

La cession de coentreprise : simple cession d'actifs ou cession spécifique ? Analyse des réactions des marchés boursiers européens

Pierre-Xavier MESCHI*

Université de la Méditerranée & Euromed Marseille

Classification JEL : F320, G340, M100

Correspondance :

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion
Université de la Méditerranée, 14 Rue Puvis de Chavannes
13001 Marseille
Tél : (04) 91 13 96 36
E-mail : pxmeschi@univ-aix.fr

Résumé : Les cessions de coentreprise sont-elles des opérations créatrices de valeur pour les actionnaires ? En se plaçant sous l'angle de la valorisation boursière, les cessions de coentreprise se distinguent-elles des autres opérations de cession ? Ces deux questions ont été traitées en utilisant une méthodologie d'étude d'événements dans le cadre d'un échantillon de 148 annonces de cession de coentreprise.

Mots clés : coentreprise – cession d'actifs – rentabilités anormales – motifs de cession – recentrage.

Abstract : Do joint venture sell-offs create value for shareholders ? In terms of stock market valuation, can we distinguish joint venture sell-offs from other types of spin-off ? These two questions are addressed by using event study methodology. The latter is applied to a sample of 148 joint venture sell-off announcements.

Key words : joint venture – sell-off, abnormal returns – sell-off motives – refocusing.

* Une première version de cet article a été présentée au 3^e Colloque « Métamorphose des Organisations » à Vittel en octobre 2002. L'auteur remercie les deux évaluateurs de la revue pour leurs commentaires et suggestions.

Le nombre toujours plus grand de coentreprises (ou *joint ventures*) qui se créent dans le monde, atteste du succès rencontré par une entité organisationnelle dont les atouts sont multiples et largement reconnus : économies d'échelle et de champ, accès à une nouvelle technologie ou compétence, partage des risques, apprentissage inter-organisationnel ou encore entrée sur de nouveaux marchés ou pays. Une coentreprise se forme « *quand deux ou plusieurs partenaires apportent un certain nombre d'actifs à une entité légale indépendante et sont rétribués à hauteur ou en partie de leur contribution avec les profits dégagés par cette entité* » (Hennart 1988, p. 362). Pourtant, si leur potentiel de création de valeur semble sérieux en théorie, de nombreuses études empiriques focalisées sur l'analyse de leur impact boursier ont obtenu des résultats peu concluants (MacConnell et Nantell 1985 ; Finnerty et al. 1986 ; Lee et Wyatt 1990 ; Woolridge et Snow 1990 ; Koh et Venkatraman 1991 ; Chan et al. 1997 ; Das et al. 1998 ; Hubler et Meschi 2000 ; Anand et Khanna 2000).

Avec la formation de coentreprises, les frontières des entreprises peuvent s'étendre et se consolider, celles-ci peuvent également se réduire suite à la cession ou à la vente de ces mêmes coentreprises. En effet, le suivi des articles relatifs aux coentreprises dans la presse des affaires montre que si les coentreprises se multiplient, nombreuses sont aussi celles qui sont vendues au(x) partenaire(s) ou rachetées par un tiers. Cependant, à la différence des études portant sur la valorisation boursière des créations de coentreprise, celles focalisées sur la valorisation boursière des cessions de coentreprise restent rares. Cela nous conduit à formuler la première question de recherche de cet article : les cessions de coentreprise sont-elles des opérations créatrices de valeur pour les actionnaires des partenaires vendeurs ? D'une manière générale, la cession a été définie par Jain (1985, p. 209) comme « *la vente d'une partie des actifs de l'entreprise, alors que cette dernière continue d'exister essentiellement sous la même forme qu'avant la cession* ». En adoptant le point de vue du partenaire vendeur, la cession d'une coentreprise peut être définie comme la vente à l'autre partenaire ou à un tiers de l'intégralité des parts détenues dans cette coentreprise. En rapprochant les deux définitions, la cession d'une coentreprise apparaît ainsi comme une variante de la cession prise dans son acception commune. Depuis la première étude de Boudreaux en 1975, les études empiriques analysant la valorisation boursière des cessions, indépendamment de la nature des actifs cédés, sont nom-

breuses et globalement convergentes dans leur conclusion : les cessions d'actifs sont créatrices de valeur pour les actionnaires et cette création de valeur est fortement liée aux raisons qui sont à l'origine de ces opérations (Montgomery et *al.* 1984 ; Hearth et Zeima 1984 ; Jain 1985 ; Afshar et *al.* 1992 ; Cadiou 1988 ; Denning 1988 ; Sentis 1998 ; Sicherman et Pettway 1992 ; Pashley et Philippatos 1993 ; Datta et Iskandar-Datta 1996 ; Lasfer et *al.* 1996). À partir de là, une deuxième question de recherche peut être énoncée : en se plaçant sous l'angle de la valorisation boursière, les cessions de coentreprise se distinguent-elles des autres opérations de cession ?

Ces deux questions de recherche seront traitées selon la démarche suivante : dans une première partie, cet article abordera la question de la valorisation boursière des cessions de coentreprise en relation avec les différentes motivations qui ont pu pousser des entreprises à mettre fin à une alliance et à céder leur participation au sein de celle-ci. Plus précisément, l'analyse de ces motivations et de leur impact boursier se fera au travers de la mobilisation de deux courants de la littérature en sciences de gestion ; l'un stratégique portant sur l'instabilité et la fin des alliances et l'autre, à orientation plus financière, focalisée sur les cessions d'actifs. À l'issue de cette première partie, des hypothèses de recherche seront formulées. Dans une deuxième partie, la méthodologie d'étude d'événements utilisée ainsi que l'échantillon de 148 annonces de cession de coentreprise (impliquant 151 entreprises européennes dont les actions sont cotées en bourse) seront détaillés. La troisième partie associera le test des hypothèses à une analyse exploratoire de l'impact boursier de caractéristiques propres à la structure et à l'environnement des coentreprises cédées. L'impact boursier de ces caractéristiques sera étudié en le distinguant selon les différents motifs de cession. Dans une quatrième partie, les résultats obtenus seront discutés en mettant en lumière les conséquences boursières des cessions de coentreprise ainsi que les facteurs explicatifs les plus significatifs. Cette dernière partie nous conduira également à discuter du caractère spécifique de cette forme de cession d'actifs.

1. Valorisation boursière des cessions de coentreprise : analyse de la littérature et formulation des hypothèses de recherche

1.1. Cessions de coentreprise, cessions d'actifs et valorisation boursière

Céder sa participation dans une coentreprise revient pour le partenaire qui s'engage dans cette opération à mettre fin à une alliance. Que la coentreprise soit acquise par l'autre partenaire et transformée en filiale ou qu'elle donne naissance à une autre entité organisationnelle suite à l'intégration d'un nouveau partenaire, l'alliance, telle qu'elle existait dans sa forme initiale, est terminée. Outre la cession, d'autres opérations existent (*cf.* dissolution ou vente de la coentreprise dans son intégralité), qui conduisent aussi à la fin de la coentreprise. Mais, la cession et son corollaire, l'acquisition de la participation du partenaire, constituent de loin les opérations les plus fréquentes (Gomes-Casseres 1987 ; Reuer 1997, 2000). L'impact boursier de ces deux types d'opérations de fin de coentreprise a été testé par Reuer (1997, 2000, 2001) à partir d'un échantillon américain. La mesure de la création de valeur consécutive à ces opérations a été réalisée tout d'abord de manière globale sur l'ensemble des types possibles d'opérations (Reuer 1997, 2000), puis, plus particulièrement, sur les opérations d'*internalisation* ou d'acquisition de la participation du partenaire. Pour les opérations de fin de coentreprise, analysées indistinctement, l'analyse des taux de rentabilité anormaux montrent que le marché boursier américain est soit légèrement favorable (Reuer 2000), soit indifférent (Reuer 1997). Dans le cas où les réactions boursières sont distinguées selon le type de fin de coentreprise, les résultats indiquent qu'« *aucun type de fin de coentreprise n'apparaît être plus ou moins attractif [...] et que les partenaires acquérant une coentreprise ne bénéficient pas d'une prime au détriment des partenaires sortant et vice-versa* » (Reuer 1997, p. 22). Pour ce qui est des taux de rentabilité anormaux spécifiques aux cessions de coentreprise, il est possible de dégager deux constats des études de Reuer (1997, 2000). Tout d'abord, les cessions de coentreprise sont en moyenne faiblement créatrices de valeur. Ensuite, il convient de distinguer les cessions au partenaire des cessions à un tiers. En effet, il faut noter qu'une coentreprise peut être cédée à l'autre partenaire ou vendue à un tiers qui va se substituer au partenaire sortant de l'alliance. Cette

distinction se prolonge au niveau de la valorisation boursière : avec des taux de rentabilité anormaux moyens cumulés allant de +0,63 % (Reuer 1997) à +1,38 % (Reuer 2000) sur une période [-1, +1] (avec un pic de +1,84 % le jour d'annonce), les cessions à un tiers semblent bénéficier de réactions boursières plus favorables que celles observées pour les cessions au partenaire ; les taux de rentabilité anormaux moyens cumulés varient dans ce dernier cas de +0,25 % (Reuer 2000) à +0,7 % (Reuer 1997) sur une période [-1, +1].

Du point de vue de la littérature en finance, les cessions de coentreprise s'inscrivent dans le cadre plus général des cessions d'actifs et des opérations de désinvestissement. Les cessions de coentreprise n'ont pas été l'objet d'un traitement particulier et, à notre connaissance, la nature des actifs cédés (*cf.* filiale, ancienne acquisition, participation dans une coentreprise...) n'a d'ailleurs pas été testée comme variable explicative des taux de rentabilité anormaux observés. Les études en finance portant sur la valorisation boursière des cessions d'actifs ont obtenu des résultats significatifs et globalement convergents (*cf.* tableau 1). Les taux de rentabilité anormaux moyens cumulés qui ont été dégagés dans ces études, et cela pour différentes fenêtres d'événement, sont là pour attester de l'existence d'une prime accordée par les marchés boursiers aux cessions d'actifs. De ces études, il est possible de mettre en lumière les principales tendances relatives à la valorisation boursière des cessions d'actifs :

a) Les taux de rentabilité anormaux sont positifs et particulièrement significatifs le jour même (Rosenfeld 1984 ; Hite et *al.* 1987 ; Afshar et *al.* 1992 ; Sicherman et Pettway 1992 ; Cheng et Davidson 1993 ; Datta et Iskandar-Datta 1996 ; Lasfer et *al.* 1996 ; Gleason et *al.* 2000) ou la veille de l'annonce (Jain 1985 ; Sentis 1996). Sur une période très courte autour de la date d'annonce (*cf.* [-1, +1]), les taux de rentabilité anormaux moyens cumulés varient de +0,42 % (Afshar et *al.* 1992) à +2,33 % (Rosenfeld 1984).

b) La création de valeur constatée pour les quelques jours autour de la date d'annonce s'amenuise au cours du temps et n'est plus significative dès lors que la fenêtre d'événement dépasse le cinquième jour post-annonce (Hearth et Zeima 1984 ; Hite et *al.* 1987 ; Afshar et *al.* 1992 ; Cheng et Davidson 1993 ; Datta et Iskandar-Datta 1996 ; Lasfer et *al.* 1996).

