69% -1,55% 1% 3,55% 3,51% 3,41% 6% 7,07% 6,70% 6,14%	3% -2,44% -1,69% -1,55% -1,28% 1% 3,55% 3,51% 3,41% 3,36% 6% 7,07% 6,70% 6,14% 6,06%	3% -2,44% -1,69% -1,55% -1,28% -0,95% 1% 3,55% 3,51% 3,41% 3,36% 2,98% 6% 7,07% 6,70% 6,14% 6,06% 4,86%	3% -2,44% -1,69% -1,55% -1,28% -0,95% - 1% 3,55% 3,51% 3,41% 3,36% 2,98% 6% 7,07% 6,70% 6,14% 6,06% 4,86%

	ra r	575 581 581	575 581 581	575 565 575 581	767 777 701
		0 4 0 0	0 4 0 0	05 1 05 1 04 00	1 15 FK OF 1 04 00
v	21,34 31,34	36, 0	20,10	78,10 70,00	1,04 CO.CO.
8	33,59 34,68	29,22 33,59 34,6	33,59	29,22 18,31 29,22 33,59	18,31 29,22 33,59

s données est identique à celle de la table 1,

Table 4: rentabilités anormales cumulées des portefeuilles équipondérés composés selon l'ampleur de la révision de BPA en cours, sur les 12 mois suivant la révision

per0-moyen per1-moyen	17,12 15,17	17,43 15,49	17.96 15.37
tcmt-qual per	က	က	e
bpa1-qual t	3	ო	က
oa0-qual	င	က	e
capitalisation by	8683389	8679470	10613497
emt-revis	0,15	0,18	0.32
bpa1-revisito	-4,25	e'0	4.76
bpa0-revis	-4,21	0,32	2,06
itres	36	36	37
portefeuilles ti	_	Ø	က

portefeuille	mois0	mois1	mois2	mois3	mois4	mois5	mois6	mois7	mois8	esiom	mois10	mois11
-	-1,15%	-0,43%	% 1 2 0 - 0 .	-1,02%	-1,02%			-1,51%	ľ		-1,12%	-1,12
2	%£0'0-	-0,17%	-0,38%	%99'0-		-0,82%	-0,76%	•	-1,59%	-2,11%	-2,24%	-2.57
က	1,09%	0,59%	1,13%	1,56%	1,50%			1,64%			1.26%	1.60
(3-1)	2,24%	_		2.57%		2.97%			• •	2.49%	2,38%	2.72

test	mois0	mois1	mois2	mois3	mois4	mois5	mois6	mois7	mois8	mois9	mois10	mois11
hierarchie	%06	74%	72%	% †	%99	%89		%99	%99		62%	56
	699	630	612	602	586	575		546	537	517		
chi2i	39,68	18	13,5	15,36	12,56	13,61	15,55	10,46	12,96	7,62	* -	, ,
chi2rr	39,72	18,48	14,62	18,			Ŧ			•		

La signification des données est identique à celle de la table 1.

Table 5: rentabilités anormales cumulées des portefeuilles équipondérés composés selon l'ampleur de la révision de BPA passé, sur les 12 mois suivant la révision

Ven	: m	2	٦,
r1-mo	15	•	15
per0-moven per1-moven	17.42	17,83	17,09
1_	ľ	N	က
tcmt-qual			
bpa1-qual		8	3
bpa0-qual	3	8	3
oitalisation	9180241	8248197	10372978
tcmt-revis car	0,17	0,21	0,28
sa1-revis	-1,34	1,2	3,12
bpa0-revis br	-15,75	0,99	7,93
res		ဗ	37

mois 12	<u>:</u>]		-2,14%		
mois 11	970			80.0	
mois 10	:			0,03%	
mois9	~0.07%	1 85%	% of C		
mois8	0.17%	.167%	% 00 0	-0.18%	2. 2.
mois7	-0.24%	-1 14%	787	0.42%	
mois6	-0.32%	%69.0	%60 0	0,41%	
mois5	-0,44%	-0.41%	0.34%		l
mois4	-0,33%	-0.46%	0.51%	0,84%	
mois3	-0,21%	-0,28%	0.45%	0,66%	
mois2	0,12%	-0,39%			
mois1	~20,0-	-0,14%	0,22%	0,29%	
0sic	-0,67%	-0,16%	0,78%	1,45%	

