

Les annonces d'offres publiques : incidence du mode de paiement sur les rendements et sur l'activité d'échange*

Séverine Vandelanoite[†]

février 2001

Version préliminaire

TEAM - ESA 8059 du CNRS
Université Paris I *Panthéon Sorbonne*
Maison des Sciences Economiques
106-112 Bd de l'Hôpital
75647 Paris Cedex 13 FRANCE
Tel/Fax : (33 1) 44 07 82 71/70

*L'auteur tient à remercier Patricia Charléty-Lepers, Constance Phélizon et Arnaud Thauvron pour leurs remarques.

[†]TEAM - ESA 8059 du CNRS, Université Paris I *Panthéon-Sorbonne*, 106-112, boulevard de l'hôpital 75647 Paris cedex 13 France, email : vandels@univ-paris1.fr

Résumé

Cet article analyse l'incidence du mode de paiement des offres publiques sur les rendements des firmes et sur l'activité de marché. En effet, une offre publique d'achat est généralement associée à des rendements anormaux plus élevés, que ce soit pour l'entreprise cible ou l'entreprise initiatrice, comparativement à une offre publique d'échange, notamment en raison du signal transmis au marché sur la valorisation des titres de l'acquéreur. La méthodologie des études d'événements est appliquée aux rendements des titres de firmes impliquées dans une prise de contrôle, en distinguant les opérations selon le mode de règlement utilisé (liquidités ou titres). L'originalité de cette étude réside notamment dans le choix de la date d'événement. En effet, les travaux antérieurs effectués sur le marché français utilisent la date correspondant à l'annonce officielle, et non celle à laquelle l'offre publique est annoncée par les médias, ce qui peut entraîner des biais dans l'interprétation des résultats, notamment en terme d'asymétrie d'information. L'autre originalité de cet article est l'analyse de l'activité de marché et de la fourchette de prix sur le marché français autour de la date de l'annonce, en fonction du mode de paiement appliqué. L'activité de marché sera modifiée par l'annonce de l'offre publique elle-même et les rendements anormaux associés, mais différemment selon la méthode de paiement adoptée. Nous analysons ainsi le volume et la fréquence des transactions, la taille des ordres, et la fourchette de prix. La période pré-annonce et la période post-annonce sont distinguées car les variables considérées varient, avant l'annonce, en fonction de la présence d'agents informés et/ou du ramassage en bourse de titres de l'entreprise cible effectué par l'acquéreur potentiel.

Mots clés : Offres publiques, Mode de paiement, Etudes d'événement, Activité de marché, Fourchette de prix

Classification JEL : G14 ; G34

Takeover announcements : The impact of the method of payment on returns and trading activity

Abstract

This study explores the effects of information on both shareholder wealth and the trading activity of bidding and target firms. More precisely, we study the impact on returns and trading activity of information arising from the takeover process, and of the derived information taken from the method of payment, which can be seen as a reflection of the managers' view of their company. Usually, an offer to exchange shares implies non significant abnormal returns, while a cash offer means important positive ones. We apply the event-study methodology to bidding and target firms returns. The event date is not the formal announcement date, but the date when medias revealed the takeover. Takeovers represent major informational events and might be expected to generate significant surges in trading activity. We thus study the impact of takeover announcement on trading volume, trading frequency (number of transactions), average order size and bid-ask spread. Moreover, stake building and informed trading may have an impact before the takeover announcement, which can be revealed by changes in trading activity and bid-ask spread.

Keywords : Takeovers, Method of payment, Event-studies, Trading activity, Bid-ask spread

JEL classification : G14 ; G34

1 Introduction

Cet article analyse les effets de l'annonce d'une offre publique sur la richesse des actionnaires et sur l'activité de marché sur les titres des entreprises initiatrices et cibles de l'opération sur le marché français. L'information comprend à la fois celle résultant de l'annonce même, et l'information dérivée du mode de paiement utilisé, en distinguant les offres publiques d'achat (OPA) et les offres publiques d'échange (OPE).

En présence d'asymétrie d'information sur la valeur de l'acquisition (par exemple, la valeur estimée des bénéfices attendus des synergies entre les entreprises), le mode de paiement fournit un signal aux investisseurs. Il peut être interprété comme l'opinion des dirigeants sur leur entreprise, un échange de titres reflétant la sur-évaluation des titres de l'acquéreur, ou une incertitude quant aux synergies résultant de la prise de contrôle. L'initiateur choisit ce mode de paiement afin de ne pas surpayer l'acquisition. Cette sur-estimation de la valeur de la société peut provoquer une chute du prix de l'entreprise initiatrice lors de l'OPE. En revanche, un paiement en liquide signifie que les dirigeants ne possèdent aucune information privée particulière sur leur société, ou que les synergies associées à l'acquisition seront conséquentes. D'ailleurs, Laughran et Vijh (1997) trouvent qu'à long terme, un échange de titres est suivi d'une baisse de la richesse des actionnaires de l'entreprise initiatrice, ce qui n'est pas le cas pour les paiements effectués en espèces. Le signal constitué par le choix du mode de paiement influe également sur les rendements des titres de l'entreprise cible et un paiement en liquide (OPA) générera des rendements plus élevés pour les actionnaires de cette dernière, en raison des synergies attendues. La nature même du paiement doit influencer les rendements de la cible, un règlement en numéraire étant moins risqué qu'un paiement en titres (OPE). De façon générale, les rendements obtenus par les actionnaires de la cible et de l'acquéreur dépendent ainsi de la nature de l'offre.

D'après les travaux de Kyle (1985), Easley et O'Hara (1987) et Admati et Pfleiderer (1988), l'arrivée d'une information importante sur une entreprise génère un accroissement de l'activité de marché sur le titre concerné. Les offres publiques constituent en l'occurrence une information majeure, en raison de leur incidence sur l'avenir de l'entreprise. L'étude du volume des transactions, de la fréquence des transactions et de la taille des ordres, permet de tester la réaction du marché à l'annonce de l'opération. La hausse des cours de l'entreprise cible dans le cas d'une OPA devant provoquer des transactions plus importantes, et donc une activité de marché accrue sur ces titres, le mode de paiement conditionne cette dernière. Ainsi, l'activité d'échange sur les titres de la société visée doit être plus importante si le paiement est effectué en espèces, plutôt qu'en titres. En ce qui concerne l'acquéreur, le signal négatif véhiculé par l'augmentation de capital doit se traduire par des transactions plus nombreuses et un volume des transactions total accru, ce qui n'est pas le cas pour l'OPA. L'effet sur les fourchettes de prix (différence entre le meilleur prix de vente et le meilleur prix d'achat) est, quant à lui, déterminé par l'asymétrie d'information et par la liquidité du marché sur le titre, ce qui motive la prise en compte du mode de règlement. Cette analyse peut également mettre en évidence une réaction du marché avant l'annonce de l'offre publique, en raison de l'exécution d'ordres passés par des agents initiés, et/ou d'un ramassage en bourse par l'acquéreur potentiel des actions de l'entreprise cible.

L'arrivée d'une information de nature micro-économique (annonce de résultats des entreprises, versement de dividendes, changement de dirigeants ou encore fusion-acquisition) peut être détectée grâce à une modification du processus de prix des titres concernés. La méthodologie des études d'événement, élaborée par Fama et *al.* (1969) est probablement la méthode la plus utilisée pour analyser la variation du cours des titres consécutive à l'incorporation de l'information dans les prix. Cette méthode est basée sur la théorie de l'efficience, et consiste à

estimer des “rendements anormaux”, définis comme l’excès de rendement obtenu sur une période d’événement comparativement à une période où aucune information spécifique sur le titre n’est communiquée (période d’estimation). L’originalité de cette étude réside notamment dans le choix de la date d’événement ; les travaux antérieurs effectués sur le marché français utilisent, à notre connaissance, la date correspondant à l’annonce officielle, et non celle à laquelle l’offre publique est annoncée par les médias, ce qui peut entraîner un biais dans l’interprétation des résultats, notamment en terme d’asymétrie d’information. Nous choisissons donc la date à laquelle *Bloomberg* fait un communiqué sur l’opération.

La méthodologie des études d’événement repose cependant sur un certain nombre d’hypothèses (absence d’asynchronisme dans la fréquence des transactions, constance de la variance quelque soit la période considérée, normalité des rendements quotidiens, absence d’autocorrélation des séries de rendements, non chevauchement des périodes d’événement) qui peuvent ne pas être vérifiées, notamment lorsque l’on utilise des données quotidiennes. Les tests de significativité classiques (test de Student) sont conséquence biaisés. Des tests plus sophistiqués tenant compte de l’*infrequent trading* (beta de Scholes et Williams (1977)), de la modification de la variance des rendements (test de Boehmer et *al.* (1991)), de leur autocorrélation et de la non normalité de leur distribution (test de Corrado (1989)) sont appliqués. La méthodologie est également adaptée pour être appliquée au volume et à la fréquence des transactions, à la taille moyenne des ordres, et à la fourchette *bid-ask*.