Tableau 1 – Synthèse de la littérature sur la relation entre cessions d'actifs et valorisation boursière

Étude	Taille de l'échantillon	Zone	Période de l'étude	Effet boursier à l'annonce*	Performance boursière cumulée*	Variables explicatives testées
Rosenfeld (1984)	62	USA	1969-81	1,79 %	[-10, -2] 2,05 % ; [-1, 0] 2,33 %	-
Hearth et Zeima (1984)	58	USA	1979-81	-	[-10, 0] 3,96 % ; [-5, +5] 3,55 %	Santé financière de l'entreprise (faible – impact +, bonne – impact +) Montant de la cession (faible – n.s., élevé – impact +)
Alexander, Benson et Kampmeyer (1984)	53	USA	1964-73	n.s.	[-30, -2] -1,23 %	-
Jain (1985)	1069	USA	1976-78	0,44 %	[-60, -11] -2,2 % ; [-5, -1] 0,7 %	-
Tehrani, Travlos et Waeglein (1987)	146	USA	1974-82	-	-	Plan de rémunération des dirigeants (court terme – n.s., long terme – impact +)
Hite, Owers et Rogers (1987)	55	USA	1963-78	1,66 %	[-4, 0] 4,05 %	-
Cadiou (1988)	92	France	1980-87	2,52 %	[0, +2] 3,07 % ; [+3, +7] -3,86 %	Motivation de la cession (désendettement – impact -, détresse financière – n.s., besoin de liquidités – n.s., recentrage – impact +)
Markides (1992)	45 opérations de recentrage	USA	1980-88	1,73 %	[-10, +10] 3,43 % ; [-5, +5] 2,28 % [-5, 0] 2,63 %	-
Afshar, Taffler et Sudarsanam (1992)	178	G-B	1985-86	0,85 %	[-5, -1] 1,18 % ; [0, +5] -1,2 % [-1, +1] 0,42 %	Diffusion du prix de la cession (oui – impact +, non – n.s.) Montant de la cession (corrélation +)
Sicherman et Pettway (1992)	278	USA	1981-87	0,92 %	[-10, +10] 1,54 %	Santé financière de l'entreprise (faible – n.s., bonne – impact +) Diffusion du prix de la cession (oui – impact +, non – n.s.)
Pashley et Philippatos (1993)	106	USA	1970-78	-	-	Cycle de vie de l'entreprise (fin de croissance – impact +, maturité – impact +, fin de maturité – n.s., déclin – n.s.)
Cheng et Davidson (1993)	182	USA	1971-87	0,68 %	[-1, +1] 0,56 %	-
Sentis (1996)	71	France	1988-91	0,76 %	-	Evolution du risque de l'entreprise (augmentation – n.s., diminution – n.s.) Santé financière de l'entreprise (faible – impact +, bonne – n.s.)
Datta et Iskandar-Datta (1996)	73	USA	1983-90	0,69 %	[-1, 0] 1,04 %	Motivation de la cession (désendettement – n.s., rachat d'actions – impact +, recentrage – impact +, détresse financière – n.s., défense anti-OPA – impact -)
Lasfer, Sudarsanam et Taffler (1996)	142	G-B	1985-86	0,58 %	[-2, 0] 1,27 % ; [-1, 0] 0,82 %	Santé financière de l'entreprise (faible – impact +, bonne – impact +)
Gleason, Mathur et Singh (2000)	244 Cessions à l'étranger	USA	1980-96	0,65 %	n.s.	-

* seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés dans cette colonne

c) Les résultats obtenus sur les marchés boursiers européens, notamment sur le marché français (Cadiou 1998 ; Sentis 1996) et sur le marché britannique (Afshar et al. 1992 ; Lasfer et al. 1996), sont conformes à ceux observés sur le marché américain.

En confrontant les résultats obtenus par Reuer (1997 et 2000) et ceux de la littérature en finance, l'hypothèse est faite de la spécificité de la valorisation boursière des cessions de coentreprise. Cette hypothèse peut être énoncée dans les termes suivants :

Hypothèse A : Les cessions de coentreprise ne conduisent à aucune création significative de valeur pour les actionnaires.

1.2. Motifs de cessions de coentreprise et valorisation boursière

Les raisons qui peuvent pousser des partenaires à céder leur participation et à mettre un terme à leur alliance sont multiples. Il est possible dans un premier temps de distinguer les cessions « volontaires » des cessions « involontaires ». Les cessions involontaires sont réalisées suite à l'application d'une législation *anti-trust* ou à l'exercice sous certaines conditions d'une option d'achat (définie initialement dans le contrat de coentreprise) sur la participation du partenaire. « *Les cessions volontaires se définissent comme le résultat de décisions prises de plein gré par le management pour le bénéfice de leurs actionnaires* » (Alexander et al. 1984, p. 503).

Les raisons des cessions volontaires de coentreprise s'insèrent dans deux champs décisionnels de l'entreprise. Mis à part une raison de nature purement juridique renvoyant à la dissolution programmée de la coentreprise après épuisement de sa durée contractuelle de fonctionnement, les autres raisons possibles relèvent soit de la politique générale de l'entreprise, soit du management de l'alliance elle-même. Tout d'abord, une entreprise peut décider de céder sa participation dans une coentreprise suite à la mise en œuvre d'un plan de recentrage ou d'un plan visant à consolider sa situation financière. Dans ce cas, cette décision va découler directement de choix de politique générale. Ensuite, l'échec avéré de la coentreprise ou, au contraire, son succès rapide peut conduire l'un des partenaires à céder sa participation. Ici, la décision de cession relève avant tout d'un choix de management de l'alliance, même si les conséquences d'un tel choix ont des

retombées sur l'orientation de la politique générale et ses résultats. Cependant, si une distinction entre les deux catégories de motifs de cession est possible d'un point de vue analytique, il n'en reste pas moins que la réalité de ces opérations montre que les différentes raisons invoquées précédemment peuvent se combiner.

L'analyse des cessions de coentreprise consécutives à un recentrage ou à un désendettement, et cela en relation avec leur valorisation boursière, nécessite de s'appuyer sur les résultats de la littérature en finance. En effet, un certain nombre d'études en finance ont été conduites sur les facteurs explicatifs des variations des taux de rentabilité anormaux des cessions d'actifs (Hearth et Zeima 1984 ; Rosenfeld 1984 ; Tehranian et al. 1987 ; Cadiou 1988 ; Denning 1988 ; Afshar et al. 1992 ; Sicherman et Pettway 1992 ; Pashley et Philippatos 1993 ; Sentis 1996 ; Datta et Iskandar-Datta 1996 ; Lasfer et al. 1996 ; Sentis 1998). Parmi ces facteurs explicatifs, les motifs de recentrage et de désendettement associés aux cessions d'actifs ont été l'objet d'une attention particulière.

Le recentrage est une décision de politique générale qui donne lieu à séparation d'activités et, par conséquent, d'actifs, que l'entreprise concernée ne considère pas comme appartenant à son « cœur de métier ». Porté par le succès des travaux de Hamel et Prahalad sur les *core competences* au début des années 1990, le recentrage a connu un fort développement depuis cette date. Cette manœuvre de « *désinvestissement stratégique* » (Montgomery et al. 1984) vise à rendre l'entreprise plus prospère en faisant jouer à plein les synergies, l'apprentissage organisationnel et les économies d'échelle et de champ liés à la focalisation des investissements et du management sur quelques activités complémentaires. La relation avec la performance est forte et les études s'intéressant plus particulièrement à la valorisation boursière des recentrages le confirment. L'étude initiale de Montgomery et al. (1984), suivie de celles de Cadiou (1988), de Markides (1992), de Roy et Manley (1997), de Datta et Iskandar-Datta (1996) et de Sentis (1998), concluent que les cessions d'actifs réalisées dans une optique de recentrage conduisent à une forte valorisation boursière. Que la fenêtre d'événement se réduise à quelques jours autour de la date d'annonce ou qu'elle porte sur plusieurs semaines, les résultats sont concluants et mettent en lumière des taux de rentabilité anormaux moyens cumulés variant de +2 % à +9 %. En prolon-

geant ces conclusions au niveau plus particulier des cessions de coentreprise, il est possible d'énoncer l'hypothèse suivante :

Hypothèse B : Les cessions de coentreprise réalisées dans une optique de recentrage conduisent à une création significative de valeur pour les actionnaires.

Des difficultés financières, essentiellement liées à un manque de liquidités et à un risque de défaillance dans le remboursement des dettes, peuvent inciter une entreprise à céder un certain nombre d'actifs pour y faire face. Au même titre que d'autres actifs, les coentreprises dans lesquelles l'entreprise est engagée peuvent être impliquées dans des opérations de cession. Tout comme le recentrage, la cession réalisée dans une optique de désendettement est porteuse de promesses quant à l'amélioration future de la performance de l'entreprise. En effet, une telle opération souligne la volonté de l'entreprise de réagir fermement et rapidement face à ses problèmes financiers. Pour le marché boursier, cette opération est aussi appréciable car elle permet d'éloigner le risque de faillite (Afshar et al. 1992). Il s'ensuit que « dans la mesure où la vente n'est pas complètement anticipée par le marché, il semble logique d'attendre une réaction boursière positive à l'annonce d'une cession » (Jain 1985, p. 211). Cependant, les études empiriques en finance ne confirment pas, ou que très partiellement, ce point de vue (Rosenfeld 1984 ; Sicherman et Pettway 1987 et 1992 ; Cadiou 1988 ; Datta et Iskandar-Datta 1996) : celles-ci mettent en évidence des taux de rentabilité anormaux peu significatifs. Ces observations nous permettent de formuler l'hypothèse suivante :

Hypothèse C : Les cessions de coentreprise réalisées dans une optique de désendettement ne conduisent à aucune création significative de valeur pour les actionnaires.

