

# Performance boursière rendement/risque et mode de diversification

---

Frantz MAURER\*

Université de Bordeaux 4

*Classification JEL* : L190, G320

*Correspondance* :

Université Montesquieu-Bordeaux IV  
Centre de Recherche sur l'Entreprise Familiale-CREF  
Avenue Léon Duguit  
33608 Pessac Cedex  
E-mail : maurer@montesquieu.u-bordeaux.fr

*Résumé* : Cet article analyse l'effet du mode de diversification sur la performance boursière rendement-risque et la création de valeur de l'entreprise. Les résultats, obtenus à partir d'un échantillon de 41 entreprises industrielles françaises diversifiées cotées, indiquent que la stratégie non liée est préférable à la stratégie liée en termes de performance boursière réalisée et de valeur créée.

*Mots clés* : diversification – rendement – risque – création de valeur.

*Abstract* : This paper analyses the relationship between diversification strategy, firm's market-based performance measured in terms of the risk-return trade-off and value creation. Results from a sample of 41 French industrial diversified firms indicate that unrelated strategy yields a better risk-return performance and creates more value than related strategy.

*Key words* : diversification – return – risk – value creation.

---

\* L'auteur remercie les deux rapporteurs pour leurs observations et commentaires.

Le thème de la relation diversification-performance, probablement l'un des plus étudiés dans la recherche en management stratégique, est pourtant loin d'être épuisé s'il faut en croire Palich et *al.* (2000). Les modèles théoriques disponibles ne permettent pas de conclure de façon définitive (Seth 1990) et, malgré un important volume d'études menées sur le sujet, il n'y a pas de consensus empirique concernant l'effet des différents modes de diversification sur la performance de la firme. Autrement dit, on ne sait toujours pas quelle stratégie est préférable en termes de performance rendement-risque : un niveau modéré (i.e., lié) ou au contraire élevé (i.e., non lié) de diversification. Si les travaux de Bettis et Hall (1982) ont montré que la diversification liée permettait simultanément de réduire le risque et d'augmenter la rentabilité, ceux de Amit et Livnat (1988) parviennent à des conclusions opposées en affirmant que les firmes étudiées ne peuvent pas simultanément accroître la rentabilité et réduire le risque, suggérant qu'il n'y a pas de stratégie de diversification « optimale ». Par ailleurs, selon Chang et Thomas (1989), ce qui est véritablement important est de choisir les bonnes industries et d'être compétitif au sein de celles-ci : peu importe alors le mode de diversification adopté.

Ces travaux, pour intéressants qu'ils soient, ne permettent pas, semble-t-il, d'établir une relation toujours significative entre performance et stratégie de diversification. C'est dans ce contexte que s'inscrit cet article, dont l'objectif est de préciser l'effet du niveau de diversification d'une entreprise sur sa performance boursière rendement-risque et son potentiel de création de valeur. Il s'agit donc de répondre à la question fondamentale de savoir si, pour une société donnée, il est préférable de se diversifier encore ou, au contraire, de se recentrer, ce qui implique de faire la preuve que la mise en place d'une stratégie de diversification par une entreprise est en soi créatrice de valeur.

L'intérêt de l'étude se situe essentiellement à deux niveaux. D'une part, elle utilise un échantillon d'entreprises industrielles françaises cotées. Or, malgré un grand nombre de recherches existantes sur ce thème, très peu ont été effectuées dans le cas français, et les principaux résultats empiriques proviennent presque exclusivement d'échantillons composés de firmes américaines. Pourtant, rien ne permet d'affirmer *a priori* que l'impact de la stratégie de diversification sur la performance boursière est identique d'un pays à l'autre. D'autre part, en recourant à une mesure boursière et non comptable de la performance rendement-

risque, cette étude se démarque de la très grande majorité des études précédentes.

Cet article est organisé en quatre parties. Dans un premier temps, les modèles théoriques de la relation diversification-performance sont envisagés, puis nous décrivons le cadre méthodologique adopté et, enfin, les résultats empiriques obtenus sont exposés et discutés.

## **1. Les modèles théoriques de la relation diversification-performance**

Les trois principaux modèles théoriques de la relation diversification-performance sont le modèle linéaire, le modèle en U-inversé, et le modèle intermédiaire.

### ***1.1. Le modèle linéaire***

Il suppose une relation linéaire et positive entre diversification et performance. L'argument central de ce modèle suggère que la firme diversifiée peut employer certains mécanismes dans le but de créer et d'exploiter des avantages liés à un pouvoir de marché (Caves 1981), et à l'existence d'un marché interne du capital (Lang et Stulz 1994). Ce pouvoir de marché lui permet de maintenir des prix peu élevés de façon prolongée, et donc d'écarter du marché les concurrents déjà présents ou de décourager des nouveaux entrants potentiels (Grant 1998). La diversification offre, en effet, la possibilité de recourir à des subventions croisées afin de financer les pertes éventuelles causées par une telle politique de prix.

