

L'EVALUATION DE LA PERFORMANCE OPERATIONNELLE A LONG TERME : ASPECTS METHODOLOGIQUES ET ANALYSE CRITIQUE

Khalid EL BADRAOUI, *Université Ibn Zohr - École Nationale de Commerce et de Gestion, Maroc*
Khalid.elbadraoui@gmail.com

Mots-clés : Etude événementielle ; étalon ; performance opérationnelle.

Résumé : Dans cet article, nous passons en revue les méthodes les plus utilisées dans les études empiriques visant à appréhender la performance opérationnelle à long terme (trois à cinq années) des entreprises suite à un événement corporatif majeur. Ces études, dites études événementielles à long terme, sont basées sur des données comptables, et sont très sensibles aux modèles mis en œuvre pour estimer la performance opérationnelle ainsi qu'aux tests utilisés pour juger son importance relative d'un point de vue statistique. Nous présentons ces aspects et faisons ressortir les problèmes méthodologiques qui peuvent être rencontrés ainsi que les solutions qui sont préconisées dans la littérature.

Keywords : Event study ; benchmark; operating performance

Abstract: In this paper, we review the methods widely used in empirical studies to detect the long-term (three to five years) operating performance following major corporate events. These studies, referred to as "long-term event studies", use accounting-based performance measures and are very sensitive to the models implemented to estimate the operating performance as well as to the tests designed to judge its relative importance from a statistical standpoint. We present these aspects and put emphasis on the methodological issues which can be met in these studies, as well as the solutions suggested in the literature to address them.

INTRODUCTION

Selon la théorie du signal (Ross, 1977 ; Leland et Pyle, 1977), les firmes communiquent les informations aux investisseurs à travers les décisions que leurs dirigeants prennent. En effet, tout au long de

sa vie, une firme est amenée à diffuser une panoplie d'informations vers un large public. Ces informations peuvent avoir un caractère cyclique, comme les annonces de résultats annuels ou de distribution de dividendes, ou

un caractère exceptionnel, telles que les annonces de financement externe ou des offres publiques. Les moments où ces décisions sont prises sont des moments marquants et privilégiés, car ils offrent aux investisseurs l'occasion de porter un jugement sur la qualité de la firme à travers les implications des décisions prises. L'incidence de ces décisions sur la richesse des actionnaires est mise en évidence par les chercheurs en recourant à la méthodologie des « études d'événement » ou « études événementielles ».

Des études¹ plus récentes sur le comportement des cours des entreprises sur une longue période suite à l'annonce d'un événement corporatif quelconque montrent que l'impact constaté lors de l'annonce de cet événement n'est pas toujours proportionnel à la portée réelle de la nouvelle à cet instant. En effet, les investisseurs auraient tendance à commettre systématiquement des erreurs dans la façon dont ils interprètent le signal envoyé par l'entreprise lors de l'annonce de l'événement. Autrement dit, le marché tarde à reconnaître les effets réels de l'événement sur la valeur de l'entreprise, ce qui semble être incompatible avec le principe d'efficience informationnelle des marchés financiers. De nombreux auteurs se sont donc tournés vers les études d'événement à long terme afin d'évaluer la performance boursière à long terme pendant la période post-événement. Ces études événementielles ont détecté des gains ou des pertes de valeur significatives pendant la période post-événement sur des horizons temporels relativement longs (trois à cinq ans après l'occurrence de l'événement). Ces anomalies ont été plus particulièrement observées sur le terrain riche des émissions de nouveaux titres (*e.g.* Ritter, 1991 ; Loughran

et Ritter, 1995 ; Jegadeesh, 2000) ou encore suite à certaines opérations sur titres, telles que les rachats et les fractionnements d'actions (*e.g.* Ikenberry *et al.*, 1995 ; Desai et Jain, 1997).

