

L LABORATOIRE

O ORLEANAIS

G DE GESTION

LABORATOIRE ORLEANAIS DE GESTION
EA 2635

I.A.E

Faculté de Droit d'Economie et de Gestion
rue de Blois - B.P. 6739
45067 Orléans Cedex 2

Tél. : 02 38 41 70 28

Fax : 02 38 49 48 16

E.Mail : log@univ-orleans.fr

<http://www.univ-orleans.fr/DEG/LOG/>



INSTITUT
D'ADMINISTRATION
DES ENTREPRISES

**Document de
recherche**

N° 2001 - 04

*L'impact de
l'activisme des
fonds de pension
américains :*

*l'exemple du
Conseil des
Investisseurs
Institutionnels*

Fabrice HERVE

L'impact de l'activisme des fonds de pension américains : l'exemple du Conseil des Investisseurs Institutionnels.

Fabrice HERVE*

Doctorant

* Je tiens à remercier tout particulièrement Anne Lavigne et Constantin Mellios pour leurs conseils et suggestions, ainsi que Philippe Saucier pour ses remarques judicieuses ayant permis une amélioration sensible de cet article. Je remercie aussi le Conseil Régional du Centre pour son support financier. Toutes erreurs ou omissions restantes me sont pleinement imputables.

L'impact de l'activisme des fonds de pension américains : l'exemple du Conseil des Investisseurs Institutionnels.

The impact of pension funds activism : the CII example.

Résumé :

Les fonds de retraite américains ont participé au développement d'une pratique appelée activisme des actionnaires. L'activisme peut être vu comme l'expression du mécontentement d'un actionnaire auprès des dirigeants d'une firme. Nous essayons de voir si l'activisme institutionnel coordonné par le CII (Conseil des Investisseurs Institutionnels) influence l'évolution future des rentabilités des actions des entreprises concernées. La manifestation de l'activisme pratiqué par ce conseil est la publication, chaque année depuis 1991, d'une liste d'entreprises connaissant des déficits en termes de performance et / ou de *corporate governance*. Nous utilisons la méthodologie des études d'événement pour mesurer les effets de l'activisme. Nos résultats montrent que, globalement, les effets de l'activisme, à court terme, semblent négligeables. Il semblerait que la modification des critères d'inclusion sur la liste du CII à partir de 1995 participe à expliquer les évolutions dans l'influence de l'activisme à court terme. Enfin, nos résultats témoignent d'un impact positif – mais non systématique - à long terme de l'activisme sur les performances des entreprises durant la période 1991-1998.

Abstract :

The American pension funds took part in the development of shareholders activism. Activism can be seen like the expression of the dissatisfaction of a shareholder to the management of a firm. We try to see whether institutional activism coordinated by the CII (Council of Institutional Investors) has an impact on the future return of involved firms. The expression of the activism exercised by this association is the publication, each year since 1991, of a list of companies meeting performance and / or corporate governance deficits. We use the methodology of event studies in order to measure the effects of activism. Our results show that, overall, the effects of activism, in the short run, seem negligible. It would seem that the modification of the inclusion criteria on the list of the CII since 1995 takes part to explain the evolution of short-term activism effects. Lastly, our

results testify of a positive impact – but unsystematic - in the long run of activism on the performances of firms during 1991-1998 period.

Les gestionnaires financiers de fonds de pension peuvent adopter deux attitudes radicalement différentes lorsque leurs portefeuilles contiennent des actions sous-performantes : soit ils vendent ces actions (*exit*), soit ils encouragent ces firmes à modifier leurs stratégies par l'intermédiaire de l'exercice des droits de vote que leurs confèrent ces actions (*voice*). Suivre la *Wall Street Rule*, i.e. vendre, n'apparaît pas nécessairement comme étant le meilleur choix pour un fonds de pension. Ainsi, les fonds de pension publics américains ont adopté la seconde solution. La manifestation de ce comportement est nommée l'activisme des actionnaires (*shareholder activism*). Ce phénomène d'activisme montre combien la séparation entre contrôle et propriété, mise en avant par la théorie de l'agence, demeure un problème d'actualité.

Au cours du présent travail, nous allons essayer de cerner cette manifestation de la volonté des actionnaires institutionnels, ainsi que ses effets potentiels. En premier lieu, nous fournissons quelques précisions sur la pratique de l'activisme afin de comprendre comment se manifeste ce phénomène. Après avoir évoqué quelques raisons visant à justifier le choix du type d'activisme étudié, nous mesurons les effets de l'activisme coordonné de fonds de pension américains - mené par le biais du Conseil des Investisseurs Institutionnels - sur la performance boursière des entreprises concernées¹. A cette fin, nous emploierons la méthodologie des études d'événement. Ainsi, nous verrons quel a été l'impact de cet activisme sur les performances des firmes à court terme ainsi qu'à long terme.

1. Quelques précisions sur l'activisme.

¹ Les études sur l'activisme ne traitent pas uniquement de ses effets sur les performances boursières des entreprises concernées, mais analysent aussi son impact sur certaines mesures de performances comptables. Cependant, nous prenons le parti ici d'étudier les effets de l'activisme du point de vue du principal intéressé, i.e. le fonds de pension. Alors, il semble fort logique que la seule variable d'intérêt pour un fonds de retraite soit la performance boursière, puisque c'est la seule variable qui puisse influencer l'évolution de son portefeuille.

L'activisme au sens large peut être vu comme l'expression du mécontentement d'un investisseur quant à la stratégie ou à la performance d'une firme dont il est actionnaire. Ce n'est pas principalement le mode de communication avec la firme qui fait qu'un investisseur est activiste, mais plutôt le fait qu'il émette un signal à l'encontre de cette firme. Ce signal peut prendre plusieurs formes : poursuite en justice de firmes s'engageant dans des activités préjudiciables aux actionnaires, vote contre la nomination de membres de la direction au sein du conseil d'administration et ciblage formel de firmes. Notre attention se focalise, ici, sur la dernière forme : le ciblage formel. Le ciblage signifie qu'une firme devient la cible d'un fonds de pension.