Une cession de coentreprise peut trouver son origine dans certains choix de politique générale de l'un et/ou de l'autre partenaire. Mais, d'autres motifs de cession existent et ceux-ci se situent au niveau du management de la coentreprise elle-même. La coentreprise, tout comme n'importe quel actif détenu par l'entreprise, peut être interrompue et vendue parce qu'elle est un échec. Tout un courant de littérature sur les alliances considère d'ailleurs qu'il existe une relation étroite entre la performance de la coentreprise, sa capacité à créer de la valeur et sa durée de vie (Killing 1983 ; Beamish et Inkpen 1995 ; Pearce 1997). À ce titre, la cession d'une coentreprise, qui est caracté-

ristique de la fin de cette alliance, est révélatrice d'un échec pour les partenaires. Cet échec peut être opérationnel (productivité et rentabilité insuffisantes, échec commercial...) et/ou stratégique (non-atteinte des objectifs fixés par les partenaires à la coentreprise). Les spécificités de la coentreprise sont ici souvent invoquées pour expliquer les déficiences rencontrées dans son management (Beamish et Lane 1990 ; Zeira et Shenkar 1990 ; Garrette et Dussauge 1995 ; Meschi 1997). Il s'agit des différences culturelles entre les partenaires et des nombreux dysfonctionnements organisationnels (*cf.* conflits d'intérêts, problèmes liés au management « bicéphale », négociation permanente entre les partenaires...). Dans ce cas, le partenaire qui cède sa participation dans la coentreprise tout comme celui qui rachète cette participation apparaissent globalement perdants dans l'opération. Cependant, il est également possible d'envisager que la coentreprise soit cédée parce que l'un au moins des partenaires en a retiré ce qu'il attendait initialement. Cette idée d'une fin de la coentreprise entendue comme succès est défendue par certains chercheurs (Hamel *et al.* 1989 ; Hamel 1991 ; Doz et Hamel 1998) qui observent que « *certaines alliances n'ont pas besoin de se prêter au test de la longévité pour créer de la valeur et inversement, une alliance durable ne crée pas toujours de valeur pour ses partenaires* » (Doz et Hamel 1998, p. 23). À partir de ces constats de la littérature sur les alliances, il est possible de formuler l'hypothèse suivante :

Hypothèse D : Les cessions de coentreprise consécutives à un échec de celle-ci conduisent à une destruction significative de valeur pour les actionnaires.

2. Valorisation boursière des cessions de coentreprise : méthodologie de recherche et description de l'échantillon

2.1. Méthodologie d'étude d'événements

Une méthodologie standard d'étude d'événements (Sharpe 1964 ; Fama *et al.* 1969 ; Brown et Warner 1985) a été utilisée ici afin d'évaluer les effets à court terme des annonces de cession de coentreprise sur la valeur boursière des entreprises européennes impliquées. Depuis son développement initial, cette méthodologie a connu un certain nombre de modifications et des solutions ont été apportées à cer-

tains problèmes qui pouvaient se poser aux chercheurs (*cf.* auto-corrélation et distribution non gaussienne des taux de rentabilité anormaux, non-stationnarité des données boursières utilisées dans la période d'estimation...). Aujourd'hui, plusieurs variantes de cette méthodologie existent (Copeland et Weston 1988 ; MacWilliams et Siegel 1997) et font que les techniques statistiques d'estimation des paramètres boursiers tout comme la taille des fenêtres d'estimation et d'événement diffèrent nettement d'une étude à l'autre. Dans cette étude, le choix a été fait de privilégier la méthodologie d'étude d'événements, ce qui facilite la comparaison de nos résultats avec ceux obtenus par la littérature sur la valorisation boursière des cessions d'actifs. Ce choix nous a conduit à adopter une méthodologie standard car celle-ci était celle qui avait été mobilisée par la plupart des études sur la valorisation boursière des cessions, et cela même dans le cas des études les plus récentes (Pashley et Philippatos 1993 ; Sentis 1996 ; Datta et Iskandar-Datta 1996 ; Lasfer *et al.* 1996 ; Sentis 1998 ; Reuer 1997 et 2000). Il est clair que ce choix soulève des problèmes méthodologiques qui constituent autant de limites qui doivent être apportées à ce travail et qu'il faudra garder à l'esprit lors de l'analyse des résultats.

Le recours à une méthodologie d'étude d'événements facilite la mise en lumière de l'impact de l'annonce étudiée sur les cours d'une action sur une période donnée (*cf.* taux de rentabilité anormal), en comparant son taux de rentabilité effectivement observé sur cette période avec le taux de rentabilité qui aurait été le sien sur cette période si l'annonce n'était pas survenue (*cf.* taux de rentabilité normal). L'évaluation du taux de rentabilité normal a été menée à partir d'un modèle de marché élaboré initialement par Sharpe (1964) puis par Fama *et al.* (1969). Ce modèle de marché a été estimé pour chaque titre de l'échantillon classique. Cette estimation a été obtenue à partir d'une relation linéaire entre le taux de rentabilité d'équilibre de chaque titre sur une période de 180 jours ($t-200$ à $t-21$) précédant le début de la fenêtre de l'événement retenu ($t-10$ à $t+10$) et le taux de rentabilité moyen du marché. Les indices boursiers européens retenus pour l'évaluation des taux de rentabilité moyens de marché ont été les suivants : le *CAC-40* pour le marché français, le *Footsie-100* pour le marché britannique, le *DAX-30* pour le marché allemand, l'*AEX* pour le marché hollandais, le *Stockholm General Index* pour le marché suédois, le *MIBTEL* pour le marché italien, le *Swiss Market Index* pour le

marché suisse, l'*IBEX-35* pour le marché espagnol et le *BEL-20* pour le marché belge. La forme du modèle de marché utilisé ici est la suivante :

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{jt}$$

R_{jt} et R_{mt} sont respectivement le taux de rentabilité du titre j et le taux de rentabilité de marché sur la période t . Si les deux coefficients α_j et β_j (ε_{jt} est l'erreur résiduelle avec une moyenne égale à zéro) sont stables et effectivement estimés sur une période de temps dégagée de l'influence de l'événement, la mise en oeuvre du modèle permet d'évaluer le taux de rentabilité d'un titre j sur une période t appartenant à la période de l'événement tel qu'il se serait établi si l'événement n'était pas survenu. Ensuite, des tests ont été menés pour juger de la significativité statistique de ces estimations : il s'agissait d'une part, du test F de Fisher-Snedecor pour juger de la significativité globale du modèle, d'autre part, des tests t de Student pour les deux coefficients de la régression. Ont alors été retirés de l'échantillon tous les titres pour lesquels les résultats du test de F ou du test t n'étaient pas significatifs (au seuil de 5 %) : 15 titres ont été retirés de l'échantillon (correspondant à 15 entreprises cotées). Finalement, les modèles estimés ont été utilisés pour évaluer les taux de rentabilité normaux des actions durant la fenêtre de l'événement. L'écart constaté (entre le taux de rentabilité observé et le taux de rentabilité normal estimé pour chaque jour de la fenêtre de l'événement), qualifié de taux de rentabilité anormal, est alors interprété comme la mesure de l'impact de l'annonce sur les cours de l'action durant cette période. Le taux de rentabilité anormal d'un titre j sur une période t a donc été calculé de la manière suivante :

$$RA_{jt} = RO_{jt} - R_{jt}$$

RA_{jt} représente le taux de rentabilité anormal estimé du titre j à la date t , RO_{jt} le taux de rentabilité observé du titre j à la date t et R_{jt} le taux de rentabilité normal estimé du titre j à la date t . Le taux de rentabilité normal de chaque titre a été évalué ainsi, et cela pour chaque jour de la période de l'événement de $t-10$ à $t+10$ (cf. [-10, +10]). Pour l'ensemble de l'échantillon d'annonces de cession de coentreprise, les taux de rentabilité anormaux ont été décomposés de manière classique

en taux de rentabilité anormaux moyens (*cf.* RAM) et taux de rentabilité anormaux moyens cumulés (*cf.* RAMC). L'objectif de l'établissement des RAM et des RAMC est différent. Les taux de rentabilité anormaux moyens ont pour objectif de rechercher l'impact de l'événement étudié sur un jour donné, à une distance donnée de la date de l'événement. L'évolution des RAMC au cours de la fenêtre de l'événement a, quant à elle, pour objectif de mettre en évidence globalement l'impact de l'événement dans son ensemble, depuis le début de la fenêtre de l'événement jusqu'à la date considérée comme fin de la fenêtre. Seuls les RAMC ont été mobilisés pour tester les hypothèses de recherche. En dehors du fait qu'il s'agit là d'une pratique généralisée dans ce type d'études, il nous a semblé que l'utilisation des RAMC était pertinente en regard de notre objectif d'apprécier dans son ensemble, et non ponctuellement, les réactions du marché boursier aux annonces de cession de coentreprise sur cinq périodes différentes (*cf.* [-10, +10], [-5, +5], [-2, +2] et [-1, +1]) et ainsi d'évaluer dans quelle mesure ces cessions étaient créatrices de valeur à court terme pour les actionnaires. Les RAM et RAMC ont été calculés de la manière suivante :

$$RAM_t = \frac{1}{N} \times \sum_j^N RA_{jt} \text{ et } RAMC_t = \sum_{t=-10}^t RAM_t$$

N est le nombre total de titres dont le taux de rentabilité anormal a été estimé pour chaque jour de la période de l'événement de t-10 à t+10. Ces taux de rentabilité anormaux (RAM et RAMC) ont été l'objet de tests statistiques (test Z) destinés à juger de la pertinence de la relation entre les annonces de fin de coentreprise et la valeur boursière des entreprises européennes analysées. Dans cette optique, et plus spécifiquement pour vérifier si les RAM sont différents de zéro, les RAM à la date t ont été standardisés (*cf.* RAMS) par l'écart type des taux de rentabilité anormaux de chaque titre de l'échantillon (*cf.* ET), qui a été estimé pour les 180 jours précédant la fenêtre de l'événement :

$$Z_t = \frac{\sum_j^N RAMS_{jt}}{\sqrt{N}} \text{ avec } RAMS_{jt} = RA_{jt} / ET_{jt}$$