Toutefois, étant donné que l'information comptable constitue une source d'information déterminante pour les investisseurs, il conviendrait de s'interroger dans quelle mesure l'évolution de la performance boursière à long terme des firmes suite à un événement corporatif pouvait refléter l'évolution de leur performance opérationnelle² telle que mesurée par des indicateurs issus de leurs états financiers ? Afin de répondre à cette question, de nombreuses études (*Cf.* Tableau 1) ont tenté d'appréhender la richesse économique créée par les firmes suite à certaines décisions stratégiques prises par leurs dirigeants. Les auteurs de ces études utilisent principalement des indicateurs de performance construits à partir des données comptables de l'entreprise afin d'évaluer l'aptitude de cette dernière à créer la valeur dans la durée. Ces indicateurs revêtent une dimension opérationnelle dont la contribution dans la performance de la firme semble déterminante. En effet, Modigliani et Miller (1963), initiateurs de la théorie financière moderne, attestent dans leur fameuse proposition II que la dimension opérationnelle doit être séparée de la dimension financière. Ce sont les conditions d'exploitation qui sont à l'origine de valeur, les décisions de financement n'ayant pas d'incidence hormis l'effet fiscal.

Toutefois, les aspects méthodologiques des études de la performance opérationnelle à long terme sont loin de faire l'unanimité au sein de la communauté scientifique financière.

¹ Se référer à Fama (1998), Schwert (2001) et Kothari (2001) pour une synthèse de ces études.

² Il s'agit de la rentabilité procurée par les outils de production en place indépendamment du mode de financement.

En effet, l'évaluation de la performance opérationnelle est très sensible à la fois, à l'indicateur de performance utilisé et à l'étalon (*benchmark*) mis en œuvre pour estimer la rentabilité attendue. Aussi, de par le caractère non-gaussien des ratios comptables, les tests statiques utilisés dans ces études ne permettent pas toujours d'aboutir aux mêmes conclusions et leur fiabilité est souvent contestée. C'est justement dans cette perspective que se situe le présent article qui s'attache à présenter et discuter les aspects méthodologiques de ces études, en mettant l'accent particulièrement sur les indicateurs et les modèles de mesure de la performance économique à long terme, ainsi que les tests statistiques mis en œuvre pour évaluer son caractère significatif.

La suite de cet article est organisée comme suit. La section suivante présente les mesures classiques utilisées dans la littérature pour évaluer la performance opérationnelle. La section III est consacrée aux méthodes alternatives préconisées pour pallier aux déficiences des mesures classiques. Dans la section IV seront discutés les différents étalons utilisés pour estimer les rentabilités normatives ainsi que les critères d'appariement mis en œuvre pour sélectionner ces étalons. Les sections V et VI sont consacrées respectivement aux modèles d'évaluation de la performance opérationnelle et aux tests utilisés pour juger la significativité statistique de celle-ci. La dernière section conclue.

1. Les mesures classiques de la performance opérationnelle à long terme

La mesure de la performance opérationnelle à long terme est un exercice délicat. Son analyse est cependant indispensable pour

l'élaboration d'un diagnostic sur les ressorts de la firme et pour apporter quelques éléments d'éclairage sur ses perspectives de croissance. Les premières études d'événement à long terme portant sur l'analyse de la performance opérationnelle des firmes ayant enregistré un événement corporatif reposent sur des indicateurs de mesure de performance financière. Cela était le cas, à titre d'exemple, de Healy et Palepu (1988) pour les initiations/suppressions de dividendes ou encore Asquith et *al.* (1989) pour les fractionnements d'actions, qui ont appréhendé la performance opérationnelle des firmes en rapportant la variation de leur bénéfice net par action (*ABPA*) à leur cours boursier. Or, le bénéfice net d'une entreprise est souvent impacté par sa politique financière, ce qui ne permet pas d'informer sur la rentabilité des capitaux engagés dans l'activité productive indépendamment de la structure de financement choisie. Ce biais est d'autant plus fréquent que la plupart des événements corporatifs étudiés impliquent un changement de la structure financière de l'entreprise. C'est le cas notamment du financement par émission d'actions ou d'obligations.

