

L'efficacité du Contrôle Communautaire des Concentrations : une approche par la méthode événementielle

Béatrice Dumont

Université de Rennes I - CREREG-CNRS*

1 Introduction

Le Tribunal de Première Instance des Communautés Européennes (TPICE) a récemment retoqué trois vetos des autorités communautaires de la concurrence. Au-delà du camouflet que représentent ces décisions, c'est principalement l'insuffisance de preuves et la faiblesse de l'analyse économique de la Commission Européenne qui sont à chaque fois critiquées¹.

De fait, depuis l'entrée en vigueur le 21 Septembre 1990 du Règlement 4064/89 sur le contrôle des concentrations entre entreprises, 18 opérations de fusions-acquisitions ont été interdites par la Commission Européenne. Si le nombre d'opérations stoppées apparaît faible au regard des 2187 concentrations notifiées au cours de la période 1990-2002 (moins de 1% des cas), il n'en demeure pas moins que l'intervention des autorités antitrust fait l'objet de débats nourris et passionnés, notamment après le triple désaveu infligé à la Commission Européenne par le TPICE. Au-delà de leur retentissement médiatique, ces revers jettent, en effet, un discrédit sur l'ac-

* Université de Rennes I, crereg-cnrs-UMR 6585, 7 Place Hoche, F-35965 Rennes Cedex
T : +33.(0)2.23.23.35.30 – Fax : +33.(0)2.99.38.80.84 – Email : beatrice.dumont@univ-rennes1.fr

¹ Cf. l'annulation par le TPICE des décisions de la Commission Européenne interdisant les concentrations entre les firmes *Airtours/First Choice* (T-342/99) (« . . . de nombreuses erreurs d'appréciation conduisent le Tribunal à estimer que la Commission ne démontre pas suffisamment les effets négatifs de la concentration sur la concurrence. . . »), *Schneider/Legrand* (T-310/01 et T-77/02) (« . . . l'analyse économique réalisée par la Commission est affectée d'erreurs et d'omissions qui la privent de valeur probante, sauf en ce qui concerne les marchés sectoriels français ») et *Tetra Laval BV/Sidel* (T-80/02 et T-5/02) (« . . . l'analyse économique des conséquences anticoncurrentielles immédiates et des effets de conglomérat ainsi que les comportements prévisibles des sociétés en cause sont fondés sur des preuves insuffisamment rapportées et procèdent d'un certain nombre d'erreurs de raisonnement. . . »).

tion antitrust et donnent corps aux accusations selon lesquelles les autorités communautaires de la concurrence (*i*)-priveraient la collectivité d'un certain nombre de concentrations qui, loin d'être nuisibles, auraient permis aux consommateurs de bénéficier de gains supplémentaires de productivité, et (*ii*)-pénaliseraient des entreprises qui cherchent simplement à rationaliser leur outil de production.

En réalité, ces critiques ne sont pas nouvelles, mais elles marquent une préoccupation croissante des agents à l'égard d'un supposé durcissement de la politique de concurrence. Au-delà de l'appréciation que l'on peut porter sur chaque affaire, il nous a donc paru opportun d'évaluer l'efficacité des décisions prises en matière de concentrations au cours de la période 1990-2002. Dans le cadre plus général de l'évaluation des politiques publiques, il est, en effet, important de prendre en considération le coût d'opportunité de la politique antitrust, et donc de déterminer dans quelle mesure les opérations interdites par la Commission Européenne ou abandonnées par les parties en cause, suite à l'ouverture d'une enquête approfondie, se seraient effectivement traduites, en l'absence d'intervention, par des distorsions de concurrence préjudiciables au bien-être des consommateurs.

L'objectif de cet article n'est pas de chercher à étudier les éléments qui orientent les décisions de la Commission Européenne, mais plutôt d'analyser de manière précise si ces décisions sont corroborées ou non par l'anticipation des marchés. Pour ce faire, nous avons utilisé et étendu le test d'Eckbo-Stillman (1983), c'est-à-dire que nous avons opté pour une méthode indirecte d'évaluation du pouvoir de marché, plus communément appelée méthode événementielle. Le principe de base en est simple. Il consiste à tester l'hypothèse de pouvoir de marché (ou de collusion) en analysant comment le cours des actions réagit à des événements importants. Cette méthode a été retenue car l'évaluation des effets d'une concentration est souvent l'occasion d'un arbitrage entre efficacité et pouvoir de marché. Or, dans la pratique, cet exercice n'est pas sans poser problème. Comme le souligne Williamson (1968), dans son modèle « naïf » du bien-être du consommateur, il existe un arbitrage entre le point de vue statique de l'allocation des ressources et le point de vue dynamique. Ainsi, des prix post-fusion plus élevés peuvent être cohérents avec l'hypothèse d'efficacité s'ils sont compensés à long terme par des économies de coûts de production significatives. Par conséquent, même si l'hypothèse de pouvoir de marché n'est pas rejetée, la concentration peut être socialement désirable. C'est précisément là l'intérêt de l'étude événementielle qui, en évaluant la rentabilité boursière spécifiquement attribuable à l'annonce d'une fusion ou, au contraire, à son interdiction, permet de contourner les difficultés liées à ce *trade-off* et ainsi de dégager toutes les implications d'une opération de concentration (Cf. Werden & Williams, 1989; Schuman, 1993).

L'article est organisé de la manière suivante. Dans une section 2, nous présentons « l'effet parapluie » de Demsetz (1973) à la base de notre test. La section 3 fournit une description de l'échantillon étudié et présente

la méthodologie des méthodes événementielles. Dans la section 4, nous discutons les résultats obtenus. Enfin, la section 5 conclue.

2 L'Effet « Parapluie »

Le contrôle des concentrations est un exercice difficile, reposant sur une démarche prospective et préventive (selon le principe suivant : « prévenir vaut mieux que guérir »). Il s'agit de déceler *a priori* et dans des délais définis², les risques de position dominante induits par un projet de concentration, c'est-à-dire dans quelle mesure cette opération influera sur le niveau des prix post-fusion et par conséquent sur le bien-être total. Compte tenu de la multiplicité des facteurs qui entrent en jeu et des problèmes de mesure, l'une des difficultés de l'évaluation du pouvoir de marché repose sur la complexité de la relation entre concentration du marché et niveau de prix, mais aussi entre rentabilité et taux de concentration. Or, même si l'on admet la proposition selon laquelle c'est bien dans les secteurs concentrés que les prix et le taux de profit moyen sont les plus élevés, il n'en demeure pas moins qu'une telle situation est compatible avec deux explications radicalement opposées.

La première, celle que nous donne la théorie de la concurrence oligopolistique (Stigler, 1968), mais aussi le modèle de firme dominante (Landes & Posner, 1981) et les modèles d'interaction à la Cournot-Nash, repose sur l'idée que les pratiques concertées (explicites ou tacites) des oligopoles, sont facilitées par le petit nombre d'acteurs (concentration), mais également sur le fait que cette capacité à obtenir des profits plus élevés est utilisée par les entreprises « dominantes » pour rendre l'entrée des nouveaux concurrents artificiellement plus coûteuse. À l'inverse, la seconde explication qui prévaut, repose sur le postulat selon lequel la corrélation positive et significative entre taux de concentration élevé et taux de rentabilité supranormal n'est pas le résultat « fâcheux » de l'utilisation d'un certain pouvoir de marché mais reflète, au contraire, l'efficacité supérieure des grandes firmes; c'est-à-dire que les secteurs concentrés sont ceux où les profits sont les plus élevés, et ce pour une raison simple : les entreprises y sont mieux gérées, plus dynamiques, mais aussi plus innovantes (Cf. les thèses de l'école de Chicago).

Pour établir que la théorie traditionnelle des marchés oligopolistiques est pertinente, il faut donc démontrer :

- que lorsque les grandes entreprises fusionnent, cela augmente effectivement les effets de collusion

² En Europe, la procédure s'étend sur une durée maximale de 5 mois et s'agence en 2 phases : la phase I d'examen dure 4 semaines et peut être étendue de 3 semaines si des remèdes sont proposés. La phase II, dite d'enquête approfondie, est engagée pour une durée maximale de 4 mois. Les réformes en cours du contrôle des concentrations devraient permettre à l'avenir « d'arrêter la montre », et ainsi donner aux parties notifiantes plus de temps pour répondre aux objections des autorités de la concurrence.

– que c'est précisément pour réaliser de tels gains de monopole que les firmes recherchent la concentration

C'est seulement si on peut établir empiriquement la validité de ces deux affirmations que le contrôle des concentrations peut se justifier. L'une des solutions proposée pour mener à bien cette démonstration consiste à regarder comment le marché réagit à l'annonce de projets de fusion. Ainsi, lorsqu'une entreprise en absorbe une autre ou lorsque deux firmes envisagent de fusionner, c'est qu'elles en escomptent certains avantages économiques. Si les marchés boursiers sont efficaces, dès l'annonce de la nouvelle ou dès les premières rumeurs, on devrait alors assister à une montée des cours des titres des firmes concernées. Si le projet de fusion ne peut être mené à bien, on devrait assister au phénomène inverse : dès que les premières informations circulent annonçant qu'il y a peu de chances que le projet atteigne son terme, on devrait voir le cours de bourse redescendre à son ancien niveau.

Deux hypothèses sont alors possibles : la première est de répondre que les opérateurs boursiers ne font qu'anticiper les gains de monopole que l'accroissement de leur pouvoir de marché permettra aux entreprises de réaliser. La seconde est d'insister au contraire sur les gains de synergies et les économies d'échelle qui font que si deux entreprises fusionnent, c'est parce qu'elles espèrent en retirer un surcroît d'efficacité, et donc des coûts plus faibles. Pour évaluer laquelle de ces deux explications est la plus vraisemblable, l'une des solutions consiste à reprendre le test de « l'effet parapluie ou ombrelle » d'Harold Demsetz (1973) et à comparer comment évolue le cours des actions des firmes impliquées dans des opérations de concentrations, et celles des autres entreprises appartenant aux mêmes secteurs. En effet, les marchés financiers ont l'avantage, s'ils sont efficaces, d'intégrer instantanément toute information nouvelle, et de renvoyer aux investisseurs finaux, en temps réel, une opinion « éclairée » de son impact sur la valeur de l'entreprise cotée³.