Les incidences de l’annonce de l’offre publique et du mode de paiement sur les rendements des entreprises sont explicitées dans la section 2, ainsi que sur l’activité de marché et la fourchette de prix dans la section 3. La section 4 présente les données utilisées, et la section 5 développe la méthodologie des études d’événements appliquée aux rendements et aux variables d’activité de marché. Les résultats sont présentés dans la section 6 et la section 7 conclut.

2 Les incidences du mode de règlement

Les études antérieures, aussi bien sur les marchés anglo-saxons (Bradley et *al.* (1983), Draper et Paudyal (1999)), que sur le marché français (Charlety-Lepers et Sassenou (1994), Dumontier et Pecherot (1999)) aboutissent en général à deux types de résultats : les entreprises cibles bénéficient de rendements anormaux plus importants que les entreprises initiatrices et ces rendements anormaux sont plus élevés dans le cas d’un règlement en espèces que dans le cas d’un échange de titres. Plusieurs arguments sont avancés pour expliquer ces asymétries : le mode de paiement transmet une information quant à la valorisation des cours de la firme initiatrice, et quant aux synergies associées à l’acquisition et le signal est défavorable pour les échanges de titres ; les taxations sur les plus-values impliquent une prime sur le cours de la cible plus importante pour les paiements en *cash*. Ces deux hypothèses induisent que les rendements seront globalement plus élevés dans le cas d’une OPA, et pour l’entreprise cible comparativement à l’entreprise initiatrice. Les autres arguments interviennent, indépendamment du mode de paiement utilisé, en faveur des rendements de l’entreprise cible : cette dernière est généralement de taille plus réduite que l’entreprise initiatrice, ce qui provoque des rendements anormaux plus importants ; le marché a déjà incorporé l’information dans le cadre de l’existence de véritables programmes d’acquisition de la part de l’acquéreur, ce qui limite la hausse des rendements des titres de ce dernier.

2.1 Le signal informationnel

L’article le plus référencé concernant le contenu informationnel du mode de règlement est sans aucun doute celui de Myers et Majluf (1984). Selon ces auteurs, dans un environnement où

l'information est symétrique, le mode de paiement n'apporte aucune information. En revanche, dans un contexte d'information asymétrique, il peut fournir une information précieuse au marché. Si les dirigeants de l'entreprise initiatrice possèdent une information privée sur la valeur intrinsèque de leur société, indépendante de l'acquisition, et qui n'est pas incorporée dans le cours du titre avant l'opération, ils financeront la prise de contrôle de la façon la plus profitable pour les actionnaires actuels. Dans le cadre du modèle de Myers et Majluf (1984), les dirigeants préféreront un paiement en numéraire s'ils pensent que leur entreprise est sous évaluée, et un paiement en titres si leur entreprise est surévaluée. Les investisseurs interprètent en conséquence une OPA comme une bonne nouvelle et une OPE comme une mauvaise nouvelle concernant la véritable valeur de l'entreprise¹. Travlos (1987) considère ainsi que la variation du cours du titre de la firme initiatrice au moment de l'annonce reflète à la fois le gain de l'offre (pondéré par la probabilité que son issue soit positive), et les effets informationnels (*signalling hypothesis*).

De plus, les rendements doivent être plus élevés pour les actionnaires de la cible que pour les actionnaires de l'acquéreur ; en effet, pour les entreprises initiatrices situées sur un marché concurrentiel, une acquisition est une transaction de valeur actualisée nette nulle et ne devrait en conséquence avoir aucune incidence sur sa valeur de marché². Le paiement en titres est en revanche équivalent à l'émission de nouveaux titres et peut en conséquence avoir un impact négatif sur le prix des titres de l'entreprise initiatrice pour des raisons similaires à celles développées par Myers et Majluf (1984), ou parce qu'il subsiste une incertitude quant aux synergies potentielles entre les entreprises concernées. Ce dernier argument est également applicable à l'entreprise cible impliquée dans une OPE : la différence fondamentale entre le règlement en liquide et l'échange de titres étant que dans le second cas, la valeur des titres de l'entreprise cible dépend de la rentabilité de l'acquisition, l'opération apparaîtra d'autant plus risquée que les synergies sont incertaines. L'OPA est en comparaison beaucoup moins risquée, par sa nature même. Les rendements anormaux obtenus par les actionnaires de l'entreprise cible seront donc plus élevés dans le cas d'un paiement en numéraire.

Les résultats obtenus sur les différents marchés et exposés dans le Tableau 1 sont assez unanimes. De façon générale, les gains des actionnaires de l'acquéreur sont plus faibles que ceux obtenus par les actionnaires de l'entreprise cible et les rendements sont globalement moindres lorsque le règlement est effectué en titres plutôt qu'en espèces. Travlos (1987) évalue les rendements anormaux des acquéreurs pour des entreprises cotées sur le NYSE (New York Stock Exchange) et l'AMEX (American Stock Exchange). Pour la période 1972-1981, le rendement anormal cumulé pour les acquéreurs impliqués dans une opération avec règlement en liquide est de 0.24%, et de -1.47% pour les entreprises concernées par une acquisition avec échange de titres. Les résultats de Davidson et Cheng (1997) ne corroborent pas ceux obtenus sur les marchés américains. Sur les 219 offres publiques étudiées entre 1981 et 1987, la méthode de paiement n'influe pas sur le rendement anormal de l'entreprise cible. Ils en concluent que le règlement en numéraire n'apporte aucune information supplémentaire par rapport au paiement en titres. da Silva et al. (2000) testent l'hypothèse des signaux sur le marché australien pour la période 1988-1996. Leur test porte exclusivement sur cette hypothèse, et non sur celle de la taxation des gains (*cf infra*) la taxation étant indépendante du mode de paiement sur leur marché, ce qui n'est pas le cas en

¹Hansen (1987) et Fishman (1989) enrichissent le modèle de Myers et Majluf (1984) en considérant le cas où les dirigeants de l'entreprise cible sont mieux informés sur la valeur de leur propre firme, ce qui pose un problème de "double-sélection adverse". Les deux modèles concluent également qu'un paiement en liquide sera toujours un signal positif quant à la valeur des titres de l'entreprise initiatrice, contrairement à l'augmentation de capital.

²Selon Charlety-Lepers (1991), suite à une OPE, les rendements cumulés négatifs de l'entreprise initiatrice peuvent faire croire à une opération peu rentable, alors que la baisse du cours reflète simplement la correction de la valeur de marché de l'acquéreur qui "signale" par l'OPE qu'il était surévalué.

France par exemple (*cf* Eckbo et Langhor (1989)). Ils ne trouvent pas de différence significative entre les rendements anormaux selon le mode de paiement choisi (la différence est cependant significative entre les rendements des actionnaires de la cible et de l'initiatrice, *cf* Tableau 1).

Pour la France, entre 1972 et 1983, Husson (1988) aboutit à un rendement anormal cumulé de 30.05% pour les entreprises cibles (-7.20% pour les entreprises initiatrices) d'une OPA, contre -0.02% d'une OPE (-2.76%). Eckbo et Langhor (1989) obtiennent des résultats similaires pour 1966-1982. Toujours sur le marché français, entre 1985 et 1988, Charlety-Lepers et Sassenou (1994) trouvent un gain total de 17.54% pour les cibles d'OPA (4.76% en ce qui concerne les initiatrices) et de 0.68% pour les cibles d'OPE (-16.62%). Enfin, Dumontier et Pecherot (1999) concluent que l'échange de titres a un impact négatif sur les rendements des acquéreurs, puisque sur la période 1977-1996, ces derniers sont de -1.54% en moyenne dans ce cas, contre 1.68% pour les règlements en numéraire.