À cela s'ajoute le fait que le résultat net de l'entreprise peut être altéré par la politique fiscale de l'entreprise (impôt sur les sociétés) et/ou par sa politique d'amortissement et de provision³. La construction d'un indicateur de performance fiable et pertinent passe donc immanquablement par la correction du résultat net des effets des charges financières, des

³ Teoh et *al.* (1994), Teoh et *al.* (1998) et Rangan (1988) attestent que les dirigeants des entreprises candidates à une introduction en bourse ou à une augmentation de capital ont généralement tendance à manipuler leurs résultats comptables par le biais des amortissements et des provisions (*accruals*). Ils indiquent également que ces manipulations comptables expliquent les mauvais résultats de ces entreprises pour les années à venir.

amortissements et provisions pratiqués par l'entreprise et de l'imposition de ses bénéfices. C'est pour cette raison que Barber et Lyon (1996) recommandent d'opter pour une mesure de performance opérationnelle qui est fondée sur les flux de trésorerie potentielle dégagés par l'exploitation, telle que le bénéfice avant impôts, charges financières, dépréciations et amortissements (*EBITDA*⁴ : *Earning Before Interest Taxes depreciation and Amortization*), le bénéfice avant impôts et charges financières (*EBIT* : *Earning Before Interest and Taxes*) ou encore le résultat opérationnel avant dépréciations et amortissements (*OIBD* : *Operating Income Before Depreciation*).

Par ailleurs, afin de rendre les rentabilités économiques comparables dans le temps et dans l'espace, le résultat opérationnel de chaque entreprise pendant une période t est rapporté au total des actifs (*Total Assets* : *TA*) l'ayant sécrété pendant la même période t . Cela nous donne le ratio *Résultat opérationnel/TA*, communément désigné sous l'acronyme *ROA* (*Return On Assets*) dans la littérature anglo-saxonne. Le tableau 1 reprend dans sa troisième colonne les indicateurs de performance opérationnelle utilisés dans certaines études précédentes.

2. Les mesures alternatives de la performance opérationnelle

L'estimation de la rentabilité opérationnelle par le *ROA* calculé tel qu'indiqué ci-dessus souffre de deux principales limites. La première, dite « biais du coût historique »

(*historic cost drawback*), tient au fait que l'actif total est reporté dans les états comptables en coût historique alors que le résultat opérationnel (*EBITDA* par exemple) est exprimé en euros courants.

La deuxième limite est inhérente aux actifs non-opérationnels (*non-operating assets drawback*). En effet, la standardisation du résultat opérationnel par un actif total qui intègre des actifs non opérationnels entraînera une sous-estimation de la rentabilité opérationnelle.

Des ajustements s'avèrent par conséquent nécessaires afin de pallier ces biais méthodologiques qui risquent d'altérer les conclusions des études qui se proposent d'analyser la performance opérationnelle à long terme. S'agissant du biais du coût historique, Barber et Lyon (1996) proposent en vue d'y remédier de standardiser le résultat opérationnel, soit par la valeur de marché des actifs⁵, soit par le chiffre d'affaires, ce qui revient à calculer la rentabilité commerciale (*Return On Sales* : *ROS*).

S'agissant du problème des actifs non-opérationnels, Barber et Lyon (1996) estiment que « l'ajustement le plus important à opérer sur les entreprises de l'échantillon étudié serait la déduction des liquidités et des valeurs réalisables de la valeur comptable de leurs actifs » (p. 389). Cet ajustement s'avère très judicieux dans les événements corporatifs associés à une variation substantielle de la trésorerie de l'entreprise, ce qui est le cas, notamment, pour les émissions et les rachats de titres.

⁴ L'*EBITDA* s'apparente à la notion française de l'EBE (Excédent Brut d'Exploitation), à la différence que ce dernier intègre les impôts et taxes. L'*EBITDA* est défini par la somme du chiffre d'affaires et de la production vendue, moins les consommations en provenance des tiers, les charges de personnels et les autres charges.

⁵ La valeur de marché des actifs (*market value of assets*) est calculée comme suit : actif total - valeur comptable des capitaux propres + capitalisation boursière.