Ainsi, dans le cas où la concentration correspond à une stratégie de croissance « anti-concurrentielle », on peut supposer que les opérateurs boursiers vont anticiper les gains de monopole que l'accroissement de leur pouvoir de marché (et donc leur maîtrise des prix) permettra aux entreprises de réaliser. Cela signifie que dès que l'information se diffuse auprès des opérateurs, c'est-à-dire dans les jours qui précèdent et qui suivent l'annonce des opérations de concentration, les cours des firmes en cause devraient se mettre à grimper (« *positive abnormal returns* »). Mais ils ne seront pas les seuls. En effet, on doit s'attendre à ce que les titres de toutes les autres firmes plus petites du secteur les accompagnent dans leur mouvement. En effet, si la concentration projetée a effectivement pour effet de réduire l'intensité de la concurrence, toutes les firmes du même secteur en profiteront ; les firmes les plus petites en profitant d'ailleurs proportionnellement plus que les grandes. L'une des explications de ce phénomène tient au fait que

³ L'hypothèse de marché efficace et d'anticipations rationnelles est sous-jacente à beaucoup d'études empiriques. Cf. Schwert (1981).

la fusion, en augmentant la concentration sur le marché, peut faciliter les comportements d'ententes (explicites ou tacites) et ainsi permettre d'augmenter durablement les prix post-fusion (la thèse de « l'oligopole abusif »). À l'inverse, dès l'annonce de l'ouverture d'une enquête approfondie ou d'un veto de la Commission, on devrait assister à un mouvement de baisse de toutes les valeurs du secteur (« *negative abnormal returns* »), et ce dès les premières rumeurs⁴.

Tableau 1 : *Rendements anormaux pour les firmes candidates à une concentration et les firmes rivales*

A. la probabilité de réalisation de la concentration est croissante avec l'évènement : annonce(s) et notification de la concentration (événements dénotés e_0 , e_1 et e_2 dans nos estimations)

Prédictions de la théorie sur la source des gains de la concentration (*)	Rendements anormaux pour les firmes fusionnant	Rendements anormaux pour les firmes rivales	Effets pour les consommateurs
Hypothèse de pouvoir de marché : • Collusion ou Cournot	Positif (rentes de monopole)	Positif (rentes de monopole)	Négatif
Hypothèse d'efficience économique : • Augmentation de la productivité (synergies)	Positif (économies de coûts)	Négatif (désavantage concurrentiel)	Positif

B. la probabilité de réalisation de la concentration est décroissante avec l'évènement : ouverture d'une enquête approfondie, abandon/interdiction de la concentration, ou communication des griefs suite aux tests de marché négatifs (événements dénotés e_3 , e_4 et e_5 dans nos estimations)

Hypothèse de pouvoir de marché : • Collusion ou Cournot	Négatif (perte de rentes de monopole)	Négatif (perte de rente de monopole)	Positif
Hypothèse d'efficience économique : • Augmentations de productivité (synergies)	Négatif (perte d'économies de coûts)	Positif (évite un désavantage compétitif)	Négatif

Source : extension d'Eckbo & Wier (1985) p. 124

(*) Selon l'hypothèse de maximisation de la valeur managériale, la somme des gains pour les entreprises concernées par la concentration sera positive, quelles que soient les origines de ces gains.

⁴ Ces prédictions sont basées sur l'hypothèse selon laquelle les cours boursiers sont des estimations non biaisées de la valeur présente des attentes des actionnaires en matière de *cash flows* futurs de l'entreprise fusionnée. Les changements dans ces estimations de *cash flow* occasionnés par l'annonce d'une fusion vont induire des changements dans les cours boursiers lors de l'annonce.

Prenons maintenant l'hypothèse inverse, c'est-à-dire fondée sur l'espérance d'un surcroît d'efficacité et donc sur le renforcement des avantages concurrentiels des firmes en cause, suite aux effets de synergies. Si, dès l'annonce de la fusion, ou l'amorce de la rumeur, n'apparaît aucune relation stable entre la façon dont évoluent les cours des actions figurant dans l'échantillon des entreprises souhaitant fusionner et le comportement des titres des autres entreprises des mêmes secteurs, et si les premières prennent davantage de valeur que les secondes, on a alors toutes raisons de penser que les concentrations analysées sont davantage liées à l'efficacité supérieure des firmes « dominantes » ou du moins à la naissance d'un opérateur plus efficace, plutôt qu'à l'existence de pratiques restrictives. Dans ce cas, dès l'annonce de la nouvelle ou dès les premières rumeurs, les titres des entreprises qui projettent de fusionner prendront de la valeur, mais n'entraîneront pas les titres des autres entreprises dans leur sillage.

Le tableau 1 propose une synthèse pour évaluer laquelle de ces deux hypothèses est la plus vraisemblable. L'objectif de notre article étant d'évaluer la capacité de discernement des autorités communautaires en matière de contrôle des concentrations, nous avons porté notre attention sur l'hypothèse de pouvoir de marché, et plus spécifiquement sur l'effet de collusion. Ce choix se justifie par le fait qu'aucune des conditions propices à la prédation ne semble réunie dans l'échantillon des affaires retenu. Par ailleurs, il est généralement admis que les prix prédateurs sont des phénomènes assez rares (McGee, 1958) et difficilement détectables : le mauvais fonctionnement concurrentiel d'un secteur est plus fréquemment imputable à sa structure oligopolistique qu'à des pratiques de prix prédateurs.

3 Méthodologie et Construction de la Base de Données

3.1 Critères de sélection de l'échantillon

Pour tester la proposition selon laquelle la Commission Européenne priverait la société d'un certain nombre de concentrations qui, loin de nuire aux consommateurs, leur auraient permis de bénéficier de gains supplémentaires de productivité (« type I error »), nous avons opté pour une méthodologie basée sur la méthode événementielle, qui reprend et étend le test d'Eckbo-Stillman (1983), c'est-à-dire une méthode indirecte d'évaluation du pouvoir de marché.

Pour ce faire, nous avons sélectionné un échantillon de fusions possédant les caractéristiques suivantes. L'échantillon est composé de fusions horizontales (*i*)- bloquées entre le 21/09/1990 et 2002 par la Commission Européenne ou abandonnées par les parties notifiantes à l'issue de la procédure d'enquête détaillée dite de « phase II », initiée en cas de doute sérieux sur

la compatibilité du projet de concentration avec les règles de concurrence du Marché Commun; (ii)- où les firmes souhaitant fusionner et leurs rivales sont clairement identifiables et de taille suffisamment importante pour être cotées en bourse; (iii)-et pour lesquelles il est possible d'isoler des événements qui, de manière non ambiguë, modifient la probabilité de réalisation de l'opération en cause.

La construction de notre base de données s'est donc effectuée en trois étapes :

- Dans un premier temps, il nous a d'abord fallu repérer, au niveau communautaire, les opérations de concentrations qui avaient été soit abandonnées en phase II, soit interdites au titre de l'article (8.3) du Traité entre 1990 et 2002; soit respectivement 22 abandons et 18 interdictions, c'est-à-dire 40 opérations sur un total de 2187 opérations notifiées, d'où un risque réglementaire moyen de 1.8% (Cf. Tableau 2). Dans la mesure où les concentrations horizontales, c'est-à-dire entre firmes opérant sur les mêmes segments de marché, présentent la probabilité la plus élevée d'avoir des effets anti-concurrentiels, nous avons écarté de l'échantillon de départ 9 opérations de concentration verticale et 7 fusions conglomerales⁵. Des 24 fusions restantes, 8 ont encore été écartées faute de cotation des firmes notifiantes.

Tableau 2 : Statistiques relatives au Règlement sur les Concentrations 4064/89 modifié

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Total
a)-Notifications (R. 4064/89)	12	63	60	58	95	110	131	172	235	292	345	335	279	2187
b)-Opérations compatibles en phase I Art. 6(1) (b)	5	47	43	49	78	90	109	118	207	236	293	299	240	1814
c)-Opérations compatibles avec obligations et concessions en phase I Art. 6(1) (c)	-	3	4	-	2	3	-	2	12	19	28	13	10	96
d)-Opérations abandonnées en phase I	-	-	3	1	6	4	5	9	5	7	8	8	3	59
e)-Opérations compatibles en phase II Art. 8(2)	-	1	1	1	2	2	1	1	3	-	3	5	2	22
f)-Opérations compatibles avec obligations et concessions en phase II Art. 8(2)	-	3	3	2	2	3	3	7	4	8	12	10	5	62
g)-Opérations abandonnées en phase II	-	-	-	1	-	-	1	-	4	5	6	4	1	22
h)-Opérations prohibées Art. 8(3)	-	1	-	-	1	2	3	1	2	1	2	5	-	18
(g + h) / a = Risque réglementaire (%)	-	1.6	0.0	1.7	1.1	1.8	3.1	0.6	2.6	2.1	2.3	2.7	0.3	1.8

Source : Commission Européenne, d'après les Rapports Annuels sur la Politique de Concurrence, 1991-2003.

⁵ Une seule exception à cette règle : l'affaire *Tetra Laval/Sidel*. S'il n'est pas contesté que l'opération en cause relève de la concentration conglomerale, c'est-à-dire effectuée entre des entreprises qui n'ont pas, pour l'essentiel, de relations concurrentielles pré-existantes, soit en tant que concurrentes directes, soit en tant que fournisseurs et clients, nous avons néanmoins retenu cette affaire dans la mesure où la Commission Européenne a estimé dans sa décision que les marchés de machines pour les bouteilles en plastique et de briques en carton étaient des marchés connexes mais concurrents; le plastique ayant commencé à se substituer au carton (existence de chevauchements actuels sur les marchés en cause) sur le marché américain.