Il est possible de distinguer deux grands types de ciblage Wahal (1996) : le ciblage par *proxy* et le ciblage pour performance. Le premier type de ciblage implique la soumission d'une proposition (*proxy proposals*) lors de l'assemblée générale d'actionnaires d'une firme. Le ciblage pour performance se caractérise par l'expression publique du mécontentement d'un fonds quant à la performance d'une firme.

Le second type de ciblage suppose que l'investisseur mécontent signifie publiquement à une firme qu'elle est sous-performante. CalPERS a pratiqué cet activisme par le biais de ses *lemon lists*, l'USA (United Shareholders Association) aussi en publiant ses *target 50 lists*. L'activisme mené par le CII (Conseil des Investisseurs Institutionnels) est aussi de ce type, notamment à partir de la seconde moitié des années 90 (puisque jusqu'en 1995, d'autres critères que la performance étaient pris en considération). Avant de révéler publiquement ses « listes noires », le CII prévient par l'envoi d'un courrier les firmes concernées. Ce type de ciblage est moins formel que le précédent. Opler et Sokobin (1997) qualifient celui-ci de « quiet activism » (activisme tranquille). C'est cette forme de ciblage auquel nous allons nous intéresser dans ce qui suit.

2. Justifications du choix de l'étude de l'activisme coordonné par le CII.

Nous allons au cours de ce papier essayer de cerner l'impact de l'activisme des fonds de pension sur la performance boursière des entreprises ciblées en nous livrant à une étude d'évènements. Plusieurs raisons justifient ce choix :

- le ciblage pour mauvaise performance semble se développer (cf Wahal (1996)),

- l'étude de ce type de ciblage nécessite des données faciles à se procurer, puisque ce sont des données de marché,
- les données sont fiables. Ainsi, les données sur les cibrages liés à la *governance* (*proxy targeting*) divergent entre certaines études (cf le tableau 2 p 9 de Wahal (1996) et le tableau 1 p 298 de Del Guercio et Hawkins (1999)),
- la date de l'événement ne connaît que peu d'incertitude (publication des listes le dernier lundi du mois de septembre). Cet élément est important. En effet, dans ce qui suit, afin de mesurer l'impact de l'activisme, nous nous livrons à une étude d'événement ; or, la qualité des résultats associés à cette méthodologie est très nettement améliorée lorsque la date de l'événements est connue avec une grande précision (Brown et Warner (1980)).

Nous allons nous attacher à examiner principalement les effets de l'activisme se manifestant par ciblage pour performance, et non par le biais de proposition d'actionnaires (*proxy*). En effet, Porter (1992) ou encore (Downes et *alii* (1999)) notent que ce type d'activisme est, en général, utilisé comme un moyen de dernier ressort dans des situations de crise. Il est, de plus, coûteux relativement au ciblage pour performance. Par ailleurs, l'évolution des pratiques d'activisme des fonds de pension amène naturellement à s'intéresser au ciblage pour performance. Ainsi, ce type de ciblage s'est nettement développé au cours des années 90.

Notre étude porte sur un cas d'activisme coordonné. Nous analysons l'impact de la publication annuelle d'une *focus list* par le CII sur la performance de court et long terme des entreprises « listées ». Le CII est une organisation, fondée en 1985², qui rassemble des fonds de pension publics et privés. Il s'intéresse « aux investissements affectant la taille ou la sécurité des actifs des fonds, ne s'occupe pas de questions sociales et n'oblige pas ses membres à adhérer à ses positions » et rassemble actuellement plus d'une centaine de fonds de pension dont l'actif agrégé excède 1000 milliards de dollars. En fait, la publication des listes a pour but de générer des réactions de la part des investisseurs institutionnels adhérant au CII.

L'étude d'une telle manifestation de l'activisme connaît de nombreux avantages :

² Cependant, la publication des « focus lists » n'a débuté qu'en 1991.

- L'étude d'un cas d'activisme coordonné évince tout problème de *free riding* ;
- Des fonds de pension privés appartiennent à ce conseil. Ainsi, le problème de politisation de l'activisme est évité (cf les fonds publics) ;
- Les préférences de certains fonds envers certains types de ciblage ne viennent pas biaiser l'analyse (cf Wahal (1996) ou Del Guercio et Hawkins (1999)) Ainsi, CalPERS privilégie, lors de ciblage par *proxy*, les propositions touchant aux pilules empoisonnées ; alors que NYC soumet principalement des résolutions relatives au vote confidentiel ;
- Les critères de ciblage ont évolué conformément à l'orientation précédemment évoquée : au début, le CII choisissait les entreprises selon des critères de bonne *governance*, puis, au moins pour les 5 dernières années, le seul critère pris en considération est la sous-performance boursière. Ainsi, le critère de ciblage est homogène ;

Intuitivement, on peut anticiper que les effets de la publication annuelle d'une *focus list* sur la performance devraient être positifs, notamment à long terme³. Ainsi, suite à la mauvaise publicité liée à cette inclusion sur la liste pour la firme, on peut penser que les *managers* vont prendre des dispositions. Ils prennent alors en considération le signal émis par cette communauté d'investisseurs pour manifester son mécontentement. On peut, de plus, penser qu'un signal émis par un groupe d'investisseurs est certainement plus crédible qu'un signal provenant d'un individu. En conséquence, il est logique d'envisager que ce signal aura plus d'impact, que celui émanant d'un investisseur isolé, sur la performance des entreprises considérées.

3. Les effets de l'activisme coordonné sur la performance boursière des entreprises ciblées.

Pour cerner les effets sur la performance d'une entreprise apparue sur la liste, nous effectuons une étude d'événement. Dans nombre d'études sur les effets de l'activisme, les auteurs étudient les effets à court terme (1 à 20 jours) et plus rarement à long terme. Nous estimons qu'une étude à court terme mesure plus l'effet d'annonce associé à l'activisme que son impact

³ Les études portant sur ce type d'activisme (pour performance) mettent toutes en avant le fait qu'il a un effet positif sur la performance des firmes ciblées (cf Strickland, Wiles et Zenner (1996) pour le cas de l'USA, Nesbitt (1994) et Smith (1996) pour CalPERS et Opler et Sokobin pour le CII).

réel. En effet, il faut un certain délai pour que l'entreprise puisse agir en accord avec les signaux que lui a ou ont fourni(s) un (ou des) fonds. Cependant, nous étudions dans un premier temps, les effets à court terme (1 à 20 jours).