Tableau 1:

Tableau synoptique (non exhaustif) des études événementielles ayant étudié la performance opérationnelle à long terme des firmes suite à un événement corporatif

| Auteur(s) | Événement(s) étudié(s) | Indicateur(s) de performance | Critère(s) d'appariement |
|----------------------------|---|--|--|
| Healy et Palepu (1988) | • Initiation/omission de dividendes | $\frac{\Delta BPA}{Cours}$ | • Activité |
| Asquith et al. (1989) | • Fractionnement d'actions | $\frac{\Delta BPA}{Cours}$ | • Activité |
| Kaplan (1989) | • Rachats de l'entreprise par les Salariés (<i>Management Buy Out</i>) | $\frac{Résultat\ opérationnel}{CA}$ $\frac{Résultat\ opérationnel}{TA}$ | • Activité + Taille |
| Hansen et Crutchley (1990) | • Émission d'actions • Émission d'obligations convertibles • Émission d'obligations standards | $\frac{EBIT}{TA}$ | |
| Healy et Palepu (1990) | • Émission d'actions | $\frac{\Delta BPA}{Cours}$ | • Activité |
| Mukherjee et Varela (1993) | • La bataille de procuration (<i>proxy contest ou proxy fight</i>) | <i>ROE (hors éléments exceptionnels)</i> | • Activité + Taille |
| Jain et Kini (1994) | • Introduction en bourse | $\frac{OIBD}{TA}$; $\frac{Cash - flows\ opérationnels}{TA}$ | • Activité |
| Healy et al. (1994) | • OPA | $\frac{Cash - flows\ opérationnels}{Valeur\ de\ marché\ des\ actifs}$ | • Activité |
| Mikkelsen et Shah (1997) | • Émission initiale | $\frac{EBITDA\ (hors\ éléments\ exceptionnels)}{TA}$ $\frac{EBITDA\ (hors\ éléments\ exceptionnels)}{CA}$ | • Activité • Activité + taille • Activité + performance passée |
| Loughran et Ritter (1997) | • Émission d'actions | $\frac{EBITDA}{TA}$ | • Activité + taille + performance passée |
| Sentis (2001) | • Émission initiale | $\frac{EBITDA}{TA}$ | • Activité + taille |
| Lewis et al. (2001) | • Émission d'obligations convertibles | $\frac{OIBD}{CA}$; $\frac{OIBD}{TA}$; $\frac{Résultat\ met}{CA}$; $\frac{Résultat\ met}{TA}$ | • Activité + taille + performance passée |
| Lie (2005) | • Rachat d'actions par ramassage en bourse | $\frac{Résultat\ opérationnel}{TA - Cash}$ | • Activité + taille • Activité + performance passée + <i>BtoM</i> |
| El Badraoui et al. (2008) | • Emission d'obligations convertibles | $\frac{EBIT}{TA}$; $\frac{EBITDA}{TA}$; $\frac{EBIT}{CA}$; $\frac{EBITDA}{CA}$ | • Activité + performance passée • Taille + performance passée |

Cependant, dans le cas des événements donnant lieu à une rentrée de liquidités (plus particulièrement les émissions de titres), il se peut que les fonds encaissés par les entreprises de l'échantillon soient alloués à des projets d'investissement peu de temps après la réalisation de l'événement en question, conduisant ainsi à une augmentation des actifs opérationnels en place, mais sans pour autant générer immédiatement des flux de résultat. Il s'ensuivra une sous-évaluation de la rentabilité économique à court terme des firmes de l'échantillon subséquent à l'événement. Barber et Lyon (1996) proposent de corriger ce biais, dû à l'existence d'un éventuel délai de réponse des investissements entrepris, soit en observant l'évolution de la performance de l'entreprise de l'échantillon sur un horizon temporel relativement long (plusieurs années), soit en utilisant une mesure de performance qui n'est pas affectée par l'accroissement des actifs, telle que la rentabilité commerciale.