2.2 La taxation

Une hypothèse alternative est celle de la taxation des gains qui dépend généralement du mode de paiement choisi. Ainsi, les échanges de titres ne sont pas taxés, du moins tant que les actions nouvelles obtenues ne sont pas revendues. En revanche, les apporteurs de titres à l'offre rémunérés en espèces, sont taxés immédiatement après la réalisation éventuelle de plus-values. Ceci justifie le fait que les firmes initiatrices offrent une prime plus importante dans le cas d'un paiement en liquide afin de compenser la taxation des actionnaires de la cible. Selon cette hypothèse (*tax hypothesis*), les actionnaires de la cible d'une offre publique avec règlement en numéraire bénéficient de rendements anormaux plus élevés que ceux avec échange de titres pour compenser la taxation des plus-values. Cette assertion est vérifiée par les études de Brown et Ryngaert (1991) et Wansley, Lane et Wang (1983). Huang et Walkling (1987) trouvent un rendement anormal cumulé de 29.3% pour 101 paiements en numéraire, contre 14.4% pour 32 augmentations de capital sur la période 1977-1982 (*cf* Tableau 1). Pour un paiement combinant espèces et titres, le rendement anormal cumulé est de 23.3%, se situant entre les rendements anormaux cumulés des offres avec mode de paiement "pur" (échantillon de 36 entreprises). Selon Eckbo et Langhor (1989), il n'existe cependant pas de différence significative, sur le marché français, entre 1966 et 1982, entre les primes moyennes sur les cours des titres après expiration de l'offre publique selon la méthode de paiement (24% pour un paiement en numéraire contre 23% pour un échange de titres), ce qui n'accrédite pas l'hypothèse selon laquelle le règlement en liquide comble le désavantage dû à la taxation des gains. En effet, si les firmes faisant des offres en numéraire devaient payer un supplément, la prime sur le cours après expiration de l'offre devrait être plus élevée pour ces opérations.

TABLE 1 – Rendements anormaux des études d'événement sur opérations publiques selon le mode de paiement

Auteurs	Période d'étude	Marché	Période d'estimation (en jours)	Période d'événement (en jours)	Rendements anormaux cumulés (en %)			
					Règlement en liquide	Exchange de titres		
			<i>cibles</i> (Nombre d'entreprises)	<i>initiatrices</i> (Nombre d'entreprises)	<i>cibles</i> (Nombre d'entreprises)	<i>initiatrices</i> (Nombre d'entreprises)		
Huang et Walking (1987)	04/77 : 09/82	NYSE; AMEX	-300 à -51	-50 à +50	29.3 (101)	/	14.4 (32)	/
Travlos (1987)	01/72 : 12/81	NYSE; AMEX	-136 à -16	-1 à 0	/	-1.47 (100)	/	0.24 (60)
Husson (1988)	01/72 : 12/83	FSE	-80 à -30	-25 à +40	30.05 (15)	-7.20 (15)	-0.02 (30)	-2.76 (27)
Eckbo et Langhor (1989)	01/66 : 12/82	FSE	-371 à +392	-56 à +84	28.5	-0.1 (34)	3.9	-3.6 (31)
Brown et Rynqaert (1991)	01/81 : 12/86	NYSE et AMEX	-300 à -51	-1 à 0	/	-0.06 166	/	-2.73 62
Charlety-Lepers et Sassenou (1994)	01/85 : 12/88	FSE	-365 à -60	-10 à +10	17.54	4.76	0.68	-16.62
Schwert (1996)	01/75 : 12/91	NYSE; AMEX	-379 à -127	-42 à -1	0.141 (931)	/	0.092 (254)	/
da Silva et al. (2000)	01/88 : 12/96	ASX	-4 à +2 ^a	-4 à +2	10.09 (54)	-0.36 (66)	8.15 (29)	-2.85 (27)

Note : Toutes les études citées ont été réalisées sur données quotidiennes sauf celle de Eckbo et al.(1989), mais les fenêtres sont également données en jours pour cette étude. La date 0 correspond au jour de l'annonce de l'offre publique. Cette annonce peut être, selon les études, l'annonce officielle par les autorités de marché, ou la parution d'un article (dans le *Wall Street Journal* généralement pour les études américaines).

^aLes auteurs utilisent pour la période d'événement le *All Ordinaries Accumulation Index* (AOAI) et définissent le rendement anormal pour le jour t de la

2.3 Arguments en faveur d'une asymétrie entre l'entreprise cible et l'entreprise initiatrice

Outre ce qui a déjà été développé concernant les différences de rendement pouvant apparaître selon le mode de paiement, et l'incidence différenciée de ce dernier sur l'entreprise cible et sur l'entreprise initiatrice, d'autres explications peuvent être avancées à l'asymétrie des gains de la cible et de l'initiatrice, indépendamment du mode du règlement.

2.3.1 La taille des entreprises

Les gains des entreprises initiatrices sont plus difficiles à mesurer que ceux des entreprises cibles, en raison d'une différence de taille au bénéfice des premières. Ainsi, même si les gains sont répartis de façon équitable entre les deux sociétés, l'excès de rendement est relativement plus faible pour les acquéreurs. Asquith, Bruner et Mullins (1983) trouvent que les rendements anormaux des entreprises initiatrices dépendent de la taille relative de la cible ; ainsi, plus la valeur de l'action de la cible représente un pourcentage élevé de celle de l'initiatrice, plus les rendements anormaux de l'acquéreur sont élevés. Ce résultat est compatible avec ceux obtenus par Jarrell et Poulsen (1989) pour les Etats-Unis et par Dumontier et Percherot (1999) pour la France. En revanche, Travlos (1987) pour les Etats -Unis et Franks et Harris (1989) pour le Royaume-Uni ne trouvent pas de corrélation positive significative entre les rendements de l'initiatrice et la taille de la cible comparée à celle de l'initiatrice.

2.3.2 L'anticipation partielle

Selon Jensen et Ruback (1983), les variations de prix étant le reflet des modifications des anticipations, l'annonce d'une offre publique n'aura aucun effet sur les cours si elle a préalablement été prise en compte. Schipper et Thomson (1983) avancent que les investisseurs tiennent compte de l'information concernant une ou des acquisitions dès que l'entreprise annonce son intention de procéder à des opérations de croissance externe. La valeur actualisée des bénéfices anticipés du programme d'acquisition d'une entreprise initiatrice est incorporée dans le cours du titre quand le programme d'acquisition est annoncé ou est porté à la connaissance du marché. En conséquence, le gain des firmes initiatrices est correctement mesuré par la somme de la variation de valeur associée à l'information initiale sur le programme d'acquisition et de l'effet supplémentaire de chaque acquisition. Ainsi, les agents valorisent le titre avant même qu'une offre publique sur une entreprise précise soit annoncée. Les auteurs trouvent que les entreprises se portant acquéreur de façon régulière bénéficient de rendements anormaux plus importants lors de la première prise de contrôle que lors des suivantes. L'existence d'un véritable programme d'acquisition peut donc réduire les rendements anormaux des entreprises initiatrices, au-delà de la première prise de contrôle. Ce résultat est corroboré par Malatesta (1983) et Loderer et Martin (1990). Pour la France, Dumontier et Pecherot (1999) trouvent qu'entre 1977 et 1996, 46 entreprises sur 78 sont impliquées dans plus d'une offre publique ; cependant, les rendements anormaux de l'acquéreur associés à une première acquisition, ne diffèrent pas significativement de ceux obtenus lors des acquisitions ultérieures.

En résumé, les hypothèses testées sont les suivantes :

H1 : les rendements anormaux des entreprises cibles sont significativement positifs et supérieurs aux rendements obtenus par les acquéreurs ;

H2 : les rendements anormaux des entreprises cibles et initiatrices sont plus élevés pour les OPA que pour les OPE ;

H3 : les rendements anormaux des acquéreurs sont négatifs dans le cas d'un échange de titres.

TAB. 2 – Rendements anormaux des études d'événement sur opérations publiques

Auteurs	Période		Marché	Période		Rendements anormaux cumulés (en %)	Nombre d'entreprises	
	d'étude	d'estimation (en jours)		d'événement (en jours)				
Dodd (1980)	01/70 : 12/77	-150 à -41 et +41 à +150	NYSE	-40 à +40	27.97	6.07	71	60
Keown et Pinkerton (1981)	01/75 : 12/78	-126 à -26	NYSE; OTC	-60 à +10	27.04	/	194	/
Huang et Walkling (1987)	04/77 : 09/82	-300 à -51	NYSE; AMEX	-50 à +50	30.9	/	204	/
Bradley, Desai et Kim (1988)	01/63 : 12/84	-300 à -60	NYSE; AMEX	-5 à +5	31.77	0.97	236	236
Husson (1988)	01/72 : 12/83	-80 à -30	FSE	-25 à +40	8.22	0.40	75	72
Eckbo et Langhor (1989)	01/66 : 12/82	-371 à +392	FSE	-56 à +84	13.54	-3.21	90	52
Pound et Zeckhauser (1990)	01/83 : 12/83	-170 à -21	NYSE; AMEX	-20 à -1	7.78	/	42	/

Note : Toutes les études citées ont été réalisées sur données quotidiennes sauf celle de Eckbo et al. (1989), mais les fenêtres sont également données en jours pour cette étude. La date 0 correspond au jour de l'annonce de l'offre publique. Cette annonce peut être, selon les études, l'annonce officielle par les autorités de marché, ou la parution d'un article (dans le *Wall Street Journal* généralement pour les études américaines).

