

# Divisions d'Actions et Restructuration du Capital Action: Le cas Suisse

## 1. Introduction

Les divisions d'actions sont fréquentes sur de nombreux marchés financiers. Aux Etats-Unis par exemple, GRINBLATT et al. (1984) en dénombrent 1140 sur une décennie ; en France, GRAR (1992) en compte environ 180 sur une période de quinze ans. En revanche, et ce jusqu'à une date récente, de telles opérations étaient exceptionnelles en Suisse car le droit des sociétés compliquait leur réalisation. Au cours des deux dernières années, la situation a radicalement changé puisqu'une cinquantaine de sociétés y ont recouru. Ces opérations sur le capital, souvent considérées comme purement cosmétiques, ne sont pas sans conséquence sur le prix des titres. Qu'on s'intéresse à la date d'annonce de l'opération ou à la date de réalisation, force est de constater que la moyenne des excédents de rentabilité des titres ajustés pour le risque est positive. Comme cette opération n'entraîne pas de flux de fonds sur l'instant, qu'elle ne modifie en rien les flux futurs et n'a pas de conséquences à court terme sur la composition de l'actionnariat, cet excédent

devrait être nul en moyenne. La théorie financière a apporté deux types de réponses à ce paradoxe. La première est liée à l'information véhiculée par l'opération alors que la seconde consiste à rechercher les causes d'une mauvaise évaluation de la rentabilité ajustée pour le risque. Notre objectif est de savoir si, dans le contexte suisse, les divisions d'action ont une incidence comparable. Pour ce faire, notre travail est organisé de la manière suivante. Dans la première partie nous présentons une synthèse de la littérature. Les raisons d'un split, les réactions du marché avant, pendant et après ces opérations sont examinées. Dans la deuxième partie, nous donnons un aperçu de la situation suisse afin de dégager les raisons pouvant justifier une réaction de la part du marché. Dans la troisième nous décrivons les caractéristiques de l'échantillon d'entreprises sur lequel porte ce travail. Enfin, dans la quatrième partie, nous présentons les résultats d'une étude d'événement réalisée autour des dates d'annonce et de réalisation.

## 2. Synthèse de la littérature

Nous examinons successivement les raisons généralement avancées pour justifier les divisions d'action. Nous nous intéressons ensuite aux conséquences de cette opération sur le risque de l'action. Les relations existant entre le risque spécifique et la liquidité des titres (volume de transaction et spread) sont

\*Les auteurs remercient le CEDIF-Université Lausanne qui leur a permis l'accès aux données boursières utilisées dans cette recherche. Ce papier a bénéficié partiellement du subside n° 12-30998.91 du Fonds national suisse de la recherche scientifique.

également examinées. Il semble que le split en soi n'ait pas d'effet sur la rentabilité[1]. En revanche, il est associé à une information généralement positive qui engendre une hausse du prix.

## 2.1 Les raisons du split

Toute opération financière occasionnant des frais (frais administratifs, communication financière...) ne se justifie que si les avantages qu'elle procure dépassent ses coûts. Sur un marché qui fonctionne normalement la situation inverse se traduit par une baisse du prix de l'action. Dans ce contexte, on est amené à rechercher les éléments positifs d'une division d'actions.

### *La marge optimale:*

Elle résulte de la volonté d'ajuster le cours boursier dans une plage dite optimale afin d'augmenter la liquidité du titre. Souvent, dans ce cas, l'ajustement du cours survient après une période de forte hausse de la valeur du titre. L'augmentation de la liquidité engendre une augmentation de la demande, avec un effet positif final sur le prix du titre.

### *Elargissement de l'actionnariat:*

On vise un élargissement de l'actionnariat dans le but de diminuer les risques de chute du cours surtout pendant des périodes de crise[2]. On peut aussi diminuer les risques de prises de contrôle inamicales[3].

### *Performances positives:*

Les managers estiment que l'entreprise est sous-évaluée. Ils désirent transmettre à tous les intéressés (actionnaires, analystes financiers, employés) les bonnes performances futures qu'ils anticipent pour l'entreprise. Les managers ne splitent que s'ils sont sûrs de pouvoir conserver ou augmenter[4] le niveau des dividendes dans le futur[5]. Ils peuvent aussi vouloir transmettre une prévision favorable concernant le cash flow futur[6].

### *Diversification:*

Un split facilite aussi un élargissement de la diversification recherchée par les actionnaires. BARKER (1956, p. 103) soutient que les actionnaires préfèrent, à des prix plus bas, atteindre une diversification supérieure pour la même somme d'argent. De plus, un élargissement promeut l'image de l'entreprise.

## 2.2 Les conséquences du split

Nous examinons les conséquences de la division d'actions sur la rentabilité, le niveau de risque systématique et spécifique. Nous considérons également les effets de cette opération sur la liquidité des titres.

### *Prix:*

Les effets sur la richesse des actionnaires sont reportés dans le tableau 1. Les splits sont généralement précédés par une forte hausse au cours des trois ou quatre mois avant le split. Cela conforte l'hypothèse d'une hausse anticipée des dividendes futurs confirmée le jour de l'annonce du split. FAMA et al. (1969) montrent d'ailleurs que le prix des titres baisse si le dividende enregistre une diminution après le split. Les divisions d'action sont aussi associées aux profits[7]. LAKONISHOK et LEV (1987, p. 920 et 922) trouvent que les bénéfices des entreprises procédant à une division des titres augmentent plus vite que les autres. Mais ils ajoutent qu'une diminution des dividendes après le split peut aussi avoir été causée par une trop forte croissance de l'entreprise, à laquelle suit souvent une période de crise ou au moins de stagnation. Pour ASQUITH et al. (1989, p. 401), les entreprises qui splitent ont une augmentation significative des profits au cours des quatre années précédant l'annonce. MAC NICHOLS et DRAVID (1986, p. 875-877) concluent que les divisions d'action sont suivies par des augmentations non anticipées mais statistiquement significatives des gains par titre.

*Risque systématique:*

BAR-YOSEF et BROWN (1977, p. 1072) trouvent que le risque systématique des titres a tendance à diminuer pendant les mois postérieurs au split. Pour BRENNAN et COPELAND (1988, p. 1010), le risque systématique a tendance à être plus élevé au moment de l'annonce et surtout après la réalisation plutôt que pendant les jours situés autour de la réalisation. Après la réalisation le titre enregistre une augmentation permanente du risque systématique. Les résultats présentés par GRAR (1992) sur le marché français vont plutôt dans le sens inverse (hausse du  $\beta$  entre une semaine et quatre semaines après la réalisation du split).