En outre, un fonds de pension a principalement une optique de long terme. Mesurer l'impact à court terme n'a donc que peu d'intérêt. On peut être sceptique sur le fait que les fonds possèdent une optique de long terme (Karpoff (1998)), mais deux éléments viennent renforcer ce point de vue : les problèmes de liquidité rencontrés par ces fonds (cf *supra*) et le fait que les fonds continuent à détenir les actions des entreprises sous-performantes plusieurs années après un ciblage (Wahal (1996)). Nous analyserons donc, dans un second temps, les effets à long terme de l'activisme coordonné (1 à 3 ans).

Une étude a été menée par Opler et Sokobin (1997) sur les effets de long terme de la publication des listes du CII. Nous complétons celle-ci, en menant une analyse de court terme, en allongeant la durée de l'analyse (1991-1998 contre 1991-1994) et en utilisant des rentabilités normales plus diversifiées. Ceci nous permet de mesurer les effets de la publication de la liste sur deux périodes 1991-1995 et 1995-1998 durant lesquelles les critères d'inclusion dans la liste ne sont pas les mêmes (cf *supra*).

3.1 Données et construction des échantillons.

Les données concernant les firmes et les indices de marché proviennent de Datastream (sauf pour les données sur le taux à 3 mois sur les bons du Trésor américain qui proviennent du site Internet de la FED). Nous n'avons pas pu obtenir les données pour l'ensemble des firmes ; certaines ont disparu, certaines ne sont cotées que sporadiquement.

Certaines firmes ont fusionné. Lorsque la fusion date de plus de 5 ans après la publication de la liste, ceci ne pose pas de problème (nous nous intéressons à la performance anormale au maximum 5 ans après la publication de la liste). Si la fusion survient avant, nous calculerons les performances anormales pour des durées inférieures. Il convient de rappeler ici que ces phénomènes de fusion ne posent des problèmes que lors de l'analyse de long terme, puisque à court terme, aucune fusion ne survient durant la période de l'étude d'évènement. Nous effectuerons un contrôle sur un échantillon sans les entreprises qui ont fusionné, pour voir si celles-ci ne

créent pas de biais dans l'analyse. En effet, dans la littérature, les effets des fusions sur la valeur actionnariale des entreprises ont été largement étudiés (cf Jensen et Ruback (1983) pour une revue de littérature). Les actions des entreprises cibles connaissent ainsi des rentabilités anormales significativement positives ; en revanche, celles des acquéreurs sont nulles voire négatives (Travlos (1987), Jarrell et Poulsen (1989)).

De plus, certaines firmes apparaissent plusieurs années sur les listes entre 1991 et 1998. Nous les intégrons dans l'analyse seulement lors de leur première apparition au sein des *focus lists* du CII⁴. En effet, si une firme apparaît plusieurs fois sur la liste, c'est soit qu'elle est particulièrement récalcitrante, soit qu'elle ne prend pas en compte le signal émis par la communauté d'investisseurs institutionnels que représente le CII. Quelle que soit l'explication de ce phénomène, intégrer une firme qui figure pour la deuxième ou troisième fois sur une liste viendrait biaiser l'analyse des rentabilités anormales. En conséquence, nous avons supprimé les firmes qui apparaissent pour la deuxième ou troisième fois sur une liste et nous avons créé un échantillon avec les entreprises qui ont fusionné⁵ et un échantillon ne comportant pas celles-ci. Voici pour chaque année les données que nous avons obtenues ainsi que le nombre d'entreprises ciblées et le nombre d'entreprises ayant fusionné ou n'apparaissant pas pour la première fois sur une liste :

⁴ Del Guercio et Hawkins (1999) notent que les propositions soumises pour la première fois ont un impact plus élevé sur la performance des firmes ciblées que les propositions touchant les mêmes firmes postérieurement. Nous pouvons, par analogie, supposer les mêmes effets dans le cadre de cette étude.

⁵ La création d'échantillons avec et sans les fusions ne vaut que pour l'analyse de long terme. Aucune entreprise apparaissant sur la liste n' a fusionné dans les deux mois suivant la publication de la liste ; or, à court terme, nous calculons des statistiques jusqu'à 60 jours maximum après la diffusion de la liste.

Tableau n°1 : Taille des échantillons de travail par année

Année	Nombre de firmes ciblées	Nombre de firmes pour lesquelles les données sont disponibles	Fusions ⁶	Redondances
1991	16	13	0	0
1992	25	16	1	5
1993	57	49	6	2
1994	20	17	8	4
1995	20	15	2	3
1996	20	18	2	3
1997	20	17	0	10
1998	20	18	1	6

3.2 La méthodologie des études d'évènement.

Pour effectuer l'étude d'évènement, nous utilisons les rentabilités avec dividendes réinvestis des actions des entreprises ciblées, ce qui est fort logique pour un fonds de retraite et usuel dans la littérature (cf Strong (1992), Barber et Lyon (1997), Cable et Holland (1999)). Conformément à Barber et Lyon (1997), nous utilisons les rentabilités calculées comme la variation du cours plus le dividende rapportés au cours de début de période, soit, pour l'actif i pendant le mois t : $R_{i,t} = \frac{P_{i,t+1} + D_{i,t} - P_{i,t}}{P_{i,t}}$. Il

semblerait que l'utilisation de rentabilités logarithmiques (capitalisées) biaise négativement les estimations des rentabilités anormales de long terme. Nous utilisons les rentabilités mensuelles de fin de mois.