	moisiz	700	4.00 %	C C	200	•	21.0	ď
10000	1108		9	T T	0 0	7		0.47
nois 10	0151011	7007		720		•		2 76
poied	10133	45%	2	r. c.)	C 25	-	3
nois8	2	42%	1	23.00)	0.0		1.64
m Laio		47%		559	1	0.53		1,34
moise Imc		21%		580	1	2.72	1	3,8/
mois5		%09	1	202	1	3,76		40'4
mois4		64%		610		4,93	(0,04
mois3		%09	1	0		67,2	0	70,7
mois2		28%	100	170		7,7	73 6	2
mois1		04%	000	800		۷,۱٥	200	
osic	7007	9 8	000	700	10 06	00,00	21 77	, , ,

s données est identique à celle de la table 1.

Table 6: rentabilités anormales cumulées des portefeuilles équipondérés composés selon le sens de la révision de TCMT, sur les 12 mois suivant la révision.

er1-moyen	14,64	14,74	14,79
per0-moyen per1-moyen	16,29	16,44	16,99
H	3	က	ल
tcmt-qual			
bpa1-qual	3	e	3
bpa0-qual	8	ဇ	3
evis capitalisationbaa0-o	8291921	8120564	3 10175366
istcmt-revis	-0,75	0	0,78
a1-revis	0,58	0,74	2,48
g	2	ເດ	2
bpa0-revi	-1,0	-1,9	-5,7
Jq	3.1	50	30
titres			
ortefeuille	-	2	3

ortefeuille	mois0	mois1	mois2	mois3	mois4	mois5	mois6	mois7	mois8	mois9	mois10	mois11
+	~0,32%	-0,48%	'	-1	•	'	ľ				.2,93%	-3,72
2	-0,32%	0,12%		0								
က	0,67%	0,27%	0,30%	0,95%	1,05%	0,64%	1,07%	1,04%	0,68%	%06'0	0,65%	1,58
(3-1)												

test	mois0	mois1	mois2	mois3	mois4	mois5	mois6	mois7	mois8	mois9	mois10	mois11
hierarchie	%29	%99	%09	72%		51%	%85					58
	550	528	520	529		485		464	4 50	449	426	4
chi21	5,5	1,67	3,04	16,69	11,25	3,7						6
chi2rr	7,68	1,81	8,19	18,48	12,6		10,15	5,56			4,7	6

La signification des données est identique à celle de la table 1.

Table 7: rentabilités anormales cumulées des portefeuilles équipondérés composés selon le signe des révisions simultanées de BPA en cours et de TCMT, sur les 12 mois suivant la révision.

-3,0

Š												
SISU	mois	mols2	mois3	mois4	mois5	mois6	mois7	mois8	9siom	mois 10	moie 1 1	mois 1.9
3			l		l	l				0101011	11013	7 000
% - 8.O.	%67' -	%cz,1-	1%/8'Z-	-2,65%	-3.07%	~2.67%	-4.04%	-3.61%	-3 87%	70 C S V -		
200				•							0,000,00	804.0
-0,22%	% 50 O -	0.15%	0.0	0		% e c	.0 60%	.0 75%				
		•		,			000		? - -	% 10'I-	8 0 -	%86.1-
.4/%	0.87%	0.88%	.80%	1.80%	174%	2 17%	226%	2000				
		•		•			5,00,1		0/ 1 1/9	0,76,7	%05'5	3,63%
× 20.7	2.12%	2.13%	4.66%	4.45%	4.81%	5 85%	8 40%	7000	/000 H			
					ĺ	١	0,40,0		0,30%	% 0 1 / 7	8/20	8.1.8

Γ	_	70/	<u>.</u>	Ĺ	<u></u>	Y 4	4	00 00
C F G G C C	21011							CC
moje 1.4	110131	77 07	9	774	##0	10 01	10,04	10 01
mois 10		79%	•	C L	200	1201	2	15 05
moise	Ì	7.6%		n n	5	16.4	-	16.4
mois8	1	79%		576	;	14.4	•	14.93
mois7 Im		77%		ις α))	11.83		11.86
mois6		77%		602	i .	5.36		15.48
mois5		%0/		622		22,04	. ((22,16
mois4		%	((623	,	12,5		12,53
mois3 n	ı	% / /		642	1	17,64	(18,12
mois2	7007	%7./	C	503	0,	16,48	1	17,71
mois1 r	1055	% / /	CLC	N C O	1	, 33	1	ca',
n osic	/o + 0	° 0	010	8/0	* 1	17,44	10	ر ا ۾ ا

s données est identique à celle de la table 1.