- Dans un deuxième temps, nous avons cherché à identifier les proches concurrents des firmes en cause et à recueillir les cotations boursières journalières des firmes retenues, ainsi que celles de leurs concurrents (1 à 6 concurrents selon les cas). À ce stade, 2 opérations ont encore été écartées faute de cotation des firmes concurrentes dans la base de données *Datastream*. Soit au final un échantillon de 14 concentrations, incluant 5 abandons et 9 interdictions et impliquant l'analyse des cours boursiers de 48 firmes (*Cf.* Annexe pour une liste exhaustive des affaires retenues).

Afin de répondre aux critiques de Mc Afee et Williams (1988), les firmes concurrentes multi-produits ou de type conglomerales ont été retirées de l'échantillon. Dans ce but, nous avons vérifié auprès de *Datastream* la répartition du chiffre d'affaire de chaque entreprise entre ses différents secteurs SIC (« *Standard Industrial Classification* ») l'année précédant l'opération et l'année en cours afin de vérifier que ces firmes dérivait majoritairement leurs revenus du ou des marché(s) en cause retenu(s) (« *quasi pure players* »). Ces données n'étant pas disponibles pour toutes les entreprises, nous les avons complétées à l'aide des rapports annuels de gestion ou après renseignement pris auprès des chargés de communications des dites firmes. Néanmoins, lorsque la Commission Européenne fait explicitement référence à une entreprise conglomerale dans sa décision, celle-ci figure dans la liste des concurrents retenus (signalée par un astérisque). Dans ce cas, nous avons vérifié qu'aucun événement propre à la firme, mais lié à un autre de ses métiers, ne venait perturber les estimations. De même, nous avons vérifié que les firmes composant notre échantillon bénéficiaient d'une liquidité relativement importante sur leurs titres, et ce afin de réduire la possibilité d'asynchronisme dans la fréquence des transactions sur les titres. Lors de la collecte des données, nous avons aussi fait en sorte que les cours boursiers retenus, calculés à 16h00, tiennent compte des éventuels problèmes de dilution, en choisissant des indices incorporant la distribution des dividendes.

- Enfin, dans un troisième temps, nous avons tenté d'identifier les événements ayant affecté la dynamique de ces opérations de concentration, et plus particulièrement la probabilité de réalisation de ces opérations. Nous avons ainsi retenu comme événements pertinents les éléments suivants : (e_0) - l'annonce d'un projet de concentration contrecarré dans les jours ou semaines suivants; (e_1) - l'annonce d'un projet de fusion ou d'une contre-offensive sur lequel va porter la procédure d'évaluation de l'opération; (e_2) - la notification de l'opération auprès des autorités communautaires; (e_3) - l'annonce de l'ouverture par les autorités de la concurrence d'une enquête approfondie dite de Phase II; (e_4) - le veto de la Commission ou l'abandon de l'opération par les parties; (e_5) - la communication des griefs pour atteinte à la concurrence (*statement of objection*) suite aux résultats des tests de marché⁶.

⁶ La Commission Européenne soumet aux concurrents des groupes en voie de fusion des tests de marché, à savoir des hypothèses de désinvestissements ou de reconfiguration du marché, afin d'en mesurer les

Il est à noter que les éléments recueillis proviennent pour l'essentiel des décisions publiées au Journal Officiel des Communautés Européennes et ont été complétés par une consultation des archives électroniques du *Financial Times*, ainsi que des quotidiens *Les Echos* et *La Tribune* sur la période étudiée.

3.2 Méthodologie des Etudes d'Evénements

La méthodologie des études d'événements s'appuie sur l'idée selon laquelle les marchés financiers réagissent instantanément à de nouvelles informations ou événements susceptibles d'affecter la profitabilité d'une entreprise. Le modèle est construit sur l'hypothèse d'efficience semi-forte des marchés financiers, de telle sorte que le prix d'un titre est supposé refléter instantanément l'intégralité de l'information disponible. D'une manière générale, les études événementielles cherchent à évaluer l'impact d'une information particulière sur une période appelée fenêtre d'événement. Le type d'études événementielles utilisé ici se déroule plus spécifiquement en deux étapes. La première étape consiste à détecter, parmi une série d'événements candidats, ceux qui sont significatifs pour les firmes directement impliquées dans les opérations de concentrations considérées (Cf. Tableau 3). Le cas des firmes acquises est plus particulièrement examiné. En effet, les actionnaires des firmes acquises étant traditionnellement les principaux bénéficiaires des opérations de fusions acquisitions, le rendement de ces firmes répond en principe de manière plus marquée⁷. La seconde étape consiste à tester l'existence d'un impact, sur les firmes concurrentes, des événements déclarés comme significatifs à l'issue de la première étape (Cf. Tableau 4). Ces deux étapes sont décrites plus en détails dans ce qui suit.

Dans la première étape, chaque événement candidat est associé à une information dont l'impact sur le rendement de la firme acquise est évalué sur une période $[T_2, T_3]$, appelée fenêtre d'événement, choisie pour appréhender la totalité de la réaction des investisseurs, qui peuvent partiellement ou totalement anticiper l'événement ou réagir avec un certain retard. L'objectif est de déterminer si cette influence est réelle ou non. Dans ce but, la rentabilité observée R_{it} du titre est comparée avec sa rentabilité prévue en l'absence de la nouvelle information, encore appelée rentabilité normale et notée \hat{R}_{it} . La prévision \hat{R}_{it} est effectuée à partir des informations disponibles sur une période $[T_0, T_1]$, $T_1 < T_2$, antérieure à la fenêtre de l'événement⁸. Le modèle de prévision retenu ici s'inspire du modèle de marché développé par Fama et *alii* (1969). Il faut en effet tenir compte de l'évolution parallèle de l'indice de marché afin d'identifier, dans la variation du cours de l'action,

effets. Dans les faits, la communication des griefs suite aux résultats des tests de marché dénotée (e_5) est évidemment antérieure à l'interdiction d'une opération (e_4), mais pour des raisons pratiques, la numérotation des événements (e_4) et (e_5) a été interchangée dans le présent article.

⁷ Cf. Bradley, Desai, Kim (1983).

⁸ D'une manière plus générale, antérieure à l'ensemble des événements candidats.

ce qui appartient à la variation de l'indice, variation dite « systématique » de ce qui doit être attribué au résultat d'un événement, variation dite « spécifique »⁹.

Le calcul de la rentabilité normale nécessite dans un premier temps de régresser (méthode des moindres carrés ordinaires) les rentabilités quotidiennes des firmes acquises sur celle de leur marché de référence pour la période $[T_0, T_1]$ antérieure à la fenêtre de l'événement :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad \text{pour } t \in [T_0, T_1], \text{ avec } E(\varepsilon_{it}) = 0 \text{ et } Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad (1)$$

où R_{it} est le rendement du titre de la firme i à la date t , R_{mt} est le rendement du marché à la date t , ε_{it} est le terme résiduel d'espérance nulle, α_i , β_i et $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ sont les paramètres du modèle de marché.

Afin de neutraliser tout événement, autre que ceux faisant l'objet de l'analyse et bien identifié, intervenant dans la période d'estimation $[T_0, T_1]$, des dummies ont été ajoutées comme régresseurs dans le modèle (1) pour certaines affaires.

Dans un second temps, la rentabilité normale sur le fenêtre d'événement $[T_2, T_3]$ est assimilée à sa prévision formulée à l'aide de (1) :

$$\hat{R}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} \quad \text{avec } t \in [T_2, T_3] \quad (2)$$

où $\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\beta}_i$ sont les paramètres estimés à partir du modèle de marché (1). L'écart constaté entre la rentabilité observée et la rentabilité normale est qualifié de rentabilité anormale et s'interprète comme la mesure de l'impact de l'événement sur la rentabilité boursière durant la période $[T_2, T_3]$ correspondant à la fenêtre d'événement. Soit en notant AR_{it} cette rentabilité anormale :

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it} \quad \text{avec } t \in [T_2, T_3] \quad (3)$$

La rentabilité anormale est donc un terme résiduel calculé non pas sur la période d'estimation, mais sur la fenêtre d'événement. Puisque le prix des actions reflète toute l'information disponible, les écarts significatifs entre la rentabilité normale d'une action à une date t et sa rentabilité observée ne peuvent provenir que d'une modification non-biaisée des estimations des *cash flows* futurs de la firme. Les paramètres permettant le calcul de la rentabilité normale sont estimés ici sur une période de 197 jours¹⁰. Celle-ci se termine 21 jours avant la date d'annonce du premier événement étudié.

⁹ Nous sommes dans le cadre général du MEDAF, modèle de référence en gestion de portefeuille qui repose sur l'hypothèse que le rendement R d'une action est égal au taux sans risque r accru d'une prime de risque $(R_{mt} - r)$ mesurée par le produit du coefficient β (le bêta d'une action mesure sa volatilité) et de la différence entre le rendement de l'indice de marché et le taux sans risque : $R = r + \beta(R_{mt} - r)$. On pose dans ce qui suit : $\alpha = r(1 - \beta)$. Avec un bêta de 1, une baisse instantanée de 2% de l'indice de marché doit entraîner une baisse de 2% du cours de l'action. Si la variation effective de l'action est différente, on observe un rendement « anormal » expliqué par un événement spécifique à l'entreprise.

¹⁰ Le choix de la période d'estimation à 197 jours pour l'ensemble de l'échantillon a été dicté par l'interruption des données dans l'affaire *Airtours c/ First Choice*.

Afin de mesurer les répercussions de l'événement considéré sur l'ensemble de la fenêtre d'événement ou sur une fraction de celle-ci, il est nécessaire d'agréger les rentabilités anormales obtenues sur cette fenêtre ou fraction de fenêtre¹¹. La rentabilité anormale ainsi obtenue est appelée rentabilité anormale cumulée. Supposons les dates τ_1 et τ_2 telles que $T_2 < \tau_1 \leq \tau_2 \leq T_3$, la rentabilité anormale cumulée de la date τ_1 à la date τ_2 est :

$$CAR_{(\tau_1, \tau_2)} = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_t \tag{4}$$

où AR_t est la rentabilité anormale à la date t ($t \in [T_2, T_3]$).