L'objectif d'une étude d'évènement est simple : il consiste à calculer les rentabilités anormales des différents actifs i concernés par l'évènement et à voir si celles-ci sont significativement différentes de zéro ou non. En fait, l'hypothèse nulle des tests que nous allons effectuer est la suivante : la rentabilité anormale (cumulée ou non) est égale à zéro et le modèle employé pour définir les rentabilités normales est bien spécifié. Les rentabilités anormales sont définies de la manière suivante : $AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t})$, avec $AR_{i,t}$ la rentabilité anormale de l'actif i en t , $R_{i,t}$ la rentabilité de

⁶ Les états de « fusion » et de « redondance » ne sont pas mutuellement exclusifs.

l'actif i en t et $E(R_{i,t})$ la rentabilité espérée de l'actif i en t . Il faut donc estimer la rentabilité espérée (aussi appelée rentabilité normale) de l'actif i en t .

D'après Kothari et Warner (1997), dans la littérature, les rentabilités anormales sont estimées à l'aide de différents types de modèle :

1. Modèle d'ajustement au marché : $MAR_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t}$ (1)

2. Modèle de marché : $MMAR_{i,t} = R_{i,t} - \mathbf{a}_i - \mathbf{b}_i R_{m,t}$ (2)

3. MEDAF : $MEDAFAR_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,t} - \mathbf{b}_i [R_{m,t} - R_{f,t}]$ (3)

4. Fama-French : $FFAR_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,t} - \mathbf{b}_{i1} [R_{m,t} - R_{f,t}] - \mathbf{b}_{i2} HML_t - \mathbf{b}_{i3} SMB_t$ (4)

avec $R_{m,t}$ la rentabilité du marché, $R_{f,t}$ celle du taux sans risque, HML_t la différence de rentabilité entre un portefeuille d'actions ayant un fort ratio *book to market* et un portefeuille d'actions ayant un faible ratio *book to market* et SMB_t la différence de rentabilité entre un portefeuille d'actions d'entreprises de petite capitalisation et un portefeuille d'actions d'entreprises de larges capitalisation. La rentabilité du marché est approximée par celle de l'indice Standard & Poor's 500⁷ avec dividendes réinvestis. Le taux sans risque est le taux à 3 mois sur les bons du trésor américain mensualisé. Nous avons utilisé les indices Standard & Poor's 500 et Standard & Poor's 600 Small Cap pour construire l'indice SMB_t et les indices Russell 1000 Growth et Russell 1000 Value pour le calcul de l'indice SMB_t . Enfin, les paramètres \mathbf{a}_i et $\mathbf{b}_{i,j}$ proviennent des estimations.

Pour calculer les rentabilités espérées, il faut donc estimer les différents modèles sur la période précédant la période de l'événement et réintroduire les rentabilités de l'indice de marché et du taux sans risque durant la période de test. Nous estimons les différents modèles sur un an (260 jours) pour l'étude de court terme et sur cinq ans (60 mois) pour celle de long terme, puis nous recalculons les rentabilités anormales cumulées sur les 20 jours après l'événement pour l'analyse de court terme et sur 36 mois pour celle de

⁷ C'est donc un indice pondéré par les capitalisations. Dans les études d'événement, l'indice de marché utilisé est, en général, un indice avec pondérations égales. Brown et Warner (1980) signalent qu'en cas d'utilisation d'un indice pondéré par les capitalisations, il semble souhaitable de procéder à des tests prenant en compte le *clustering* (note 36 p235).

long terme. Il faut noter qu'ici la période d'événement est d'un jour à court terme et un mois à long terme.

En général, la liste du CII est publiée le dernier lundi de septembre. En conséquence, nous estimons les différents modèles sur une période de 260 jours s'arrêtant 10 jours avant le dernier lundi de septembre à court terme et sur les 60 mois avant l'événement (de t-61 à t-1) septembre inclus à long terme. Les rentabilités anormales sont calculées à partir de la date de l'événement (dernier lundi de septembre) à court terme et à partir d'octobre pour le long terme.

Nous nous livrons à une analyse agrégée, i.e. nous étudions si la publication de la liste a généré une rentabilité anormale pour l'ensemble des entreprises listées. En général, dans les études d'événement, les périodes d'événement ne se chevauchent pas. Or, ici, c'est le cas ; on peut donc soupçonner l'existence de corrélations non nulles entre les rentabilités anormales (i.e. les résidus des régressions à chaque date) des différentes firmes. Ce problème de simultanéité des événements affectant les firmes (appelé *clustering* ou encore *cross-sectional dependence*) peut cependant être surmonté. Dans la littérature, deux solutions ont été proposées : celle de Jaffe (1974) et celle de Brown et Warner (1980). La seconde méthodologie semble être plus à même de résoudre notre problème (la première nous paraît, en effet, plus adaptée au cas de figure où des successions d'événements affectent simultanément plusieurs entreprises). La méthode de Brown et Warner (1985) - dénommée *Crude Dependence Adjustment*⁸ - consiste à normer les rentabilités anormales des différentes firmes par leurs écart-types sur la période d'estimation, soit, plus formellement :

$$A_{i,t} = \frac{AR_{i,t}}{\hat{\sigma}(R_i)} \text{ avec } \hat{\sigma}(R_i) = \left[\frac{1}{(T-1)} \sum_{t=-T}^{-1} (R_{i,t} - E(R_{i,t}))^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (5),$$

avec $A_{i,t}$ la rentabilité anormale normée de l'entreprise i en t . Il faut donc répéter cette procédure sur l'ensemble de la période de test pour chaque actif apparaissant dans une *focus list*.

⁸ En fait, l'ajustement n'est pas parfait d'où le terme *crude* (brut en français). En effet, les mesures de rentabilités anormales ne sont pas littéralement indépendantes puisqu'elles sont obtenues en calculant une rentabilité normale, à l'aide de différents modèles, ayant une période d'estimation commune à l'ensemble des actifs.

