

La globalisation de l'économie et l'essor des fusions et acquisitions posent de nouveau la question de la convergence des décisions de contrôle des concentrations de part et d'autre de l'Atlantique.

En 2006, 36 opérations ont été notifiées à la fois auprès des autorités américaines et de la Commission européenne. Leurs décisions s'expliquent-elles par les mêmes déterminants ? Quand sont-elles identiques ? Comment la FTC aurait agi à la place de la Commission et vice versa ?

L'article répond à ces questions à partir de travaux d'analyse statistique récents.

Il montre qu'il n'y a pas, dans l'absolu, un contrôle des concentrations plus sévère ou interventionniste, que l'autre. Tout dépend des types de fusion et acquisition.

Contrôle des concentrations : UE/US, match nul



Par **François LÉVÊQUE**

Professeur à l'École des mines de Paris, Professeur visiteur à la Faculté de droit de l'Université de Californie à Berkeley

La procédure du contrôle des concentrations présente des différences marquées et persistantes de part et d'autre de l'Atlantique. En Europe, elle prend place dans un cadre administratif tandis qu'il est plutôt judiciaire aux États-Unis. Elle repose sur des délais fixés à l'avance à Bruxelles, alors qu'il n'y a pas de date butoir à Washington. Les concurrents sont impliqués dans la procédure européenne et peuvent faire appel à la décision de la Commission ; la procédure américaine s'appuie plus sur les informations internes des parties que sur celles apportées par les concurrents. Les cas de fusion examinés d'un côté et de l'autre sont également sensiblement différents. Par exemple, le ministère de la Justice (ci-après, DoJ) et la Commission fédérale pour le commerce (ci-après, FTC) contrôlent en moyenne de plus petites concentrations. En revanche, les principes directeurs pour s'opposer ou interdire une concentration sont devenus quasiment les mêmes. L'extension du test de la position dominante, l'adoption des lignes directrices sur les fusions horizontales sont les principaux ressorts de ce rapprochement de l'Europe vers les États-Unis. Mais la même méthode appliquée à un cas différent et selon une procédure distincte ne conduit pas ipso facto au même résultat. L'analyse économétrique tente de démêler cet écheveau. Elle permet notamment de simuler les décisions qu'aurait prises

la FTC si les mêmes cas que ceux examinés par la Commission européenne lui avaient été soumis, et inversement.

I. – QUELS FACTEURS DÉTERMINENT LES DÉCISIONS DE LA COMMISSION EUROPÉENNE ET DE LA FTC ?

Le grand nombre de décisions prises par les autorités de la concurrence en matière de concentration permet de les étudier avec les outils de la statistique. En 15 ans (1990-2004), 36 957 opérations ont été notifiées à Washington et 2 648 à Bruxelles. Parmi elles, 1 188 ont fait l'objet d'une évaluation poussée dans le premier cas (*Second request*) et 141 dans le second cas (Phase II). En moyenne, le nombre de fusions interdites, autorisées avec conditions ou abandonnées (on adopte ici l'hypothèse que les abandons n'ont pas d'autres causes que la perspective d'une interdiction ou de remèdes très dommageables pour les parties) par les parties s'élève chaque année à une cinquantaine aux États-Unis (Coppi et Walker, 2004) contre une vingtaine en Europe.

Avant de présenter les principaux déterminants des décisions prises par la Commission européenne et la FTC, rappelons quelques principes de base de l'économétrie. L'idée générale est d'apprécier des effets « *toutes choses égales par ailleurs* ». Pour y parvenir, le travail consiste à établir une relation de causalité entre une variable que l'on cherche à expliquer et des variables dites explicatives, dont on cherche à évaluer l'effet spécifique. Dans les travaux examinés ici, la variable à expliquer concerne la décision de concentration (e.g., interdiction). Les indicateurs structurels (e.g., part de marché, HHI), ainsi que

les données institutionnelles ou politiques (nationalité des entreprises, personnalité à la tête des autorités) font partie des variables explicatives. Choisissons, par exemple, la variable Y correspondant à la décision d'enquête approfondie prise par la Commission européenne. Cherchons à tester toute une série de variables Xi qui l'expliqueraient. Par hypothèse, la relation à établir est linéaire. Elle s'écrit $Y = \sum X_i b_i + R$ où b_i sont les coefficients que le calcul permet d'estimer et R un terme résiduel contenant tout ce qui n'est pas expliqué par les variables explicatives sélectionnées.