En ce qui concerne les RAMC, un test $Z_{cumulé}$ a été calculé de la manière suivante (P est la période de cumul des RAM ; celle-ci est mesurée en nombre de jours à partir du début de la fenêtre de l'évènement, *i.e.* $t=-10$ dans le cas de la fenêtre $[-10, +10]$) :

$$Z_{cumulé}_t = \sum_{t=-10}^t \frac{Z_t}{\sqrt{P}}$$

2.2. Échantillon de travail

Une base de données relative aux annonces de cession de coentreprise a été constituée à partir de la publication d'informations dans les quotidiens *Les Échos*, *La Tribune*, *The Wall Street Journal Europe* et *The Financial Times* entre janvier 1994 et mai 2002. Dans un premier temps, la constitution de cette base de données nous a conduit à identifier au sein des annonces, les différents partenaires présents : seules ont été conservées les annonces comprenant au moins un partenaire européen (*i.e.*, dont le siège social est situé dans l'un des pays de l'Union Européenne) par coentreprise analysée. Ont ensuite été retirés tous les partenaires européens correspondant à des entreprises non cotées sur l'un des compartiments « actions » de leur marché boursier local. Au final, notre échantillon de travail comprenait 148 annonces impliquant 151 partenaires européens pour lesquels ont été évalués les taux de rentabilité anormaux. Le nombre de partenaires analysés est supérieur à celui des annonces car trois d'entre elles impliquaient une cession réalisée conjointement par deux partenaires. Les tableaux 2, 3 et 4 proposent une description détaillée de notre échantillon de travail en regard des caractéristiques des 148 coentreprises qui se sont terminées, de celles des 151 partenaires qui en ont cédé leur participation et de leur motif de cession.

Le tableau 2 apporte des précisions quant à la nature des 148 coentreprises sélectionnées dans notre échantillon. La quasi-totalité des alliances étudiées ici ont associé deux partenaires au maximum. Les coentreprises regroupant trois partenaires ou plus sont des cas isolés dans notre échantillon (cela représente un peu plus de 5 % de l'échantillon). Les secteurs d'activité dans lesquels ces coentreprises ont opéré, sont nombreux et variés (34 secteurs sont concernés). Ce-

pendant, certains secteurs se distinguent tout particulièrement en raison de leur niveau important de cession des coentreprises : c'est le cas des secteurs chimique et des télécommunications. Les coentreprises européennes (associant des partenaires européens mais qui ne proviennent pas du même pays au sein de l'Union Européenne) et internationales (associant des partenaires européens et non-européens) dominent dans l'échantillon (plus de 75 % des cas). Le champ géographique couvert par ces opérations d'alliances est assez ciblé : plus de la moitié des coentreprises concernent des opérations asiatiques (notamment chinoises et indiennes) et européennes. Les cessions apparaissent également significatives pour les coentreprises ayant un champ international d'opérations. Un profil-type de la coentreprise cédée à l'un des partenaires ou à un tiers ressort de notre échantillon : Il s'agit d'une alliance européenne, voire internationale, associant au plus deux partenaires, opérant dans les télécommunications ou la chimie, principalement en Asie et dans l'Union Européenne.

Tableau 2 – Description des caractéristiques des 148 coentreprises de l'échantillon

Caractéristiques des coentreprises de l'échantillon	Nombre de coentreprises
<i>Nombre de partenaires :</i>	
2	140 (94,6 %)
3	7 (4,7 %)
4 et plus	1 (0,7 %)
<i>Secteur d'activité :</i>	
Chimie	27 (18,3 %)
Télécommunications	22 (14,9 %)
Énergie	13 (8,8 %)
Banque	8 (5,4 %)
Divers	78 (52,6 %)
<i>Type de coentreprise :</i>	
Domestique	35 (23,6 %)
Européenne	57 (38,5 %)
Internationale	56 (37,9 %)
<i>Champ géographique des opérations :</i>	
Afrique	2 (1,4 %)
Amérique Latine	3 (2 %)
Amérique du Nord	2 (1,4 %)
Asie	23 (15,5 %)
Australie	1 (0,7 %)
Union Européenne	69 (46,6 %)
Europe Centrale et Orientale	7 (4,7 %)
International	41 (27,7 %)

Tableau 3 – Description des caractéristiques des 151 partenaires de l'échantillon

Caractéristiques des partenaires de l'échantillon	Nombre de partenaires
<i>Pays d'origine des partenaires :</i>	
Allemagne	32 (21,2 %)
Belgique	4 (2,6 %)
Danemark	1 (0,7 %)
Espagne	6 (4 %)
France	48 (31,8 %)
Grande-Bretagne	33 (21,8 %)
Hollande	12 (7,9 %)
Italie	7 (4,6 %)
Suède	3 (2 %)
Suisse	5 (3,4 %)
<i>Modalité de cession des partenaires :</i>	
Cession au partenaire	128 (84,8 %)
Cession à un tiers	23 (15,25 %)
<i>Répartition du capital des coentreprises :</i>	
Partenaire majoritaire	25 (16,8 %)
Partenaire minoritaire	44 (29,5 %)
50/50	80 (53,7 %)

Le tableau 3 aborde la situation des partenaires dans ce contexte de fin de l'alliance, et cela en regard de trois critères : il s'agit de leur pays d'origine en Europe, de la modalité de cession de leur participation et de la part de capital qu'ils détenaient avant la cession. Dix pays européens sont présents dans l'échantillon mais les partenaires allemands, britanniques et français représentent à eux seuls près des trois-quarts des 151 partenaires identifiés. En ce qui concerne la modalité de cession, il apparaît que dans notre échantillon, la plupart des coentreprises sont cédées dans le cadre d'une cession au partenaire. Les partenaires détenteurs de 50 % du capital sont les plus nombreux au sein de l'échantillon (ils représentent plus de la moitié de l'échantillon). Il s'ensuit que les cessions de coentreprise semblent être importantes et significatives pour les coentreprises « du type 50/50 ». Ce dernier constat relance un débat classique, lancé dans les années 1980 (Killing 1983 ; Gomes-Casseres 1987 ; Shenkar et Zeira 1990 ; Bleeke et Ernst 1992) et visant à évaluer, sans toutefois apporter de réponses définitives, l'impact de la structure du capital des coentreprises sur leur instabilité et leur issue. Un profil-type du partenaire européen, impliqué dans une cession de coentreprise, peut être dégagé à partir des constats précédents : il s'agit d'une entreprise française, britannique ou allemande, engagée dans la vente à son partenaire d'une participation de 50 % dans le capital de la coentreprise.

Tableau 4 – Description des motifs de cession des 151 partenaires de l'échantillon

Motifs de cession des partenaires de l'échantillon	Nombre de partenaires
Désendettement	27 (17,9 %)
Echec de la coentreprise	45 (29,8 %)
Recentrage	53 (35,1 %)
Cession « involontaire » (a) dont :	26 (17,2 %)
- Injonction de la Commission Européenne	- 6
- Exercice d'une option d'achat	- 20

(a) Ce motif de cession renvoie à deux situations qui ont été rencontrées dans notre échantillon : tout d'abord, la cession peut être déclenchée sur injonction de la Commission Européenne si la coentreprise participe à la création d'une position dominante pour l'un des partenaires (cela a été le cas de la cession de la participation d'Orange dans la coentreprise belge KPN Orange suite à l'acquisition d'Orange par France Télécom). Ensuite, l'un des partenaires peut décider d'exercer sous certaines conditions une option d'achat qui a été définie initialement dans le contrat de coentreprise (cela a été le cas de la coentreprise Thomson Marconi Sonar dont l'un des partenaires, en l'occurrence Thalès, a décidé d'activer une option d'achat de la coentreprise suite à l'acquisition de son partenaire GEC Marconi par Bae Systems).

Le tableau 4 présente les différents motifs de cession observés dans notre échantillon. Le recentrage est le motif le plus fréquemment invoqué par les partenaires pour justifier la cession d'une coentreprise. L'analyse du tableau 4 montre que le motif de l'échec de la coentreprise ne représente qu'un peu plus d'un quart de l'ensemble des motifs invoqués. En comparant cette proportion avec celle relative aux motifs de désendettement, de recentrage et de cession involontaire, il ressort que, dans le cadre particulier de notre échantillon, la fin d'une alliance et, plus particulièrement, la cession d'une coentreprise, sont loin d'être des révélateurs d'un échec pour les partenaires. Ce dernier constat nous conduit à nous interroger sur la pertinence de la relation positive, défendue par certains travaux sur les alliances, entre la performance de la coentreprise et sa durée de vie.

3. Valorisation boursière des cessions de coentreprise : test des hypothèses et analyse exploratoire

3.1. Quelle création de valeur pour les cessions de coentreprise ? Test de l'hypothèse A

Le tableau 5 ci-dessous récapitule les taux de rentabilité anormaux moyens (RAM) et les taux de rentabilité anormaux moyens cumulés (RAMC) obtenus pour les 151 partenaires impliqués dans une cession

de coentreprise sur les différentes fenêtres d'événement. La signification éventuelle des taux de rentabilité anormaux (cf. test Z et Z cumulé) au vu des tests pratiqués est spécifiée aux seuils statistiques habituels (soit $p < 0,1$, $p < 0,05$ et $p < 0,01$).