À ce stade, l'existence des rendements anormaux est appréciée à travers deux types de tests¹² : paramétrique (loi de Student sous l'hypothèse de normalité des rentabilités des titres) et non paramétrique (test de signe). Le premier test part de l'hypothèse de distribution Gaussienne des écarts entre rentabilité observée et rentabilité prévue sur les fenêtres d'événements, c'est à dire des rendements anormaux. Si l'événement n'a pas d'impact significatif sur la rentabilité de la firme considérée, les rendements anormaux sont d'espérance nulle. L'hypothèse H_0 testée est donc celle de nullité de l'espérance des rendements anormaux sur la fenêtre d'événement. Or, sous cette hypothèse, on montre (Eckbo (1983)) que la statistique suivante suit une loi de Student à $((T_1 - T_0 + 1) - 2)$ degrés de libertés; $(T_1 - T_0 + 1)$ étant le nombre d'observations dans l'estimation de (1) :

$$Tstat_i = \frac{CSAR_{(\tau_1, \tau_2)}}{\sqrt{\tau_2 - \tau_1}} \sim St((T_1 - T_0 + 1) - 2) \tag{5}$$

avec

$$CSAR_{(\tau_1, \tau_2)} = \frac{CAR_{(\tau_1, \tau_2)}}{\hat{\sigma}_{\epsilon_i}} \tag{6}$$

où $\hat{\sigma}_{\epsilon_i}$ est l'estimation non biaisée de l'écart type des rentabilités anormales calculées à partir des résidus σ_i de (1) :

$$\hat{\sigma}_{\epsilon_i} = \sqrt{\frac{\sum_{t=T_0+1}^{T_1} (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)^2}{T_1 - T_0 - 2}} \tag{7}$$

avec $\bar{\epsilon}_i$ la moyenne des résidus de (1). Si la statistique $Tstat_i$ sort de l'intervalle ayant une probabilité de 90% ou 95% de contenir sa réalisation pour

¹¹ Dans cette étude, les rentabilités anormales sont cumulées sur 7, 16 et 31 jours encadrant la date d'annonce. D'où les fenêtres $f_1 = [j - 3, j + 3]$; $f_2 = [j - 10, j + 5]$; $f_3 = [j - 20, j + 10]$, étant le jour d'annonce.

¹² Cf. Armitage (1995) et McKinlay (1997) pour une présentation détaillée de la méthodologie et des différents tests statistiques.

la fenêtre considérée, alors l'hypothèse de nullité de l'espérance des rendements anormaux est rejetée et il est possible de conclure que l'événement a un réel impact sur la rentabilité de la firme.

Parallèlement à l'utilisation du test de Student, nous avons opté pour un test non paramétrique, le test de signe, qui ne dépend pas de l'hypothèse de normalité des rentabilités anormales. Ce test part du principe que, si l'événement n'a pas d'impact significatif sur la rentabilité de la firme considérée, alors il y a autant de rendements anormaux positifs que négatifs sur la fenêtre de l'événement (Cf. Corrado, 1989). L'hypothèse H_0 testée est donc celle d'égalité entre le nombre de rendements anormaux positifs et le nombre de rendements anormaux négatifs sur la fenêtre de l'événement. Or, sous cette hypothèse, on montre que la statistique suivante suit une loi normale centrée réduite :

$$Z_{\text{signe}_i} = \left[\frac{N^+}{N} - 0.5 \right] \sqrt{\frac{N}{0.5}} \sim N(0, 1) \quad (8)$$

où N^+ est le nombre de rentabilités anormales strictement positives sur un nombre $N = T_3 - T_2 + 1$ de dates dans la fenêtre de l'événement. Si la statistique Z_{signe_i} sort de l'intervalle ayant une probabilité de 90% ou 95% de contenir sa réalisation pour la fenêtre considérée, alors l'hypothèse d'un nombre égal des rendements anormaux positifs et négatifs est rejetée et il est possible de conclure que l'événement a un réel impact sur la rentabilité de la firme.

Concernant les évènements retenus, on utilise en priorité le $Tstat$ (Z_{signe} étant utilisé si aucun évènement n'est détecté avec $Tstat$). Nous avons un premier rejet de l'hypothèse d'inefficience si le $Tstat$ (ou le Z_{signe}) est de mauvais signe. On continue, dans ce cas, avec les seuls évènements de « bon » signe pour confirmation du rejet.

Une fois que les E évènements ayant un impact de signe attendu (ou conforme à la théorie, Cf. Tableau 1) sur la firme acquise ont été identifiés, la seconde étape de l'étude événementielle consiste à évaluer l'effet sur les firmes concurrentes de ces évènements. Dans ce but, le modèle de marché suivant est estimé sur une période recouvrant les périodes $[T_0, T_1]$ d'estimation du modèle (1) et l'ensemble des fenêtres d'évènements :

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \sum_{e=1}^E \delta_e dum_e + \varepsilon_{jt} \quad \text{avec } E(\varepsilon_{jt}) = 0 \text{ et } Var(\varepsilon_{jt}) = \sigma_{\varepsilon_j}^2 \quad (9)$$

où R_{jt} est le rendement du titre de la firme concurrente j à la date t , R_{mt} est le rendement du marché à la date t , dum_e est une variable dummy valant 1 pour toute date dans la fenêtre de l'évènement e et 0 sinon, ε_{jt} est le terme résiduel d'espérance nulle, α_j , β_j , δ_e et $\sigma_{\varepsilon_j}^2$ sont les paramètres du modèle de marché.

Si l'événement e a un impact significatif sur la firme concurrente j , alors le coefficient δ_e de la variable dummy dum_e doit être significativement différent de zéro. La valeur estimée de δ_e donne l'excès ou le déficit de rendement de l'actif de la firme concurrente j induit par l'événement e . D'une manière générale, les précautions usuelles (tests d'absence d'auto-corrélation des résidus...) ont été prises afin de tester la robustesse de l'ensemble de nos estimations et d'atténuer l'effet des limites traditionnelles associées à l'étude d'événements. L'hypothèse d'inefficience est confirmée si δ_e est significatif et du signe attendu selon la théorie (Cf. Tableau 1).

4 Résultats

Le Tableau 3 présente les résultats des tests paramétriques ($Tstat$) et non-paramétriques (test en z) pour les différents types d'événements décrits dans la section précédente. Les résultats obtenus font clairement apparaître que l'essentiel de la réaction des opérateurs boursiers se concentre principalement autour des événements e_1 et e_4 dans la plupart des affaires étudiées; soit respectivement l'annonce de la concentration et l'abandon ou l'interdiction de l'opération en cause. Conformément à l'objectif de surprise souvent recherché dans ce type d'opérations, l'essentiel de la réaction des investisseurs se concentre sur les sept jours entourant la date de l'événement e_1 . *A contrario*, les vetos ou les abandons semblent largement anticipés, puisque la réaction des opérateurs boursiers se concentre sur les trente et un jours entourant la date d'événement e_4 . Comme l'on pouvait s'y attendre, la notification a donc peu d'impact sur les cours boursiers; cette dernière ne faisant que confirmer l'annonce d'un événement largement commenté dans la presse. Mais, curieusement, l'annonce de l'ouverture d'une enquête approfondie par les autorités de la concurrence (qui signale le cas échéant une augmentation des coûts de la collusion) a un impact rarement significatif sur les cours boursiers; ce qui témoigne là encore d'un effet d'anticipation de la part des opérateurs boursiers.

Le Tableau 3 met aussi en évidence le fait que pour certaines fenêtres d'événements significatives, le $Tstat$ (ou le $Zsigne$) est de mauvais signe (i.e. de signe contraire aux prédictions de la théorie (Cf. Tableau 1)), ce qui permet d'ores et déjà de conclure à l'effet neutre d'un certain nombre de concentrations, à l'instar des affaires *CVC c/ Lenzing*, *FöreningsSparbanken c/ SEB*, *Aker Maritime c/ Kvaerner*, *Airtours c/ First Choice* et *Gencor c/ Lonrho*.

Ainsi précisés les contours de notre propos, il convient maintenant d'analyser les résultats plus en détail. Le Tableau 4 présente les rentabilités anormales moyennes obtenues par les titres des firmes rivales pour les six catégories d'événements étudiés. Force est de constater qu'à l'exception de deux affaires (*Schneider c/ Legrand* et *Alcan c/ Pechiney*) où nos estimations corroborent les griefs de la Commission Européenne puisque l'effet

collusion domine, les résultats que nous obtenons sont, en général, incompatibles avec l'hypothèse d'inefficience testée. Ainsi, dans la majorité des cas (9 affaires sur 14), il nous est impossible de valider l'hypothèse d'effets anti-concurrentiels car l'effet en terme de rendements anormaux sur les firmes concurrentes n'est pas statistiquement différent de zéro. Autrement dit, dans ces neuf cas, on ne peut pas confirmer les conclusions de la Commission quant à l'impact négatif des dites opérations sur la concurrence. Sur ces neuf mêmes cas, l'hypothèse d'inefficience est doublement rejetée dans les affaires *CVC c/ Lenzing* et *FöreningsSparbanken c/ SEB* puisque le *Tstat* (ou le *Zsigne*) est de mauvais signe (i.e. de signe contraire aux prédictions de la théorie) pour la firme acquise, et non significativement différent de zéro pour les firmes rivales. Cela signifie, qu'en l'espèce, les autorités en charge de la politique antitrust ont interdit des concentrations où manifestement l'effet post-fusion sur les prix était considéré comme neutre par les investisseurs.

Dans les affaires *Airtours c/ First Choice* et *Gencor c/ Lonrho*, le modèle estimé est sans doute bruité par des événements parallèles. En effet, pour certaines fenêtres d'évènements significatives, le *Tstat* (ou le *Zsigne*) permet de détecter des rendements anormaux significatifs à la fois pour la firme acquise et pour au moins une firme concurrente. Toutefois ceux-ci sont du mauvais signe, c'est-à-dire d'un signe qui n'est pas conforme à celui prédit par la théorie, ni sous l'hypothèse d'effets anti-concurrentiels, ni sous aucune des hypothèses parmi celles envisagées dans le Tableau 1. On ne peut donc que se borner à conclure à l'absence d'inefficacité due à une collusion sans pour autant être à même de donner une interprétation du résultat obtenu.