Grâce au marché interne du capital, l'entreprise diversifiée dispose d'une plus grande flexibilité lorsqu'il s'agit de mobiliser des ressources financières, ce qui permet de réduire le coût de la politique d'investissement et d'augmenter son efficacité. Par ailleurs, la diversification génère des effets de portefeuille qui réduisent le risque global de l'entreprise en combinant des activités dont les flux financiers associés sont imparfaitement corrélés, ce qui a un effet favorable sur la performance (Berger et Ofek 1995).

On peut cependant s'interroger sur la pertinence du modèle linéaire. En effet, si le fait de bénéficier d'un marché interne du capital constituait un avantage réel dans les années 1960, ce fût beaucoup moins vrai

par la suite, lorsque l'effet favorable des asymétries d'information caractéristiques de cette période diminue fortement (Shleifer et Vishny 1991). D'autre part, il est possible que les coûts générés par des niveaux élevés de diversification excèdent les bénéfices d'une telle stratégie (Denis et *al.* 1997). Enfin, les managers de la firme diversifiée peuvent être enclins à surinvestir dans des projets de développement peu intéressants (Berger et Ofek 1995).

### **1.2. Le modèle en U-inversé**

Prenant le contre-pied du modèle linéaire, certains auteurs ont développé une théorie fondée sur une relation curviligne entre diversification et performance, suggérant l'existence d'un seuil de rupture dans le continuum reliant ces deux variables. Le modèle en U-inversé suppose en effet qu'il existe un niveau optimal de diversification, avec des baisses de performance de chaque côté de ce point de maximisation (Markides 1992).

Les firmes à activité unique ou faiblement diversifiées n'ont pas la possibilité d'exploiter les synergies entre divisions qui concernent exclusivement les firmes modérément et fortement diversifiées (Lubatkin et Chatterjee 1994). De même, elles ne peuvent pas tirer profit d'économies de champ et supportent un risque plus élevé qui ne peut pas se diversifier par le jeu des effets de portefeuille (Gertner et *al.* 1994).

Au contraire, un niveau modéré de diversification (*i.e.*, diversification liée) permet à l'entreprise de générer des synergies opérationnelles en construisant un portefeuille d'activités qui se renforcent mutuellement (Markides et Williamson 1994). Outre la réalisation d'économies de champ provenant du partage de ressources, les firmes diversifiées liées bénéficient également de la diffusion interne de technologies produit/processus qui ont fait leur preuve et d'un accès facilité aux facteurs de production nécessaires dans le cadre de certaines activités spécifiques à une industrie (Barney 1997).

Cependant, les effets favorables de la diversification ne perdurent pas au-delà d'un certain seuil, à partir duquel ils sont également associés à des coûts importants. La complexité organisationnelle et les contraintes de management augmentant avec le nombre d'activités disparates (et donc, moins familières) composant le portefeuille total de la

firme, les coûts marginaux de la diversification augmentent rapidement lorsque la firme est fortement diversifiée (i.e., diversifiée non liée).

### ***1.3. Le modèle intermédiaire***

Il postule que l'impact de la diversification liée et non liée sur la performance de la firme est équivalent. Il n'y aurait donc pas de différence significative de performance entre les deux stratégies. Deux arguments principaux sont avancés pour l'expliquer.

D'une part, les firmes diversifiées liées ne parviennent pas à exploiter pleinement les liaisons entre activités qui composent et organisent leur portefeuille total. C'est ce que Markides et Williamson (1994, p. 155) appellent « *l'interrelation exagérée* » (*exaggerated relatedness*), suggérant un « *effet mirage* » lorsque sont évaluées les similitudes apparentes entre domaines d'activité. La performance de la firme diversifiée liée dépend non seulement des potentialités de liaisons entre les différentes activités, mais aussi du degré de mise en œuvre opérationnelle de cette interrelation (Nayyar 1992). Or, les initiatives visant à développer et exploiter les synergies entre activités se traduisent souvent par un résultat très inférieur à ce que les managers en attendaient (Goold et Campbell 1998), gommant en partie l'avantage principal de la diversification liée sur les stratégies non liées.

D'autre part, la diversification non liée présente certains avantages qui lui sont propres, provenant principalement de synergies financières. Ainsi, la diversification non liée, puisqu'elle suppose que les activités de la firme concernent de multiples industries, permet théoriquement de réduire le risque de défaillance en raison du principe de co-assurance, ce qui peut aussi avoir pour effet d'augmenter la capacité d'endettement de la firme (Seth 1990).