*Volatilité:*

Les splits sont aussi associés à des changements du risque spécifique des titres (voir tableau 2). On assiste à une augmentation de la volatilité de la rentabilité autour du split. FAMA et al. (1969, p. 18-19) affirment qu'on peut faire de la spéculation sur les titres qui seront splités en particulier pendant la période comprise entre l'annonce et la réalisation. Aucun gain significatif n'est réalisable après cette date. OHLSON et PENMAN (1985, p. 251 et 257) observent une augmentation de 30% de l'écart-type journalier post-split par rapport à l'écart-type avant-split. Par rapport à un échantillon de contrôle, SHEIKH (1986, p. 1063 et 1068) trouve une augmentation de l'écart-type post-split de 20.6%. Par ailleurs, la volatilité implicite des calls croît de 7.59%.

*Liquidité:*

Une opinion répandue veut que le split augmente la demande d'un titre surtout de la part des petits investisseurs, cet accroissement de liquidité du titre se traduisant par une augmentation du prix. La liquidité d'un titre peut être appréhendée de différentes façons : le volume de transactions, le nombre d'actionnaires, les coûts de transaction et les écarts bid-ask (sur le marché des Etats-Unis) en sont les indicateurs. En se référant à un échantillon de contrôle dont le volume de transactions moyen est identique sur une période de 4 ans avant le split,

LAKONISHOK et LEV (1985, p. 929-930) montrent que des différences significatives apparaissent 12 mois avant la date d'annonce. Elles culminent au moment de l'annonce et disparaissent deux mois après ce qui correspond, en moyenne, au moment de la réalisation du split[8]. Le volume avant-split est donc anormalement élevé car le volume post-split est presque identique à celui de l'échantillon de contrôle. Pour ce qui concerne le nombre d'actionnaires, BARKER (1956, p. 104) affirme qu'il y a bien une augmentation de leur nombre surtout par rapport aux entreprises ne splitant pas. Pour COPELAND (1979, p. 127-128), le volume de transactions relatif est inférieur après le split car les frais de courtages sont proportionnellement plus élevés. Dans les pays où les quotités sont un nombre fixe de titres, les divisions d'actions génèrent des rompus dont la négociation est plus coûteuse. De plus, le bid-ask spread exprimé en pourcentage du prix bid est plus élevé ce qui augmente la volatilité et donc le risque du titre[9]. Ces éléments contribuent à réduire la liquidité du titre. Dans ce contexte, les cash-flows futurs peuvent être signalés de manière crédible au marché puisqu'il existe une pénalité d'autant plus forte que le ratio de division est grand. Ce coût ne peut être absorbé que par une hausse correspondante du prix du titre. BRENNAN et COPELAND (1988, p. 85) proposent un équilibre de signalisation où sont déterminés le ratio de division et la valeur actuelle du titre anticipée par les dirigeants.

Comme c'est souvent le cas en finance, nous sommes confrontés à des arguments contradictoires. L'anticipation d'une hausse des dividendes ou des bénéfices, l'accès à un nombre plus grand d'investisseurs constituent autant de raisons qui militent en faveur d'une hausse du prix des titres. L'augmentation des frais de transactions et du spread, l'augmentation du risque spécifique, les incertitudes concernant la composition et le nombre des actionnaires et donc le risque d'une prise de contrôle inamicale par des tiers, donnent à penser que le split n'est pas forcément favorable aux actionnaires.

Tableau 1: Comportement de la rentabilité des titres lors du split

Etude	Echantillon	Ratio de split (RS)	Période d'étude	Événement	Modèle	AR(%)	CAR(%)
ASQUITH et al. (1989)	121	RS > 25%	-1j; 0 -240 j; 0 -240 j; 0	annonce	RAM		3.7
					Row Returns		56.8 66.4
BARKER (1956)	35 (augm. divid.). 55 (pas d'augm.)	100% < RS < 200%	-6 m; 0 0; +6 m -6 m; 0 0; +6 m	réalisation	RAM		15 0 6 -6
BARKER (1957)	75 (augm. divid.). 55 (pas d'augm.)	100% < RS < 200%	-1 an; 0; +6 m -1 an; 0 0; +6 m	réalisation	RAM		18 0 6 -14
				réalisation			
BAR-YOSEF et BROWN (1977)	219	RS > 25%	-30 m; +30 m	réalisation	Moving RAM		17,2
CHAREST (1978)	1252	RS > 25%	-24 m; 0	réalisation	RAMM bêta1		30.23
	1021				RAMM bêta2		29.87
	1252		0		RAMM bêta1	0.72	
	1021				RAMM bêta2	0.56	
	1252		0; +24 m		RAMM bêta1		0.63
	1021			RAMM bêta2		2.63	
FAMA et al. (1969)	940	RS > 25%	-29 m ; 0 -30 m; +30 m 0	annonce	RAMM		35.80 31.25
							0.68
GRAR (1992)	106	?	-5 s. ; +5 s. 0	réalisation	RAMM		3.26
						2.50	
GRINBLATT et al. (1984)	1762	RS > 10%	jour 0 0; +1 -120; -6 -5; -1 2; 120	annonce	RAMoyenne		2.89
							3.29
							32.57
							1.74
		6.63					
LAMOUREUX et POON (1987)	65 (purs)	RS > 150%	jour -60; -1 0 1	annonce	RAMM		5.94
						1.82	
						2.06	
	200 (tous)		-60; -1 0 1	réalisation			1.02
						0.59	
						0.03	

Tableau 2: Comportement du risque autour du split

Etude	Echantillon	Ratio de split (RS)	Période	Evénement	Modèle	Risque
BRENNAN et COPELAND (1988)	1034	au min 10%	jour -41 j; 0 0; +41 j +41 j; +82 j	annonce	RAMM	MCO 3-Day 5-Day 1.04 1.69 1.70 1.04 1.74 1.81 1.30 2.19 2.24
CHAREST (1978)	1252 1021	au min 25%	0	réalisation	RAMM béta1 RAMM béta2	0.917 0.978
CONROY et al.	197	au min 20%	2 m av. ann. 2 m après ann. sans la période ann.-Réalisis.	annonce + réalisation	Compar. $\sigma$ av. et après réalisation	37.5% d'augmentat. $\sigma$ - post-split
DRAVID (1987)	639	au min 25%		annonce +7j	Compar $\sigma$ annonce post-split	53.4% des soc. ont une augm. de la variance post-split
DUBOFSKI (1991)	1856(NYSE) 696 (AMEX)	au min 100%	-150j; 150j	réalisation	Compar.	Augm. moy. de $\sigma$ NYSE 66% AMEX 34%
GRAR (1992) GRINBLATT et al. (1984)	106 1762	? au min 10%	-5 s. ; +5 s. jour 0 -120 j; -6 j -5 j; -1 j 2 j; 120j	réalisation annonce	Compar. $\beta$ RAMoyenne	Augm. de +1 s. ; +4s. $\sigma$ 0.0452 0.4084 0.0631 0.3069
KRAIZANOWSKI ZHANG (1993)	197	au min 33%	-60j; 60j	réalisation	RAMM av. 2 béta	29% d'augm. moy. $\sigma$ post-split
OHLSON et et PENMAN (1985)	1257	au min 25%			Compar. annonce réalisation	57.7% des sociétés ont une augm. de $\sigma$ post-split
SHEIKH (1989)	83 titres call	au min 25%			RAM	$\sigma$ +20.6% +7.59%

### 3. La situation en Suisse

Nous effectuons un bref rappel concernant les modifications du droit des sociétés intervenues récemment en Suisse puis nous examinons ses implications en termes de restructuration du capital. Les conséquences de ces opérations sur les coûts de

transactions sont également analysées. Nous terminons cette partie en formulant les hypothèses relatives à l'impact de ces événements.