Tableau 5 – *Taux de rentabilité anormaux (RAM et RAMC), annonces de cession de coentreprise et modalités de cession : tests Z et significativité statistique*

Jours	RAM globaux	RAM cession au partenaire	RAM cession au tiers
-10	-0,14 %	-0,15 %	-0,88 %*
-9	0,3 %*	0,17 %	0,5 %*
-8	-0,09 %	0,07 %	-0,25 %
-7	-0,18 %	-0,24 %	0,15 %
-6	0,25 %	0,22 %	-0,42 %
-5	-0,32 %	-0,11 %	0,01 %
-4	-0,32 %*	-0,17 %*	-0,82 %*
-3	-0,008 %	-0,11 %	0,37 %
-2	0,02 %	0,01 %	-0,14 %
-1	0,52 %***	0,42 %***	0,31 %
0-Annonce	0,14 %	0,28 %	-1,07 %**
1	-0,01 %	0,11 %	0,001 %
2	0,06 %	-0,07 %	0,05 %
3	0,01 %	-0,01 %	-0,18 %
4	0,03 %	0,05 %	0,46 %
5	-0,05 %	0,11 %	0,01 %
6	0,18 %	-0,02 %	-0,15 %
7	-0,35 %*	-0,31 %	0,25 %
8	0,09 %	-0,06 %	0,07 %
9	0,15 %	0,03 %	0,37 %
10	0,35 %**	0,26 %**	-0,07 %
RAMC [-10, +10]	0,65 %	0,48 %	-1,42 %
RAMC [-5, +5]	0,07 %	0,51 %	-0,99 %
RAMC [-2, +2]	0,74 %	0,75 %**	-0,85 %*
RAMC [-1, +1]	0,65 %*	0,82 %**	-0,75 %

* $p < 0,1$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$

Pour les RAM associés aux annonces de cession de coentreprise, un impact significatif et négatif a été mis en évidence au quatrième jour précédant l'annonce (de -0,32 %) et au septième jour suivant l'annonce (de -0,35 %). Le tableau 5 montre également un impact si-

gnificatif et positif au neuvième jour précédant l'annonce (de +0,3 %), le jour précédant l'annonce (de +0,52 %) et le dixième jour après cette annonce (de +0,35 %). Cette succession de RAM significatifs négatifs et positifs au cours de la fenêtre d'événement ne laisse pas apparaître une tendance claire dans les réactions boursières aux cessions de coentreprise.

Quant aux RAMC associés aux annonces de cession de coentreprise, leur évolution n'est significative que pour la fenêtre d'événement la plus resserrée autour de la date d'annonce (*cf.* [-1, +1]). Dès lors que la fenêtre d'événement s'élargit (*cf.* [-2, +2], [-5, +5] et [-10, +10]), les RAMC obtenus sont lissés et perdent de leur signification. La fenêtre [-1, +1] présente une tendance significative et positive. L'observation de cette fenêtre révèle un phénomène de création de valeur qui reste cependant limité à quelques jours autour de la date d'annonce.

Les différentes réactions boursières observées ici nous permettent d'invalider l'hypothèse A et de mettre en question la spécificité de la valorisation boursière des cessions de coentreprise par rapport à celle, plus générale, des cessions d'actifs. Tout d'abord, nos résultats sont à rapprocher de ceux de Reuer (1997, 2000) car ces derniers ont constitué le support empirique de l'hypothèse A. Les résultats du tableau 5 et de la figure 1 nous montrent que, contrairement à ce qui avait été observé par Reuer (1997, 2000), les variations boursières constatées pour des fenêtres resserrées autour de la date d'annonce sont significatives, positives et caractéristiques d'une création de valeur pour les actionnaires. La divergence entre nos résultats et ceux de Reuer (1997, 2000) ne s'arrête d'ailleurs pas là. Les taux de rentabilité anormaux identifiés par Reuer (1997, 2000) présentaient une différence de valorisation boursière selon les modalités de cession, et cela à l'avantage des cessions au tiers. Le tableau 5 révèle aussi une différence de valorisation selon les modalités de cession mais cette fois-ci à l'avantage des cessions au partenaire.

Ensuite, les résultats du tableau 5 soulignent que la spécificité boursière des cessions de coentreprise, envisagée dans le prolongement des travaux de Reuer (1997, 2000), est fortement discutable. Plus précisément, la convergence entre nos résultats et ceux de la littérature en finance nous incite à réfuter l'idée d'une spécificité boursière des cessions de coentreprise. Cette convergence apparaît clairement à deux niveaux :

- de la même façon que Jain (1985) et Sentis (1996), des RAM significatifs et positifs ont été observés la veille de l’annonce.
- la création de valeur constatée pour les deux ou trois jours autour de la date d’annonce (*cf.* RAMC sur la période [-1, +1]) n’est pas stable dans le temps. Ce constat d’une valorisation boursière significative mais purement conjoncturelle avait déjà été avancé par Hearth et Zeima (1984) et Afshar *et al.* (1992).

À la lumière de ces réactions boursières similaires, il est possible de rattacher les cessions de coentreprise aux cessions d’actifs. Le test de l’impact du montant de la cession sur les taux de rentabilité anormaux, qui est significatif et positif dans le cas des cessions d’actifs (Hearth et Zeima 1984 ; Afshar *et al.* 1992), a été réalisé dans notre échantillon. Ce test statistique (*cf.* tableau 6) apporte un appui supplémentaire à l’idée de la non-spécificité boursière des cessions de coentreprise par rapport aux cessions d’actifs. En effet, pour la fenêtre la plus resserrée autour de la date d’annonce (*cf.* [-1, +1]), les résultats obtenus montrent un impact significatif et positif du montant de la cession de la participation dans la coentreprise sur les taux de rentabilité anormaux associés.

Tableau 6 – Résultats de l’analyse de régression simple entre les RAMC sur différentes périodes et le montant de la cession

Variable explicative	RAMC [-10, +10]	RAMC [-5, +5]	RAMC [-2, +2]	RAMC [-1, +1]	RAM [date d’annonce]
Montant	$\beta = -0,08$ (-0,73)	$\beta = -0,13$ (-1,12)	$\beta = 0,16$ (1,42)	$\beta = 0,23$ (2**)	$\beta = 0,09$ (0,8)
R2	0,007	0,02	0,03	0,06	0,009
F	0,53	1,26	2,01	4,01**	0,65

*p<0,1 **p<0,05 ***p<0,01

N. B. : Les valeurs de t sont présentées entre les parenthèses

3.2. *Quelle différence de création de valeur selon les motifs de cession de coentreprise ? Test des hypothèses B, C et D*

La figure 1 et le tableau 7 récapitulent les taux de rentabilité anormaux (RAM et RAMC) calculés sur l’ensemble de la fenêtre de l’événement [-10, +10] ainsi que sur les différentes sous-périodes

choisies. Afin de tester les hypothèses B, C et D, ces taux de rentabilité anormaux ont été distingués selon les trois motifs pré-définis de cession de coentreprise : recentrage (*cf.* hypothèse B), désendettement (*cf.* hypothèse C) et échec de l'alliance (*cf.* hypothèse D).

Tableau 7 – Taux de rentabilité anormaux (RAM et RAMC) et motifs de cession de coentreprise : tests Z et significativité statistique

Jours	RAM « désendettement »	RAM « échec »	RAM « recentrage »	RAM « involontaire »
-10	0,11 %	-1,04 %***	0,04 %	0,008 %
-9	0,32 %	0,13 %	0,41 %**	-0,14 %
-8	0,13 %	-0,09 %	0,09 %	-0,002 %
-7	-0,69 %	-0,26 %	0,32 %	-0,69 %
-6	0,15 %	-0,18 %	0,5 %**	-0,08 %
-5	0,04 %	-0,12 %	0,1 %	-0,51 %
-4	-0,16 %	-0,29 %	-0,18 %	-0,37 %
-3	0,73 %	-0,48 %	0,15 %	-0,47 %
-2	-0,24 %	-0,15 %	0,28 %	0,02 %
-1	0,65 %	0,17 %	0,58 %**	0,24 %
0-Annonce	-0,16 %	0,82 %**	-0,03 %	-0,75 %*
1	0,24 %	0,56 %*	-0,12 %	-0,37 %
2	-0,25 %	-0,64 %	0,32 %	0,41 %
3	0,1 %	-0,27 %	0,07 %	0,05 %
4	0,31 %	-0,64 %***	0,51 %	0,42 %
5	0,5 %*	0,16 %	0,24 %	-0,5 %
6	0,48 %	0,03 %	-0,14 %	-0,54 %**
7	-0,25 %	-0,26 %	-0,31 %	-0,0001 %
8	0,6 %	-0,26 %	-0,02 %	-0,4 %
9	0,79 %*	-0,27 %	-0,004 %	0,21 %
10	0,43 %	0,17 %	0,05 %	0,4 %
RAMC [-10, +10]	3,86 %*	-2,92 %*	2,87 %**	-3,07 %
RAMC [-5, +5]	1,76 %	-0,89 %	1,92 %*	-1,84 %
RAMC [-2, +2]	0,22 %	0,75 %*	1,02 %	-0,44 %
RAMC [-1, +1]	0,73 %	1,55 %***	0,41 %	-0,88 %

*p<0,1 **p<0,05 ***p<0,01

Comme l'a présenté le tableau 4 sur la description des différents motifs existants au sein de l'échantillon, un quatrième motif s'est imposé lors du dépouillement des annonces. Ce motif de cession, quali-

fié d'involontaire, renvoie à la fois aux cessions de coentreprise déclenchées sur injonction de la Commission Européenne ou suite à l'exercice d'une option d'achat par l'un des partenaires. Bien qu'aucune hypothèse n'ait été formulée à son sujet, ce motif a été conservé dans la suite des analyses statistiques car il représentait une part non-négligeable de l'échantillon (environ 17 %), pratiquement équivalente à celle du motif de désendettement.

Relativement aux cessions de coentreprise réalisées dans une optique de recentrage, des résultats significatifs ont été obtenus tant au niveau des RAM que des RAMC. Tout d'abord, l'analyse des RAM met en évidence un impact significatif et exclusivement positif le neuvième jour (+0,41 %), le sixième jour (+0,5 %) et le jour précédant l'annonce (+0,58 %). Au-delà du jour précédant immédiatement l'annonce officielle, aucune autre réaction boursière significative n'a été enregistrée. Il semble que pour ce type d'annonces, l'essentiel de l'information stratégique pour les acteurs boursiers ait été divulgué dans les jours qui précédaient. Ensuite, deux constats importants ressortent de l'analyse des RAMC. Le premier constat est celui de la validation de l'hypothèse B : les réactions boursières positives et significatives observées pour les périodes [-5, +5] et [-10, +10] montrent que les cessions de coentreprise réalisées dans une optique de recentrage conduisent à une création de valeur pour les actionnaires. Plus précisément, et c'est là le deuxième constat, cette création de valeur prend toute son ampleur et sa significativité statistique au fur et à mesure que la période d'observation s'élargit. Il s'ensuit que ce type de cessions s'accompagne d'un phénomène de création de valeur qui loin de s'estomper après son annonce, se pérennise et se consolide avec le temps. La convergence entre nos résultats et ceux de la littérature est forte. De la même façon que Markides (1992), nous avons constaté que les RAM les plus importants se produisaient la veille de l'annonce officielle. Pour ce qui est de la création de valeur observée et de son accroissement avec la taille des fenêtres analysées, nos résultats sont similaires à ceux de Cadiou (1988), de Markides (1992) et de Datta et Iskandar-Datta (1996).