En réalité, lorsque l'on examine de plus près les affaires *Genco c/ Lonrho* et *Airtours c/ First Choice*, on s'aperçoit que celles-ci représentent des « *landmark cases* », c'est-à-dire qu'elles témoignent d'une modification des critères d'évaluation retenus par les autorités communautaires de la concurrence. À ce titre, l'interdiction de ces deux concentrations peut avoir eu un effet de précédent pour les firmes rivales et avoir signalé une restriction des opportunités futures d'acquisitions, puisque la consolidation sur certains marchés est telle qu'elle interdit presque mécaniquement toute velléité de rapprochement. Dès lors, le veto des autorités de la concurrence peut être assimilé à une sorte de régulation allant à l'encontre des intérêts de toutes les firmes du secteur. Si cela s'avère exact, cela signifie que le seul examen de la réaction boursière des firme concurrentes ne permet pas de donner une estimation fiable de l'effet net de ce type de concentration sur les prix des produits étudiés. À l'évidence, pour compléter l'analyse, il conviendrait d'examiner l'impact de la concentration non seulement sur les titres des firmes rivales, mais aussi sur les titres des firmes en aval. Or, compte tenu de la nature des produits en cause dans ces deux affaires, il n'a pas été possible de mener à bien une telle étude.

Par ailleurs, si l'analyse des cours boursiers, et plus particulièrement la mise en évidence de rendements anormaux moyens significatifs peut,

dans certaines circonstances, donner des informations utiles sur l'incidence d'une concentration sur la concurrence, il convient néanmoins de garder à l'esprit que l'évolution de ce cours ne constitue tout au plus qu'une preuve indirecte; et ce d'autant qu'il est évident que l'évolution des cours boursiers est aussi influencée par diverses autres interférences dépendant de facteurs qui peuvent n'avoir aucun lien avec le marché en cause. Ainsi, dans sa décision *Airtours-First Choice*, la Commission Européenne souligne (p. 25) « *qu'aucune conclusion valable ne peut être tirée de l'analyse du cours de l'action Thomson, si ce n'est que le niveau global des capacités offertes sur le marché est la clé de la rentabilité dans ce secteur* ». Cependant, dans le cas présent, s'il est vrai que l'annonce faite par *Thomson* de procéder à des augmentations de capacités, immédiatement après qu'*Airtours* eut lancé son offre publique, s'est traduite par une incidence très négative sur le cours de son action, et sur celui d'*Airtours*, rien ne permet de dire que ce comportement représente une stratégie de représailles. Ainsi, comme le souligne le TPICE dans son arrêt (para. 184) :

« Les moyens prétendument disponibles pour exercer des représailles au cours de la même saison ne sont pas crédibles. Pour ce qui est de la possibilité d'ajouter une certaine capacité durant la période se terminant en février, avant la saison d'été, elle ne pourrait être augmentée que de 10% et ne pourrait plus l'être ultérieurement. Or, dans un secteur caractérisé par une volatilité de la demande, une augmentation de la capacité de 10% ne suffirait pas pour constituer une punition significative. De plus, le coût supplémentaire que représenterait la mise en oeuvre d'une capacité additionnelle à des fins punitives ne serait pas compensé par les avantages que retireraient les victimes de la tricherie en infligeant une punition. En tout état de cause, une augmentation de la capacité serait extrêmement difficile, parce qu'elle pourrait être contraire aux intérêts de ceux amenés à punir dans la mesure où la capacité ajoutée en dernière minute étant probablement de qualité inférieure (horaires de vols peu pratiques, logements de mauvaise qualité), elle serait difficile à vendre ».

S'il est permis de considérer que l'analyse de la Commission dans l'affaire *Airtours c/ First Choice* est entachée d'un ensemble d'erreurs d'appréciation, et qu'il s'ensuit que la Commission a interdit l'opération de concentration sans avoir véritablement établi qu'elle engendrerait une position dominante collective des trois grands voyagistes susceptible de constituer une entrave significative à une concurrence effective dans le marché en cause, il convient cependant d'être plus circonspect dans l'affaire *Gencor c/ Lonhro*. Contrairement à la précédente affaire, on ne peut exclure ici que des interférences autres que celles évoquées dans cet article soient à l'origine des mouvements de l'action *Lonhro*. En effet, le platine est, comme l'or, un métal qui profite de sa réputation de valeur refuge, ce qui signifie que le cours des platinoïdes et donc, *a fortiori*, celui des producteurs de ce métal sur le *London Platinum and Palladium Market (LPPM)* est très sensible aux aléas de la conjoncture.

De la même manière, l'examen des affaires où l'hypothèse d'inefficience est vérifiée a montré qu'il convient d'interpréter les résultats obtenus avec

Tableau 3 : Description des Événements et démonstration de la Réaction

Firme initiatrice (firme cible)	e_1f_1	e_1f_2	e_1f_3	e_2f_1	e_2f_2	e_2f_3	e_3f_1
Effet prédit	+	+	+	+	+	+	-
Tetra Laval S.A.	2.918483*	1.275136	1.680213**	-0.271172	0.450271	0.392362	0.423507
(Stel S.A.)	(0.377964)	(1.00)	(0.898027)	(-0.377964)	(1.00)	(1.257237)	(-0.377964)
Cvc	0.686385	0.921877	-0.414829	-0.399451	-0.636323	-1.233418	-1.094450
(Lenzing)	(0.377964)	(0.0)	(-1.975658*)	(-0.377964)	(-1.00)	(-2.694080*)	(-1.133893)
Schneider S.A.	1.370859	0.474243	1.283658	0.262648	-0.048000	0.119283	0.147536
(Legrand)	(0.377964)	(-0.50)	(0.538816)	(1.133893)	(0.0)	(-0.538816)	(-0.377964)
Föreningsparbanken	-0.873929	-1.881776**	-1.612464	0.467721	0.060097	-0.431243	-0.075356
(Seb)	(-0.377964)	(-1.00)	(-0.538816)	(0.377964)	(0.0)	(-1.257237)	(-0.377964)
Bhp	-1.513919	-0.172217	-0.197240	0.081868	-0.264407	-0.318141	-1.068997
(Caemil)	(-1.133893)	(0.0)	(-0.538816)	(1.133893)	(0.0)	(-0.538816)	(-1.889822**)
Sea	3.556183*	1.899198**	1.380726	-0.300733	-0.192042	-0.522799	-0.192218
(Metsä Tissue)	(-0.377964)	(-1.00)	(-1.616448)	(-2.645751*)	(-2.00*)	(-3.771711*)	(-1.889822**)
Aker Maritime	-2.960365*	-1.073607	1.201010	1.570223	-0.305503	0.457304	-0.230320
(Kvaerner)	(-1.133893)	(-0.50)	(-0.538816)	(1.133893)	(-0.5)	(-0.179605)	(1.133893)
Mci WorldCom	2.269718*	3.269476*	3.58864*	-0.922332	-1.000936	-0.733558	-0.860552
(Sprint)	(1.133893)	(1.00)	(0.538816)	(-0.377964)	(-1.5)	(-1.257237)	(-1.133893)
Volvo	3.079264*	2.821677*	1.990633*	-0.226651	-0.128831	-0.330907	-1.237834
(Scania)	(-0.377964)	(0.5)	(0.538816)	(-1.133893)	(1.00)	(-0.538816)	(-1.133893)
Alcan	2.486379*	2.462881*	1.045668	-0.752468	-0.506209	-0.611570	-0.918771
(Pechiney)	(0.377964)	(0.50)	(-0.538816)	(-1.133893)	(-1.00)	(-0.538816)	(-1.133893)
Airtours	0.385663	0.751927	0.848788	-2.490853*	-1.806104**	-0.125899	-0.449782
(First Choice)	(-0.377964)	(0.0)	(0.898027)	(0.377964)	(1.00)	(0.898027)	(0.377964)
Wolters Kluwer	6.462443*	3.125723*	1.126033	-0.600213	1.196822	3.060890*	0.545402
(Reed Elsevier)	(1.889822**)	(0.50)	(-0.179605)	(-0.377964)	(0.0)	(0.538816)	(0.377964)
Saint Gobain	1.761248**	1.542117	1.040213	0.321002	1.679864**	1.047883	-1.125903
(Wacker Chemie-Nom)	(1.889822**)	(0.50)	(0.179605)	(0.377964)	(1.00)	(0.179605)	(-1.133893)
Gencor	0.686045	1.153496	1.233745	-1.075625	-0.080292	0.278590	0.004625
(Lonrho Plc)	(0.377964)	(1.00)	(0.898027)	(-1.889822**)	(-1.50)	(-0.898027)	(-0.377964)

Légende : les données présentées correspondent respectivement au *t-stat* et au (*z-test*). Les trois dernières colonnes présentent les données relatives à l'événement et entre crochets à celles de l'événement. En gras figurent les résultats significatifs :

précaution et de les replacer dans le contexte propre à chaque affaire. L'échantillon ainsi constitué est composé d'un abandon (*Alcan c/ Pechiney*) et d'une interdiction (*Schneider c/ Legrand*). Or, les estimations obtenues dans l'affaire *Alcan c/ Pechiney* sont difficilement interprétables dans la mesure où il est difficile d'isoler l'impact de la communication des griefs du feu vert donné, à la même période, par les mêmes autorités de la concurrence à la fusion entre *Alcan* et *Algroup*¹³. Cette difficulté est accentuée par le fait que si les *Tstat* sont significatifs à 5% et de bon signe pour la fenêtre e_5f_3 , une singularité subsiste pour la fenêtre e_4f_3 où le signe est contraire à celui prédit par l'hypothèse d'inefficience.