Par ailleurs, la recherche d'une meilleure compréhension de l'origine des fluctuations de la rentabilité opérationnelle de l'entreprise nous amène à décomposer le *ROA* en deux ratios : le *ROS* et le taux de rotation des actifs ($A_{turnover}$). Ce dernier, calculé en rapportant le chiffre d'affaires au total des actifs, permet d'évaluer la performance de l'entreprise dans l'exploitation de ses actifs en mesurant les ventes réalisées par chaque unité monétaire investie.

$$ROA = ROS * A_{turnover} \quad (1)$$

L'équation (1) montre qu'une même rentabilité économique peut être obtenue soit par une rentabilité commerciale faible combinée à une rotation des actifs rapide (c'est le cas des grandes distributions par exemple), soit par une rentabilité commerciale

plus élevée et une rotation des actifs lente (c'est typiquement le cas des commerces de luxe). L'analyse de l'évolution du taux de rotation des actifs avant et après la survenance de l'événement est donc nécessaire pour interpréter adéquatement les résultats.

3. Le choix d'une norme

La rentabilité opérationnelle est un bon indicateur de l'efficacité de l'entreprise dans le cadre de sa fonction de production. Toutefois, son calcul doit s'accompagner d'une comparaison de son niveau avec celui d'une norme. En effet, une entreprise peut très bien être rentable sur le plan opérationnel, mais révéler un niveau de rentabilité inférieur à celui de son secteur d'activité ou à celui des entreprises de taille comparable, ce qui tendrait à démontrer son manque de compétitivité.

La norme est déterminée comme la rentabilité d'un étalon qui peut revêtir deux formes, soit une entreprise de contrôle, soit un portefeuille de référence. Cet étalon est sélectionné selon des critères⁶ définis à l'avance de sorte que sa rentabilité mime la rentabilité de l'entreprise en l'absence de l'événement étudié. La rentabilité opérationnelle anormale (c'est-à-dire, la rentabilité opérationnelle liée à l'événement) s'exprime donc comme suit :

$$AP_{it} = P_{it} - E(P_{it} | X_t) \quad (2)$$

Avec P_{it} la rentabilité opérationnelle enregistrée pendant l'année fiscale t par la firme i objet de l'événement. $E(P_{it} | X_t)$ correspond, théoriquement, à l'espérance de la rentabilité opérationnelle de la firme i en

⁶ La quatrième colonne du tableau 1 reporte quelques exemples de critères d'appariement utilisés dans la littérature.

l'absence d'événement, connaissant l'information complémentaire X_t disponible l'année t . Puisqu'elle n'est pas observable, cette rentabilité est approximée par celle d'un étalon P_{it} .

Plusieurs normes sont usuellement utilisées dans la littérature pour appréhender la performance opérationnelle. Nous allons en présenter quatre qui sont le plus fréquemment mises en œuvre. La première, fournit une mesure de performance non ajustée. Elle ne requiert le recours à aucune entreprise de contrôle ou portefeuille de référence, et suppose que la meilleure estimation de la rentabilité opérationnelle espérée $E(P_{it}|X_t)$ d'une entreprise pendant une année t est tout simplement sa rentabilité opérationnelle de l'année $t-1$. Plus formellement :

$$E(P_{it}|X_t) = P_{it,t-1} \quad (3)$$

La deuxième norme fournit une mesure de performance ajustée pour l'effet sectoriel. Dans ce cas, la rentabilité opérationnelle attendue est égale à la rentabilité opérationnelle médiane d'un portefeuille de référence composé de toutes les entreprises ayant la même appartenance sectorielle que l'entreprise de l'échantillon. Dans les études américaines, les auteurs adoptent le plus souvent la classification *SIC* (*Standard Industrial Classification*) à deux (*two-digit*) ou à quatre (*four-digit*) chiffres.