Dans un premier temps, l'interprétation porte sur le caractère statistiquement significatif des variables. Un coefficient significatif à 1 % indique que le caractère déterminant de la variable est probable à 99 chances sur 100. Par convention, un coefficient qui est seulement significatif à moins de 90 %, voire à moins de 95 %, n'est pas considéré comme satisfaisant. La variable présumée explicative ne peut pas être retenue ; rien ne peut être dit sur son effet ou sur son absence d'effet.

Dans un second temps, l'interprétation porte sur le signe des coefficients b_i . Il indique si Y et X varient dans le même sens ou en sens contraire. Dans l'exemple de l'initiation d'une phase II, le **tableau 1** tiré des travaux de Bergman et alii (2005) montre, entre autres choses, que les coefficients pour les variables « *part de marché comprise entre 51 et 75 %* » et « *barrières à l'entrée* » sont donc positifs. Ainsi, la probabilité d'une enquête approfondie augmente lorsque la nouvelle entité détient entre la moitié et les trois quarts du marché. Il en est de même si le marché se caractérise

par la présence de barrières à l'entrée. En revanche, les autres bornes de parts de marché de la nouvelle entité ne correspondent pas à des variables statistiquement significatives. Intuitivement, on s'attend pourtant à ce que la probabilité de phase II soit plus élevée lorsque la nouvelle entité est super-dominante. Néanmoins, le modèle de régression ne confirme pas cette hypothèse. Attention, il ne l'invalide pas non plus. À l'inverse, la variable « *industrie de réseau* » est associée à un coefficient négatif. Le fait que la fusion se déroule dans l'industrie des télécommunications, des transports ou de l'énergie diminue la probabilité d'enquête approfondie. Ce résultat est cependant faiblement significatif sur le plan statistique. D'autres régressions sont nécessaires pour le valider. De façon générale, les économètres testent différents jeux de variables explicatives et exposent leurs résultats à travers plusieurs tableaux de régression. Dans cet article de vulgarisation, nous n'en présentons qu'un petit nombre dans un souci de simplification. Pour une vision complète, le lecteur doit se reporter aux articles cités.

Dans un troisième et dernier temps, on s'intéresse à la valeur prédictive d'ensemble du modèle. Un indicateur simple est donné par le pourcentage de prédictions correctes. Dans l'exemple du **tableau 1**, les 10 variables considérées permettent de prédire avec justesse dans 91 % des cas si la Commission européenne initie une phase II.

On dispose aujourd'hui d'une demi-douzaine de travaux économétriques permettant d'identifier les facteurs déterminants des décisions de la Commission européenne. Ils permettent de conclure nettement que les variables structurelles jouent un rôle de premier plan. Les coefficients associés à la part de marché après fusion et à la présence de barrières à l'entrée sont toujours positifs et significatifs dans les régressions cherchant à expliquer les décisions de non-autorisation en l'état (*i.e.*, approbations assorties d'engagements et interdictions). Rien là d'étonnant ; et ce résultat est rassurant car il montre que la Commission européenne tient bien compte des éléments qu'elle avance dans ses lignes directrices.

Dans une partie seulement des travaux, la taille et le nombre de marchés pertinents apparaissent également comme des facteurs déterminants. Lindsay et *alii* (2003) et Plagnet (2005) ont ainsi montré que plus le nombre de marchés géographiques affectés par la fusion est grand, plus la probabilité que la décision soit associée à des remèdes est élevée. Bergman et *alii* (2007 ; cf. aussi **tableau 2**, colonne 1) ont mis en évidence qu'il en était de même lorsque la taille du marché est mondiale.

Les variables institutionnelles et politiques jouent un rôle plus délicat à cerner. La variable la plus robuste est la présence du commissaire

Mario Monti. Une fusion examinée lorsqu'il était en charge de la politique de concurrence a plus de chance de ne pas être autorisée en l'état. Ce résultat est commun aux travaux de Plagnet (2005), Bergman (2005, 2007) et Bougette et Turolla (2006).

La nationalité des entreprises, en revanche, ne joue pas toujours un rôle déterminant qui soit significatif sur le plan statistique. Cela dépend avant tout de la façon dont cette variable est précisément définie. Bergman et *alii* (2005) ont cherché à évaluer l'effet sur l'initiation d'une phase II de la variable « *les entreprises fusionnées sont localisées dans des petits États européens* ». À l'instar du **tableau 1**, les coefficients calculés dans leurs différentes régressions n'ont pas de valeurs statistiquement significatives (cf. **tableau 1**). Duso et *alii* (2007) ont tenté d'observer si la localisation d'au moins une des entreprises dans un petit État membre affectait la probabilité d'une décision trop sévère de la Commission. Ils trouvent une corrélation positive et significative mais seulement à 10 %. Pour leur part, Bougette et Turolla (2006) ont examiné l'influence de la nationalité française ou allemande de l'acquéreur. Dans leurs régressions, les coefficients ne sont le plus souvent pas significatifs. Mais lorsqu'ils le sont, ils sont toujours positifs, ce qui signifie qu'il y aurait plus de chance qu'une phase II soit initiée lorsque l'acquéreur est Français ou Allemand.