Ensuite, il faut tester si la rentabilité anormale normée moyenne (pour une liste) est significativement différente de zéro. Pour tester si cette dernière est différente de zéro (positive ou négative) sur la période allant du jour de l'événement (0) à une date postérieure K, on définit la statistique suivante :

$$t_{0-K} = \frac{\frac{1}{N(K+1)^{1/2}} \sum_{t=0}^K \sum_{i=1}^N A_{i,t}}{\left[\frac{1}{T-1} \left(\sum_{t=T}^{-1} \left[\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N A_{i,t} \right) - A^* \right]^2 \right) \right]^{1/2}} \quad \text{où } A^* = \left[\sum_{t=T}^{-1} \sum_{i=1}^N A_{i,t} \right] \times \frac{1}{TN} \quad (6),$$

avec N le nombre d'actions figurant dans la liste. t suit une distribution de Student à (T-1) degrés de liberté lorsque T est petit et une loi de Gauss centrée réduite lorsqu'il est élevé. Ainsi, pour l'analyse de court terme, la statistique est distribuée selon une loi de Student à 59 degrés de liberté et à long terme, elle suit une loi normale centrée réduite.

Ces tests statistiques sont valables que l'étude soit menée à court ou à long terme. D'après Brown et Warner (1985), « la non-normalité des rentabilités journalières n'a pas d'impact évident sur la méthodologie des études d'événement. [...] Avec des échantillons de 5 actions, et même lorsque les jours d'événement se recourent, les tests ont les probabilités appropriées d'erreur de type I ». Ainsi, dans le cadre de notre étude, il semble que les conditions, pour que les tests soient bien spécifiés, sont satisfaites.

Enfin, nous pouvons ajouter que, dans le cadre d'études de ce type, plus le nombre d'actions utilisées lors des tests est élevé, plus la robustesse des résultats est importante. Même si dans notre cas, le nombre d'actions reste limité, nous disposons d'un avantage important : nous connaissons avec une forte précision la date de survenance de l'événement. ; or, il est avéré que le degré de précision avec lequel la date de l'événement est connue est un élément crucial dans les études d'événement. Ainsi, Strong (1992) note que le contenu en information d'une étude d'événement est considérablement accru si le jour exact de l'événement est connu. Ainsi, la connaissance précise du moment de l'événement apparaît comme un facteur plus important que le degré de sophistication de la modélisation des processus censés générer les rentabilités normales des actifs étudiés. Ces quelques

précisions faites, nous allons, dans un premier temps étudier les résultats⁹ de l'étude d'événement à court terme, puis, nous nous livrerons à une analyse à long terme.

⁹ Nous ne délivrons ici que la valeur de la statistique (t). En effet, les valeurs des rentabilités anormales cumulées ne sont pas ce qui nous intéresse principalement ; ce sont plutôt les signes de celles-ci, ainsi que leur significativité qui seront l'objet de notre attention.

3.3 Les résultats de l'étude de court terme.

Les résultats de l'étude d'événement à court terme sont les suivants : Tableau n°2 : Valeurs des statistiques (t) à différents horizons pour les quatre modèles

Année	Modèle	Modèle de marché	MEDAF	Fama-French	Modèle de marché contraint
1991	Statistique (0,3)	-0,30	-0,35	-0,31	-0,22
	Statistique (0,12)	-0,35	-0,45	-0,40	-0,28
	Statistique (0,20)	-0,38	-0,50	-0,45	-0,47
1992	Statistique (0,3)	-0,86	-0,79	-1,23	0,79
	Statistique (0,12)	-0,98	-0,85	-1,11	-0,87
	Statistique (0,20)	-0,32	-0,15	-0,37	-0,17
1993	Statistique (0,3)	-0,53	-0,70	-0,77	-0,88
	Statistique (0,12)	0,16	-0,19	-0,19	-0,33
	Statistique (0,20)	1,86**	1,40*	1,46*	1,11
1994	Statistique (0,3)	-0,41	-0,52	-0,50	-0,45
	Statistique (0,12)	-0,22	-0,44	-0,49	-0,39
	Statistique (0,20)	0,47	0,19	0,13	0,21
1995	Statistique (0,3)	-0,98	-1,18	-0,93	-1,13
	Statistique (0,12)	-0,30	-0,71	-0,44	-0,59
	Statistique (0,20)	-0,57	-1,08	-0,91	-1,16
1996	Statistique (0,3)	-0,80	-1,12	-0,86	-1,30*
	Statistique (0,12)	0,05	-0,62	-0,39	-0,80
	Statistique (0,20)	0,02	-0,86	-0,40	-0,97
1997	Statistique (0,3)	0,77	0,66	0,24	0,24
	Statistique (0,12)	0,99	0,76	0,48	0,26
	Statistique (0,20)	0,65	0,33	0,14	0,28
1998	Statistique (0,3)	0,03	-0,48	0,03	-0,20
	Statistique (0,12)	-0,53	-1,39*	1,24	-1,25
	Statistique (0,20)	1,84**	0,74	1,13	0,68

**,* statistiquement significatifs, respectivement au seuil de 5 % et au seuil de 10 % (positif ou négatif selon le signe)

Notons qu'en général dans la littérature, les fenêtres sur lesquelles sont mesurées les CAR (rentabilités anormales cumulées) sont assez courtes

(souvent de l'événement jusqu'à 7-10 jours après), mais qui vont parfois jusqu'à plus d'un mois. En examinant les résultats, nous voyons que les CAR ne sont que très rarement significatives. Ceci suppose donc que l'activisme coordonné n'a aucun effet à court terme. Des tests, menés sur des sous-périodes, amènent à des conclusions différentes¹⁰. Ainsi, entre 1991 et 1995, les CAR sont significativement négatives au seuil de 10 % pour trois modèles (MEDAF, Fama-French et modèle de marché contraint) sur les quatre. Par ailleurs, sur la période 1991-1996, les CAR sont significativement négatives au seuil de 10 % pour l'ensemble des modèles sur les trois jours après l'événement et significativement négatives au seuil de 5 % pour trois des modèles (modèle de marché contraint, MEDAF et Fama-French).