TAB. 3 – Rendements anormaux des études d'événement sur opérations publiques (suite)

Auteurs	Période		Marché	Période		Rendements		Nombre d'entreprises
	d'étude			d'estimation (en jours)	d'événement (en jours)	anormaux cumulés (en %)	cibles	
Franks et al. (1991)	01/75 : 12/84		NYSE; AMEX	-240 à -41	-5 à +5	28.04	-1.02	399
Sanders et Zdanowicz (1992)	01/78 : 12/86		NYSE; AMEX	-210 à -61	-60 à +1	3.70	/	30
Charlety-Lepers et Sassenou (1994)	01/85 : 12/88		FSE	-260 à -60	-10 à +10	11.54	-2.43	13
Schwert (1996)	01/75 : 12/91		NYSE; AMEX	-379 à -127	-42 à -1	15.6	/	564
Draper et Paudyal (1999)	01/88 : 12/96		LSE	-520 à -21	-20 à +20	17.15	-1.97	581
Dumontier et Pecherot (1999)	01/77 : 12/96		FSE	-200 à -26	-25 à +5	18.75	1.06	78
Phelizon (1999)	01/91 : 12/97		FSE	-260 à -20	-10 à +10	10.99	0.99	88

Note : Toutes les études citées ont été réalisées sur données quotidiennes sauf celle de Eckbo et al.(1989), mais les fenêtres sont également données en jours pour cette étude. La date 0 correspond au jour de l'annonce de l'offre publique. Cette annonce peut être, selon les études, l'annonce officielle par les autorités de marché, ou la parution d'un article (dans le *Wall Street Journal* généralement pour les études américaines).

3 Annonce de l'offre et activité de marché

Les modèles de Kyle (1985), de Easley et O'Hara (1987) et de Admati et Pfleiderer (1988) montrent que dans la plupart de cas, l'arrivée d'une information entraînera un accroissement de l'activité de marché sur les titres concernés. Dans le cadre des offres publiques, outre l'augmentation des cours due à l'annonce même de l'opération, les études concluent généralement à une hausse des cours avant l'annonce officielle, qui peut être associée à une hausse du volume des transactions. Sur la période pré-annonce, une fuite d'information (transactions d'informés et/ou anticipation par le marché) ou un ramassage en bourse par l'acquéreur potentiel peuvent être la cause de la hausse du prix observée. Les agents informés ont intérêt à profiter de leur information privée en passant des ordres tout en veillant à ne pas être détectés par les autorités de marché ; ainsi, en moyenne, l'augmentation du volume d'échange est faible. Un autre argument concernant le ramassage d'actions par l'acquéreur potentiel futur est avancé par Draper et Paudyal (1999). Cette technique est en effet souvent utilisée avant toute prise de contrôle et consiste à acquérir sur le marché, de façon *a priori* discrète, des titres de la société visée. Une participation significative peut augmenter les chances de succès de la prise de contrôle.³ Cet effet, ainsi que l'anticipation par le marché de l'annonce de l'offre publique (par détection des transactions d'initiés, par exemple) peuvent entraîner une augmentation conséquente du volume d'échange. De plus, selon Kim et Verrechia (1991), les volumes sont d'autant plus importants que les agents n'ont pas les mêmes anticipations⁴. Keown et *al.* (1992), ainsi que Jarrell et Poulson (1989) trouvent une augmentation du volume des transactions pour les titres de l'entreprise cible avant l'annonce d'une offre publique, sur données américaines. Sanders et Zdanowicz (1992) aboutissent au résultat opposé.

L'annonce d'une prise de contrôle a donc un impact sur le niveau des cours et le volume des transactions, mais peut aussi influencer sur la fréquence des transactions et sur la fourchette de prix.

L'effet sur la fourchette de prix de l'annonce de l'offre publique (différence entre le meilleur prix de vente et le meilleur prix d'achat) est déterminé par l'asymétrie d'information. Dans un marché dirigé par les prix, les *market makers* sont rémunérés par la fourchette *bid-ask* ; si l'information est symétrique, une hausse de l'activité de marché entraînera une baisse des coûts d'inventaire pour le *market maker*, et donc une réduction du *spread*. De même, sur un marché dirigé par les ordres, la fourchette sera d'autant plus faible que la profondeur aux meilleures limites est importante. En revanche, en présence d'asymétrie d'information, les *market makers* affectent une probabilité non nulle à la présence d'agents informés, notamment lorsqu'un ordre de taille élevée est passé. Ainsi, ils se protègent d'une perte face à l'agent informé en élargissant la taille de la fourchette de prix (Copeland et Galai (1983), Glosten et Milgrom (1985)). Sur la place de Paris, un donneur d'ordres à cours limite est incité à augmenter son prix de réserve s'il est vendeur et, de façon symétrique, à réduire ce prix s'il est acheteur, s'il anticipe la présence d'agents informés qui pourraient capturer son ordre. La variation du *spread* peut donc, selon Draper et Paudyal (1999), être une mesure de la transparence du marché quant à l'information sur une offre publique. Les études utilisant des données intrajournalières, et portant sur l'étude de la fourchette *bid-ask* concluent à la présence d'une augmentation significative de la taille de cette dernière avant d'importantes révélations (Lee, Mucklow et Ready (1993), Jennings (1994)).

Le principal obstacle à une interprétation des résultats en terme de transactions d'informés

³Selon Nussenbaum (1996), le ramassage se heurte à trois limites : un ramassage continu provoque une hausse des cours, ce qui rend l'offre plus chère et défavorise les actionnaires ayant vendu leurs titres avant l'opération officielle ; l'obligation d'informer le public lorsque le nombre des actions détenues dépasse 5% du capital ; le ramassage peut constituer un signal pour les offres concurrentes, qui peuvent faire échouer la prise de contrôle.

⁴Ces différences seront annulées dans le processus de "moyenne" qui aboutit au prix d'équilibre.

est que l'on ne peut *a priori* pas distinguer les transactions d'agents informés de celles des *liquidity traders*. L'utilisation d'une seule mesure constituée par le volume des transactions peut amener à des conclusions biaisées : une hausse du volume pourra être le fait de *liquidity traders* et il sera difficile de distinguer l'effet négatif sur la fourchette du à la hausse de la liquidité sur le titre et l'effet positif du aux transactions d'agents informés. Easley et O'Hara (1987) supposent que les agents détenant une information privée passeront de gros ordres avant qu'elle ne soit rendue publique, ce qui permet de considérer que la taille des ordres peut constituer une mesure de la présence de transactions effectuées par des agents informés. Ainsi, il doit exister une relation positive entre la taille de la fourchette et la taille des ordres. Conrad et Niden (1992) testent cette hypothèse à partir d'un échantillon d'entreprises cibles cotées sur le NYSE et trouvent une modification significative de la fourchette de prix, du volume des transactions et de la taille moyenne des ordres autour de l'annonce d'une offre publique, mais ne peuvent cependant conclure à une forte asymétrie informationnelle car ces accroissements ne sont pas significatifs avant l'annonce.

Le paiement en liquide peut engendrer des rendements anormaux positifs pour les actionnaires de la cible, ce qui peut entraîner de nombreuses ventes, alors que l'activité de marché sur les titres de la cible sera comparativement moins importante que lorsque le règlement est effectué en espèces. Pour les firmes initiatrices, le paiement en *cash* n'est pas censé générer de rendements anormaux et donc, aucune activité supplémentaire sur les titres. Une augmentation de capital transmet une information (négative) sur la perception de l'entreprise initiatrice de la valorisation de ses actions, et peut en revanche entraîner un accroissement des transactions. Draper et Paudyal (1999), pour le Royaume-uni, entre 1988 et 1996, trouvent que l'annonce d'une prise de contrôle se traduit par une augmentation significative de l'activité de marché sur les titres de l'entreprise cible et de l'entreprise initiatrice. Un jour avant l'annonce, toutes les mesures de l'activité d'échange (volume des transactions, fréquence des transactions et taille des ordres) connaissent un accroissement significatif et les effets sont différents selon le mode de paiement. La fourchette de prix des entreprises visées diminue significativement après l'annonce, contrairement à celle des acquéreurs. Sur le marché français, Thauvron (2000) ne trouve pas, sur la période 1995-1998, de variation significative de la fourchette de prix pour les OPA. En revanche, le volume des transactions diminue significativement avant l'annonce officielle, notamment en raison d'une diminution des quantités offerte et demandée aux meilleures limites.