Enfin, Bergman et *alii* (2007) ont composé une variable de nationalité européenne selon le nombre d'entreprises de la fusion qui ont leur siège social dans un des 5 grands États membres (Allemagne, Espagne, France, Italie, Royaume-Uni). Le coefficient de cette variable est significatif et de signe négatif (cf. **tableau 2**). La nationalité américaine des entreprises a également parfois été testée. Plagnet (2005) a montré que la présence d'au moins une entreprise américaine diminue la probabilité que la Commission pointe un risque d'effet anticoncurrentiel et exige des remèdes pour l'éliminer. En revanche, à l'instar du **tableau 1**, cette même variable n'est jamais dotée d'une valeur significative dans les régressions de Bergman (2005), que ce soit pour expliquer les décisions de phase II ou la décision de non-autorisation en l'état.

Tableau 1 : Les déterminants des décisions de phase II (Bergman et *alii*, 2005)

VARIABLE EXPLICATIVE	COEFFICIENTS
Part de marché de la nouvelle entité entre 31 % et 50 %	0,245
Part de marché de la nouvelle entité entre 51 % et 75 %	0,316***
Part de marché de la nouvelle entité entre 76 % et 100 %	0,641
Les entreprises sont localisées dans des petits États membres	1,193
Une des deux entreprises est américaine	0,697
Le marché géographique est national ou plus petit	-0,44
La fusion se déroule dans une industrie de réseau	-3,273*
La décision est prise lorsque M. Monti était Commissaire	2,205*
La Commission note la présence de barrières à l'entrée	3,967**
La Commission note un risque de collusion	4,647***
Pourcentage de prédictions correctes	91 %
Nombre d'observations	96

Les variables du tableau cherchent à expliquer la décision de la Commission européenne d'initier une phase II. Les résultats de la régression font apparaître 2 variables significatives à 1 % (***), 1 variable significative à 5 % (**) et 2 variables significatives à 10 % (*). Pour les autres, l'analyse ne permet pas de conclure sur leur effet ou leur absence d'effet. Le pourcentage de prédictions correctes est élevé mais ce résultat positif n'est pas sans soulever de problème. Deux des variables déterminantes, la présence de barrières à l'entrée et de risques de collusion sont susceptibles d'être biaisées. Elles reposent uniquement sur les dires et l'appréciation de la Commission européenne. On ne peut pas exclure que cette dernière soit tentée de justifier sa décision de demande de phase II en pointant ces deux caractéristiques après coup. En outre, les données sur les barrières à l'entrée et le risque de collusion ne sont pas toujours précisées dans le texte des décisions de phase I. Or, dans la régression du tableau, l'absence de mention est comptée comme signifiant l'absence de la caractéristique.

Tableau 2 : Les déterminants des décisions d'interdiction ou d'autorisation avec conditions de la Commission européenne et de la FTC (Bergman et alii, 2007)

	CCE	FTC
Niveau des barrières à l'entrée	1,079***	2,776***
Part de marché de la nouvelle entité	0,399	
HHI après fusion		3,138***
Part de marché de la plus petite entreprise	0,419**	
Nombre de rivaux		-2,481***
Pouvoir des acheteurs	0,494	-1,106***
Problèmes verticaux	0,199	-1,421***
Signes d'effet anticoncurrentiel	0,422	2,048***
Entreprises européennes/américaines	-0,823	-0,917
Décisions prises sous Monti/Pitovsky	0,772***	-0,9507*
Marché mondial	1,017**	0,0295
Effets unilatéraux	0,854*	28,9***
Nombre d'observations	112	166
Pseudo R2	0,35	0,66

Ce tableau présente les résultats des deux principales régressions utilisées par Bergman et alii (2007) pour comparer les décisions de contrôle des concentrations de la Commission européenne et de la FTC. Les variables testées sont identiques à l'exception des variables de structure. Le texte des décisions européennes qui a servi pour décrire les cas ne contient pas en général d'information sur la concentration dans le marché. Seules sont systématiquement mentionnées les parts de marché des entreprises qui fusionnent. Les informations confidentielles utilisées pour décrire les transactions examinées par la FTC précisent la valeur de l'indicateur Herfindhal-Hirschman, ainsi que les principaux rivaux des entreprises qui fusionnent. Notons que pour une même variable, l'information qui permet de la décrire n'est pas toujours aussi précise de part et d'autre de l'Atlantique. Par exemple, le niveau des barrières à l'entrée, noté de 0 à 2, ainsi que les signes anticoncurrentiels (e.g., préoccupation des clients, documents internes) sont mieux documentés dans la base de données américaine. Cette asymétrie est une des raisons du caractère moins performant de la régression pour l'Europe (pseudo R2 de 0,35 contre 0,66).