Les deux normes restantes reposent chacune sur l'utilisation d'une firme de contrôle. Pour la première, l'entreprise de contrôle est sélectionnée selon le critère croisé (appartenance sectorielle ; rentabilité économique passée⁷). Ainsi, chaque entreprise de l'échantillon est appariée avec une

entreprise de contrôle relevant du même secteur d'activité et minimisant l'écart absolu de rentabilité économique avec l'entreprise de l'échantillon pendant l'année fiscale précédant celle de l'occurrence de l'événement (année - 1). La logique qui sous-tend l'utilisation des deux critères d'appariement « appartenance sectorielle » et « rentabilité économique passée » est de contrôler les variations sectorielles de la rentabilité opérationnelle et neutraliser l'effet de retour à la moyenne⁸ (*mean reversion*) susceptible d'affecter cette dernière.⁹

Pour ce qui concerne la deuxième norme, l'entreprise de contrôle est sélectionnée selon le critère croisé (taille ; rentabilité économique passée). Dans ce cas, il est procédé en deux étapes. La première étape consiste à construire un portefeuille composé de toutes les entreprises de contrôle dont la taille (mesurée par le total d'actifs) oscille entre 70% et 130% de celle de l'entreprise de l'échantillon. À partir de ce portefeuille, il convient de choisir dans une seconde étape l'entreprise dont la rentabilité économique est la plus proche de celle de l'entreprise de l'échantillon.

Dans leurs simulations, Barber et Lyon (1996) ont testé plusieurs combinaisons de variables de contrôle. Ils affirment que la méthode d'appariement qui contrôle à la fois pour l'effet taille et l'effet de retour à la moyenne

⁸ Cet effet a été largement documenté dans la littérature comptable. Ainsi, Brooks et Buckmaster (1980), Freeman et al. (1982), Penman (1991) et Fama et French (1995) ont tous démontré que les mesures comptables de performance suivent un processus de retour à la moyenne.

⁹ Plus récemment, Kothari et al. (2005) ont attesté que l'utilisation de la « rentabilité économique passée » comme critère d'appariement dans les études d'événement à long terme permet de contrôler la manipulation des résultats par les « accruals discrétionnaires ».

⁷ Par rentabilité économique passée, nous entendons la rentabilité économique mesurée à la fin de l'année -1.

fournit des tests bien spécifiés et puissants, même si elle ne prend pas en considération l'appartenance sectorielle de l'entreprise.

4. La modélisation de la performance opérationnelle attendue

Deux modèles de mesure de performance sont mis en œuvre pour estimer la norme en cas de recours à l'entreprise de contrôle ou au portefeuille de référence.

Le premier modèle est de nature statique (*level model*). Il mesure la performance opérationnelle en soustrayant la rentabilité opérationnelle de l'étalon (P_{it}) de celle de l'entreprise de l'échantillon (P_{it}). Plus formellement :

$$E(P_{it} | X_t) = P_{it} \quad (4)$$

Par contre, le deuxième modèle est un modèle dynamique (*change model*) où la performance opérationnelle correspond à l'écart entre la variation de la rentabilité opérationnelle de l'entreprise de l'échantillon entre l'année t et l'année $t-1$, et celle de l'étalon sur la même période.

$$\Delta P_{it} = (P_{it} - P_{i,t-1}) - (P_{it} - P_{I,t-1}) \quad (5)$$

Nous pouvons donc écrire :

$$E(P_{it} | X_t) = P_{i,t-1} + \Delta P_{it} \quad (6)$$

Avec :

$$\Delta P_{it} = P_{it} - P_{I,t-1}$$

Enfin, Barber et Lyon (1996) confirment que les modèles dynamiques sont plus puissants que les modèles statiques, puisqu'ils

parviennent à mieux détecter la performance anormale aussi bien dans les échantillons aléatoires que conditionnels.

5. L'analyse du caractère significatif de la performance opérationnelle

Dans les études d'événement à long terme, l'hypothèse de normalité de la distribution des rentabilités opérationnelles anormales est sérieusement mise en défaut de par l'importance relative des valeurs extrêmes (*outliers*). Afin de s'affranchir de l'hypothèse de normalité dans la vérification de l'hypothèse H_0 (aucun impact significatif de l'événement sur la performance opérationnelle des firmes de l'échantillon), Barber et Lyon (1996) recommandent l'usage d'un test de Wilcoxon. En effet, leurs simulations livrent des résultats qui mettent en relief une puissance plus importante de ce test comparativement au test paramétrique de Student qui se manifeste par des taux de rejet de l'hypothèse nulle élevés.