Pour les cessions de coentreprise réalisées dans une optique de désendettement, peu de RAM et de RAMC significatifs ont été observés. Les seuls RAM significatifs (à $p < 0,1$) sont positifs et ont été enregistrés le cinquième jour (+0,5 %) et le neuvième jour après l'annonce. La diffusion de l'information relative à ce type d'annonces

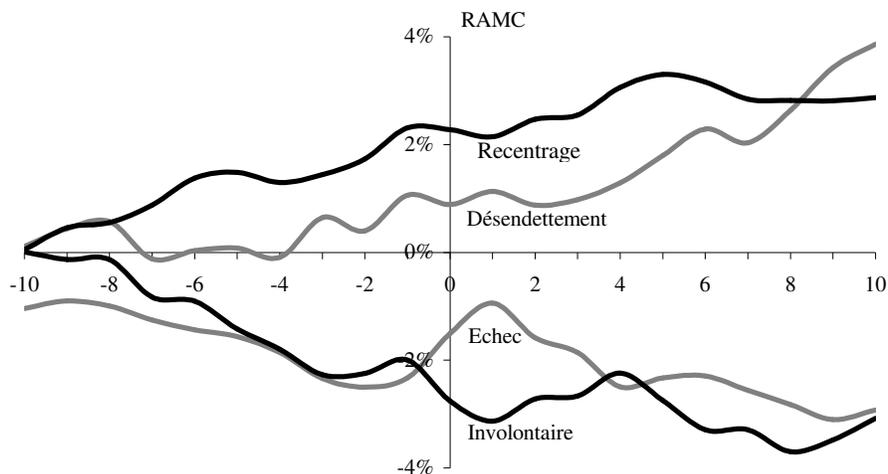
semble s'être faite de manière inverse à celle des annonces de cession dont le motif est le recentrage. L'essentiel de l'information stratégique pour les acteurs boursiers paraît avoir été divulguée cette fois-ci dans les jours qui suivaient l'annonce officielle. Cette question de la diffusion d'informations stratégiques à partir du cinquième jour après l'annonce a son importance lorsqu'il s'agit d'étudier les RAMC et leurs variations d'une sous-période à l'autre. Pour les sous-périodes dont la borne supérieure ne dépasse pas le cinquième jour après l'annonce (cf. [-1, +1], [-2, +2] et [-5, +5]), les RAMC ne sont pas significatifs et apparaissent cohérents avec ceux obtenus par les études empiriques (Rosenfeld 1984 ; Sicherman et Pettway 1987, 1992 ; Cadiou 1988 ; Datta et Iskandar-Datta 1996). Mais, dès lors que les RAMC sont calculés pour la fenêtre la plus large (cf. [-10, +10]), ils deviennent significatifs et révèlent une création de valeur équivalente, voire même supérieure à celle des annonces de cession dont le motif est le recentrage. Ce dernier résultat nous permet d'invalidier l'hypothèse C et d'accréditer l'idée défendue notamment par Jain (1985) et Afshar et al. (1992) de l'existence d'une prime boursière consécutive à ce type d'annonces. Dans la mesure où celles-ci n'ont pas été complètement anticipées par le marché boursier.

Quant aux cessions de coentreprise consécutives à un échec de l'alliance, les résultats présentent une tendance significative, contrastée et surtout identique aux RAM et aux RAMC. Cette tendance se caractérise à la fois par des réactions boursières positives, resserrées autour de la date d'annonce et des réactions négatives, se situant de part et d'autre de la date d'annonce mais qui restent « distantes » de celle-ci. Il ressort de ces observations que l'hypothèse D ne peut être validée. La significativité et le sens opposé des réactions boursières constatées au sein de notre échantillon établissent une différence entre nos résultats et ceux, non significatifs, obtenus par Reuer (1998, 2000).

Pour les cessions involontaires de coentreprise, les seuls taux de rentabilité anormaux significatifs observés l'ont été pour les RAM. Ainsi, au niveau des RAM, un impact significatif et négatif a été mis en évidence le jour de l'annonce (-0,75 %) et le sixième jour suivant l'annonce (-0,54 %). Dans le cas des RAMC, même si les réactions boursières exclusivement négatives observées sur les différentes périodes sont non-significatives, il se dessine néanmoins une certaine

tendance à la dégradation de valeur pour les partenaires « forcés » de céder leur participation dans une coentreprise.

Figure 1 – Présentation des RAMC sur la période [-10, +10] selon les motifs de cession de coentreprise



3.3. *Quel impact des caractéristiques des coentreprises cédées sur la création de valeur ?*

Dans l'optique d'un approfondissement des réactions boursières mises en lumière pour chaque motif de cession, l'impact de certaines caractéristiques propres aux coentreprises cédées sur les RAMC a été testé au moyen d'une analyse de régression multiple. Cette analyse de régression multiple a été réalisée sur l'ensemble de la fenêtre de l'événement [-10, +10] ainsi que sur les différentes sous-périodes choisies. Plus précisément, ces caractéristiques ont été étudiées du point de vue des partenaires européens (au nombre de 151 dans notre échantillon), et non pas exclusivement du point de vue des coentreprises cédées (au nombre de 148 dans notre échantillon) :

a) Il s'agit tout d'abord des caractéristiques structurelles des coentreprises cédées. La première caractéristique concerne la part du capital de la coentreprise détenue par le partenaire européen. Cette variable a

été codée de deux manières différentes – minoritaire, 50/50 ou majoritaire – et – minoritaire/majoritaire ou 50/50 –). Le premier codage permet de tester si l'importance de la participation cédée a un impact sur les RAMC tandis que le second permet de mesurer l'impact de deux structures différentes de répartition du capital (*cf.* répartition déséquilibrée ou équilibrée du capital entre les partenaires) sur les RAMC. La deuxième caractéristique renvoie au type de la coentreprise (cette variable a été codée de la manière suivante – domestique, européenne ou internationale –) dans laquelle le partenaire était présent. Pour cette dernière variable, le caractère domestique, européen ou international du type de la coentreprise a été fixé selon l'origine géographique des partenaires en présence.

b) Il s'agit ensuite des caractéristiques liées à l'environnement des coentreprises cédées. Ainsi, pour chaque partenaire européen, il a été possible de qualifier le secteur d'activité (cette variable a été codée de la manière suivante – industrie ou services –) et le champ géographique des opérations (cette variable a été codée de deux manières différentes – émergent ou développé – et – local ou global –) de leur coentreprise.

L'analyse globale des résultats présentés dans le tableau 9 montre que l'impact boursier des caractéristiques des coentreprises cédées se distingue nettement d'un motif de cession à l'autre. Cette distinction se fait au niveau de la significativité et du sens de l'impact mais également au niveau de la continuité de cet impact dans le temps. En effet, il a été observé que certaines caractéristiques avaient un impact significatif mais limité à quelques jours autour de la date d'annonce, tandis que d'autres présentaient un impact significatif sur les différentes fenêtres (de la plus étroite à la plus large).

Dans le cas du motif de désendettement, trois caractéristiques des coentreprises cédées ont un impact significatif sur les RAMC : il s'agit de la part du capital détenue par le partenaire européen, du type et de la nature émergente ou développée du champ géographique des opérations. L'analyse du sens et de la continuité de leur impact montre que la valorisation boursière des cessions de coentreprise dans une optique de désendettement est particulièrement forte et continue lorsque les entités cédées sont internationales (*i.e.*, qu'elles associent des partenaires européens à des partenaires non-européens) et dont les opérations se situent dans une zone géographique développée. En ce qui concerne l'impact de la part du capital, celui-ci apparaît limité

dans le temps et révèle une prime boursière accordée aux cessions de coentreprise ayant une répartition 50/50 de leur capital.

Tableau 8 – Résultats de l'analyse de régression multiple entre les RAMC sur différentes périodes et les caractéristiques des coentreprises cédées