### 3.1 Le cadre juridique

Le capital action est composé de trois types de titres: les actions nominatives, les actions au porteur et les bons de participation. Le premier type d'action peut donner lieu à des restrictions portant sur la nationalité du détenteur ou le droit de vote. La valeur nominale minimale de 100 CHF pour les nominatives et les porteurs et la multiplication du type de titres nuisaient à la liquidité du marché. De fait, la réalisation de splits était impossible pour les titres dont le nominal avait déjà atteint le plancher. Quant aux bons de participation, ils n'avaient pas de valeur minimale car ils n'avaient pas d'existence légale. Depuis le 1er juillet 1992, date d'entrée en vigueur du nouveau droit des sociétés anonymes[10], la valeur nominale est réduite à 10 CHF (avant 100 CHF) (Art. 622 al. 4 CO) ce qui réduit l'attrait du bon de participation (BP) en tant que titre à faible prix unitaire. Le statut des BP ne figurait pas dans l'ancien droit des sociétés anonymes. Emis avec un nominal peu élevé, ils permettaient de satisfaire une clientèle de petits porteurs. La création d'un capital-actions autorisé (art. 622 al. 1 et 656a al. 1 CO) rend le BP moins intéressant. Il est désormais défini comme une action sans droit de vote, tandis qu'auparavant son statut était défini par la société qui les émettait. Le nombre de conversions de BP en actions nominatives ou au porteur le confirme (voir tableau 3). Toujours dans cette optique, on remarque qu'aucune société n'a complexifié la structure du capital.

**Tableau 3 : Modifications de la structure du capital et splits**

Avant \ Après							Total
	N	P	P+N	N+BP	P+BP	P+N+BP	
N	1	-	-	-	-	-	1
P	-	9	-	-	-	-	9
P+N	2	1	6	-	-	-	9
N+BP	2	-	1	1	-	-	4
P+BP	-	4	-	-	-	-	3
P+N+BP	2	2	12	2	1	1	19
Total	7	16	19	3	1	1	47

Comme on peut le voir dans le tableau ci-dessus, les opérations réalisées en Suisse ne sont pas des divisions pures mais beaucoup plus souvent de véritables restructurations du capital sans pour autant qu'il y ait apport de fonds. Ces opérations ne concernent bien sûr que le passif du bilan et ne donnent pas lieu à une modification de la répartition du dividende. Cependant, elles ne sont pas totalement neutres pour ce qui concerne la dilution des voix lorsqu'il y a conversion des bons de participation en nominatives ou en porteurs. Dans ce cas, les anciennes actions votantes se retrouvent avec un pouvoir réduit après la restructuration. Il nous est difficile d'apporter plus de précisions pour l'instant car des limitations sur le droit de vote peuvent également être décidées. L'absence de concurrence sur le marché des droits de vote, rappelons qu'il n'y a pas eu d'OPA agressive en Suisse, devrait limiter l'impact sur les prix de cette dilution. Cependant, ce facteur ne peut avoir qu'une influence négative, au mieux nulle, sur le prix des titres.

### 3.2 Le négoce des titres

Sur les petites opérations (jusqu'à 9 000 CHF environ), la plupart des banques prélèvent une commission minimale comprise entre 60 et 100 CHF. Pour une transaction d'un montant inférieur à 50 000 CHF, la commission s'élève à 1%. Entre 50 000 et 500 000 CHF, le taux applicable est dégressif (jusqu'à 0.1%). Pour les transactions plus importantes les investisseurs institutionnels sont en mesure de négocier des conditions plus favorables[11]. Le tableau 4 présente les prix d'un titre et d'une quotité pour les dix principales sociétés américaines, françaises, japonaises et suisses au début de l'année 1992. On constate qu'en Suisse le niveau moyen des prix des titres est beaucoup plus élevé que sur d'autres Bourses[12] ce qui limite considérablement les possibilités de diversification des petits investisseurs. En revanche, le prix moyen d'une quotité (16 699 CHF) est comparable à celui qui est en vigueur aux Etats-Unis (11 200 CHF) et inférieur au prix d'un lot d'actions japonaises (28

750 CHF). Le prix moyen d'une quotité en France (4 355 CHF) paraît bien en deçà de la norme internationale. Les quantités de négociation (lots ou quotités) permettent d'avoir droit à un cours officiel et à l'exécution de l'ordre au mieux dans les meilleurs délais. Pour une vente au détail, les banques prélèvent des commissions spécifiques et retardent l'exécution de l'ordre afin de pouvoir regrouper un nombre suffisant de titres. Ces quantités dépendent du prix unitaire du titre de sorte que le split est quasiment sans incidence sur le prix d'un lot. Pour les gros investisseurs (caisses de pension, fonds commun de placement,...) les conséquences du split sont nulles. Elles ne concernent en fait que les petits investisseurs: avant le split, ils étaient dans

l'incapacité d'acheter un titre, après ils peuvent l'acquérir mais dans des conditions pénalisantes en terme de coûts de transaction et d'exécution des ordres.

### 3.3 L'impact sur les prix

Si sur les marchés étrangers les divisions d'actions sont susceptibles de véhiculer de l'information, cela n'est pas le cas en Suisse. Les principales sociétés ont profité de la marge de manoeuvre offerte par la nouvelle loi. Par ailleurs, les coûts de transactions élevés rendent peu probable un investissement direct de la part des petits épargnants. A ce niveau, les