L'analyse économétrique des décisions américaines du contrôle des concentrations est plus ancienne. Elle a fait l'objet d'un plus grand nombre de publications dans les revues scientifiques. Les travaux portent principalement sur les décisions prises par la FTC. Celles du DoJ, du fait sans doute d'un accès plus difficile aux dossiers, sont rarement recensées et analysées. À l'instar du contrôle des concentrations européen, les variables structurelles jouent un rôle décisif pour expliquer les décisions de non-autorisation en l'état et d'enquête approfondie de la FTC. Ce rôle apparaît d'autant mieux que ces variables sont très précisément informées dans les bases de données utilisées : valeurs du HHI calculé avant et après fusion, parts de marché des parties impliquées au pour cent près, nombre de rivaux, et différents degrés d'élévation des barrières à l'entrée (cf. par ex., tableau 2, colonne 2). Des travaux récents ont, de plus, établi la relation qui lie les variables structurelles aux types de problèmes anticoncurrentiels soulevés. Ainsi, Coate (2005) a montré que les décisions sont mieux prédites par le HHI en cas de risque de collusion, et par le nombre de rivaux en cas de risque d'effet unilatéral. Ce

même article met également en évidence le rôle des informations factuelles collectées par la FTC. La découverte de documents internes des parties signalant des effets de la fusion défavorables à la concurrence, les préoccupations manifestées par les clients, les études d'événements (e.g., effet dépressif des prix d'une entrée récente sur le marché) sont des éléments qui influencent sensiblement les décisions de la FTC.

Les variables institutionnelles et politiques ne semblent plus jouer de rôle aujourd'hui. Les analyses récentes ne font pas apparaître la personnalité du président de la FTC, ou le fait que les entreprises soient américaines, comme des variables dont l'effet est statistiquement significatif. Un exemple est donné dans la régression du tableau 2. Dans des travaux plus anciens et donc analysant des fusions et acquisitions moins récentes (e.g., Coate, 1990), des facteurs comme la pression du Congrès et la couverture médiatique des opérations étaient en revanche apparus déterminants.

Les travaux d'analyse statistique que nous venons de mentionner ne permettent pas de comparer rigoureusement les décisions prises par la FTC et la Commission européenne. Ils n'autorisent que

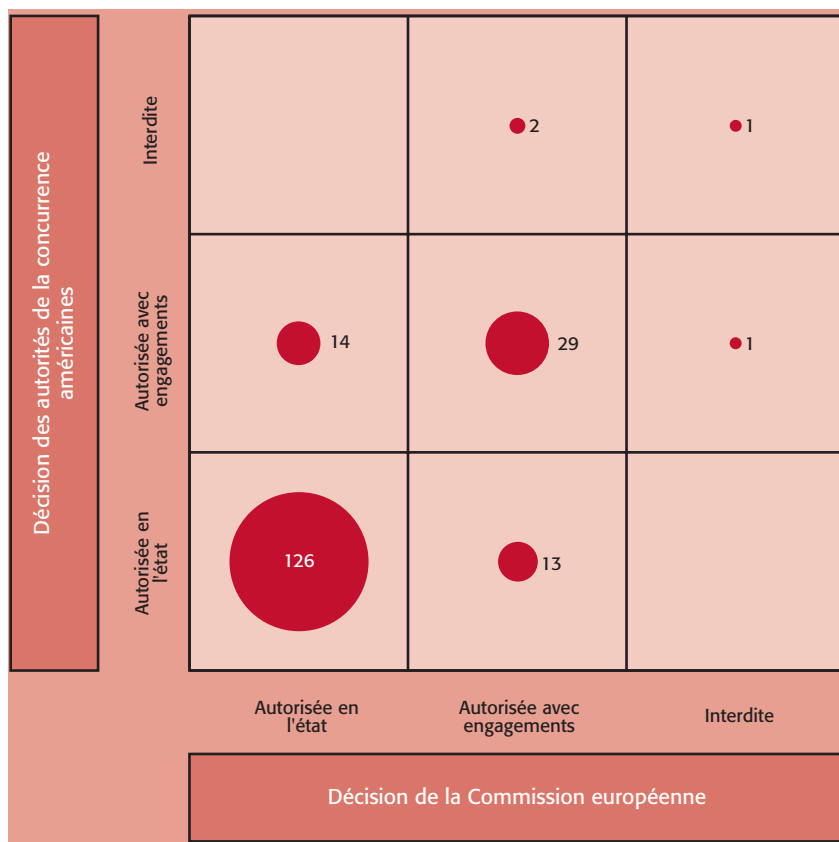
la formulation de généralités. En premier lieu, les caractéristiques de la structure des marchés, parts de marché et barrières à l'entrée, sont des facteurs décisifs de part et d'autre de l'Atlantique. En second lieu, mais le résultat est ici plus fragile, seules les décisions de la Commission européenne sont significativement influencées par des facteurs extra-économiques. Voyons comment il est possible de préciser ce point commun et cette différence à travers des analyses statistiques comparatives.