Autre cas présentant des difficultés d'interprétation : l'affaire *Schneider c/ Legrand*. Compte tenu du coefficient delta de la dummy, l'événement e_5f_3 est à l'origine d'une baisse moyenne de rendement sur la fenêtre de -1.7518% pour la firme *Siemens*. Ce résultat est intéressant à plus d'un titre : (i)-rappelons tout d'abord que le TPICE a annulé le veto de la Commission Européenne dans cette affaire, alors que nos résultats semblent justifier la décision d'interdiction prise par les autorités communautaires; (ii)-le TPICE a du reste posé une limite au contrôle exercé par la Commission en indiquant que la procédure, si elle devait recommencer, ne devait porter que « sur les marchés français, seuls à avoir été identifiés comme étant affectés

¹³ Bien que présentée comme une fusion à trois entre les firmes *Alcan*, *Pechiney* et *Algroup*, il est à noter que cette concentration est en réalité constituée par deux OPE amicales distinctes; aucune de ces offres ne se subordonnant à la suite positive de l'autre. Par ailleurs, notons l'offre amicale d'*Alcoa* sur *Reynolds*, annoncée le même jour que la fusion *Alcan c/ Pechiney* rendant toute conclusion difficile.

des Investisseurs face à ces Événements

$e_3 f_2$	$e_3 f_3$	$e_4 f_1$	$e_4 f_2$	$e_4 f_3$	$e_0 f_1$ $e_5 f_1$	$e_0 f_2$ $e_5 f_2$	$e_0 f_3$ $e_5 f_3$
-	-	-	-	-	+ / (-)	+ / (-)	+ / (-)
1.081770 (0.50)	1.354896 (1.975658*)	0.572898 (1.133893)	0.122541 (0.0)	0.115972 (0.538816)			
-1.050142 (-1.50)	-1.540494 (-2.334869*)	-1.415713 (-0.377964)	0.400698 (0.0)	0.057164 (-1.257237)			
-1.096882 (-1.00)	-0.349913 (-0.538816)	0.169821 (0.377964)	-1.504469 (0.0)	-1.105017 (0.538816)	[-1.881481]**	[-1.538679]	[-1.938942]**
-0.181837 (0.0)	-0.555854 (-1.257237)	-2.093272* (-1.133893)	-1.589084 (-0.5)	-0.618328 (-0.179605)			
-0.893887 (-3.0*)	-0.697898 (-2.334869*)	-1.152785 (-1.889822)**	-0.758986 (-2.5*)	-0.658285 (-1.975658*)			
-1.093605 (-2.50*)	-0.520868 (-3.053290*)	-0.210930 (-1.889822)**	-2.070859* (-2.50*)	-1.921626** (-3.053290*)			
-1.012997 (0.0)	-2.796368* (-1.975658*)	-0.396560 (0.377964)	-1.977524* (-0.50)	-2.533199* (-1.616448)	2.784057* (-0.377964)	2.077293* (0.5)	1.487350 (-0.179605)
0.477901 (-0.5)	0.769773 (-0.179605)	-1.947692** (-0.377964)	-1.900815** (-1.00)	-2.308595* (-1.257237)			
-0.933496 (0.0)	-0.950288 (-1.257237)	-0.294235 (1.133893)	-2.229089* (0.0)	-2.206027* (-0.898027)			
-0.880305 (-1.00)	-0.266937 (0.179605)	2.656693* (1.889822)**	-1.459429 (0.0)	-2.480182* (-0.538816)	[-3.740322]* (-0.377964)	[-4.697805]* (-1.50)	[-2.648731]* (-0.898027)
-1.550668 (0.0)	-1.935029** (0.898027)	-0.449782 (-1.133893)	-1.550668 (0.0)	-1.935029** (-0.538816)	0.173288 (-1.133893)	1.112970 (-2.00*)	1.231999 (-0.179605)
-0.667350 (0.0)	-0.371989 (0.538816)	-4.358154* (-0.377964)	-3.674297* (0.0)	-2.143859* (0.179605)			
-0.427397 (0.0)	-0.422004 (-0.179605)	0.596662 (1.133893)	-0.510125 (0.50)	0.445194 (0.538816)			
-0.953991 (-0.50)	-0.878962 (-0.179605)	1.639292 (0.377964)	0.668123 (0.50)	2.474172* (1.616448)			

* significatif à 5%

** significatif à 10%. En souligné, les fenêtres retenues pour la suite de l'étude.

par la mise en œuvre de la fusion ». Bien que le titre de la firme *Entrelec* ait été retiré de la côte le 21/09/2001, nous avons tout de même testé, à titre d'information, l'impact de cette fusion sur les fenêtres e_1 et e_2 . Or, curieusement aucun impact significatif n'est observé sur la firme *Entrelec*, ce qui tendrait à discréditer l'analyse du tribunal. Néanmoins, nos résultats rejoignent les conclusions du TPICE sur un point : la significativité de l'événement $e_5 f_3$ va en effet dans le sens du reproche fait à la Commission de n'avoir pas suffisamment pris en compte l'entrée potentielle de la firme *Siemens* sur le marché français des équipements électriques. Pourtant, là encore, l'effet est ambiguë dans la mesure où *Siemens* étant un conglomérat, le modèle estimé peut tout à fait être bruité par des événements parallèles¹⁴. Par conséquent, l'hypothèse d'inefficience est peu robuste et nécessite d'être confirmée.

À ce sujet, il convient de noter que l'on peut tout à fait observer des rendements anormaux significatifs cohérents avec l'hypothèse d'inefficience; pourtant au final, la fusion peut être efficiente. C'est notamment le cas lorsque l'annonce de la fusion signale l'existence d'économies d'échelle non encore exploitées, mais qui pourraient être obtenues à la fois par les firmes rivales et les firmes notifiantes (Cf. Tableau 1). Conscients de cette possibilité, les investisseurs peuvent spéculer que les concurrents sont eux-mêmes susceptibles de fusionner et ainsi d'obtenir les mêmes économies d'échelle.

¹⁴ Il convient de souligner dans cette affaire que le TPI a quitté le strict contrôle de légalité pour se substituer à la Commission dans son office d'analyse des concentrations.

Tableau 4 : Rendements Anormaux Moyens des Titres des Firmes Rivalentes face à ces Événements

Firme initiatrice (firme cible)	Firme rivales	Fenêtres retenues	Effet prédit par l'hypothèse d'inefficience	Rendement anormal moyen sur la fenêtre	t-stat	Probabilité
Tetra Laval S.A. (Sidel)	SIG	$e_1 f_1$ (*)	+	-0.002302	-0.842704	0.3999
	Krones	$e_1 f_1$ (*)	+	-0.007213	-0.296136	0.7673
Cvc (Lenzing)	Sniace	$e_1 f_3$ (*)	+	0.000344	0.080875	0.9356
		$e_2 f_3$ (*)	+	-0.004898	-1.151370	0.2502
		$e_3 f_3$ (*)	-	0.001960	0.460405	0.6455
	Säteri/toba Pulp (+)	$e_1 f_3$ (*)	+	0.000471	0.099167	0.9211
		$e_2 f_3$ (*)	+	0.000708	0.148996	0.8816
$e_3 f_3$ (*)	-	0.000913	0.191684	0.8481		
Schneider S.A. (Legrand)	Gewiss	$e_5 f_3$ (**)	-	-0.012692	-1.635737	0.1025
	Rockwell	$e_5 f_3$ (**)	-	0.012934	1.345066	0.1792
	Siemens (+)	$e_5 f_3$ (**)	-	-0.017518	-2.123969*	0.0342
Föreningsparbanken (Seb)	Nordea	$e_1 f_2$ (**)	+	0.003151	0.603876	0.5462
		$e_4 f_1$ (*)	-	-0.007510	-0.962552	0.3363
	SHB	$e_1 f_2$ (**)	+	0.004358	1.075716	0.2826
		$e_4 f_1$ (*)	-	-0.006435	-1.062275	0.2887
Bhp (Caemi)	RioTinto	$e_3 f_2$ (*)	-	-0.001535	-0.097736	0.9222
		$e_4 f_2$ (*)	-	0.007598	0.484449	0.6284
Scn (Metsä Tissue)	FortJames	$e_1 f_1$ (*)	+	-0.000200	-0.017930	0.9857
		$e_4 f_2$ (*)	-	-0.000726	-0.097340	0.9225
	Georgia	$e_1 f_1$ (*)	+	-0.008726	-0.790620	0.4296
		$e_4 f_2$ (*)	-	0.001720	0.233529	0.8155
	Munkjo	$e_4 f_1$ (*)	+	-0.007388	-1.129799	0.2592
		$e_4 f_2$ (*)	-	0.003777	0.865131	0.3875
	Kimberly Clark	$e_4 f_1$ (*)	+	-0.001910	-0.219513	0.8264
		$e_4 f_2$ (*)	-	0.000101	0.017344	0.9862
Aker Maritime (Kvaerner)	Bouygues Offshore	$e_0 f_1$ (*)	+	0.003580	0.333638	0.7388
		$e_1 f_1$ (*)	+	0.020357	1.895952**	0.0587
		$e_3 f_3$ (*)	-	-0.011924	-0.830234	0.4069
		$e_4 f_3$ (*)	-	0.008697	0.606733	0.5444
	Coflexip	$e_0 f_1$ (*)	+	0.009508	0.870869	0.3844
		$e_1 f_1$ (*)	+	0.018621	1.704647**	0.0891
		$e_3 f_3$ (*)	-	-0.016054	-1.098735	0.2726
		$e_4 f_3$ (*)	-	0.018145	1.244306	0.2142
	Saipem	$e_0 f_1$ (*)	+	0.003365	0.321486	0.7480
		$e_1 f_1$ (*)	+	0.006849	0.654287	0.5133
		$e_3 f_3$ (*)	-	-0.017609	-1.260278	0.2083
		$e_4 f_3$ (*)	-	0.013768	0.986855	0.3243
	Halliburton	$e_0 f_1$ (*)	+	0.014272	-0.593397	0.2392
		$e_1 f_1$ (*)	+	-0.007188	1.178919	0.5533
		$e_3 f_3$ (*)	-	0.005217	0.321869	0.7477
		$e_4 f_3$ (*)	-	-0.004792	-0.295916	0.7675