L'explication suivante peut être proposée afin d'expliquer l'évolution du signe des CAR. Elle s'appuie sur l'efficacité des marchés. Durant la première sous-période, les critères d'inclusion portent à la fois sur la performance boursière des entreprises ainsi que sur leurs pratiques de *corporate governance*. Dans ce cas, le CII, en incluant une entreprise sur la liste, signifie à celle-ci son mécontentement quant à ses pratiques internes, mais il signale aussi aux différents intervenants sur le marché que cette entreprise connaît des déficits en termes de performance et / ou de *corporate governance*. Alors, la diffusion publique d'une liste véhicule une information qui n'est pas aisée à trouver. Ce contenu informationnel de la liste a pour effet de faire réagir immédiatement et négativement (CAR significatives 3 jours après l'événement) les investisseurs sur le marché. En fait, ici, c'est « l'effet de surprise » créé par la liste qui est à l'origine de la réaction négative des investisseurs. En effet, sur la seconde sous-période, les CAR ne sont quasiment pas significativement différentes de zéro. Ceci est parfaitement cohérent avec l'interprétation en termes d'efficacité puisque, durant cette période, les critères d'inclusion ne relèvent que de la performance boursière. Ainsi, n'importe quel intervenant peut savoir quelles entreprises vont apparaître sur la liste ; en effet, l'information nécessaire est très facilement disponible (données de marché). Donc, l'effet de surprise relevé sur la première sous-période, disparaît ici, puisqu'il est assez facile d'anticiper la composition de la liste.

Il faut cependant rester prudent avec les explications précédemment proposées. En effet, d'une part, nous ne disposons pas des résultats pour les

¹⁰ Les résultats de ces tests ne figurent pas ici pour des raisons de place. Ils sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

années 1999 et 2000 qui permettraient de vérifier si la tendance – assez faible – des CAR à être positives à partir de 1997 se maintient. De plus, en calculant les CAR sur des fenêtres plus longues, nous avons décelé quatre années pour lesquelles les CAR sont significativement positives ou négatives au seuil de 5 %. En 1991, celles-ci sont significativement négatives pour l'ensemble des modèles utilisés pour définir les rentabilités normales à partir de deux mois après l'événement. En 1993, elles sont positives et significatives, pour les quatre modèles, de la période allant de $t + 30$ à $t + 60$. En 1995, elles sont négatives sur la période $t + 30 - t + 60$ pour tous les modèles sauf le modèle de marché (dans ce cas la période va de $t + 40$ à $t + 48$). Enfin, en 1998, elles sont positives de $t + 24$ à $t + 53$. Ces résultats supplémentaires laissent à penser que les effets à court terme de l'activisme coordonné sont incertains. Ainsi, les rentabilités anormales cumulées ne se révèlent significatives qu'à partir d'au minimum 24 jours après l'événement et, de plus, elles ne le sont pas toutes les années.

Les résultats de l'étude à court terme sont donc mitigés. En effet, nous ne pouvons pas dire que l'activisme du CII influence systématiquement et positivement les performances des entreprises ciblées, puisque d'une part les signes des CAR ne sont pas constants dans le temps (cf les tests effectués sur des sous-périodes) et d'autre part, les CAR ne sont significatives qu'à partir d'au minimum trois semaines après la diffusion d'une liste lorsque des tests sont menés pour chaque année prise séparément. D'aucuns arguent que les effets de l'activisme ne peuvent se révéler qu'à long terme (cf Del Guercio et Hawkins (1999)). La justification de cette intuition tient au fait que les *managers* d'une entreprise sous-performante et cible d'une forme d'activisme ne peuvent prendre des dispositions dans le but de relancer l'entreprise en peu de temps. C'est donc sur un horizon plus lointain, i.e. plusieurs mois après le ciblage que les conséquences de l'activisme devraient se ressentir. Nous allons en conséquence mesurer et analyser les effets à long terme de l'activisme.

3.4 Les résultats de l'étude de long terme.

Les résultats à long terme sont les suivants :

Tableau n°3 : Valeurs des statistiques (t) à différents horizons pour les différents modèles¹¹.

Année	Modèle	Modèle de marché	MEDAF	Fama-French	Modèle de marché contraint
1991	Statistique (0,12)	1,178	0,098	0,279	0,269
	Statistique (0,24)	2,630**	1,092	1,288	0,447
	Statistique (0,36)	2,732**	0,845	1,015	0,515
1992	Statistique (0,12)	0,875	0,653	-0,417	0,609
	Statistique (0,24)	2,226**	1,911**	1,678**	1,879**
	Statistique (0,36)	1,528*	1,138	1,055	1,072
1993	Statistique (0,12)	2,687**/2,297**	1,625*/1,331*	2,242**/1,925**	1,613*/1,331*
	Statistique (0,24)	ND/1,326	ND/0,040	ND/0,436	ND/0,230
	Statistique (0,36)	ND/0,905	ND/-0,657	ND/-0,301	ND/-0,440
1994	Statistique (0,12)	1,001	0,140	0,314	0,373
	Statistique (0,24)	1,312*	0,356	0,331	0,356
	Statistique (0,36)	1,391*	0,331	0,269	0,331
1995	Statistique (0,12)	-1,336*/-0,256	-2,872**/-1,289	-2,086**/-0,576	-0,368/0,237
	Statistique (0,24)	ND/0,204	ND/-0,758	ND/0,394	ND/-1,023
	Statistique (0,36)	ND/0,401	ND/-1,208	ND/0,042	ND/0,435
1996	Statistique (0,12)	0,752/0,704	-0,213/-0,241	0,097/0,213	-0,610/-0,820
	Statistique (0,24)	ND/0,537	ND/-0,979	ND/-0,083	ND/-1,478*
	Statistique (0,36)	ND/0,476	ND/-1,589*	ND/-1,060	ND/-2,254**
1997	Statistique (0,12)	-1,057	-1,627*	-0,668	-1,674*
	Statistique (0,24)	-0,111	-0,842	0,104	-1,157
	Statistique (0,36)	1,023	0,119	0,650	-0,290
1998	Statistique (0,12)	2,631**/2,701**	1,651*/1,542*	2,108**/1,978**	1,779**/1,633*
	Statistique (0,24)	ND/3,318**	ND/1,691**	ND/0,945	ND/1,752**
	Statistique (0,36)	Sans Objet	Sans Objet	Sans Objet	Sans Objet