Ces résultats nous incitent à examiner la réaction des agents aux offres publiques sur le marché français en analysant les fourchettes de prix cotées des entreprises cibles et initiatrices, de façon à établir si les entreprises initiatrices ont bien un comportement de consolidation de leur pouvoir sur l'entreprise cible ou si des transactions d'agents informés ont lieu. En l'absence d'asymétrie d'information, on ne devrait pas constater d'élargissement de la fourchette de prix, ce qui n'empêche pas une augmentation significative de l'activité d'échange sur les titres de l'entreprise cible et sur ceux de l'entreprise initiatrice. Ainsi, la liquidité se trouve accrue sur les titres en question, la fourchette de prix diminue comparativement à son niveau "normal", et ce d'autant plus que l'offre est payée en espèces. Nous étudions les variables réagissant à l'arrivée de l'information sur une offre publique sur le marché en analysant l'évolution du prix des titres, ainsi que la fourchette de prix et les variables d'activité du marché représentées par les volumes de transaction, la fréquence des transactions (le nombre d'ordres exécutés) et la taille des ordres. Pour éviter un biais dans l'interprétation des résultats, la date de l'annonce de l'offre publique est primordiale. En effet, il faut tenir compte de l'information diffusée par les médias, si elle survient avant l'annonce officielle de l'offre ; les ordres consécutifs à cette annonce n'émanent pas d'agents initiés, mais d'un réajustement du prix du titre, selon la théorie de l'efficience au sens

semi-fort (incorporation de l'information passée et publique).

4 Données

Afin de tester directement l'impact de l'annonce de l'offre publique, et du mode de paiement utilisé, les rendements des titres sont d'abord étudiés. Puis, le choix des variables est fait en fonction de leur sensibilité à l'arrivée d'une information. Ainsi, l'activité de marché (à travers le volume et la fréquence des transactions, et la taille des échanges), ainsi que la fourchette de prix sont étudiées. En raison du caractère intrajournalier des données, les entreprises sélectionnées doivent être cotées sur l'ancien compartiment Règlement Mensuel du Premier Marché, re-baptisé Système à Règlement Différé (SRD) en raison du nouveau fonctionnement imposé par l'harmonisation européenne.

4.1 Détermination des périodes d'étude

La période totale d'étude est scindée en deux sous périodes. La première fenêtre est appelée fenêtre d'estimation et sert à l'évaluation des rendements "normaux" ; la seconde est la fenêtre d'événement, comprenant l'événement, constitué par l'annonce de l'offre publique. Cette dernière peut correspondre à deux dates, identiques ou non. L'initiateur d'une offre publique doit déposer un dossier auprès du Conseil des Marchés Financiers. Ce dépôt entraîne la suspension immédiate des cotations de l'entreprise cible, et éventuellement de l'acquéreur. En pratique, les cours sont suspendus à une date antérieure, dès l'annonce du projet de lancement d'une offre. Cette date peut constituer celle de l'événement. Néanmoins, à ce moment, il est fort probable que l'annonce ait déjà été diffusée, généralement sous forme de rumeurs dans les médias (*cf.* la rubrique "*Heard on the street*" du *Wall Street Journal*). Pound et Zeckhauser (1990) remarquent que ces rumeurs peuvent circuler plusieurs semaines avant l'annonce officielle entre les professionnels. De plus, le prix du titre de l'entreprise cible augmente de façon significative sur le mois précédant la publication de la rumeur. Jarrell et Poulsen (1989) évaluent à un tiers de la prime totale, la hausse du prix avant que l'opération soit officiellement annoncée. Ainsi, les communiqués de *Bloomberg* et les articles de *La Tribune* ont permis de déterminer une date à laquelle l'annonce de l'offre publique est faite de façon officieuse. Lorsque cette date est antérieure à l'annonce publique, elle est choisie comme date d'événement.

4.2 Evaluation des rendements

Les rendements sont évalués à partir du log de la différence entre deux prix de clôture quotidiens consécutifs. Ce prix étant déterminé par un fixing de clôture, il survient ainsi à une heure régulière, et on peut considérer que 24 heures séparent deux prix de clôture consécutifs.

4.3 Les variables d'activité de marché

Trois variables principales peuvent être utilisées pour caractériser l'activité de marché : le volume des transactions, le nombre de transactions et la taille moyenne d'un ordre mesurée par le nombre moyen de titres échangés par transaction.

Le volume des transactions

De nombreuses études font état d'une augmentation significative des volumes échangés autour de la date d'annonce. On peut distinguer la variation des volumes, particulièrement sur les titres de la cible, avant l'annonce, en raison de transactions d'informés ou d'un ramassage en bourse,

et celle survenant après l'annonce, révélatrice de l'incorporation de l'information dans les cours de titres. Sur les marchés américains, Keown et *al.* (1992) observent des volumes de transactions anormaux significatifs avant l'annonce; Meulbroek (1992) obtient le même résultat sur les 20 jours précédant une opération. Draper et Paudyal (1999), sur le marché anglais, ne détectent en revanche un volume anormal cumulé significatif et positif, sur les titres de la cible, qu'au moment de l'annonce (il devient négatif les jours suivants).

Le volume est estimé à partir du total des titres échangés sur une journée, et est pris en taux de variation :

$$V_{it} = \ln(VT_{it}) - \ln(VT_{it-1})$$

Le nombre de transactions

Le nombre de transactions correspond aux ordres exécutés sur une séance de bourse. Il permet de déterminer la fréquence des transactions. Conrad et Niden (1992) montrent que le volume anormal positif des transactions avant l'annonce de l'offre publique est associé à une augmentation de la fréquence des transactions. Draper et Paudyal (1999) aboutissent au même résultat.

La variable correspondante est simplement le nombre d'ordres exécutés sur une journée, pour chaque entreprise (N_{it}). Comme pour le volume, il est pris en variation :

$$NT_{it} = \ln(N_{it}) - \ln(N_{it-1})$$

La taille moyenne des ordres

La taille moyenne des ordres peut, avant l'annonce de l'offre publique, être révélatrice de la présence d'agents informés (Easley et O'Hara (1987)). En effet, les initiés préféreront passer des ordres de taille importante pour bénéficier le plus possible de leur avantage informationnel. Draper et Paudyal (1999) confirment cette hypothèse sur le marché anglais.

A l'instar de Conrad et Niden (1992), la taille moyenne des ordres est égale au nombre moyen de titres échangés par transaction sur une journée, pour une entreprise (O_{it}). Elle est prise en différence première :

$$OS_{it} = O_{it} - O_{it-1}$$

4.4 La fourchette de prix

Sur le marché français, l'annonce de l'offre publique intervient généralement en dehors des séances de bourse, ce qui justifie d'effectuer l'étude sur données quotidiennes (la majorité des annonces étant faites pendant la journée sur les marchés américains, une analyse intrajournalière comme celle de Jennings (1994) et celle de Smith et *al.* (1997) est requise).

La fourchette comporte plusieurs composantes, notamment les coûts de traitement des ordres, les coûts d'inventaire, et les coûts de sélection adverse (Madhavan et *al.* (1996), Huang et Stoll (1997)). Chaque composante varie en fonction de l'activité de marché et de l'information (*cf supra*).

A l'instar de Thauvron (2000), nous utilisons la fourchette relative quotidienne moyenne estimée pour chaque titre i (FQM_{it}) :

$$FQM_{it} = \frac{1}{\alpha_{it}} \sum_{k=1}^{\alpha_{it}} \frac{ask_j^{it} - bid_j^{it}}{\frac{(ask_j^{it} - bid_j^{it})}{2}} \quad (1)$$

où *ask* et *bid* représentent le meilleur prix vendeur et acheteur à l'instant j , pour le titre i , au jour t . α_{it} est le nombre de fourchettes affichées pendant la séance.

5 Méthodologie

5.1 Etude d'événement appliquée aux rendements

Nous cherchons à déterminer les rendements anormaux des titres des entreprises cibles et initiatrices autour de la date d'annonce d'une offre publique en utilisant la méthodologie des études d'événement. Cette dernière est basée sur la théorie des marchés efficients, selon laquelle les cours des titres incorporent toute l'information disponible au moment où elle est portée à la connaissance des investisseurs (efficience semi-forte). Ainsi, le prix du titre à la date t contient non seulement l'information passée (la séquence passée des prix), mais aussi toute l'information publique à cette même date; dans le cadre des offres publique, l'ajustement des prix doit se faire le jour de l'annonce principalement et peut être mesuré à partir des rendements anormaux quotidiens du titre, une fois qu'un certain nombre de propriétés statistiques des séries ont été prises en compte (*infrequent trading* notamment qui génère des problèmes d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation, ...).