**Tableau 4 : Prix des lots pour 10 grandes sociétés sur 4 grandes places boursières**

Sociétés suisses	Prix	Lots	Montant par lot	Sociétés françaises	Prix	Lots	Montant par lot
BBC P	3250	5	16250	Air Liquide	175.60	25	4390
Ciba-Geigy P	3190	5	15950	Alcatel	147.70	10	1477
CS P	1740	10	17400	BSN	267.50	10	2675
Nestlé P	8720	2	17440	Elf Aquitaine	97.40	100	9740
Réassurances P	2550	5	12750	Gle des Eaux	540.50	10	5405
Roche P	4080	5	20400	LVMH	1093.40	10	10934
Sandoz P	2410	5	12050	L'Oréal	192	10	1920S
BS P	302	50	15100	Paribas	82.30	25	2057
UBS P	3610	5	18050	Suez	74.25	25	1856
Zürich Ass. P	4320	5	21600	UAP	123.75	25	309
Sociétés japonaises	Prix	Lots	Montant par lot	Sociétés américaines	Prix	Lots	Montant par lot
Daichi K. Bk	26.50	1000	26500	ATT	53.40	100	5340
Fuji Bk	27.50	1000	27500	Bristol Myers	119.80	100	11980
Hitachi	10	1000	10000	Coca-Cola	109.20	100	10920
Mitsubishi Bk	28.50	1000	28500	Exxon	81.65	100	8165
Mitsui & Co	8.50	1000	85000	General El.	104.25	100	10425
Nippon El.	13	1000	13000	IBM	123.25	100	12325
Nomura Sec.	18	1000	18000	Merck & Co	226.75	100	22675
Sumitomo Bk	23.50	1000	23500	Philip Morris	107.85	100	10785
Tokyo El. Power	39	1000	39000	Royal Dutch	115.50	100	11550
Toyota Motor	16.50	1000	16500	Wal Mart Stores	80.30	100	8030

Taux interbancaires du 03/01/1992

(1) Taux de change CHF/FF = 0.2605

(2) Taux de change CHF/Yen = 0.01986

(3) Taux de change CHF/USD = 1.369

Cours du 02/01/1992 pour les titres USA, japonais et suisses

Cours du 03/01/1992 pour les titres français

divisions pures ne devraient pas avoir de conséquences sur les prix. En revanche, lors des restructurations du capital, deux effets antagonistes devraient se manifester. Le premier tient à la dilution du droit de vote et il a un effet négatif (au mieux négligeable). Le second concerne l'augmentation du nombre de titres (et la liquidité de manière indirecte) résultant de la suppression d'une ou de deux classes de titres. Il a un effet positif sur le prix. Le nombre limité d'opérations ayant eu lieu ne permet pas de tester ces hypothèses par type de restructuration (voir tableau 3). En conséquence, nous nous intéressons tout d'abord de manière globale aux divisions d'actions puis nous étudions séparément les restructurations.

#### 4. Description de l'échantillon

Comme nous l'avons signalé par ailleurs, l'existence des splits est récente sur le marché suisse. Nous avons donc référencé les opérations ayant eu lieu entre le 01/06/1989 et le 31/07/1993. Les splits purs et les opérations plus complexes au cours desquelles a lieu une restructuration du capital actions sont présentées séparément.

Au total, nous avons dénombré quarante-neuf opérations dans le quotidien financier NZZ et dans le Guide Suisse des actions. Les dates d'annonce et de réalisation proviennent du quotidien NZZ et ont été contrôlées à l'aide de la banque de données TELEKURS INVESTDATA et ont été identifiées pour quarante-six d'entre elles. Les cours boursiers jour-

naliers ajustés des dividendes et des variations de capital, ainsi que les volumes de transactions proviennent de la banque de données DATASTREAM. Nous avons éliminé les titres n'ayant pas de cours coté la veille, le jour ou le lendemain de l'annonce ou de la réalisation. Ont été également éliminées les firmes ayant effectuées des opérations sur le capital autres que celles étudiées ici ainsi que celles ayant procédé à une distribution de dividende dans la semaine de l'événement. L'échantillon se compose de quarante-quatre sociétés. Pour chacune d'elles, seul un type de titre a été retenu : il s'agit de celui qui donne lieu au marché le plus actif avant l'opération. Le facteur de division est de 1 pour 2, 1 pour 3, 1 pour 4, 1 pour 5 ou 1 pour 10 mais les conversions d'une classe de titre contribuent à une augmentation sensible du nombre de titres une fois le split effectué. Pour les titres de notre échantillon, le facteur de multiplication est en moyenne de 5 environ (il n'a pas été tenu compte des conversions de titres). Les rentabilités corrigées des dividendes et des opérations sur le capital sont calculées avec un pas journalier de la manière suivante :

$$r_{i,t} = \ln \left[ P_{i,t} / P_{i,t-1} \right] \quad (1)$$

sur la période allant de deux cent jours avant l'événement à cinq jours après. Nous avons utilisé deux indices de marché : le Swiss Market Index et le Swiss Performance Index. Le SMI est un indice étroit (22 titres et non 22 sociétés pour 44% de la capitalisation boursière suisse) pondéré par les capitalisations boursières des titres qui le composent, calculé hors dividendes mais qui ne pose pas de problèmes quant à la synchronisation des données (il est coté en continu). Le SPI comprend 450 titres, il est pondéré par les capitalisations boursières et les dividendes sont réinvestis. Le SPI représentait 98% de la capitalisation boursière au 30/09/1991. Les cotations pouvant être irrégulières pour les plus petites capitalisations, le SPI présente une plus forte autocorrélation au niveau des rentabilités journalières.

Tableau 5 : Splits purs et réorganisation du capital

Année	Split pur	Date de réalisation Restructuration	Total
1989	0	1	1
1990	0	0	0
1991	2	0	2
1992	14	11	25
1993	3	15	18
Total	19	27	46



## 5. La méthodologie et les résultats

Nous décrivons brièvement les modèles qui vont être utilisés en tant que norme au cours de l'étude d'événement. Quelques tentatives ont été effectuées afin de remédier aux principaux défauts de la méthodologie standard (et de ses multiples variantes). Nous les examinons avant d'arrêter notre démarche. Nous présentons ensuite les résultats de l'analyse d'événement réalisée autour des dates d'annonce et de réalisation.

### 5.1 L'analyse d'événement standard

Tout modèle d'évaluation d'actif est susceptible d'être utilisé en temps que norme. L'écart par rapport à la norme se calcule comme la différence entre :

$$u_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}) \quad (2)$$

$R_{i,t}$  étant la rentabilité du titre  $i$  observée à l'instant  $t$ ,  $E(R_{i,t})$  la rentabilité prévue par le modèle,  $u_{i,t}$  est un terme d'erreur aléatoire de loi normale  $N(0, \sigma_{i,t}^2)$  avec  $E(u_{i,t})=0$ .

Deux normes sont utilisées dans cette étude, il s'agit de la rentabilité ajustée par le marché (RAM) et de la rentabilité ajustée par le modèle de marché (RAMM).

#### 1. RAM

$$E(R_{i,t}) = R_{M,t} \quad (3)$$

Le risque est pris en compte de manière globale. La rentabilité attendue des titres risqués est la même que celle du portefeuille de référence ; celui-ci peut être un indice de marché ou un indice sectoriel.