*,** statistiquement significatifs, respectivement, au seuil de 10 % et 5 % (positifs ou négatifs selon le signe de la statistique)

¹¹ Certaines années, des fusions ont lieu pendant la période de test. Lorsqu'un seul résultat apparaît dans une case, c'est qu'il n'a pas eu de fusion pour l'année concernée. Lorsque deux résultats figurent ; le premier est la valeur de la statistique pour l'échantillon avec les fusions et le second est correspond à la valeur pour l'échantillon excluant les fusions. Lorsque ND apparaît en première place, cela signifie que la fusion ayant eu lieu, nous ne calculons plus les valeurs des statistiques.

Ces résultats appellent plusieurs remarques. Les fusions viennent modifier les résultats. Leur influence est globalement d'accroître la valeur de la statistique en valeur absolue, i.e. celle-ci est plus élevée que dans l'échantillon sans les entreprises qui ont fusionné lorsqu'elle est positive et plus faible lorsqu'elle est négative. Cette accentuation a pour effet de rendre les CAR significatives alors qu'elles ne le sont pas dans l'échantillon sans fusion. Par ailleurs, la statistique est de même signe quel que soit l'échantillon utilisé (sauf avec la rentabilité normale définie comme étant celle du marché en 1995). Du fait de cet ensemble de constatations, nous allons concentrer notre attention sur les résultats obtenus avec les échantillons excluant les fusions.

Nous pouvons distinguer deux grands ensemble d'années. De 1991 à 1994 et en 1998, les quatre modèles employés produisent des résultats presque similaires pour les trois horizons : l'impact de l'activisme serait donc plutôt positif. Ceci est d'autant plus prononcé que le seuil de significativité est élevé. En effet, celles-ci sont plus rarement significatives au seuil de 5 %, à part en 1991, un et deux ans après la publication de la liste pour le modèle de marché, en 1992 deux ans après l'événement pour les quatre modèles, en 1993 un an après l'événement pour deux modèles et en 1998, un an et deux ans après la publication de la liste pour trois modèles. Les résultats sur la période 1991-1994 sont globalement en accord avec la littérature à ce sujet : les effets à long terme de l'activisme sont positifs (cf Nesbitt (1994), Smith (1996) ou Opler et Sokobin(1997) par exemple). Sur la période 1995-1997, les signes des CAR semblent globalement être négatifs. Les CAR sont, pour ces trois années, moins significatives que pour les autres années.

Afin de clarifier ce problème d'alternance des signes, nous avons effectué des tests sur des sous-périodes¹². Entre 1991 et 1994, les tests montrent que, quel que soit le modèle utilisé, les CAR sont positives 12 et 24 mois après l'événement, mais ne sont significatives qu'au seuil de 10 %. Sur la période 1995-1998, les résultats sont du même type sauf que les CAR sont significatives pour seulement deux modèles (modèle de marché et Fama-French). Enfin, sur l'ensemble de la période 1991-1998, l'impact de l'activisme est positif et significatif au seuil de 10 % à horizon de 12 mois pour trois modèles sur les quatre utilisés (modèles de marché contraint et

¹² Les résultats de ces tests ne figurent pas ici pour des raisons de place. Ils sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

non contraint et Fama-French) et pour un modèle à horizon de 24 mois (modèle de marché).

Au vu de ces résultats, nous ne pouvons exclure le fait qu'il y a un impact systématique et significatif sur la performance des actions des entreprises ciblées par le CII durant la période 1991-1998. Nos résultats abondent donc dans le sens de ceux obtenus par Opler et Sokobin (1997). Ainsi, leur analyse porte sur la période 1991-1994 ; or, nos résultats pour ces quatre années montrent que l'impact de l'activisme du CII est plutôt positif. Toutefois, une divergence subsiste : Opler et Sokobin trouvent des CAR très significatives – ce qui n'est pas notre cas -. La divergence sur ce point provient peut-être de la différence de méthodologie : Opler et Sokobin pratiquent une étude d'événement à l'aide de portefeuille de contrôle (dans ce cas, la rentabilité normale de l'action d'une entreprise ciblée est approximée par celle d'un portefeuille d'actions présentant des caractéristiques similaires (industrie, capitalisation, *price to book ratio*...)). Mais il faut noter que lorsque le modèle de Fama-French est employé pour définir la rentabilité normale, les résultats obtenus ne sont pas radicalement différents de ceux obtenus pour les autres modèles. Or, cette définition de la rentabilité normale implique un contrôle par la taille et le *price-to-book-ratio* puisque la rentabilité normale d'une entreprise quelconque est, dans ce cas, liée à celle d'indices mesurant les différentiels de rentabilités entre des groupes d'entreprises de taille et de *price-to-book ratios* différents (cf *supra*).

Une autre explication est envisagée par Black (1998) qui note à propos de leur étude que « [son] jugement personnel est que les résultats d'Opler et Sokobin sont suspects, partiellement parce qu'ils sont trop forts. ». Enfin, une autre explication est peut être que l'analyse d'Opler et Sokobin, n'excluant pas les entreprises ayant fusionné quelques mois après la publication des listes, est biaisée en faveur de l'acceptation de la positivité et de la significativité des CAR.

Cependant, une interrogation subsiste quant à la systématisme de l'impact positif à long terme de l'activisme coordonné. En effet, les tests effectués sur l'ensemble de la période et sur des sous-périodes nous permettent de relever le phénomène suivant : l'impact de l'activisme du CII ressort moins sur la sous-période 1995-1998¹³. Nous pouvons donc nous demander si les effets positifs décelés par les tests pour l'ensemble de la

¹³ Des tests menés sur les sous-périodes 1991-1995 et 1996-1998 vont aussi dans ce sens.

période ne sont pas guidés par les résultats de la première sous-période 1991-1994. On peut à nouveau s'interroger quant à l'influence de l'évolution des critères d'inclusion sur les listes à partir de 1996 sur les effets de l'activisme.