Variables Explicatives (a)	RAMC [-10, +10]	RAMC [-5, +5]	RAMC [-2, +2]	RAMC [-1, +1]	RAM [date d'annonce]
« Désendettement »					
<i>Capital (a)</i>	$\beta = -0,24 (-1,13)$	$\beta = -0,27 (-1,27)$	$\beta = -0,42 (-1,98^*)$	$\beta = -0,37 (-1,75^*)$	$\beta = -0,05 (-0,22)$
<i>Capital (b)</i>	-0,05 (-0,29)	0,12 (0,67)	0,38 (2,04*)	0,57 (3,07***)	0,18 (0,81)
<i>Type</i>	0,74 (3,14***)	0,68 (2,97***)	0,47 (1,99*)	0,27 (1,17)	0,02 (0,08)
<i>Secteur</i>	-0,15 (-0,76)	-0,04 (-0,21)	-0,14 (-0,71)	-0,16 (-0,83)	-0,07 (-0,3)
<i>Champ (a)</i>	-0,53 (-2,26**)	-0,68 (-2,98***)	-0,64 (-2,73**)	-0,51 (-2,24**)	-0,3 (-1,06)
<i>Champ (b)</i>	0,03 (0,15)	-0,08 (-0,45)	-0,07 (-0,4)	-0,08 (-0,43)	-0,24 (-1,05)
<i>R2</i>	0,4	0,41	0,4	0,42	0,13
<i>F</i>	2,09*	2,25*	2,1*	2,32*	0,48
« Echec »					
<i>Capital (a)</i>	$\beta = 0,29 (1,88^*)$	$\beta = 0,29 (1,69^*)$	$\beta = 0,26 (1,49)$	$\beta = 0,19 (1,05)$	$\beta = -0,03 (-0,19)$
<i>Capital (b)</i>	0,06 (0,37)	-0,02 (-0,14)	0,08 (0,45)	-0,005 (-0,03)	-0,05 (-0,3)
<i>Type</i>	-0,08 (-0,53)	-0,1 (-0,58)	-0,13 (-0,77)	-0,02 (-0,09)	0,04 (0,23)
<i>Secteur</i>	0,16 (1,08)	0,13 (0,78)	0,03 (0,18)	-0,07 (-0,43)	-0,16 (-0,91)
<i>Champ (a)</i>	0,37 (2,33**)	0,27 (1,55)	0,27 (1,52)	0,17 (0,96)	0,04 (0,25)
<i>Champ (b)</i>	0,28 (1,88*)	0,21 (1,31)	0,15 (0,93)	0,1 (0,62)	0,19 (1,16)
<i>R2</i>	0,29	0,17	0,14	0,07	0,07
<i>F</i>	2,59**	1,31	0,99	0,47	0,48
« Recentrage »					
<i>Capital (a)</i>	$\beta = -0,01 (-0,09)$	$\beta = 0,12 (0,92)$	$\beta = -0,02 (-0,14)$	$\beta = 0,1 (0,74)$	$\beta = -0,09 (-0,63)$
<i>Capital (b)</i>	-0,09 (-0,59)	-0,02 (-0,16)	0,11 (0,69)	-0,06 (-0,39)	0,1 (0,62)
<i>Type</i>	0,05 (0,32)	-0,002 (-0,01)	-0,04 (-0,26)	0,06 (0,4)	0,03 (0,17)
<i>Secteur</i>	-0,34 (-1,93*)	-0,36 (-2,12**)	-0,06 (-0,33)	0,11 (0,62)	0,15 (0,77)
<i>Champ (a)</i>	-0,31 (-1,5)	-0,3 (-1,57)	-0,05 (-0,24)	0,001 (0,001)	0,15 (0,67)
<i>Champ (b)</i>	0,01 (0,07)	0,15 (0,79)	0,15 (0,72)	0,36 (1,73*)	0,28 (1,31)
<i>R2</i>	0,18	0,28	0,07	0,11	0,05
<i>F</i>	1,68	2,88**	0,57	0,93	0,44
« Involontaire »					
<i>Capital (a)</i>	$\beta = -0,22 (-0,81)$	$\beta = -0,15 (-0,59)$	$\beta = 0,05 (0,23)$	$\beta = -0,37 (-1,43)$	$\beta = -0,35 (-1,61)$
<i>Capital (b)</i>	0,26 (0,96)	0,19 (0,7)	0,07 (0,32)	0,46 (1,69)	0,55 (2,44**)
<i>Type</i>	-0,57 (-2,3**)	-0,58 (-2,35**)	-0,65 (-3,13***)	-0,23 (-0,97)	-0,39 (-1,91*)
<i>Secteur</i>	0,11 (0,54)	0,13 (0,64)	0,15 (0,88)	0,07 (0,37)	0,16 (0,92)
<i>Champ (a)</i>	0,42 (1,91*)	0,44 (2,03*)	0,6 (3,24***)	0,34 (1,58)	0,54 (2,94***)
<i>Champ (b)</i>	0,36 (1,54)	0,2 (0,88)	0,66 (3,34***)	0,45 (1,95*)	0,61 (3,14***)
<i>R2</i>	0,27	0,28	0,48	0,3	0,5
<i>F</i>	1,19	1,27	2,95**	1,37	3,22**

* $p < 0,1$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$. (a) Les variables « Capital (a) » et « Capital (b) » correspondent respectivement aux codages suivants – minoritaire, 50/50 ou majoritaire – et – minoritaire/majoritaire ou 50/50 –. Les variables « Champ (a) » et « Champ (b) » correspondent respectivement aux codages suivants – émergent ou développé – et – local ou global. Les valeurs de t sont présentées entre les parenthèses

Les analyses de régression multiple réalisées pour le motif d'échec et pour celui de recentrage présentent une seule caractéristique dont l'impact est significatif mais décalé dans le temps (il n'apparaît que sur la période [-10, +10]). Dans le cas du motif d'échec, il s'agit de la nature émergente ou développée du champ géographique des opérations : les marchés boursiers européens valorisent ainsi les cessions de coentreprise dont les opérations se situent dans une zone géographi-

que émergente. Dans le cas du motif de recentrage, il s'agit du secteur d'activité et ce sont les cessions de coentreprise appartenant au secteur industriel qui bénéficient d'une prime boursière.

Dans le cas des cessions involontaires, hormis le secteur d'activité, toutes les autres caractéristiques ont un impact significatif sur les RAMC. L'analyse du sens et de la continuité de leur impact montre que la valorisation boursière des cessions involontaires de coentreprise est particulièrement forte et continue lorsque les entités cédées sont domestiques (*i.e.*, qu'elles associent des partenaires européens du même pays) et dont les opérations se situent dans une zone géographique émergente. Pour les autres variables explicatives (*cf.* la part du capital et la nature locale ou globale du champ géographique des opérations), un accueil positif est réservé aux cessions de coentreprise ayant une répartition 50/50 de leur capital et dont les opérations sont globales. Cependant, cette valorisation boursière est passagère car limitée à quelques jours autour de la date d'annonce.

4. Discussion et conclusion

Deux questions de recherche ont justifié et guidé l'analyse de la littérature, les choix méthodologiques et la présentation des résultats de cet article. Tout d'abord, il s'agissait d'identifier et de mieux comprendre les réactions boursières aux cessions de coentreprise. Ensuite, la spécificité de ce type de cessions par rapport aux cessions « traditionnelles » d'actifs a été questionnée. Aux deux questions, des réponses ont été apportées mais ces dernières, loin de clore le débat, ouvrent de nouvelles perspectives de recherche et soulèvent d'autres questions.

L'analyse globale des taux de rentabilité anormaux associés aux cessions de coentreprise a permis à la fois de mettre en question la spécificité de la valorisation boursière des cessions de coentreprise par rapport à celle des cessions d'actifs et d'apporter une réponse partielle à la première question : les marchés boursiers européens ne restent pas indifférents lorsqu'une entreprise cotée sur l'un de ces marchés annonce la fin d'une alliance et, plus spécifiquement, la vente de leur participation au sein d'une coentreprise. Cependant, la légère création de valeur observée sur une période resserrée autour de la date d'annonce ne serait qu'un épiphénomène boursier si elle n'avait pas

été considérée comme une moyenne ou un lissage de réactions boursières ayant une forte variance. Dans le prolongement de cette idée, le test des hypothèses B, C et D s'insérait dans une démarche postulant qu'un des facteurs explicatifs prioritaires de cette variance était le motif de cession avancé par le partenaire européen. Les tendances boursières contrastées et significatives qui ont été enregistrées apportent une validation empirique à ce postulat. Ces tendances peuvent se résumer de la manière suivante :

- une valorisation boursière importante et pérenne des cessions réalisées dans une optique de recentrage ou de désendettement ;
- des réactions boursières en deux temps pour les cessions consécutives à un échec, positives le jour d'annonce et négatives à des dates antérieures et postérieures à l'annonce ;
- une dégradation de valeur importante pour les cessions involontaires ou forcées.

Prises une à une, ces tendances ont été discutées en relation avec une littérature existante que ce soit au niveau des taux de rentabilité anormaux associés au recentrage, au désendettement ou encore à l'échec d'une alliance. Ce qui n'a pas été le cas de la tendance négative observée dans le cas des cessions involontaires. Le nombre important de ce type de cessions tout comme la singularité des réactions boursières associées appellent le développement d'autres recherches sur ce thème. Toujours dans cette optique d'approfondissement, l'introduction de nouvelles variables relatives à la structure et à l'environnement des coentreprises cédées a été appréciable pour affiner le rôle explicatif important des motifs de cession dans les variations des taux de rentabilité anormaux. La mise en lumière de la significativité, du sens et de la continuité dans le temps de l'impact boursier pour chacune de ces variables nous a permis de dégager celles qui avaient un effet modérateur ou amplificateur de la tendance observée au niveau de chaque motif de cession. Pour les cessions de coentreprise suite à l'échec de l'alliance ou réalisées dans une optique de recentrage, le motif de cession semble primer sur les caractéristiques inhérentes aux coentreprises cédées. Les réactions boursières sont focalisées en priorité sur le motif invoqué tandis que les caractéristiques de la coentreprise cédée n'exercent pratiquement aucun effet modérateur ou amplificateur. Pour les cessions involontaires ou pour celles réalisées dans une optique de désendettement, la tendance boursière positive (dans le cas du désendettement) ou négative (dans le cas des

cessions involontaires) peut être inversée ou amplifiée par certaines caractéristiques propres aux coentreprises cédées : il s'agit du type (domestique, européen ou international) des coentreprises cédées ainsi que de la nature émergente ou développée de leur champ géographique d'opérations. Au-delà de ces deux caractéristiques explicatives, les marchés boursiers européens semblent accorder une place importante à la taille et à la valeur supposées des entités cédées (la taille et la valeur n'étant pas automatiquement mesurées par des éléments financiers mais plutôt par une surface géographique) et à la réduction du risque-pays.

Outre le fait que le motif apparaît de manière significative comme un facteur discriminant des taux de rentabilité anormaux, l'analyse des motifs réalisée lors du dépouillement des annonces a suggéré des développements qui dépassent le cadre fixé par nos deux questions de recherche. La question des facteurs influençant l'instabilité et la fin des alliances est directement concernée par les observations faites lors du recensement des motifs de cession. Ainsi, l'influence importante, voire prépondérante des facteurs externes à l'alliance mais reliée aux choix de politique générale (*cf.* décisions de recentrage et de désendettement) des partenaires relativise la place traditionnellement faite aux processus internes (culturels, humains et structurels) déstabilisateurs dans la littérature. Ce dernier constat tend à accréditer les propositions de Doz (1996), d'Ariño et de la Torre (1998) et de Koza et Lewin (1998) concernant les réévaluations périodiques par les partenaires de la place des coentreprises dans leur portefeuille d'activités et d'alliances, et cela indépendamment du succès ou de l'échec avéré de celles-ci.

Bibliographie

- Afshar K.A., Taffler R.J. et Sudarsanam (1992), « The Effect of Corporate Divestments on Shareholder Wealth : The UK Experience », *Journal of Banking and Finance*, vol. 16, p. 115-135.
- Alexander G., Benson P.G. et Kampmeyer J.M. (1984), « Investigating the Valuation Effects of Announcements of Voluntary Corporate Selloffs », *Journal of Finance*, vol. 39, n° 2, p. 503-517.