#### 2. RAMM

$$E(R_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i R_{M,t} \quad (4)$$

Les coefficients  $\alpha_i$  et  $\beta_i$  sont estimés sur la période antérieure à l'événement et allant de  $[200 ; -6]$  jours. La période d'étude ou fenêtre va de  $[-5 ; +5]$  jours. Les coefficients du modèle sont supposés constants durant la période d'estimation et la période d'étude. Dans la version standard du modèle de marché, le terme d'erreur  $u_{i,t}$  est normal, de moyenne nulle, de variance constante, sans autocorrélation et sans dépendance entre les titres. Ces hypothèses sont contraignantes et les tests statistiques mis en oeuvre afin d'examiner la nullité des rentabilités anormales tiennent compte, au moins pour partie, de leur respect (voir annexe p. 19-21). D'autres normes, comme le MEDAF ou la rentabilité moyenne, sont possibles mais elles ne sont pas plus performantes. Ces résultats ont été obtenus pour des rentabilités calculées avec un pas journalier [BROWN et WARNER (1985)]. Plusieurs méthodes sont possibles afin de tester la nullité des rentabilités anormales. Des simulations récentes effectuées par BOEHMER et al. (1991) montrent que lorsque l'événement induit une variation de la variance inconditionnelle [13], certaines méthodes conduisent à rejeter trop souvent l'hypothèse nulle. Cela signifie que l'on trouve un événement anormal alors qu'en réalité, il n'en est rien. Dans ces conditions, un test fondé sur une coupe instantanée ordinaire est préférable pour la norme RAM. Cependant, une coupe instantanée standardisée domine l'ensemble des méthodes. Cette technique est retenue ici pour la norme RAMM [14]. Des simulations [voir BROWN et WARNER (1985, p.13)] montrent que la qualité des résultats ne croît pas avec la complexité du modèle normatif ; en revanche, elle dépend étroitement de l'identification de la date de l'événement.

### 5.2 La prise en compte de l'hétéroscédasticité conditionnelle.

Les méthodologies exposées ci-dessus ne tiennent pas compte des dépendances que présentent les séries financières journalières. Les corrections relativement simples comme le calcul du  $\beta$  avec les méthodes de SCHOLLES et WILLIAMS ou DIM-

SON sont insuffisantes. Le caractère autorégressif conditionnellement hétéroscédastique des séries journalières d'indices boursiers ou de titres vient perturber l'estimation des paramètres du modèle de marché [voir par exemple BERA et al. (1988)]. Les variances conditionnelles des résidus ne dépendent pas seulement de la valeur de la rentabilité de l'indice comme c'est le cas dans la méthodologie de PATELL (1976) ou de BOEHMER et al. (1991). A notre connaissance, trois solutions ont été proposées dans la littérature pour tenir compte de ces effets. CONNOLLY et MAC MILLAN (1987) modélisent la rentabilité d'un titre comme une constante à laquelle s'ajoute un terme d'erreur de type GARCH(1,1). Cette solution est sommaire au sens où elle ne tient pas compte du lien existant entre la rentabilité du titre et la rentabilité du marché. KRYZANOWSKI et ZHANG (1991 et 1993) estiment les rentabilités anormales à l'aide du modèle de marché classique et supposent que le terme d'erreur suit un processus ARCH(p) propre à chaque titre. Cette méthode simple permet d'éviter la critique précédente. DE JONG et al. (1992) utilisent une variante du modèle de marché dans laquelle le risque systématique est un coefficient aléatoire. Le  $\beta$  suit un processus autorégressif comme celui envisagé par BOS et NEWBOLD (1984) et la rentabilité du marché un processus ARMA(1,1). Les termes d'erreur sont décrits par un processus GARCH(1,1) et suivent une loi de Student. Le nombre de paramètres à estimer est important ce qui nécessite un nombre important de données et une longue période d'observation pas toujours disponible. Cette méthode a l'inconvénient d'être complexe du point de vue économétrique.

### 5.3 Les réactions autour de l'annonce et de la réalisation

Dans le cadre de cette étude, qui se veut avant tout exploratoire, nous retenons l'approche standard car le risque est avant tout de rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle devrait être acceptée. Par ailleurs, l'estimation des modèles ARCH n'exige que des

séries de rentabilité complètes (pas de données manquantes) sur une période assez longue ce qui n'est manifestement pas le cas sur le marché suisse. Les hypothèses testées sont:

$$AR: H_0: AR_t = 0 \text{ contre } H_1: AR_t \neq 0 \quad (\alpha = 5\%)$$

$$CAR: H_0: CAR_{t1,t2} = 0 \text{ contre } H_1: CAR_{t1,t2} \neq 0 \quad (\alpha = 5\%)$$

#### *Réactions à l'annonce:*

En moyenne, il ne se passe rien avant le jour de l'annonce pour l'échantillon global de splits et de restructurations (voir tableau 6a). En revanche, on observe des réactions négatives significatives, mais de très faible ampleur, trois et quatre jours après l'opération. Les résultats sont robustes au choix de la méthode d'estimation des rentabilités anormales mais pas totalement au choix de l'indice: la réaction du quatrième jour n'est pas significative avec l'indice SPI. Il se peut que la date d'annonce ait été mal identifiée, dans ce cas les rentabilités anormales devraient plutôt être observées avant l'annonce. Mais plus probablement, le marché avait déjà largement anticipé ces opérations qui étaient prévisibles [15]. Les rentabilités cumulées sur la fenêtre [-5 ; +5] sont positives mais faibles: de l'ordre de 1% au maximum, elles ne sont jamais significatives aux seuils usuels. Ces résultats contrastent avec ceux qui figurent dans le tableau 1: des réactions de plus de 3% sur une courte période entourant l'annonce pour des ratios de split bien inférieurs aux nôtres. Ils confirment aussi le fait qu'aucune information n'était transmise au marché.

#### *Réactions à la réalisation:*

Elles sont beaucoup plus nettes (voir tableau 6b). Le jour de la réalisation une hausse moyenne et significative de 1% est enregistrée. Plus paradoxalement, une baisse est observée trois jours après. Bien que significative au seuil de 5% avec l'indice SMI, elle reste modérée (environ 0.70%). Tel n'est pas le cas si l'on considère l'indice SPI. La baisse est alors de plus de 2% et significative au seuil de 1%. Cependant, les rentabilités cumulées sont négatives mais jamais significatives. Là encore, la réaction globale est insignifiante sur courte période. Ces résultats ne

sont pas réellement étonnants. Ils peuvent provenir d'une absence de réaction du marché pour une information largement anticipée ou bien sans importance réelle. Une autre possibilité tient au fait que nous ayons confondu des opérations qui ne pouvaient l'être. Comme la taille de l'échantillon ne permet pas de tester la nullité des rentabilités anormales pour les splits purs qui sont au nombre de douze, nous avons reconduit les tests pour les restructurations uniquement.