La méthode des études d'événement consiste à évaluer des rendements anormaux sur une fenêtre d'événement, comprenant la date de l'événement (l'annonce de l'opération). La rentabilité observée du titre est comparée à la rentabilité théorique qu'il aurait eu à la même date, compte tenu de l'évolution de marché, si aucune information particulière n'avait été annoncée. Les excès de rendements (rendements anormaux) sont interprétés comme une mesure de l'impact de l'événement sur la valeur de la firme (ou ses actions). En conséquence, la méthodologie suppose implicitement que l'événement est exogène à la modification de la valeur de marché de la firme. Dans notre cas, l'événement (l'annonce de l'offre publique) est effectivement la cause de la variation anormale des cours.

Les notations pour la modélisation des rendements anormaux et les procédures de tests sont largement inspirées de Campbell, Lo et MacKinlay (1996) (Chapitre 4). La date $t = 0$ correspond à la date d'événement. La fenêtre d'estimation est définie comme la période comprise entre la date $t = T_0 + 1$ et $t = T_1$, suivie de la fenêtre d'événement (de $t = T_1 + 1$ à $t = T_2$). Ainsi on définit $L_1 = T_1 - T_0$ et $L_2 = T_2 - T_1$ les longueurs des périodes d'estimation et d'événement, respectivement. Dans notre étude, la fenêtre d'événement comprend 10 jours avant la date de l'annonce et 5 jours après, et la fenêtre d'estimation débute 210 jours avant cette date d'événement. Ainsi, $T_0 = -211$, $T_1 = -11$ et $T_2 = 5$.

Les rendements anormaux sont calculés à partir du modèle de marché,⁵ qui permet de définir l'espérance des rendements. Soit R_{it} le rendement du titre i à la date t , défini par $R_{it} = \ln(P_{it}/P_{it-1})$ où P_{it} est le prix du titre i à la date t , on estime :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

où R_{mt} est le rendement de l'indice CAC 40, utilisé comme *benchmark* du portefeuille de marché. Les paramètres $\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\beta}_i$ sont estimés à partir des Moindres Carrés Ordinaires sur la fenêtre d'estimation.

Les rendements anormaux sont obtenus en calculant :

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt} \quad (3)$$

⁵Ce modèle économique est préféré au modèle statistique du CAPM, dont l'hypothèse de stabilité du beta a été remise en cause ces dernières années.

Pour tester la significativité des rendements anormaux sur un jour t , le test de Brown et Warner (1985) est appliqué. La statistique de test pour le jour t de la fenêtre d'événement est définie comme suit :

$$T_t = \overline{AR}_t / \hat{s}(\overline{AR}_t) \quad (4)$$

où

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} \quad (5)$$

$$\hat{s}(\overline{AR}_t) = \sqrt{\frac{1}{L_1 - 1} \sum_{t=T_0+1}^{T_1} (\overline{AR}_t - \bar{A})^2} \quad (6)$$

$$\bar{A} = \frac{1}{L_1} \sum_{t=T_0+1}^{T_1} \overline{AR}_t \quad (7)$$

et N est le nombre d'événements (nombre d'entreprises). La statistique T_t suit une loi de Student à $N - 1$ ddl.

Les rendements anormaux moyens sont cumulés pour obtenir la mesure du rendement anormal moyen cumulé centré autour de la date d'événement, et noté $\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)$:

$$\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} \overline{AR}_t \quad (8)$$

avec $T_1 < \tau_1 \leq \tau_2 \leq T_2$.

La statistique du test de significativité de la rentabilité anormale moyenne cumulée est la suivante :

$$CN = \sum_{t=T_1+1}^{T_2} \overline{AR}_t / \sqrt{\sum_{t=T_1+1}^{T_2} \hat{s}^2(\overline{AR}_t)} \quad (9)$$

CN suit une loi normale centrée réduite.

5.2 Analyse des tests de significativité

5.2.1 Asynchronisme dans la fréquence des transactions sur les titres (*non-synchronous trading*)

L'asynchronisme dans la fréquence des transactions peut introduire un biais dans la mesure des rendements anormaux. En effet, les rendements du titre et de l'indice de marché sont mesurés sur des intervalles de temps différents, puisque l'indice CAC 40 varie très fréquemment (à chaque fois qu'une transaction est effectuée sur l'un des 40 titres composant l'indice), alors que sur un titre individuel, plusieurs minutes peuvent s'écouler entre deux transactions⁶. Cette différence

⁶Une seconde raison est que le rendement quotidien est défini comme la différence entre les derniers prix de transaction sur deux journées consécutives ; si un titre est peu traité, le dernier prix de transaction peut être observé à des heures très différentes et le rendement ne correspond pas à un rendement calculé sur des prix espacés de 24 heures exactement. Cependant, dans notre étude, les rendements de clôture sont utilisés, ce qui garantit une différence d'au plus quelques minutes.

dans la fréquence des transactions a une influence sur l'estimation des variances et des covariances des rendements, et biaise l'estimation du beta.⁷ Ainsi, selon Brown et Warner (1985), les titres faisant l'objet de nombreuses transactions ont un beta surestimé, alors que les titres moins traités ont un beta sous-estimé. Comme le soulignent Scholes et Williams (1977), le biais peut se révéler important lorsqu'on travaille sur rendements quotidiens, et ces derniers proposent un estimateur efficace du beta en présence de *non-synchronous trading* basé sur l'hypothèse que les rendements ne sont pas autocorrélés. Les rendements anormaux sont estimés à partir du modèle suivant :

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}'_i - \hat{\beta}'_i Rm_t \quad (10)$$

avec les estimateurs efficaces de beta et alpha suivants :

$$\hat{\beta}'_i = (\hat{\beta}_i^{-1} + \hat{\beta}_i^0 + \hat{\beta}_i^{+1}) / (1 + 2\hat{\rho}_{1m}) \quad (11)$$

$$\hat{\alpha}'_i = \frac{1}{L_1 - 2} \sum_{T_0+2}^{T_1-1} R_{it} - \hat{\beta}'_i \frac{1}{L_1 - 2} \sum_{T_0+2}^{T_1-1} Rm_t \quad (12)$$

où $\hat{\beta}_i^{-1}$ et $\hat{\beta}_i^{+1}$ sont les valeurs sur la période d'estimation par les MCO de

$$\frac{\text{cov}(R_{it}, Rm_{t-1})}{\sigma(Rm_t)\sigma(Rm_{t-1})} \quad \text{et} \quad \frac{\text{cov}(R_{it}, Rm_{t+1})}{\sigma(Rm_t)\sigma(Rm_{t+1})} \quad \text{respectivement.}$$

et $\hat{\rho}_{1m}$ est la valeur sur la période d'estimation du coefficient d'autocorrélation de premier ordre de l'indice de marché.

Jain (1986) compare les estimations du beta obtenues d'une part avec un modèle de marché estimé par les MCO et d'autre part avec la méthode de Scholes et Williams (1977). Il conclut que les différences sont minimales et que l'ajustement est réduit. Cowan et Sergeant (1996) trouvent également qu'en présence d'une modification de la variance à la date 0, l'utilisation des betas de Scholes et Williams n'améliore pas des résultats des tests. Toutefois, même si le biais dans l'estimation du beta ne modifie pas les tests sur les rendements anormaux, selon Brown et Warner (1985), le *non-synchronous trading* peut induire une autocorrélation des rentabilités anormales, ce qui invalide les tests appliqués aux rendements anormaux cumulés (la procédure de Scholes et Williams ne permet pas de diminuer la valeur des coefficients d'autocorrélation des séries). Cependant, leurs simulations montrent que le fait de ne pas prendre en compte l'autocorrélation des séries dans le calcul de la variance n'a aucune conséquence significative.

5.2.2 Puissance des tests de significativité

En dehors des problèmes de spécification du modèle soulignés ci-dessus, le test de significativité proposé *supra* peut rejeter trop souvent l'hypothèse nulle d'absence de rentabilité anormale et ce en raison d'une puissance limitée du test ou d'une variance des résidus biaisée.

Modification de la variance

La plupart des méthodologies classiques d'étude d'événement utilisent des tests fondés sur une variance estimée hors événement. Ce qui suppose implicitement que la variance est constante sur

⁷Néanmoins, Brown et Warner (1985) montrent qu'un beta biaisé n'implique pas nécessairement une mauvaise spécification du modèle de marché pour l'étude d'événement.

les deux périodes considérées. Cette hypothèse n'est généralement pas respectée (*event-induced change in variance*) : certaines études mettent en évidence un accroissement temporaire ou persistant de la variance des rentabilités sur la période d'événement (Christie (1983), Ball et Torous (1988)).