Le test de Wilcoxon utilise l'information concernant à la fois la direction et la grandeur relative des observations. Sa statistique est calculée de la manière suivante :

$$Z_{\text{wilcoxon}} = \frac{\sum_{i=1}^N K_i - \frac{1}{4} N(N+1)}{S} \sim N(0,1) \quad (7)$$

Où

$$S = \sqrt{\frac{N(N+1)(2N+1)}{24}} \quad (7)$$

et

$$K_i = \begin{cases} 0 & \text{si } \Delta P_i \leq 0 \\ \text{rang}(\Delta P_i) & \text{sinon} \end{cases}$$

Notons tout de même que la supériorité de ce test par rapport au test de Student s'éclipse lorsque les valeurs extrêmes sont éliminées de la distribution des rentabilités opérationnelles anormales.

CONCLUSION

Le potentiel de l'étude événementielle de la performance opérationnelle à long terme, en tant que méthodologie qui facilite l'étude des variations de la richesse économique générée par la firme, est important. En effet, cette technique permet de vérifier le caractère notable d'un événement issu d'une décision managériale à caractère financier à travers l'appréciation de son incidence sur la valeur de la firme à long terme.

Toutefois, malgré l'intérêt indéniable de cette méthodologie, tant sur le plan théorique que pratique, son application n'est pas sans soulever de problèmes. Ainsi, selon Fama (1998), il n'existe pas de modèle capable de décrire parfaitement les rentabilités attendues, ce qui fait que les modèles utilisés pour estimer les rentabilités normatives sont une source d'erreurs inévitables (problème de mauvais modèle : *bad-model problem*). Ces erreurs sont d'autant plus dommageables que l'horizon temporel de l'étude événementielle s'allonge. Fama attribue ce phénomène au fait que les erreurs induites par l'utilisation des modèles « imparfaits » augmentent plus rapidement que la volatilité des rentabilités, et ce, au fur et à mesure que l'horizon temporel de calcul des rentabilités anormales s'accroît. Les résultats des études événementielles à long terme doivent donc souvent être interprétés avec prudence, car ils reposent sur des modèles dont l'efficacité est limitée.

Enfin, bien que des biais méthodologiques soient susceptibles d'entacher les résultats d'une étude événementielle, nous pouvons

affirmer que le recours à cette dernière est toujours d'actualité dans le domaine de l'économie et de la finance. D'ailleurs, MacKinlay (1997) souligne dans la conclusion de son article : « Beaucoup a été appris des travaux de recherche fondés sur la méthodologie d'étude d'événement ... Toutefois, au fur et à mesure que ces recherches avancent, il est prévu que les études d'événement continueraient à être un outil valable et largement utilisé dans le domaine de l'économie et de la finance » (p. 38).

REFERENCES

- Asquith P., Healy P. Palepu K., 1989. Earnings and Stock Splits, *Accounting Review*, Vol. 64, p. 387-403.
- Barber B. et Lyon J., 1996. Detecting Abnormal Operating Performance: The Empirical Power and Specification of Test Statistics, *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, p. 359-399.
- Brooks L. et Buckmaster D., 1980. First Difference Signals And Accounting Income Time Series Properties, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 7, p. 437-454.
- Desai H. et Jain P., 1997. Long-Run Common Stock Returns Following Splits and Reverse Splits, *Journal of Business*, Vol. 70, p. 409-433.
- El Badraoui K., Lilti J. et M'zali B., 2008. La Performance opérationnelle à long terme des entreprises françaises émettrices d'obligations convertibles, *Finance Contrôle Stratégie*, Vol. 11, p.125-154.
- Fama E., 1998. Market Efficiency, Long Term Returns, and Behavioral Finance, *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, p. 283-306.
- Fama, E. et French K., 1995. Size and book-to-market factors in earnings and

returns, *Journal of Finance*, Vol. 50, p. 131-155.