* significatif à 5% ** significatif à 10%

Tableau 4 : Rendements Anormaux Moyens des Titres des Firmes Rivaux face à ces Événements (suite)

Firme initiatrice (firme cible)	Firme rivales	Fenêtres retenues	Effet prédit par l'hypothèse d'inefficience	Rendement anormal moyen sur la fenêtre	t-stat	Probabilité
Aker Maritime (Kvaerner)	Yukos	$e_0 f_1$ (*)	+	0.012773	0.383687	0.7014
		$e_1 f_1$ (*)	+	0.009929	0.298375	0.7656
		$e_3 f_3$ (*)	-	-0.010214	-0.229116	0.8189
		$e_4 f_3$ (*)	-	-0.003775	-0.085001	0.9323
	Technicoflexip	$e_0 f_1$ (*)	+	-0.002155	1.208762	0.8179
		$e_1 f_1$ (*)	+	0.011313	-0.230388	0.2275
		$e_3 f_3$ (*)	-	0.008441	0.674207	0.5006
		$e_4 f_3$ (*)	-	-0.002155	-0.760286	0.4476
Mci WorldCom (Sprint)	AT&T	$e_1 f_3$ (*)	+	0.000581	0.119809	0.9047
		$e_4 f_3$ (*)	-	-0.003228	-0.667068	0.5051
	Cable&Wireless	$e_1 f_3$ (*)	+	0.001039	0.187698	0.8512
		$e_4 f_3$ (*)	-	0.000157	0.028514	0.9773
	Qwest	$e_1 f_3$ (*)	+	0.007457	1.094167	0.2745
		$e_4 f_3$ (*)	-	0.005495	0.808517	0.4192
Volvo (Scanla)	DAF	$e_1 f_1$ (*)	+	0.004774	0.454584	0.6497
		$e_4 f_2$ (*)	-	0.009522	1.350746	0.1775
	MAN	$e_1 f_1$ (*)	+	0.002513	0.263558	0.7923
		$e_4 f_2$ (*)	-	-0.007259	-1.136503	0.2564
Alcan (Pechiney)	Maxxam	$e_1 f_1$ (*)	+	0.000618	0.076899	0.9387
		$e_4 f_3$ (*)	-	-0.006153	-1.114429	0.2655
		$e_5 f_2$ (*)	-	0.001860	0.244287	0.8071
	Norsk Hydro Light Metals (+)	$e_1 f_1$ (*)	+	0.005506	1.079882	0.2806
		$e_4 f_3$ (*)	-	0.002894	0.824568	0.4099
		$e_5 f_2$ (*)	-	-0.008651	-1.790899**	0.0738
	Rio Tinto	$e_1 f_1$ (*)	+	0.007857	0.884524	0.3767
		$e_4 f_3$ (*)	-	0.010000	1.636910	0.1021
		$e_5 f_2$ (*)	-	-0.024635	-2.932630*	0.0035
	Billiton	$e_1 f_1$ (*)	+	0.015651	1.384465	0.1667
$e_4 f_3$ (*)		-	0.015020	1.932082**	0.0538	
$e_5 f_2$ (*)		-	-0.034686	-3.244723*	0.0012	
Airtours/my travel (First Choice)	Thomson Travel	$e_2 f_1$ (*)	+	-0.025975	-2.264241*	0.0241
		$e_3 f_3$ (**)	-	0.001451	0.258010	0.7965
		$e_4 f_3$ (**)	-	-0.007217	-1.282205	0.2005
Wolters Kluwer (Reed Elsevier)	Thomson Corp.	$e_1 f_1$ (*)	+	-0.004928	-0.878686	0.3802
		$e_2 f_3$ (*)	+	0.003303	1.193239	0.2336
		$e_4 f_1$ (*)	-	-0.001042	-0.191152	0.8485
Saint Gobain (Wacker Chemie-Nom)	Orkla (+)	$e_1 f_1$ (**)	+	0.002709	0.521736	0.6022
		$e_1 f_1$ (**)	+	-0.003244	-0.932469	0.3517
Gencor (Lanrho/Ionmin)	Amplats	$e_4 f_3$ (**)	-	0.009253	2.825000*	0.0049

(+) firme de type conglomerale figurant sur la liste des concurrents retenus par la Commission Européenne dans son évaluation.

On retrouve manifestement ces mêmes problèmes d'interprétations dans l'affaire *Aker Maritime c/ Kvaerner* où le modèle est sans doute bruité, là encore, par des événements extérieurs liés à la restructuration du secteur para-pétrolier, à l'instar du rachat de *Bouygues Offshore* par *Saipem* en Mai 2000. Ainsi, pour la fenêtre d'évènement significative $e_1 f_1$, le *Tstat* (ou le *Zsigne*) est de mauvais signe (Cf. Tableau 3), ce qui nous conduit à rejeter l'hypothèse d'inefficience. Pourtant, si l'on poursuit l'analyse, on constate que le résultat est conforme au signe prédit par la théorie lorsque l'on examine les rendements anormaux moyens pour les titres des firmes rivales sur la même fenêtre d'évènement. Une nouvelle fois, on ne peut donc que se borner à conclure à l'absence d'inefficacité due à une collusion sans pour autant être à même de donner une interprétation du résultat obtenu.

Au final, lorsqu'on examine de plus près les cas où les autorités de la concurrence sont intervenues pour empêcher une fusion, on constate donc que l'échantillon ainsi formé regroupe, en majeure partie, des opérations considérées comme « neutres » par les opérateurs boursiers. Le test statistique développé dans ce travail semble donc constituer un élément en défaveur de l'hypothèse d'efficacité de l'intervention antitrust.

5 Conclusion

Cet article utilise la méthodologie des études d'évènements afin d'établir une analyse qualitative des décisions prises par les autorités communautaires de la concurrence en matière de concentrations sur la période 1990-2002. Au-delà de ce questionnement, c'est la pertinence des critères sur la base desquels la Commission Européenne évalue les éventuels effets préjudiciables d'une concentration qui est donc jaugée.

L'objet du présent article n'est pas de remettre en cause le bien-fondé des récentes décisions; cependant il est aujourd'hui permis de se demander si les règles de procédures utilisées par les autorités sont en adéquation avec les objectifs affichés par celle-ci. En effet, s'il est un message commun aux trois récents arrêts du TPICE, c'est que la Commission ne saurait fonder une décision d'interdiction sur des théories trop largement spéculatives, et nourries par les observations de tiers qui, par définition, sont rarement favorables à ce type d'opération¹⁵. Or, faute de règles de preuve stricte, la politique de concurrence risque de devenir mal circonscrite.

Ainsi, la position dominante collective est sanctionnée parce qu'elle risque de faire disparaître la concurrence. Mais c'est alors le risque d'absence et non l'absence avérée de concurrence qui est pris en considération. Adopter

¹⁵ Cf. le problème de compatibilité des incitations, encore appelé problème de *Mandy Rice Davies*. Cela signifie en clair que les informations nécessaires à l'appréciation des autorités antitrust sont fournies par des agents qui ont un intérêt commun à exagérer les bénéfices de l'opération et qu'il n'est guère possible de faire confirmer ces informations par des tiers (parties qui ne sont pas elles-mêmes désintéressées) puisqu'elles ont leurs propres incitations à exagérer et à fausser certaines informations.

ce point de vue signifierait que l'on entreprendrait de créer une obligation de se faire concurrence, puisque l'on sanctionnerait, dans la future structure de marché, l'absence de concurrence en tant que telle. On dit en somme aux candidats à la concentration : « *en elle-même, l'opération laisserait subsister une concurrence suffisante, mais la nouvelle configuration de marché qui en résulterait crée le risque de l'apparition d'un oligopole pacifique; elle ne peut être autorisée* ». Inutile de dire que les opérateurs apprécient modérément cette anticipation qu'ils ressentent comme un procès d'intention.

À décharge, il convient cependant de remarquer qu'au fil des fusions, la taille et la puissance des acteurs grandit, alors même que leur nombre diminue, rendant toute nouvelle concentration de plus en plus difficile à autoriser dans certains secteurs, si un niveau minimal de concurrence doit être préservé. Par ailleurs, l'état de la consolidation dans nombre de secteurs devrait rendre encore plus difficile le montage de dossiers acceptables par les autorités de la concurrence, ce qui pourrait avoir pour conséquence (i)-de geler les positions acquises sur les marchés déjà très concentrés, (ii)-soit à l'inverse, favoriser des candidats de taille plus modeste, mais dont le renforcement serait compatible avec les règles de la concurrence, (iii)-ou dernière possibilité encore, ouvrir la voie à des opérations menées par des fonds d'investissement.

Un point réclame particulièrement l'attention. Loin de nous l'idée que le marché boursier serait susceptible de rendre *seul* un verdict sur le caractère licite ou non des opérations de concentration. Celui-ci reflète plutôt les jugements des investisseurs sur l'effet marginal de l'action antitrust sur la profitabilité attendue des firmes rivales. Pour autant, malgré ses limites, l'usage de la méthode événementielle n'est pas à ignorer (son intérêt a d'ailleurs été reconnu par la Cour Suprême Américaine dans l'affaire *Basic Inc. v. Levinson* en 1988). Ainsi, nos résultats montrent que sont poursuivies des opérations pour lesquelles le marché boursier a émis un avis neutre, c'est-à-dire pour lesquels les opérateurs n'anticipent pas d'effets anti-concurrentiels.

En réalité, bien que la proposition soit ancienne (Jenny, 1993), le moment est sans doute venu, en matière de contrôle des concentrations, d'attacher plus d'importance aux avantages économiques que ces opérations peuvent comporter; en tout cas, de mieux balancer ces avantages avec les atteintes portées à la concurrence; bref, d'opérer une inflexion, sinon dans la lettre, du moins dans l'interprétation du règlement vers un système du type « bilan économique ». En effet, loin d'être pris en compte comme facteurs de compensation des incidences anti-concurrentielles d'une opération de concentration, les avantages économiques qui s'y attachent, notamment en termes de gains d'efficacité, sont parfois considérés par les autorités communautaires comme des circonstances aggravantes. La Commission Européenne utilisant ici la notion de grief d'efficacité (« *efficiency offence* »).