II. – L'EXAMEN DES FUSIONS TRANSATLANTIQUES

Une méthode de comparaison simple et directe consiste à examiner les décisions prises à Bruxelles et à Washington pour les mêmes opérations de fusion et acquisition. Chaque année en effet, plus d'une dizaine de concentrations sont notifiées à la fois auprès de la Commission européenne et auprès des autorités américaines. Pour ces fusions et acquisitions transatlantiques, il est facile d'observer si les autorités aboutissent à des conclusions similaires ou divergentes. L'interprétation est en revanche plus délicate dans la mesure où les fusions transatlantiques sont une catégorie bien particulière d'opérations. Elles sont l'œuvre d'entreprises de plus grandes tailles et plus internationalisées que la moyenne des opérations examinées par une seule autorité de concurrence. De plus, les autorités européennes et américaines disposent en général, pour ces fusions, d'une meilleure information et d'une réflexion plus approfondie. En effet, les échanges entre la Commission européenne et la FTC (ou le DoJ) sont monnaie courante. L'observation d'une tendance à la convergence des décisions transatlantiques ne peut donc pas être extrapolée à l'ensemble des fusions, toutes catégories confondues. Par ailleurs, les marchés concernés n'étant pas toujours mondiaux, les autorités de la concurrence examinent bien la même opération mais n'analysent pas forcément le même marché. Dès lors, la simple observation d'une décision divergente n'implique pas que l'évaluation soit différente. Une fusion peut soulever des problèmes concurrentiels sur le marché géographique des États-Unis et n'en soulever aucun sur le marché des États membres. Inversement, on ne peut pas exclure qu'une décision convergente masque une divergence d'analyse.

Ces précautions avancées, examinons les résultats d'une telle comparaison.

Figure 1 : Répartition des décisions selon les autorités de la concurrence



La diagonale de la figure représente les fusions notifiées des deux côtés de l'Atlantique, pour lesquelles la Commission européenne et les autorités américaines de la concurrence ont abouti à la même conclusion d'autorisation en l'état, d'autorisation avec engagements ou d'interdiction. Ces décisions communes sont nettement majoritaires puisqu'elles représentent 84 % des cas. La convergence prévaut. Notons le caractère trompeur du diagnostic sur les différences de vue entre l'Union européenne et les États-Unis, qui se focaliserait uniquement sur les interdictions : en effet, parmi les 4 fusions interdites, une seule (Worldcom/Sprint) l'est à la fois par la Commission européenne et par le DoJ.

La figure 1 repose sur 186 opérations transatlantiques notifiées entre 2000 et 2006. Les décisions convergentes prédominent puisque 84 % des examens des autorités américaines et de la Commission européenne aboutissent exactement à la même conclusion. Ce premier résultat infirme l'idée commune d'une forte divergence fondée uniquement sur les décisions d'interdiction. Il est vrai que pour les cas de General Electric/Honeywell, Oracle/PeopleSoft, Worldcom/Sprint et UPM Kymmene/Morgan Adhesives, les décisions de la Commission européenne et de la FTC/DoJ sont divergentes pour les trois quarts d'entre elles. Mais ces quatre interdictions représentent moins de 3 % des décisions prises sur les mêmes cas. Lorsque l'on s'intéresse aux opérations autorisées avec remèdes, quatorze fois plus nombreuses que les précédentes, on observe une grande symétrie des cas de divergence : le nombre de cas pour lesquels l'autorité américaine – mais non la Commission européenne – a exigé des engagements est à peu près le même que le nombre de cas pour lesquels la Com-