Boehmer, Musumeci et Poulsen (1991) proposent un test permettant de résoudre le problème de l'hétéroscédasticité induite par l'événement. Selon les simulations effectuées par Cowan et Sergeant (1996), ce test, appelé "test normalisé en coupe transversale" (*standardized cross-sectional test*), présente la meilleure spécification dans le cas où l'échantillon est constitué de titres peu échangés, et lorsqu'il y a présence d'*event induced variance*. En cas de modification de la variance des résidus, les procédures de test "classiques" qui utilisent les données de la période d'estimation pour évaluer la variance des rentabilités anormales moyennes vont conduire à un rejet trop fréquent de l'hypothèse nulle (le rendement anormal moyen est nul). La statistique de test est obtenue en estimant le rendement anormal normalisé SR_{it} comme le rapport du rendement anormal AR_{it} et de son écart-type estimé (supposé non hétéroscédastique), ce dernier étant basé sur l'écart type estimé des rendements anormaux de la période d'estimation (\hat{s}_i) et sur le fait que les rendements anormaux sont des erreurs de prévision.

$$SR_{it} = AR_{it} / \hat{s}_i \sqrt{1 + \frac{1}{L_1} + \frac{(Rm_t - \overline{Rm})^2}{\sum_{t=T_0+1}^{T_1} (Rm_t - \overline{Rm})^2}} \quad (13)$$

où \overline{Rm} est le rendement moyen de l'indice de marché sur la fenêtre d'estimation.

La statistique de test correspond au rendement normalisé moyen sur chaque journée t de la fenêtre d'événement, divisé par son écart-type à la même date estimé, lui aussi, "en coupe transversale".

$$Z = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SR_{it} / \sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \left(SR_{it} - \sum_{i=1}^N \frac{SR_{it}}{N} \right)^2} \quad (14)$$

Sur l'ensemble de la fenêtre d'événement, la statistique de test du rendement anormal cumulé est construite en sommant les résidus normalisés moyens et en le divisant par son écart type :

$$\sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} \overline{SR}_t / \sqrt{\sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} \hat{s}^2(\overline{SR}_t)} \quad (15)$$

Chevauchement des événements (event clustering)

L'agrégation, pour le calcul du rendement anormal moyen cumulé, des rendements anormaux, suppose que ces derniers, pour une entreprise ne sont pas corrélés à ceux des autres entreprises de l'échantillon. Cette hypothèse est vérifiée si les fenêtres d'événement ne se chevauchent pas, et permet de calculer la variance du rendement anormal moyen cumulé sans tenir compte des covariances entre les rendements anormaux des entreprises, puisqu'elles sont nulles. Mais lorsque les périodes se chevauchent, les covariances sont non nulles, et les tests de significativité ne sont plus valables (les écart-types ne sont plus correctement estimés). Cependant, Brown et Warner (1985), à partir de simulations, trouvent que les résultats ne sont pas significativement modifiés en présence d'*event-clustering*, et donc d'une corrélation entre les rendements anormaux. Le modèle

de marché semble être la meilleure spécification, comparativement au modèle de moyenne, car il corrige le rendement du titre des variations générales du marché, à condition que les entreprises ne se situent pas toutes sur le même secteur. De même, selon Chandra *et al.* (1990), la corrélation entre les rendements des entreprises se ramène à un problème négligeable, lorsque l'échantillon est constitué d'entreprises positionnées sur des secteurs d'activité différents et que les rendements sont estimés à partir du modèle de marché. Dans notre étude, les offres publiques concernent un large éventail d'industries et de services et peu de fenêtres se chevauchent. Selon les simulations effectuées par Boehmer *et al.* (1991), la présence de chevauchement des dates n'affecte pas les résultats obtenus en appliquant le "test normalisé en coupe transversale", qu'il y ait modification de la variance sur la fenêtre d'événement ou non.

Non normalité des rendements anormaux

Deux propriétés statistiques des séries peuvent rendre les tests de significativité non pertinents. Il s'agit de la non normalité de la distribution et de l'autocorrélation des rendements anormaux.

Brown et Warner (1985), ainsi que Cowan et Sergeant (1996), trouvent que la distribution des rendements anormaux quotidiens individuels n'est pas gaussienne, mais leptokurtique et caractérisée par un degré d'asymétrie important. La non normalité des rendements anormaux n'a cependant, selon Brown et Warner (1985) pas d'impact sur la méthode des études d'événement. En effet, même si les rendements anormaux quotidiens ne respectent pas l'hypothèse de normalité, le rendement anormal moyen sur l'ensemble de l'échantillon tend vers une loi normale avec une taille de l'échantillon suffisamment élevée (Théorème Centrale Limite).

Le problème de l'autocorrélation des rendements anormaux individuels a déjà été abordé, et sa présence ne semble pas fausser les résultats (Brown et Warner (1985)). De plus, lorsque la période d'événement est de taille réduite, comparativement à la période d'estimation, l'autocorrélation des rendements anormaux est négligeable (Binder (1998)).

Pour éviter le problème posé par l'autocorrélation des rendements et la non normalité de la distribution, des tests non paramétriques peuvent être appliqués, puisqu'ils n'exigent aucune propriété particulière sur la distribution des rendements. Le test le plus adapté en présence de rendements anormaux dont la distribution est caractérisée par des queues épaisses est le test de rang, élaboré par Corrado (1989). L'ensemble de la période constituée de la fenêtre d'estimation et de la fenêtre d'événement est utilisé pour calculer le rang associé au rendement anormal quotidien de chaque firme :

$$k_{it} = \text{rank}(AR_{it}), \quad t = T_0 + 1, \dots, T_2 \quad (16)$$

La statistique du test est définie par la moyenne des écarts au rang moyen du rang de l'entreprise i à la date t , k_{it} , divisée par l'écart-type du rang calculé à partir de l'échantillon total, k :

$$Z = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (k_{it} - E(k_i)) \right) / \hat{s}_k \quad (17)$$

où $E(k_i)$ est l'espérance du rang pour le titre i et est égale à $(L_1 + L_2 + 1)/2$. L'écart-type \hat{s}_k est défini comme suit :

$$\hat{s}_k = \sqrt{\frac{1}{L_1 + L_2} \sum_{t=T_0+1}^{T_2} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (k_{it} - E(k_i)) \right)^2} \quad (18)$$

Pour le rendement anormal cumulé, la statistique de test est la suivante :

$$\sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} \bar{k}_t / \sqrt{\sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} \hat{s}^2(\bar{k}_t)} \quad (19)$$

5.3 Etude de l'activité de marché et de la fourchette de prix

5.3.1 L'activité de marché

A l'instar de Draper et Paudyal (1999), nous choisissons d'estimer le volume anormal des transactions en quotidien. Le volume normal correspond à la moyenne, pour chaque titre, du volume des transactions sur la fenêtre d'estimation (\bar{V}_i). Le volume anormal pour $T_1 + 1 \leq t \leq T_2$ est estimé comme suit :

$$VA_{it} = V_{it} - \bar{V}_i \quad (20)$$

De même, le nombre de transactions et la taille moyenne des ordres quotidiens sont estimés en moyenne sur la fenêtre d'estimation ; la variable anormale correspond à la différence entre la valeur le jour t sur la période d'événement pour chaque entreprise i et sa moyenne.

$$NTA_{it} = NT_{it} - \overline{NT}_i \quad (21)$$

et

$$OSA_{it} = OS_{it} - \overline{OS}_i \quad (22)$$

Les tests appliqués sont ceux de Brown et Warner (1985), pour les grandeurs anormales (p.7), et la grandeur moyenne anormale cumulée (p.29).

5.3.2 La fourchette de prix

La fourchette "normale" est évaluée sur la période d'estimation, de la date - 211 à - 11. Il s'agit d'une fourchette moyenne :

$$FN_i = \sum_{t=T_0+1}^{T_1} \frac{FMQ_{it}}{L_1} \quad (23)$$

La fourchette anormale, pour chaque jour de la période d'événement, est égale à la différence entre la fourchette quotidienne et la fourchette normale :

$$FA_{it} = FQM_{it} - FN_i \quad (24)$$

La distribution de la fourchette anormale de prix n'étant pas gaussienne, des tests non paramétriques sont appliqués (test de signe, test de rang).