#### Réactions pour les restructurations:

Comme les résultats sont identiques (ils diffèrent de moins de 0.10%) nous présentons ceux qui ont été obtenus avec l'indice SPI et le modèle de marché (voir tableau 7). Une nouvelle fois, il convient de noter l'absence de réaction à l'annonce. La réaction négative trois jours plus tard est identique pour l'échantillon global et pour l'échantillon réduit. En revanche, la réaction le cinquième jour est propre aux restructurations. La rentabilité cumulée est de 1.81% avec un t de Student de 2.76 (ddl = 10) ce qui

**Tableau 6a: Les rentabilités anormales lors de l'annonce (en %)**

Rentabilités ajustées par le marché (RAM)							Rentabilités ajustées par le modèle de marché (RAMM)						
Jour	AR (SMI)	Z	CAR(SMI)	AR (SPI)	Z	CAR(SPI)	Jour	AR (SMI)	Z	CAR(SMI)	AR (SPI)	Z	CAR(SPI)
-5	-0.03	-0.33	-0.03	-0.01	-0.09	-0.01	-5	0.09	0.01	0.09	0.13	0.27	0.13
-4	0.22	0.53	0.19	0.24	0.49	0.23	-4	0.38	0.82	0.47	0.39	0.80	0.52
-3	-0.20	0.44	-0.01	-0.24	0.36	-0.01	-3	0.00	0.91	0.47	0.02	0.97	0.54
-2	0.37	1.47	0.36	0.37	1.46	0.36	-2	0.39	1.54	0.86	0.39	1.50	0.93
-1	-0.10	-0.04	0.26	-0.11	0.07	0.25	-1	0.04	0.07	0.90	0.05	0.22	0.98
0	0.27	0.81	0.53	0.27	1.04	0.52	0	0.29	0.82	1.19	0.34	1.22	1.32
1	0.03	0.42	0.56	0.03	0.35	0.55	1	0.09	0.60	1.28	0.12	0.73	1.44
2	-0.32	-0.89	0.24	-0.32	-1.03	0.23	2	-0.32	-0.79	0.96	-0.30	-0.75	1.14
3	<b>-0.44</b>	<b>-2.28</b>	-0.20	<b>-0.45</b>	<b>-2.37</b>	-0.22	3	<b>-0.31</b>	<b>-2.14</b>	0.65	<b>-0.31</b>	<b>-2.23</b>	0.83
4	<b>-0.34</b>	<b>-2.52</b>	-0.54	-0.29	-1.77	-0.51	4	<b>-0.35</b>	<b>-2.38</b>	0.30	-0.30	-1.74	0.53
5	0.49	1.22	-0.05	0.49	1.25	-0.02	5	0.65	1.70	0.95	0.68	1.82	1.21

Les valeurs figurant en gras sont significatives au seuil de 5%  $Z_c = 1.96$

**Tableau 6b: Les rentabilités anormales lors de la réalisation (en %)**

Rentabilités ajustées par le marché (RAM)							Rentabilités ajustées par le modèle de marché (RAMM)						
Jour	AR(SMI)	Z	CAR(SMI)	AR(SPI)	Z	CAR(SPI)	Jour	AR(SMI)	Z	CAR(SMI)	AR(SPI)	Z	CAR(SPI)
-5	-0.07	-0.04	-0.07	-0.09	-0.14	-0.09	-5	-0.07	-0.01	-0.04	-0.06	-0.13	-0.06
-4	-0.07	-0.47	-0.14	-0.07	-0.55	-0.16	-4	-0.04	-0.37	-0.08	-0.03	-0.43	-0.09
-3	-0.33	-1.07	-0.47	-0.27	-0.64	-0.43	-3	-0.24	-0.65	-0.32	-0.17	-0.14	-0.26
-2	0.24	1.46	-0.23	0.24	1.34	-0.19	-2	0.32	1.68	0.00	0.36	1.78	0.10
-1	-0.14	0.39	-0.37	-0.11	-0.61	-0.30	-1	-0.12	0.25	-0.12	-0.09	-0.54	0.01
0	<b>0.96</b>	<b>2.13</b>	0.59	<b>0.94</b>	<b>2.54</b>	0.64	0	<b>1.00</b>	<b>2.10</b>	0.88	<i>1.00</i>	2.66	1.01
1	0.49	1.32	1.08	0.43	0.27	1.37	1	0.55	1.37	1.43	0.55	1.62	1.56
2	-0.52	-0.27	0.56	-0.54	-0.10	-0.56	2	-0.48	-0.17	0.95	-0.51	-0.32	1.05
3	<b>-0.79</b>	<b>-1.96</b>	-0.23	-2.97	<i>-4.43</i>	-2.44	3	<b>-0.74</b>	<b>-2.22</b>	0.21	<i>-2.13</i>	<i>-3.02</i>	-1.08
4	-0.40	-1.32	-0.63	-0.39	-1.41	-2.83	4	-0.42	-1.57	-0.21	-0.45	-1.86	-1.53
5	0.01	0.61	-0.62	0.03	0.79	-2.80	5	0.20	-0.26	-0.01	0.21	-0.45	-1.32

Les valeurs figurant en gras sont significatives au seuil de 5%  $Z_c = 1.96$ . Les valeurs figurant en italique sont significatives au seuil de 1%  $Z_c = 2.58$ .

est significatif au seuil de 5%. La réaction lors de la réalisation est plus intéressante. Une hausse de 1.65% significative à 1% est enregistrée contre toute attente car si nos hypothèses sont fondées, la hausse aurait dû intervenir à l'annonce. La réaction trois jours après sont également contrastées. De -2.13% pour la totalité de l'échantillon, elle tombe à -0.45% ce qui laisse supposer une importante baisse de prix pour les splits purs.

**Tableau 7 : Rentabilités anormales limitée aux restructurations (indice SPI)**

Semaine	Annonce			Réalisation		
	AR	Z	CAR	AR	Z	CAR
-5	0.10	-0.18	0.10	-0.26	-0.77	-0.26
-4	0.63	1.16	0.73	0.01	0.02	-0.25
-3	0.06	0.89	0.79	-0.01	0.38	-0.26
-2	0.32	0.82	1.11	<b>0.67</b>	<b>2.25</b>	0.41
1	-0.05	-0.17	1.06	-0.10	0.35	0.31
0	0.27	0.58	1.33	<i>1.65</i>	<i>3.83</i>	1.96
1	0.01	0.22	1.34	0.33	0.69	2.29
2	-0.17	0.03	1.17	-0.75	-0.87	1.54
3	<b>-0.31</b>	<b>-1.96</b>	0.86	-0.45	-1.94	1.09
4	0.01	-0.22	0.87	-0.39	-1.95	0.70
5	<b>0.94</b>	<b>2.09</b>	1.81	0.45	-0.15	1.15

les valeurs figurant en italique sont significatives au seuil de 1%  $z_c = 2.56$ .

les valeurs figurant en gras sont significatives au seuil de 5%  $z_c = 1.96$ .