Au total, ces trois modèles théoriques apportent chacun une réponse différente concernant l'effet de la diversification sur la performance de l'entreprise, ce qui renforce l'intérêt de cette étude.

## 2. Méthodologie

Il s'agit ici de décrire la procédure de sélection de l'échantillon, puis de détailler la mesure des variables de performance, de diversification et de création de valeur.

### 2.1. Échantillon

L'échantillon final, obtenu à partir d'une extraction de la banque de données AFFI-SBF, est composé de 42 firmes industrielles françaises diversifiées cotées sur le marché du Règlement mensuel (RM) sur la période 1986-1990. La procédure de sélection de l'échantillon rompt avec la méthode traditionnelle de tirage aléatoire de  $n$  firmes parmi les 500 premières entreprises classées par une revue spécialisée.

Dans un premier temps, les cinq critères suivants : (i) valeurs cotées au Règlement mensuel, (ii) valeurs industrielles, (iii) valeurs françaises, (iv) valeurs de type action ordinaire, et (v) période 1986-1990, génaient un échantillon de 97 entreprises. Un historique de cotation insuffisant et la nature industrielle discutable de l'activité de certaines entreprises conduisaient au rejet de 27 observations supplémentaires. Ont ensuite été éliminées des 70 firmes restantes celles qui n'étaient pas engagées dans une stratégie de diversification, soit les firmes à activité unique ou dominante. Suivant (Rumelt 1986), nous avons identifié ces entreprises non diversifiées, au nombre de 28, à partir de seuils de chiffre d'affaires réalisé dans la même activité<sup>1</sup>.

L'objectif n'était donc pas de construire un échantillon statistiquement représentatif du tissu industriel français, mais de retenir toutes entreprises respectant les critères précédemment définis. Ce choix s'explique par la volonté de nous intéresser au comportement de diversification liée/non liée des plus grands groupes industriels français cotés et par certaines contraintes liées à la disponibilité des données. La mesure de la performance boursière quotidienne envisagée dans cet article exigeait en effet une régularité maximale des cotations sur la période considérée.

---

<sup>1</sup> Une entreprise à activité unique réalise au moins 95 % de son CA dans la même activité. Une entreprise à activité dominante réalise entre 70 % et 95 % de son CA dans la même activité.

## 2.2. *Sélection et mesure des variables de performance*

Peu de travaux conceptuels sont disponibles pour guider le chercheur dans la sélection d'une mesure appropriée de la performance (Keats 1990). Les taux de rentabilité comptables usuels tels que le ROA ou le ROI, sont essentiellement déterminés à partir de conventions et règles comptables auxquelles ils sont soumis, dont certaines peuvent être avantageusement interprétées par le manager (Barney 1997). Au contraire, le cours des actions est reporté objectivement, de sorte que les taux de rentabilité boursiers correspondent à ce que les actionnaires retirent réellement de leur investissement. Ils définissent ainsi le plus exactement possible la rentabilité économique (Bettis et Chen 1990).

Par ailleurs, la performance comptable est orientée vers le passé, tandis que les mesures boursières de performance sont orientées vers la valeur future espérée de la firme (Hoskisson et al. 1993). En ce sens, le prix de marché d'une action reflète le potentiel de performance long terme de la firme (Hoskisson et Hitt 1988). En outre, le cours d'une action n'est pas limité à un aspect spécifique de la performance tel que la croissance des ventes ou le profit mais, au contraire, il reflète toute l'information pertinente concernant différents aspects de la performance. La performance boursière est également cohérente avec la norme la plus généralement admise en matière d'objectif managérial, soit la maximisation de la richesse de l'actionnaire (Lubatkin et Shrieves 1986), et le cours d'une action représente la seule mesure directe de celle-ci.

Enfin, les mesures de la performance boursière constituent un test puissant de la performance de la firme pour les chercheurs en management stratégique (Lubatkin et Shrieves 1986), et sont particulièrement pertinentes dans le cadre d'études sur le thème de la diversification (Palich et al. 2000). Cependant, à l'exception notable de Amit et Livnat (1988), toutes celles qui ont examiné l'effet de la diversification sur la performance rendement-risque ont utilisé des indicateurs comptables<sup>2</sup>. Keats et Hitt (1988) ont pourtant montré qu'il y a une relation positive

---

<sup>2</sup> Il faut néanmoins préciser que ces auteurs retiennent les flux monétaires générés par l'exploitation et leur écart-type comme mesure de la performance rendement/risque, soit des données comptables. Les indicateurs boursiers de risque (risque systématique et risque total) et de rendement (*Market/book, equity* et *Market/book, assets*) permettent simplement de vérifier qu'ils correspondent globalement à ce qui a été obtenu à partir des mesures comptables.

entre diversification et performance boursière, mais pas de relation entre diversification et performance comptable. L'intérêt de mesurer la performance à partir de données strictement boursières se trouvait donc renforcé.