6 Résultats

7 Conclusion

Bibliographie

- Admati A. et P. Pfleiderer, 1988, "A theory of intraday patterns : Volume and price variability", *Review of Financial Studies* 1(1), 3-40.
- Asquith P., R. Burner et D. Mullins, 1983, "The gains to bidding firms from merger", *Journal of Financial Economics* 11, 121-139.
- Ball C. et W. Torous, 1988, "Investigating Security-Price Performance in the Presence of Event-Date Uncertainty", *Journal of Financial Economics* 22(1), 123-53.
- Binder J., 1998, "The event study methodology since 1969", *Review of Quantitative, Finance and Accounting* 11, 111-137.
- Boehmer E., J. Musumeci et A. Poulsen, 1991, "Event-study methodology under conditions of event-induced variance", *Journal of Financial Economics* 30, 253-272.
- Bradley M., A. Desai et E. Kim, 1988, "Synergistic gains from corporate acquisitions and their division between the stockholders of target and acquiring firms", *Journal of Financial Economics* 21, 3-40.
- Brown D. et M. Ryngaert, 1991, "The mode of acquisition in takeovers : taxes and asymmetric information", *Journal of Finance* 46(2), 653-669.
- Brown J. et J. Warner, 1985, "Using daily stock returns : the case of event studies", *Journal of Financial Economics* 14, 3-31.
- Campbell J., A. Lo et A. MacKinlay, 1996, "The econometrics of financial markets", Princeton University Press, Princeton, N.J.
- Chandra R., S. Moriaty et L. Willinger, 1990, "A Reexamination of the Power of Alternative Return-Generating Models and the Effect of Accounting for Cross-sectional Dependencies in Event Studies", *Journal of Accounting Research* 28(2), 398-408.
- Charlety-Lepers P. et M. Sassenou, 1994, "L'impact patrimonial des offres publiques d'achat et d'échange", *Revue Economique* 45(3), 625-637.
- Christie A., 1983, "On information Arrival and hypothesis testing in event studies", *Working Paper*, University of Rochester, Rochester, NY.
- Conrad J. et C. Niden, 1992, "Order flow, trading costs and corporate acquisition announcements", *Financial Management*, 22-31.
- Copeland T. et D. Galai, 1983, "Information effects on the bid-ask spread", *Journal of Finance* 38(5), 1457-1469.
- Corrado C., 1989, "A nonparametric test for abnormal security price performance in event studies", *Journal of Financial Economics* 23, 385-395.
- Cowan A. et A. Sergeant, 1996, "Trading frequency and event study test specification", *Journal of Banking and Finance* 20, 1731-1757.
- Davidson W. et L. Cheng, 1997, "Target firms returns : Does the form of payment affect abnormal returns?", *Journal of Business, Finance and Accounting* 23, 813-826.
- Dodd P., 1980, "Merger proposal, management discretion and stockholder wealth", *Journal of Financial Economics* 8, 105-137.
- Draper P. et K. Paudyal, 1999, "Corporate takeovers : mode of payment, returns and trading activity", *Journal of Business, Finance and Accounting* 26(5-6), 521-558.
- Dumontier P. et Pecherot B., 1999, "Determinants of returns to acquiring firms around tender offer announcements : the French evidence", Publication de recherche du CERAG, Université de Grenoble 2, 26p.
- Easley D. et M. O'Hara, 1987, "Price, trade size and information in securities markets", *Journal of Financial Economics* 19, 69-90.
- Eckbo B. et H. Langohr, 1989, "Information Disclosure, Method of Payment, and Takeover Premiums : Public and Private Tender Offers in France", *Journal of Financial Economics* 24(2),

363-403.

Fama E., L. Fisher, M. Jensen et R. Roll, 1969, "The adjustment of stock prices to new information", *International Economic Review* 10(1), 1-21.

Fishman M., 1989, "Preemptive bidding and the role of the medium of exchange in acquisitions", *Journal of Finance* 44, 51-57.

Franks J. et R. Harris, "Shareholder wealth effects of corporate takeovers :the UK experience 1955-1985", *Journal of Financial Economics* 29, 225-249.

Franks J., R. Harris et S. Titman, 1991, "The postmerger share-price performance of acquiring firms", *Journal of Financial Economics* 29, 81-96.

Glosten L. et P. Milgrom, 1985, "Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders", *Journal of Financial Economics* 14, 71-100.

Hansen R., 1987, "A theory for the choice of exchange medium in mergers and acquisitions", *Journal of Business* 60(1), 75-95.

Huang R. et H. Stoll, 1997, "The components of the bid-ask spread :A general approach", *Review of Financial Studies* 10, 995-1034.

Huang Y. et R. Walkling, 1987, "Target abnormal returns associated with acquisition announcements", *Journal of Financial Economics* 19, 329-349.

Husson B., 1988, "Les prises de contrôle sur le marché français enrichissent-elles les actionnaires?", *Revue Finance* 9(2), 35-56.

Jain P., 1986, "Analyses of the Distribution of Security Market Model Prediction Errors for Daily Returns Data", *Journal of Accounting Research* 24(1), 76-96.

Jarrell G. et A. Poulsen, 1989, "Stock trading before the announcement of tender offers :insider trading or market anticipation?", *Journal of Law, Economics and Organisation* 5, 225-248.

Jennings R., 1994, "Intraday changes in target firms' share price and bid-ask quotes around takeover announcements", *Journal of Financial Research* 17(2), 255-270.

Jensen M. et R. Ruback, 1983, "The market for corporate control, the scientific evidence", *Journal of Financial Economics* 11, 5-50.

Keown A., J. Pinkerton et P. Bolster, 1992, "Merger announcements, asymmetrical information, and trading volume :An empirical investigation", *Journal of Business, Finance and Accounting* 19(6), 901-910.

Keown A. et J. Pinkerton, 1981, "Merger announcements and insider trading activity :an empirical investigation", *Journal of Finance* 36(4), 855-869.

Kim O. et R. Verrecchia, 1991, "Trading volume and price reactions to public announcements", *Journal of Accounting Research* 29(2), 302-321.

Kyle A., 1985, "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica* 53(6), 1315-1335.

Laughran T. et A. Vijh, 1997, "Do long term shareholders benefit from corporate acquisitions?", *Journal of Finance* 52(5), 1765-1790.

Lee C., B. Mucklow et M. Ready, 1993, "Spreads, depths, and the impact of earnings information :an intraday analysis", *Review of Financial Studies* 6(2), 345-374.

Loderer C. et K. Martin, 1990, "Corporate acquisitions by listed firms :the experience of a comprehensive sample", *Financial Management*, 17-33.

Madhavan A., M. Richardson et M. Romans, 1996, "Why do security prices changes? A transaction-level analysis of NYSE stocks", *Working Paper*, New York university.

Malatesta P., 1983, "The wealth effect of merger activity and the objective fonctions of merging firms", *Journal of Financial Economics* 11, 155-182.

Meulbroeck L., 1992, "An empirical analysis of illegal insider trading", *Journal of finance* 48(5), 1661-1699.

Myers S. et N. Majluf, 1984, "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have", *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.

Phelizon C., 2001, "La création de valeur associée aux offres publiques : deux études empiriques sur le marché français", *Revue d'Economie Financière*, à paraître.

Pound J. et R. Zeckhauser, 1990, "Clearly heard on the street :the effect of takeover rumors on stock prices", *Journal of Business* 63(3), 291-308.

Sanders R. et J. Zdanowicz, 1992, "Target firm abnormal returns and trading volume around the initiation of change in control transactions", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27(1), 109-129.

Schipper K. et R. Thompson, 1983, "Evidence on the capitalized value of merger activity for acquiring firms", *Journal of Financial Economics* 11, 85-120.

Scholes M. et J. Williams, 1977, "Estimating betas from nonsynchronous data", *Journal of Financial Economics* 5, 309-327.

Schwert G., 1996, "Markup pricing in mergers and acquisitions", *Journal of Financial Economics* 41, 153-192.

da Silva Rosa R., H. Izan, A. Steinbeck et T. Walter, 2000, "The method of payment decision in Australian takeovers :An investigation of causes and effects", *Australian Journal of management* 25(1), 67-94.

Smith B., R. White, M. Robinson et R. Nason, 1997, "Intraday volatility and trading volume after takeover announcements", *Journal of Banking and Finance* 21, 337-368.

Thauvron A., 2000, "Evolution de l'asymétrie d'information avant une offre publique", *Banque & Marchés* 46, mai-juin, 25-30.

Travlos N., 1987, "Corporate takeover bids, methods of Payment and bidding firm's stock returns", *Journal of Finance* 42(4), 943-963.

Wansley J., J. Lane et H. Yang, 1983, "Abnormal returns to acquired firms by type of payment and method of payment", *Financial Management* 12, 16-22.