## 6. conclusion

Les divisions d'actions et les restructurations du capital, souvent présentées comme des innovations importantes du nouveau droit suisse des sociétés, sont sans incidence sur le cours de bourse des titres le jour de l'annonce et négligeables les jours voisins. En revanche et contre toute attente, des réactions se manifestent le jour de la réalisation. Elles proviennent du sous-échantillon de firmes ayant restructuré leur capital. Pour l'instant ces résultats sont inexplicables puisque, comme nous l'avons fait remarquer, la dilution potentielle du droit de vote devrait se traduire par une baisse du prix des titres. Deux directions sont actuellement explorées afin d'expliquer ces résultats : - la mauvaise spécification du modèle économétrique, - la levée de restrictions relatives à la détention de titres par des étrangers.

## ANNEXE

## 1. Mesure des performances anormales

Dans un premier temps on calcule

$$u_{t,i} = R_{t,i} - E(R_{t,i}),$$

$R_{i,t}$  étant la valeur observée pour le titre  $i$  à l'instant  $t$  et  $E(R_{i,t})$  étant la valeur prédite par la norme. L'événement génère une rentabilité anormale  $AR_t$  au temps  $t$  ainsi qu'une rentabilité cumulée  $CAR_{t_1,t_2}$  entre les instants  $t_1$  et  $t_2$  qui sont calculées de la manière suivante :

$$AR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N_t} u_{i,t} \text{ et } CAR_{t_1,t_2} = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t.$$

## 2. Ajustement par la variance des résidus en coupe instantanée

Si les observations  $u_{i,t}$  résultent de tirages indépendants issus de lois normales de même variance, les tests d'hypothèse :

$$H_0: AR_t \text{ contre } H_1: AR_t \neq 0$$

sont réalisés avec le test de Student

$$Z_t = \frac{AR_t}{S_t(u_{i,t}) / \sqrt{N_t}} \text{ et ddl} = N_t - 1$$

$$\text{avec } Z = CAR / \frac{S(CAR)}{\sqrt{\tau}}$$

$$CAR = CAR_{t_1,t_2} = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t \text{ et ddl } t = t_2 - t_1 + 1$$

$S(AR_t)$  est l'écart-type estimé des  $AR_t$  sur l'intervalle  $[t_1; t_2]$

## 3. Ajustement par les résidus standardisés

Si les observations  $u_{i,t}$  résultent de tirages indépendants issus de lois normales propres à chaque firme, les rentabilités anormales sont standardisées par l'écart-type de la prévision du modèle de marché (PATELL [1976]) :

$$\hat{u}_{i,t} = \frac{u_{i,t}}{S(u_{i,t})}$$

suit une loi de Student à  $T_i - 4$  degrés de liberté, de moyenne 0 et de variance

$$S_t^2(u_{i,t}) = S_t^2 \left[ 1 + \frac{1}{T_i} + \frac{(R_{m,t} - R_m)^2}{\sum_{k=1}^{T_i} (R_{m,k} - R_m)^2} \right]$$

- $S_i$  = l'écart-type des résidus OLS du modèle de marché pour le titre  $i$ ,  
 $T_i$  = nombre de semaines ayant servi à l'estimation des paramètres pour le titre  $i$ ,  
 $R_m$  = rentabilité moyenne du marché durant la période d'estimation.

Lorsque les résidus standardisés sont sommés, si  $N_t$  est assez grand, par application du théorème central limite la loi obtenue est normale de moyenne

$$u_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \hat{u}_{i,t}$$

et d'écart-type

$$S_t^2(\hat{u}_{i,t}) = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (T_i - 2) / (T_i - 4)$$

Le test d'hypothèse est :

$$H_0: u_t = 0 \text{ contre } H_1: u_t \neq 0$$

avec

$$Z_t = \frac{u_t}{S_t(\hat{u}_{i,t})}$$

On suppose que la variance de la rentabilité de chaque firme est égale à l'erreur de prévision du modèle. Pour les tests relatifs aux rentabilités cumulées, l'hypothèse à tester est inchangée

$$H_0: CAR_{t_1, t_2} = 0 \text{ contre } H_1: CAR_{t_1, t_2} \neq 0$$

En revanche et afin de tenir compte de l'inégalité des variances entre firmes, la statistique de Student est calculée comme suit :

$$Z = u / \frac{S(u)}{\sqrt{\tau}}$$

$$u_t = \frac{1}{N_t} \sum_{t=t_1}^{t_2} u$$

avec  $\tau = t_2 - t_1 + 1$  et  $S(u_t)$  est l'écart-type estimé des  $u_t$  sur l'intervalle  $[t_1; t_2]$ .

#### 4. Ajustement par les résidus standardisés en coupe instantanée

Pour tenir compte de l'instabilité temporelle de la variance, BOEHMER et al. (1991) ont proposé de normaliser les valeurs observées  $\hat{u}_{i,t}$  par l'écart-type de cette série pour  $t$  fixé. De cette manière, il y a une double standardisation des résidus. Les simulations confirment la supériorité de cette méthode. Avec les notations standard, les hypothèses suivantes sont testées :

$$H_0: AR_t = 0 \text{ contre } H_1: AR_t \neq 0$$

la statistique de Student est calculée de la manière suivante:

$$Z_t = u_t / \frac{S(u_{i,t})}{\sqrt{N_t}}$$

#### Notes

- [1] Voir FAMA et al. (1969, p. 9). Pour LAKONISHOK et LEV (1987, p. 925-929), les managers ajustent le prix de l'action  $i$  au niveau des prix des entreprises de la même branche industrielle  $I$  du prix moyen du marché  $M$ . Le facteur de split est une fonction croissante du rapport des prix.
- [2] Voir BARKER (1956, p. 104).
- [3] Les managers craignant une prise de contrôle inamicale préfèrent un actionariat diversifié et hétérogène [voir LAKONISHOK et LEV (1987, p. 916)].
- [4] Après avoir séparé les entreprises qui augmentent des dividendes en cash après le split de celles qui ne les augmentent pas, BARKER (1956, p. 102) constate un accroissement moyen des cours boursiers de 15% sur une période de 18 mois autour du split (1 an avant et 6 mois après) pour les premières. Les secondes enregistrent une augmentation moyenne de 6% jusqu'au split; elle est annulée 6 mois après le split. Les entreprises splittent après des périodes de performances exceptionnelles [voir FAMA et al. (1969, p. 9)], souvent pendant des périodes de boom économique (p. 11). Si