- Anand B.N. et Khanna T. (2000), « Do Firms Learn to Create Value ? The Case of Alliances », *Strategic Management Journal*, vol. 21, p. 295-315.
- Ariño A. et de la Torre J. (1998) « Learning from Failure : Towards an Evolutionary Model of Collaborative Ventures », *Organization Science*, vol. 9, n° 3, p. 306-325.
- Beamish P.W. et Lane H. (1990), « Cross-Cultural Cooperative Behavior in Joint Ventures in LDCs », *Management International Review*, vol. 30, Special Issue, p. 87-102.
- Beamish P.W. et Inkpen A.C. (1995), « Keeping International Joint Ventures Stable and Profitable », *Long Range Planning*, vol. 28, n° 3, p. 26-36.
- Bleeke J. et Ernst D. (1992), « The Way to Win in Cross-Border Alliances », *MacKinsey Quarterly*, vol. 1, p. 113-133.
- Blodgett L.L. (1992), « Factors in the Instability of International Joint Ventures : An Event History Analysis », *Strategic Management Journal*, vol. 13, n° 6, p. 475-481.
- Cadiou C. (1988), « Les conséquences boursières d'un désinvestissement négocié », *Analyse Financière*, 3^e trimestre, p. 79-87.
- Chan S., Kensinger J., Kown A. et Martin J. (1997), « Do Strategic Alliances Create Value ? », *Journal of Financial Economics*, vol. 46, p. 199-221.
- Cheng L.T. et Davidson W.N. (1993), « Reinterpretation of the Shareholder Gains in Selloff Transactions », *Journal of Business & Accounting*, vol. 20, n° 4, p. 599-611.
- Copeland T.E. et Weston J.F. (1988), *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley.
- Das S., Sen P.K. et Sengupta S. (1998), « Impact of Strategic Alliances on Firm Valuation », *Academy of Management Journal*, vol. 41, n° 1, p. 27-41.
- Datta S. et Iskandar-Datta M.E. (1996), « Who Gains from Corporate Asset Sales », *Journal of Financial Research*, vol. 19, n° 1, p. 41-58.
- Denning K.C. (1988), « Spin-offs and Sales of Assets : An Examination of Security Returns and Divestment Motivations », *Accounting and Business Research*, vol. 19, n° 73, p. 32-42.
- Doz Y. (1996), « The Evolution of Cooperation in Strategic Alliances : Initial Conditions or Learning Processes ? », *Strategic Management Journal*, vol. 17, Special Issue, p. 55-84.

- Garrette B. et Dussauge P. (1995), *Les stratégies d'alliance*, Éditions d'Organisation.
- Gleason K., Mathur I. et Singh M. (2000), « The Adjustment of Stock Prices to New Information », *International Economic Review*, vol. 10, n° 1, p. 1-21.
- Fama E.F., Fisher L., Jensen M.C. et Roll R. (1969), « Wealth Effects for Acquirers and Divestors Related to Foreign Divested Assets », *International Review of Financial Analysis*, vol. 9, n° 1, p. 5-20.
- Finnerty J.E., Owers J.E. et Rogers R.C. (1986), « The Valuation Impact of Joint Ventures », *Management International Review*, vol. 26, n° 2, p. 14-26.
- Gleason K.C., Mathur I. et Singh M. (2000), « Wealth Effects for Acquirers and Divestors Related to Foreign Divested Assets », *International Review of Financial Analysis*, vol. 9, n° 1, p. 5-20.
- Gomes-Casseres B. (1987), « Joint Venture Instability : Is it a Problem ? », *Columbia Journal of World Business*, Summer, p. 97-101.
- Hamel G. (1991), « Competition for Competence and Inter-Partner Learning within International Strategic Alliances », *Strategic Management Journal*, vol. 12, Special Issue, p. 83-103.
- G. Hamel, Y. L. Doz et Prahalad C.K. (1989), « Collaborate with your Competitors and Win », *Harvard Business Review*, vol. 67, n° 1, p. 133-139.
- Harrigan K.R. (1988), « Joint Venture and Competitive Strategy », *Strategic Management Journal*, vol. 9, p. 141-158.
- Hearth D. et Zaima J.K. (1984), « Voluntary Corporate Divestitures and Value », *Financial management*, vol. 13, p. 141-158
- Hennart J.-F. (1988), « A Transaction Costs Theory of Equity Joint Ventures », *Strategic Management Journal*, vol. 9, p. 10-16.
- Hite G.L., Owers J.E. et Rogers R.C. (1987), « The Market for Inter-firm Asset Sales », *Journal of Financial Economics*, vol. 18, p. 229-252.
- Hubler J. et Meschi P.X. (2000), « Alliances, acquisitions et valorisation boursière », *Revue Française de Gestion*, n° 131, novembre-décembre, p. 85-97.
- Huang Y.S. et Walkling R.A. (1987), « Target Abnormal Returns Associated with Acquisition Announcements », *Journal of Financial Economics*, vol. 19, p. 329-349.

- Jain P.C. (1985), « The Effect of Voluntary Sell-off Announcements on Shareholder Wealth », *Journal of Finance*, vol. 40, n° 1, p. 209-224.
- Jennings R.H. et Mazzeo M.A. (1991), « Stock Price Movements around Acquisition Announcements and Management's Response », *Journal of Business*, vol. 64, n° 2, p. 139-163.
- Killing J.P. (1983), *Strategies for Joint Venture Success*, Praeger.
- Kogut B. (1989), « The Stability of Joint Ventures : Reciprocity and Competitive Rivalry », *Journal of Industrial Economics*, vol. 38, n° 2, p. 183-198.
- Koh J. et Venkatraman N. (1991), « Joint Venture Formations and Stock Market Reactions : An Assessment in the Information Technology Sector », *Academy of Management Journal*, vol. 34, n° 4, p. 869-892.
- Koza M.P. et Lewin A.Y. (1998), « The Co-Evolution of Strategic Alliances », *Organization Science*, vol. 9, n° 3, p. 255-264.
- Lasfer M.A., Sudarsanam P.S. et Taffler R.J. (1996), « Financial Distress, Asset Sales and Lender Monitoring », *Financial Management*, vol. 25, n° 3, p. 57-66.
- Lee I. et Wyatt S.B. (1990), « The Effect of International Joint Ventures on Shareholder Wealth », *Financial Review*, vol. 25, n° 4, p. 641-649.
- MacConnell J. et Nantell T. (1985), « Corporate Combinations and Common Stocks Return : The Case of Joint Venture », *Journal of Finance*, vol. 56, p. 519-536.
- MacWilliams A. et Siegel D. (1997), « Event Studies in Management Research : Theoretical and Empirical Issues », *Academy of Management Journal*, vol. 40, n° 3, p. 626-657.
- Markides C.C. (1992), « Consequences of Corporate Refocusing : Ex Ante Evidence », *Academy of Management Journal*, vol. 35, n° 2, p. 398-412.
- Meschi P.-X. (1997), « Longevity and Cultural Differences of International Joint Ventures : Toward Time-Based Cultural Management », *Human Relations*, vol. 50, n° 2, p. 211-228.
- Montgomery C.A., Thomas A.P. et Kamath R. (1984), « Divestiture, Market Valuation and Strategy », *Academy of Management Journal*, vol. 27, p. 830-840.

- Nanda A. et Williamson P.J. (1995), « Use Joint Ventures to Ease the Pain of Restructuring », *Harvard Business Review*, vol. 73, n° 6, p. 119-129.
- Ohmae K. (1990), « Pourquoi les alliances échouent-elles ? », *Harvard-L'Expansion*, printemps, p. 25-44.
- Pashley M.M. et Philippatos G.C. (1993), « Have Voluntary Divestitures of US Corporations Increased Shareholder Wealth ? Empirical Evidence from the Life Cycle », *Applied Financial Economics*, vol. 3, p. 39-49.
- Pearce R.J. (1997), « Toward Understanding Joint Venture Performance and Survival : A Bargaining and Influence Approach to Transaction Cost Theory », *Academy of Management Review*, vol. 22, n° 1, p. 203-225.
- Reuer J. et Miller K.D. (1997), « Agency Costs and the Performance Implications of International Joint Venture Internalization », *Strategic Management Journal*, vol. 18, n° 6, p. 425-438.
- Reuer J. (1997), « Shareholder Wealth Effects of Joint Venture Termination : A Transaction Cost Analysis », *INSEAD Working Paper Series*, n° 79.
- Reuer J. (2000), « Parent Firm Performance across International Joint Venture Life-Cycle Stages », *Journal of International Business Studies*, vol. 31, n° 1, p. 425-438.
- Reuer J. (2001), « From Hybrids to Hierarchies : Shareholder Wealth Effects of Joint Venture Partner Buyouts », *Strategic Management Journal*, vol. 22, n° 1, p. 27-45.
- Rosenfeld J.D. (1984), « Additional Evidence on the Relation between Divestiture Announcements and Shareholder Wealth », *Journal of Finance*, vol. 39, n° 5, p. 1437-1448.
- Tehrani H., Travlos N.G. et Waagelein J.F. (1987), « The Effect of Long-Term Performance Plans on Corporate Sell-off-Induced Abnormal Returns », *Journal of Finance*, vol. 62, n° 4, p. 933-942.
- Sentis P. (1996), « Transferts de richesse lors des opérations de désinvestissement », *Banques & Marchés*, vol. 21, p. 26-34.
- Sentis P. (1998), « Influence du désinvestissement des entreprises sur la richesse des actionnaires : Approche stratégique et financière », *Économies et Sociétés*, vol. 24, n° 2, p. 59-90.
- Sicherman N.W. et Pettway R.H. (1992), « Wealth Effects for Buyers and Sellers of the Same Divested Assets », *Financial management*, Winter, p. 119-128.

Woolridge J.R. et Snow C.C. (1990), « Stock Market Reaction to Strategic Investment Decisions », *Strategic Management Journal*, vol. 11, p. 353-363.

Zeira Y. et Shenkar O. (1990), « Interactive and Specific Parent Characteristics : Implications for Management and Human Resources in International Joint Ventures », *Management International Review*, vol. 30, Special Issue, p. 7-22.