Des corrections s'imposent à l'évidence dans la conduite de la politique de concurrence. En effet, au-delà des coûts qu'impliquent les jugements

erronés donnant lieu à un rejet de l'opération, il faut ajouter les retards imposés aux firmes et les coûts liés à la modification du comportement des entreprises causée par la procédure de contrôle, c'est-à-dire une tendance à structurer les concentrations de manière à accroître la probabilité d'une interprétation favorable.

Si, à l'instar de ses homologues américaines, la Commission Européenne décidait d'opter pour la méthode du bilan économique, on pourrait dès lors envisager de responsabiliser davantage les entreprises notificantes lors de l'annonce des gains d'efficacité escomptés. En effet, dans le cadre du débat sur le bien-fondé des décisions antitrust, on n'a peut-être pas assez insisté sur l'importance de la dissuasion, et notamment sur la définition de contrats et de clauses incitatives « obligeant » les agents économiques à prendre des décisions socialement désirables. Cela signifie qu'en cas de surestimation ou de non-réalisation de ces gains d'efficacité, indépendante d'une dégradation de l'économie, et dès lors que ces sanctions seraient imposées dans des conditions de certitude et de célérité, les autorités de la concurrence pourraient infliger à la nouvelle entité des amendes dont le niveau serait tel que les entreprises ne gagneraient rien à réaliser des réductions de coûts inférieures à celles annoncées.

Bibliographie

- Armitage, S. (1995), "Event Study Methods and Evidence on their Performance", *Journal of Economic Survey*, Vol. 8(4), pp. 25-32.
- Bradley, M., A. Desai & E.H. Kim (1983), "The Rationale behind Inter-firm Tender Offer: Information or Synergy?", *Journal of Financial Economics*, vol. 11(1-4), April, pp. 183-206.
- Corrado, C. (1989), "A Nonparametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies", *Journal of Financial Economics*, Vol. 23, pp. 385-395.
- Demsetz, H. (1973), "Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy", *Journal of Law and Economics*, vol. 16, pp. 1-10.
- Eckbo, B.E. (1983), "Horizontal Mergers, Collusion, and Stockholder Wealth", *Journal of Financial Economics*, Vol. 11, pp. 241-273.
- Eckbo, B.E. and P. Wier (1985), "Antimerger Policy under the Hart-Scott-Rodino Act: A Reexamination of the Market Power Hypothesis", *Journal of Law and Economics*, Vol. 28, pp. 119-149.
- Fama, E., L. Fisher, M. Jensen & R. Roll (1969), "The Adjustment of Stock Prices to New Information", *International Economic Review*, vol. 10, pp. 1-21.
- Jenny, F. (1993), « Droit Européen de la Concurrence et Efficience Economique », *Revue d'Economie Industrielle*, N°63, pp. 193-206.

- Landes, R. and R. Posner (1981), "Market Power in Antitrust Cases", *Harvard Law Review*, Vol. 94 : 5, pp. 937-996.
- McAfee, R.P. and M.A. Williams (1988), "Can Event Studies Detect Anticompetitive Mergers?", *Economic Letters*, Vol. 28, pp. 199-203.
- Mc Gee, J.S (1958), "Predatory Cutting. The Standard Oil (NJ) Case", *Journal of Law and Economics*, pp. 137-169.
- McGuckin, R.H. and F.R. Warren-Boulton and P. Walstein (1992), "The Use of Stock Market Returns in Antitrust", *Review of Industrial Organization*, Vol. 7, pp. 1-11.
- McKinlay, E. (1997), "Event Studies", *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, pp. 13-39.
- Schumann, L. (1993), "The Effects of FTC Antitrust Challenges on Rival Firms 1981-1987 : An Analysis of the Use of Stock Returns to Determine the Competitive Effects of Horizontal Mergers", Washington D.C. : Bureau of Economics, *Working Paper Federal Trade Commission* (1989) and *Review of Industrial Organization* publié sous le titre "Patterns of Abnormal Returns and the Competitive effects of Horizontal Mergers".
- Schwert, G.W. (1981), "Using Financial Data to Measure Effects of Regulation", *Journal of Law and Economics*, Vol. 24, pp. 121-158.
- Stigler, G. (1968), "The Organization of Industry", in Richard D. Irwin, Homewood.
- Stillman, R. (1983), "Examining Antitrust Policy Towards Horizontal Mergers", *Journal of Financial Economics*, Vol. 11, pp. 225-240.
- Werden, G. and M.A. Williams (1989), "The Role of Stock Market Studies in Formulating Antitrust Policy Toward Horizontal Mergers", *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 28, pp. 3-21.
- Williamson, O.E (1968), "Economics as an Antitrust Defense : the Welfare Tradeoffs", *The American Economic Review*, vol. 58, pp. 18-36.

Annexe : Échantillon des opérations de concentration horizontales interdites ou abandonnées retenu pour l'étude

Firme initiatrice (cible)	N° Affaire	Annonce de l'opération (Notification)	Code NACE / Marché pertinent de produits (marché géographique)	Art. 6(1)(c)	Griefs	Résultat
Tetra Laval S.A. (Sidel S.A.)	M2416	27.03.2001 (18.05.2001)	DK 29.53 Machines pour emballages carton et PET (UE+Liechtenstein+Islande+Norvège = EEA)	05.07.2001	Création + renforcement d'une position dominante (effets de levier/conglomérat) À l'origine, entreprises non concurrentes	Interdiction Art. 8(3) 30.10.2001 (<u>décision annulée</u> le 25/10/2002 par le TPICE (T-80/02 et T-5/02)
Capital Partners Group Ltd "CVC"/Acordis (Lenzing)	M2187	14.02.2001 (04.05.2001)	DG 24.70 Fibres textiles : viscose-lyocel (UE+Liechtenstein+Islande+Norvège = EEA)	22.06.2001	Quasi-monopole Effets de portefeuille (acquisition située sur un marché connexe à celui d'une autre entreprise que le fonds d'investissement CVC contrôle déjà)	Interdiction Art. 8(3) 17.10.2001
Schneider S.A. (Legrand S.A.)	M2283	15.01.2001 (19.02.2001)	DL 31.20 DL 31.62 Appareillages électriques basse tension (EEA : en particulier France + Italie + Scandinavie) 180 marchés pertinents identifiés	30.03.2001	Renforcement d'une position dominante 32 marchés pertinents posent potentiellement des problèmes de concurrence	Interdiction Art. 8(3) 10.10.2001 (<u>décision annulée</u> le 22/10/2002 par le TPICE (T-310/01 et T-77/02)
SEB (Förenings-sparbanken)	M2380	22.02.2001 (11.06.2001)	J65, J66 Institution financière (Suède)	12.07.2001	Création + renforcement d'une position dominante	Abandon 19.09.2001
BHP (CAEMI)	M2363	12.02.2001 (12.03.2001)	CB13 Minerai de fer transporté par mer (UE+Liechtenstein+Islande+Norvège = EEA)	19.04.2001	Position dominante collective	Abandon 20.04.2001
Svenska Cellulosa Mölönlycke "SCA" (Metsli Tissue)	M2097	09.08.2000 (11.08.2000)	DE 21.20 Papier-tissu hygiénique (Scandinavie)	26.09.2000	Création ou renforcement d'une position dominante	Interdiction Art. 8(3) 31.01.2001
Aker Maritime (Kvaerner)	M2117	12.07.2000 (23.10.2000)	CA11.20, DM35.11 Ingénierie et services parapétrolier (Mer du Nord : en particulier Norvège)	07.12.2000	Création d'une position dominante	Abandon 11.12.2000
MCI WorldCom (Sprint PCS)	M1741	04.10.2000 (11.01.2000)	I64.20 Services de télécoms + services de connexions Internet (EEA/USA)	21.02.2000	Création d'une position dominante	Interdiction Art. 8(3) 28.06.2000 + interdiction FTC
Volvo (Scania)	M1672	06.08.1999 (22.09.1999)	DM 34.10 Poids lourds + bus (Scandinavie + Irlande)	25.10.1999	Création d'une position dominante	Interdiction Art. 8(3) 15.03.2000
Alcan (Pechiney)	M1715	11.08.1999 (06.10.1999)	DJ27.42 Alumine + containers semi-rigides en alu (UE+Liechtenstein+Islande+Norvège = EEA)	10.11.1999	Effets de coordination et de collusion (mécanisme de sanction)	Abandon 14.03.2000
Airtours (First Choice)	M1524	24.04.1999 (29.04.1999)	I62, I62.20, I63, I63.30 Voyages organisés (G-B)	03.06.1999	Position dominante collective (mécanisme de semi-collusion) « landmark case »	Interdiction Art. 8(3) 22.09.1999 (<u>décision annulée</u> le 06/06/2002 par le TPICE (T-342/99)
Wolters Kluwer (Reed Elsevier)	M1040	13.10.1997 (10.11.1997)	DE22.10 Presse professionnelle et scientifique + bases de données électroniques (EEA : en particulier G-B + France + P-B + Italie)	11.12.1997	Création d'une position dominante	Abandon 09.03.1998
Saint Gobain (Wacker Chemie-Nom)	M774	27.06.1996 (01.07.1996)	DI26.81, DI2682 Carbone de silicium-SiC- (UE+Liechtenstein+Islande+Norvège = EEA)	31.07.1996	Création d'une position dominante	Interdiction Art. 8(3) 04.12.1996
Gencor (Lonhro)	M619	21.06.1995 (17.11.1995)	DJ27.40 Platinoïdes (Afrique du Sud/marché mondial)	20.12.1995	Dominance jointe (identification au concept de collusion tacite) « landmark case »	Interdiction Art. 8(3) 24.04.1996