mission européenne – mais non l'autorité américaine – a exigé des engagements. Cette observation infirme le résultat de notre étude précédente (Lévêque F., Le contrôle des concentrations en Europe et aux États-Unis : lequel est le plus sévère ?, Concurrences n° 2-2007, p. 20), basée sur un effectif d'opérations plus réduit et plus ancien, qui montrait une asymétrie indiquant une plus grande sévérité apparente des autorités américaines. En revanche, l'asymétrie des décisions avec engagements selon la

nationalité des entreprises persiste (cf. tableau 3) : les autorités américaines font preuve d'une plus grande sévérité apparente à l'égard des fusions purement européennes, que la Commission à l'encontre des fusions purement américaines. Rappelons le raisonnement qui conduit au résultat précédent. L'effet économique attendu de l'origine des entreprises sur les décisions est lié au risque plus ou moins grand de chevauchement sur les marchés. Ce dernier est vraisemblablement plus faible pour une fusion entre une entreprise européenne et une firme américaine (EU/US) que pour la fusion entre deux firmes américaines (US/US), ou entre deux firmes européennes (UE/UE). La probabilité d'autorisation en l'état doit donc être plus élevée pour les fusions EU/US que pour les fusions US/US et EU/EU. C'est bien ce que l'on constate en lisant la deuxième ligne du tableau 3. De façon analogue, on s'attend à un risque de chevauchement plus élevé en Europe pour les fusions EU/EU que pour les autres. La probabilité d'autorisation avec engagement de la Commission européenne devrait donc être la plus forte pour les fusions EU/EU. La troisième ligne du tableau 3 est conforme à cette idée. En revanche, la dernière ligne du tableau ne correspond pas au résultat attendu. L'hypothèse d'un risque de chevauchement plus grand aux États-Unis pour les fusions US/US laisse penser que la probabilité d'une décision avec engagement de la part des autorités américaines devrait être la plus élevée pour les fusions US/US. Or, ce n'est pas le cas. La proportion des décisions américaines avec engagement est plus forte pour les fusions EU/EU que pour les fusions US/US. D'où une sévérité apparente plus grande des autorités américaines à l'encontre des fusions EU/EU (demande d'engagement dans 39 % des cas) que de la Commission européenne à l'égard des fusions US/US (demande d'engagement dans seulement 18 % des

Tableau 3 : Demandes d'engagements selon la nationalité des entreprises

	Fusion EU/EU	Fusion US/US	Fusion EU/US
Nombre de cas	38	67	54
Proportion sans engagement	45 %	72 %	76 %
Proportion avec engagement en Europe	42 %	18 %	22 %
Proportion avec engagement aux États-Unis	39 %	25 %	13 %

Les 186 décisions transatlantiques étudiées concernent principalement des entreprises dont le siège est en Europe ou aux États-Unis. On observe sans surprise que les fusions entre une entreprise européenne et une entreprise américaine sont en proportion (76 %) les plus nombreuses à être autorisées en l'état. En principe, les chances de chevauchement de marché sont en effet plus faibles pour une fusion transatlantique que pour une fusion impliquant des entreprises du même continent. Curieusement, on observe aussi que les autorités américaines sont en apparence plus sévères à l'égard des fusions purement européennes (39 % de demande d'engagements), que la Commission européenne à l'égard des fusions purement américaines (18 % de demande d'engagements).

cas). On peut également parler d'interventionnisme, ou d'agressivité, plus grand. Nous utilisons indifféremment dans cet article les termes de sévérité, agressivité et interventionnisme. La prise en compte d'autres variables, en particulier les caractéristiques des marchés, correspond à un travail économétrique en cours. Il devrait permettre d'expliquer si cette asymétrie est due à des facteurs économiques ou extra-économiques (tendance au protectionnisme par exemple). En attendant, examinons les résultats apportés par une seconde méthode d'analyse comparative, celle menée récemment par Bergmann et *alii* (2007).

III. – QU'AUURAIT DÉCIDÉ LA FTC À LA PLACE DE LA COMMISSION EUROPÉENNE ET VICE VERSA ?

La méthode suivie par ces auteurs procède en deux étapes. Elle consiste à bâtir un modèle de régression pour expliquer les décisions européennes et américaines à partir d'un jeu de variables identiques, mais testé sur une base de cas différents. La probabilité d'une décision de non-autorisation en l'état par la FTC est modélisée en se basant sur une centaine de décisions qu'elle a prises ; de façon similaire, la probabilité d'une décision de non-autorisation en l'état par la Commission européenne est modélisée à partir d'une centaine de fusions qui lui ont été notifiées. Les modèles prédictifs obtenus sont ensuite appliqués après inversion des cas examinés : le modèle qui mime la décision de la FTC est appliqué aux concentrations examinées par la Commission européenne ; le modèle qui mime la décision de la Commission européenne est appliqué aux concentrations examinées par la FTC.