Conclusion

Les effets de l'activisme coordonné par le CII sur la performance des entreprises ciblées sont, au vu de notre étude, ambigus. A court terme, nous n'avons pas décelé d'impact significatif sur la performance des cours des actions des entreprises concernées. A court terme, nous avons proposé comme explication de l'évolution des signes des rentabilités anormales cumulées la modification des critères déterminant le ciblage.

A long terme, les résultats - entre 1991 et 1994 - vont bien dans le sens de ceux d'Opler et Sokobin, i.e. un impact positif de l'activisme coordonné sur la performance des firmes concernées, même si une divergence importante quant à la significativité des résultats subsiste. En menant une analyse sur des sous-périodes et sur l'ensemble de la période 1991-1998, nous avons vu que les effets de l'activisme sont positifs et significatifs. Ces résultats viennent appuyer ce qu'Opler et Sokobin supposent, i.e. l'activisme coordonné du CII influence positivement les performances des entreprises concernées. Cependant, nous pouvons nous demander si les résultats obtenus sur l'ensemble de la période ne sont pas fortement influencés par les effets de l'activisme durant la sous-période 1991-1994. Ainsi, lorsqu'on s'intéresse aux résultats année par année, on constate que le signal émis par le CII influence à la hausse les performances des entreprises. Mais cette influence s'inverse, voire s'annule certaines années, à partir de 1995 pour redevenir positive en 1998. Ceci amène donc à penser que, globalement, l'impact de l'activisme du CII est ambigu. Ce constat va dans le sens de la littérature, essentiellement empirique, relative à ce sujet. La revue de littérature de Karpoff (1998) relève, sur 15 études relatives aux propositions d'actionnaires, 1 seule étude comportant des résultats significatifs à court terme ; sur 5 études concernant les négociations privées, 2 relevant un impact significatif à court terme et enfin, sur 7 études traitant indifféremment des ciblage par *proxy* ou pour performance, 2 (dont celle d'Opler et Sokobin) fournissent des résultats significatifs et positifs.

L'activisme des actionnaires n'apparaît donc pas comme un substitut - du fait de son impact négligeable - à un marché actif de contrôle des

entreprises (i.e. des fusions et acquisitions). Il semblerait plutôt qu'il vienne compléter l'ensemble des moyens de pressions dont disposent les investisseurs institutionnels pour influencer les firmes.

Enfin, une autre hypothèse émise par J. Biggs¹⁴ directeur du fonds TIAA-CREF peut venir expliquer ce manque d'impact significatif de l'activisme sur les entreprises ciblées : il est possible que les effets de l'activisme soient plus globaux, i.e celui-ci contribue à accroître la performance de l'ensemble des firmes du marché et, ses effets ne se reflètent donc pas uniquement à travers la performance des entreprises directement ciblées.

¹⁴ La citation exacte est : « The significance [of shareholder activism] is not the three or four laggards you catch – it's that you get the herd to run. We need to scare all the animals ».

BIBLIOGRAPHIE

Barber B.M., Lyon J.D. [1997], « Detecting Long Run Abnormal Stock Returns : The Empirical Power and Specifications of Tests Statistics », *Journal of Financial Economics*, 43, pp 341-372.

Black B.S. [1998], « Shareholder activism and corporate governance in the United States », *The New Palgrave Dictionary of Economics and the Law*, Peter Newman ed.

Brown S.J., Warner J.B. [1980], « Measuring Security Price Performance », *Journal of Financial Economics*, 8, pp 205-258.

Brown S.J., Warner J.B. [1985], « Using Daily Stock Returns : The Case of Event Studies », *Journal of Financial Economics*, 14, pp 3-31.

Del Guercio D., Hawkins J. [1999], « The motivation and impact of pension fund activism », *Journal of Financial Economics*, 52:, pp 293-340.

Downes G.R., Houminer E., Hubbard R.G. [1999], *Institutional Investors and Corporate Behavior*, AEI Press, Washington D.C.

Gillan S.L., Starks L.T. [1996], « Relationship investing and shareholder activism by institutional investors », University of Texas working paper.

Jaffe J.F. [1974], « Information and Insider Trading », *Journal of Business*, 47[3], Juillet, pp 410-28.

Jarrell G.A., Poulsen A.B. [1989], « The Returns to Acquiring Firms in Tender Offers : Evidence from Three Decades », *Financial Management*, pp12-19.

Jensen M.C., Ruback R.S. [1983], « The Market for Corporate Control », *Journal of Financial Economics*, 11, pp 5-50.

Karpoff, J.M. [1998], « The Impact of Shareholder Activism on Target Companies: A Survey of Empirical Findings », University of Washington working paper

Kothari S.P., Warner J.B. [1997] « Measuring long-horizon security price performance », *Journal of Financial Economics*, 43, pp 301-339.

Nesbitt S.L. [1994] « Long-term rewards from shareholder activism: A study of the "CalPERS" effect », *Journal of Applied Corporate Finance*, 6, Eté, pp 75-80.

Opler T.C., Sokobin J. [1997], « Does coordinated institutional activism work? An analysis of the activities of the council of institutional investors », Ohio State University working paper.

Smith M.P. [1996], « Shareholder activism by institutional investors: Evidence from CalPERS », *Journal of Finance*, 51, pp 227-252.

Strickland D., Wiles K.W., Zenner M. [1996], « A requiem for the USA: Is small shareholder monitoring effective? », *Journal of Financial Economics*, 40, pp 319-338.

Strong N. [1992], « Modelling Abnormal Returns : a Review Article », *Journal of Business Finance and Accounting*, 19[4], Juin, pp 533-553.

Travlos N.G. [1987], « Corporate Takeover Bids, Methods of Payment, and Bidding Firms' Stock Returns », *Journal of Finance*, 42, pp 943-966.

Wahal S. [1996], « Pension fund activism and firm performance », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, pp 1-23.