Freeman R., Ohlson J. et Penman S., 1982. Book Rate-of-Return and Prediction of Earnings Changes: An Empirical Investigation, *Journal of Accounting Research*, Vol. 20, p. 639-653.

Hansen R. et Crutchley C., 1990. Corporate Earnings and Financings: An Empirical Analysis, *Journal of Business*, Vol. 63, p. 347-371.

Healy P. et Palepu K., 1988. Earnings Information Conveyed by Dividend Initiations and Omissions, *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, p. 149-176.

Healy P. et Palepu K., 1990. « Earnings and Risk Changes Surrounding Primary Stock Offers », *Journal of Accounting Research*, Vol. 28, p. 25-48.

Healy P., Palepu K. et Ruback R., 1994. Which takeovers are profitable-strategic or financial?, Working paper (Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA).

Ikenberry D., Lakonishok J. et Vermaelen T., 1995. Market Underreaction to Open Market Share Repurchases, *Journal of Financial Economics*, Vol. 39, p. 181-208.

Jain B. et Kini O., 1994. The Post-Issue Operating Performance of IPO firms, *Journal of Finance*, Vol. 49, p.1699-1726.

Jegadeesh N., 2000. Long-Term Performance of Seasoned Equity Offerings: Benchmarks Errors and Biases in Expectations, *Financial Management*, Vol. 29, p. 5-30.

Kaplan S., 1989. The Effects of Management Buyouts on Operating Performance and Value, *Journal of Financial Economics*, Vol. 24, p. 217-254.

Kothari S., 2001. Capital Markets Research in Accounting, *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 31, p. 105-231.

Kothari S., Leone A. et Wasley C., 2005. Performance-Matched Discretionary

Accruals, *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 39, p. 163-197.

Leland H. et Pyle D., 1977. Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation, *Journal of Finance*, Vol. 32, 371-387

Lewis C., Rogalski R. et Seward J., 2001. The Long-run Performance of Firms that Issue Convertible Debt: an Empirical Analysis of Operating Characteristics and Analyst Forecasts, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 7, p. 447-474.

Lie E., 2005. Operating Performance Following Open Market Share Repurchase Announcements, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, p. 411-436.

Loughran T. et Ritter J., 1995. The New Issues Puzzle, *Journal of Finance*, Vol. 50, p. 23-51.

Loughran T. et Ritter J., 1997. The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings, *Journal of Finance*, Vol. 52, p. 1823-1850.

MacKinlay A., 1997. Event Studies in Economics and Finance, *Journal of Economics Literature*, Vol. 35, p. 13-39.

Mikkelsen W. et Shah K., 1997. Performance of Companies Around Initial Public Offerings, *Journal of Financial Economics*, Vol. 44, p. 281-307.

Modigliani, F. et Miller, M., 1963. Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction, *American Economic Review*, Vol. 53, p. 433-443.

Mukherjee T. et Varela D., 1993. Corporate Operating Performance Around the Proxy Contest, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 20, p. 417-425.

Penman S., 1991. An Evaluation of Accounting Rate of Return, *Journal of Accounting Auditing and Finance*, Vol. 6, p. 233-255.

Ritter J., 1991. The Long-Run Performance of Initial Public Offerings, *Journal of Finance*, Vol. 46, p. 3-27.

Ross S., 1977. The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signaling Approach, *Bell, Journal of Economics*, Vol. 8, 23-40.

Schwert G., 2001. Anomalies and Market Efficiency, in: G. Constantinides, M. Harris, and R. Stulz, eds, *Handbook of the Economics of Finance* (North-Holland, Amsterdam) 939-974.

Sentis P., 2001. Performances boursières et opérationnelles des introductions en bourse: le cas de la France 1991-2005, *Finance*, Vol. 22, p. 87-118.

Teoh S., Welch I. et Wong T., 1998. Earnings Management in Seasoned Equity Offerings, *Journal of Financial Economics*, Vol. 50, p. 63-99.

Teoh S., Wong T. et Rao G., 1994. Incentives and Opportunities for Earnings Management in Initial Public Offerings, Working paper, University of Michigan.