Bergman et *alii* (2007) montrent ainsi que la FTC aurait pris la même décision que la Commission européenne dans 57 % des cas et que la Commission européenne aurait pris la même décision que la FTC dans 78 % des cas. La mesure du taux de convergence n'est pas ici biaisée par d'éventuelles différences entre les marchés américains et européens. Ce sont les mêmes cas et les mêmes marchés qui sont virtuellement étudiés par les autorités. En outre, la comparaison porte sur l'ensemble des fusions et non uniquement sur les fusions transatlantiques. Observons à ce propos que les taux de convergence calculés ici (57 % et 78 %) sont inférieurs à celui mesuré pour les décisions transatlantiques (84 %). Cet écart est

conforme à l'idée que les échanges d'informations et les discussions entre autorités de la concurrence traitant les mêmes cas concourent à forger une identité de vue. Notons que le taux de convergence entre la Commission européenne et la FTC, dans le cas des fusions européennes, est très bas. N'oublions pas que du fait de la loi des grands nombres, une autorité de la concurrence qui décide au hasard a une chance sur deux de prendre la même décision qu'une autorité qui s'appuie sur la science économique la plus avancée ! Le taux de convergence aléatoire est 50 % et non 0 %. Selon les auteurs, la faible convergence sur les cas européens s'explique par la moindre qualité de l'information collectée et rapportée par la Commission européenne sur les caractéristiques structurelles des marchés (cf. tableau 2). Le modèle expert de la FTC tourne alors moins bien.

La mise en évidence d'une convergence imparfaite soulève la question de qui, de la FTC ou de la Commission européenne, est finalement le plus sévère et dans quel cas ? Le tableau 4 résume le principal résultat obtenu par Bergman

plus ni moins sévère selon un modèle. Mais elle aurait été moins sévère selon l'autre.

Pour comprendre cette curieuse différence, il est nécessaire de se pencher quelques instants sur les détails des deux modèles. Le point clef est la façon donc chacun traite la variable « *nationalité des entreprises* ». On a vu précédemment (cf. notamment le tableau 3) que cette variable était déterminante pour expliquer les décisions de la Commission européenne, mais non celles de la FTC. Dans le modèle 1, la variable prise en compte est la nationalité effective des entreprises. Simuler les décisions de la FTC (respectivement, la Commission européenne) pour les fusions notifiées en Europe (respectivement, aux États-Unis) revient alors à comparer les décisions pour exactement les mêmes fusions. La nationalité des entreprises reste inchangée. Du coup, les décisions virtuelles de la FTC portent principalement sur des fusions impliquant des entreprises européennes. Dans le modèle 2, la variable « *nationalité des entreprises* » capture l'idée que les entreprises sont localisées sur le même

Tableau 4 : Probabilités observées et simulées de non-autorisation en l'état de la part des autorités de la concurrence (source : Bergman et *alii*, 2007)

	Modèle	Modèle	Taux réel
Décision virtuelle de la Commission européenne sur les fusions américaines	80,5 %	64,7 %	80,7 %
Décision virtuelle de la FTC sur les fusions européennes	50,9 %	50,1 %	65,6 %

Sur la base d'une centaine de décisions prises par la FTC et d'une autre centaine prise par la Commission européenne, Bergman et *alii* (2007) ont élaboré différents modèles prédictifs de la probabilité de non-autorisation en l'état (y compris suite à un abandon). Dans les faits et pour l'ensemble des décisions continues dans leurs bases de données, cette probabilité s'élève à 80,7 % pour les décisions de la FTC et à 65,6 % pour les décisions de la Commission européenne. Ces pourcentages élevés s'expliquent par l'échantillon choisi qui contient une grande proportion de fusions soulevant des risques d'effets anticoncurrentiels. Il s'agit d'ailleurs uniquement d'effets unilatéraux car les auteurs ont écarté de leur effectif les fusions soulevant des risques de collusion. Les modèles 1 et 2 contiennent les mêmes 12 variables (cf. tableau 2). La seule différence est que la variable « *nationalité de l'entreprise* » est traitée différemment. Le tableau montre que pour les 2 modèles, la Commission européenne aurait été moins sévère que la FTC si elle avait eu à se prononcer sur les cas examinés par cette dernière. En revanche, pour le modèle 1, la FTC aurait été aussi sévère que la Commission européenne si elle avait eu à se prononcer sur les décisions de cette dernière, mais moins sévère pour le modèle 2.