Table 8: rentabilités anormales cumulées des portefeuilles équipondérés composés selon le sens des révisions de BPA en cours sur 2 mols, sur les 12 mois suivant la révision.

ortefeuille	titres	bpa0-revis	bpa1-revis	tcmt-revis	capitalisatior bpa0-qual k	I bpa1-qual	tcmt-qual	per0-moyen	per0-moyen per1-moyen
-	19	9 -1,29	-5,	72 0,22 722	7221176	3	3	16,5	14,67
2	64	1 -1,84	0,46	0,22	9237284	3	9	17,99	15,8
6	25	1.67	3,5	0.39	11282794	6	3	17.88	15.34

portefeuille	mois0	mois1	mois2	mois3	mois4	mois5	mois6	mois7	mois8	esiom	mois10	mois11
	-1,30%	-0,54%	-1,05%	-1,81%	-1,89%	-2,48%	-2,99%	-2,33%		-2,09%		-1,53
21	0,11%	•		-0,42%		-0,48%	-0,49%				-1,62%	
e -	1,17%		1,90%	2,20%	2,36%	2,10%		2,08%	1,54%			1,87
(3-1)	2,47%	1.64%		4,00%	4,25%	4,58%				3,97%		

test	mois0	mois1	mois2	mois3	mois4	mois5	mois6	mois7	mois8	mois9	mois10	mois11
hierarchie	75%	75%	77%	84%	84%	82%	%08	77%	% 2.2	% 2 2 9	75%	
	483	479	464	448	434	428	422	428	426	413	407	4
chi21	23,01	15,91	19,04	23,6	26,45	20,51	15,21	10,31	11,84	12,98	8,68	ູດ
chi2rr	23,86	17,62	20,33	23,75	27,05	20,51	_	10,31	12	14,97	12,05	

La signification des données est identique à celle de la table 1.

és anormales cumulées des portefeuilles équipondérés composés selon le sens des révisions de BPA en cours sur 3 mois, suivant la révision.

0	oa1-revisitor	mt-revis	capitalisation	bpa0-qual	bpa1-qual	tcmt-qual	per0-moyen[per1-moyen	per1-moven
_	-9,01	0,27	6910429	3			3 15,8	14.16
4	0,31	0,27	9363510	e	8		3 18.05	15.88
-	3,95	0,41	11475058	က			17	(C)

mois 12	-4 97%	% 8 G U -	3 0 6	8.14%
mois11	8	.1.03%		
mois10 Ir	-4.27%			7,64%
nois9	-4.81%	-0.88%	3.27%	8,08%
mois8	-5,31%	-0,47%	2.55%	7,86%
mois7 n	-4,70%	-0,41%	2,78%	7,48%
mois6 n	-5,24%	-0,27%	2,89%	8,13%
mois5	-4,34%	-0,26%	3,05%	7,39%
mois4	~3,08%		3,22%	
ois3	-2,52%		2,89%	
mois2	-1,62%	-0,22%	2,39%	4,01%
mois1			1,41%	
	-1,99%	~20,0-	1,80%	3,79%

	_	7.	_		_	9		α
	mois 12	7001	% R /	000		တ်	•	5
	mois 11		%00	676) 	13.56		4
	mois10	7007	0/6/	356) (12,25		7
	- -	70 H G	2	361	, (90,	. 0	0
	mois9	1	•		,	~		
			2	380		N O	1 10	7
	mois8				•	_	•	-
		79%		378	0	57.5	12 / 1	-
	mois7				•		*-	-
	mois6	%66	!	367	27 70	7/147	27 PG	,
	mois5	85%		364	7 0 0	74,02	20 17	L
•	mois4	95%		373	24 45	00,10	 	
	mois3	85%		392	00 00	•	23.72	
	mois2	82%		405	20 55	2010	22.54	
F	mois1	%29		430	α	5	12.84	
	0sic	87%	•	4 6	34 66	5	34.82	

s données est identique à celle de la table 1.