- le dividende augmente moins que la moyenne après le split, la rentabilité revient au niveau du marché (p. 17).
- [5] Voir FAMA et al. (1969, p. 2).
- [6] Pour FAMA et al. (1969, p. 20) ainsi que pour GRINBLATT et al. (1984, p. 464), le split est un signal favorable concernant le cash flow futur de l'entreprise.
- [7] Voir FAMA et al. (1969, p. 11 et 16).
- [8] Ce qui nous ramène à la conclusion de FFJR (1969, p. 19).
- [9] Voir l'exemple de COPELAND (1979) où le prix bid est 40 USD, le spread = 7/8 USD soit 2.1875% du prix bid. Après le split, le bid est de 20 USD, le spread de 0.5 USD ce qui représente 2.50%. Cette augmentation accroît le risque du titre.
- [10] Code des obligations, chapitre 26: De la société anonyme, 1er juillet 1992, art. 622 et 656a 1 CO.
- [11] Guide des Actions Suisses 93/94, p. 8.
- [12] La comparaison est significative si on considère le fait qu'il s'agit de titres très importants soit à l'intérieur soit à l'extérieur de chaque pays
- [13] Cette situation correspondrait ici à un accroissement de la variance inconditionnelle après le split.
- [14] Pour une présentation de cette méthode voir BOEHMER et al. (1991, p. 270).
- [15] En 1990, une enquête réalisée par un hebdomadaire économique montrait que toutes les grandes sociétés envisageaient ce type d'opération dès qu'elle serait rendue possible par la loi.

## Bibliographie

- ASQUITH P., P. HEALY and K. PALEPU: "Earnings and stocks splits", *Accounting Review* 64 nr. 3, pp. 387-403.
- BARKER C. (1956): "Effective stocks splits", *Harvard Business Review* 34, pp. 72-106.
- BARKER C. (1957): "Stock Splits in a Bull Market", *Harvard Business Review* 35, pp. 101-106.
- BAR-YOSEF S. and L. BROWN (1977): "A reexamination of stock splits using moving betas", *Journal of Finance* 32, pp. 1069-1080.
- BERA A., E. BUBNYS and H. PARK (1988): "Conditional heteroskedasticity in the market model and efficient estimates of betas", *Financial Review* 23, pp. 201-214.
- BOEHMER E., J. MUSUMECI and A. POULSEN (1991): "Event study methodology under conditions of event-induced variance", *Journal of Financial Economics* 30, pp. 253-272.
- BOLLERSLEV T., R. CHOU and K. KRONER: "ARCH modeling in finance : a review of the theory and empirical evidence", *Journal of Econometrics* 52,nr. 1/2, pp. 5-59.
- BOS T. and P. NEWBOLD (1984): "An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model", *Journal of Business* 57, pp. 35-41.
- BRENNAN M. and T. COPELAND (1988): "Stock splits, stock prices and transaction costs", *Journal of Financial Economics* 22, pp. 83-101.
- BRENNAN M. and T. COPELAND (1988): "Beta changes around stock splits: a note", *Journal of Finance* 43, pp. 1009-1013.
- BROWN S. and J. WARNER (1980): "Measuring security price performance", *Journal of Financial Economics* 8, pp. 205-258.
- BROWN J. and J. WARNER (1985): "Using daily stock returns : the case of event studies", *Journal of Financial Economics* 14, pp. 3-31.
- CHAREST G. (1978): "Split information, stock returns and market efficiency", *Journal of Financial Economics* 6, pp. 265-296.
- CHOTTINER S. and A. YOUNG (1971): "A test of the AICPA differentiation between stock dividends and stock splits", *Journal of Accounting Research* 9, pp. 367-364.
- CONNOLLY R. and H. MAC MILLAN (1988): "Time conditional variances and event studies : the case of capital structure changes", Working paper, Graduate School of Management, University of California, Irvine, CA.
- COLLINS D. and W. DENT (1984): "A comparison of alternative testing methodologies used in capital market research", *Journal of Accounting Research* 22, pp. 48-84.
- CONROY R., R. HARRIS and B. BENET (1990): "The effects of stock splits on bid-ask spreads", *Journal of Finance* 45, pp. 1285-1295.
- COPELAND T. (1979): "Liquidity changes following stock splits", *Journal of Finance* 34, pp. 115-141.
- CORRADO C. and T. ZIVNEY (1992): "The specification and power of the sign test in event study hypothesis tests using daily stock returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27, pp. 465-478.
- DRAVID A. (1987): "A note on the behavior of stock returns around ex-dates of stock distributions", *Journal of Finance* 42, pp. 162-168.
- DUBOFSKI D. (1991): "Volatility increases subsequent to NYSE and AMEX stock splits", *Journal of Finance* 46, pp. 421-431.
- FAMA E., F. L. FISHER, M. C. JENSEN and R. ROLL (1969): "The adjustment of stock prices to new information", *International Economic Review* 10, nr. 1, pp. 1-21.
- GODEL R. (1992): "Au régime du split" *Bilan*, 4/1992, pp. 85-91.
- GRAR A. (1992): "Etude d'événement et modification des risques systématiques et spécifique du titre", *Congrès de l'Association Française de Finance*, décembre 1992, pp. 36.
- GRINBLATT M., R. MASULIS and S. TITMAN (1984): "The valuation effects of stock splits and stock dividends", *Journal of Financial Economics* 13, pp. 461-490.

- HAUSMAN W., R. WEST and J. LARGAY (1971): "Stock splits, price changes and trading profits: a synthesis", *Journal of Business*, pp. 69-77.
- JOHNSON K. (1966): "Stock splits and price change", *Journal of Finance* 21, pp. 675-686.
- JONG (DE) F., A. KEMNA and T. KLOEK (1992): "A contribution to event study methodology with application to the Dutch stock market", *Journal of Banking and Finance* 16, pp. 11-36.
- KRYZANOWSKI L. and H. ZHANG (1991): "Valuation effects of canadian stock-split announcements", *Economics Letters* 36, pp. 317-322.
- KRYZANOWSKI L. and H. ZHANG (1993): "Market behaviour around canadian stock-split ex-dates", *Journal of Empirical Finance* 1, pp. 57-81.
- LAKONISHOK J. and B. LEV (1987): "Stock splits and stock dividends : why, who, and when", *Journal of Finance* 42, pp. 913-932.
- LAMOUREUX C. and P. POON (1987): "The market reaction to stock splits", *Journal of Finance* 42, pp. 1347-1370.
- MAC NICHOLS M. and A. DRAVID (1990): "Stock dividends, stock splits and signaling", *Journal of Finance* 45, pp. 857- 879.
- NG V., R. ENGLE and M. ROTHSCHID (1992): "A multi-dynamic factor model for stock returns", *Journal of Econometrics* 52, pp. 245-266.
- OHLSON J. and S. PENMAN (1985): "Volatility increases subsequent to stock splits", *Journal of Financial Economics* 14, pp. 251-266.
- PATELL J. (1976): "Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior : empirical tests", *Journal of Accounting Research* 14, nr. 3, pp. 246-276.
- SHEIKH A. (1989): "Stock splits, volatility increases, and implied volatilities", *Journal of Finance*, pp. 1361-1371.