et *alii* (2007). Il montre que si la FTC avait eu à se prononcer sur les fusions notifiées à Bruxelles, elle les aurait jugées moins durement que la Commission européenne. La seconde ligne du tableau indique en effet une probabilité de non-autorisation en l'état de l'ordre de 50 % – quel que soit le modèle prédictif choisi – alors que cette proportion est d'un peu plus de 65 % pour les décisions prises par la Commission européenne. La Commission européenne est donc plus interventionniste. La dernière ligne du tableau suggère, en revanche, que si la Commission européenne avait eu à se prononcer sur les fusions notifiées à Washington, elle n'aurait été ni

territoire que l'autorité de concurrence. La comparaison porte alors sur les mêmes types de fusion : une fusion d'entreprises nationales ou une fusion d'entreprises étrangères. Pour prédire ce qu'aurait été la décision de la FTC (respectivement, de la Commission), il faut alors modifier la base de données européenne (respectivement, américaine) de telle sorte que la nationalité des entreprises devienne américaine si elle était européenne, et inversement. La moindre sévérité de la Commission européenne dans le modèle 2 reflète la tendance de la Commission européenne à être moins agressive à l'égard des fusions d'entreprises de son territoire.

Ce renversement de situation – le mistigri de la plus grande sévérité passant d'une autorité à l'autre selon les types de fusion – est un résultat général. Il ne concerne pas que la variable nationalité. Les auteurs ont par exemple montré qu'au-delà d'une part de marché après fusion de 75 %, la plus grande sévérité changeait de camp, la Commission européenne devenant moins sévère que la FTC. De

même, lorsque les barrières à l'entrée sont faibles, la FTC est moins sévère que la Commission européenne, mais ce résultat s'inverse lorsque les barrières à l'entrée deviennent élevées. Enfin, pour les fusions dans des marchés peu concentrés la FTC est moins sévère.

En conclusion, il est vain d'opposer le contrôle des concentrations américain et européen. Les deux s'appuient

sur l'analyse des caractéristiques des marchés, comme le montrent le poids décisif joué par la part de marché, la concentration et les barrières à l'entrée, dans les décisions prises. De plus, la plus grande sévérité, ou interventionnisme, n'est pas l'apanage d'une juridiction. Elle bascule de l'une à l'autre selon le type de fusion. Match nul, mais la partie reste intéressante à suivre. ♦

Références bibliographiques

- Bergman M.A., Jakobsson M. et Razo C., An Econometric Analysis of the European Commission's Merger Decisions, *International Journal of Industrial Organization*, 2005, 23, p. 717 à 737;
- Bergman M.A., Coate M.B., Jakobsson M. et Ulrick S.W., Comparing Merger Policies : The European Union versus the United States, *Potomac papers in Law and Economics* n° 07-01, 2007;
- Bougette P. et Turolla S., Merger Remedies at the European Commission : A Multinomial Logit Analysis, LAMETA Working Paper 2006-08;

- Coate M.B., Empirical Analysis of Merger Enforcement under the 1992 Merger Guidelines, *Review of Industrial Organization*, 2005, 27, p. 279 à 301 ;
- Coate M.B., Higgins R., et McChesney F.S., Bureaucracy and Politics in FTC Merger Challenges, *Journal of Law and Economics*, 1990, 33 (2), p. 462 à 482 ;
- Coppi L. et Walker M., Substantial Convergence or Parallel Paths?, *Antitrust Bulletin*, 2004, 49, n°s 1-2, p. 101 à 153 ;
- Duso T., Neven D.J. et Röller L.-H., The Political Economy of European Merger Control : Evidence Using Stock Market Data, 2007, à paraître dans *The Journal of Law and Economics*;

- Lévêque F., Le contrôle des concentrations en Europe et aux États-Unis : lequel est le plus sévère?, *Concurrences* n° 2-2007, p. 20 ;
- Lindsay A., Lecchi E. et Williams G., Econometrics Study into European Commission Merger Decisions since 2000, *European Competition Law Review*, 2003, 24/12, p. 673 à 683 ;
- Plagnet M.-A., L'ouverture à la concurrence de l'industrie électrique : le rôle de la politique de la concurrence et des mesures correctives, thèse de l'École de mines de Paris, 2004, Cerna, 28 sept.