La variable de rendement est mesurée par la rentabilité du titre ré-  
alisée en excès du taux sans risque (i.e., la prime de risque). La variable de risque est mesurée par l'écart-type de ces rentabilités (i.e., le risque total). Le rendement et le risque d'un titre sont calculés sur un intervalle de 1 048 jours de bourse consécutifs (du 15/05/86 au 16/07/90), soit un peu plus de quatre ans<sup>3</sup>. Les taux de rentabilité quotidiens nécessaires sont extraits de la banque de données actions AFFI-SBF. Ce sont des taux composés continus calculés à partir de cours d'ouverture (Banque de données actions AFFI-SBF, manuel utilisateur, p. 44), soit pour la séance  $t$  :

$$R_{i,t} = \text{Log}_e (C_{i,t+1} + D_{i,t+1} / C_{i,t})$$

▪ La variable de rendement pour le titre  $i$  à l'instant  $t$  (notée  $RENT_{i,t}$ ) est mesurée par la prime de risque, soit :

$$RENT_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,t}$$

où  $R_{f,t}$  désigne le taux sans risque mesuré par le taux du marché monétaire (source : CEREG, Université Paris Dauphine)<sup>4</sup>.

▪ La variable de risque pour le titre  $i$  à l'instant  $t$  (notée  $RISK_{i,t}$ ) est mesurée par l'écart-type du rendement défini ci-dessus, soit :

$$RISK_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (RENT_{i,t} - \overline{RENT}_{i,t})^2}$$

où  $\overline{RENT}_{i,t}$  désigne la moyenne des rendements calculée sur  $N = 1\,048$  jours de bourse.

On calcule ensuite sur  $N = 1\,048$  jours de bourse les valeurs moyennes des variables de rendement et de risque pour le titre  $i$ , qui

<sup>3</sup> Une année calendaire compte en moyenne 249 jours de bourse effectifs. En divisant 1 048 jours de bourse par 249, on obtient 4,2 années.

<sup>4</sup> Ces taux sont des taux de rendement annuels, mais de périodicité hebdomadaire. Afin d'obtenir un taux sans risque comparable au taux de rentabilité du titre  $i$ , on calcule un taux hebdomadaire actuariel  $r_H$  équivalent au taux annuel  $r_A$ , tel que :  $(1 + r_H)^{52} = 1 + r_A$ .

correspondent aux deux variables de performance utilisées dans les analyses statistiques subséquentes.

Afin de repérer d'éventuelles observations atypiques dans la distribution des deux variables de performance, un diagramme « boîte à moustaches » a été employé. Les règles de décision associées à ce graphique permettent de distinguer entre les valeurs éloignées (*outliers*) et les valeurs très éloignées (*extremes*)<sup>5</sup>. Sur les 42 entreprises de l'échantillon, une seule pose problème. Nous avons donc décidé de l'écartier, ramenant ainsi l'effectif total à 41 entreprises.

### 2.3. *Mesure de la diversification*

Le mode lié/non lié de la diversification est apprécié à partir de la mesure catégorielle développée par Rumelt (1986). Le principe général consiste à apprécier la nature de la liaison entre activités d'une firme diversifiée, à partir de l'examen des caractéristiques des produits-marchés où elle opère et des technologies qu'elle utilise (Nayyar 1992). Pour l'essentiel, l'approche de Rumelt se fonde sur l'idée que si les activités d'une firme sont caractérisées par des produits, marchés ou technologies similaires, alors ces activités sont liées. Contrairement aux mesures continues dérivées de l'économie industrielle, qui procèdent à un simple comptage du nombre de produits définissant le portefeuille d'activités de la firme, la méthode de Rumelt est centrée sur la fonction management de la firme.

D'un point de vue managérial, la stratégie de diversification correspond au besoin d'étendre les compétences de la firme et d'ajuster l'organisation de façon à englober un plus grand nombre d'activités. Selon Grant et Jammine (1988), les deux dimensions clés du processus de diversification sont, d'une part, dans quelle mesure la firme est engagée dans des activités s'appuyant sur des compétences différentes et, d'autre part, la façon dont les nouvelles activités sont reliées aux anciennes activités. Les catégories de diversification mobilisées par la méthode de Rumelt sont fondées sur ces deux dimensions mesurées par :

---

<sup>5</sup> Une valeur éloignée (*outlier*) est une valeur supérieure au 75<sup>ième</sup> centile plus 1,5 fois l'intervalle inter-quartile ou inférieure au 25<sup>ième</sup> centile moins 1,5 fois l'intervalle inter-quartile. Une valeur très éloignée (*extreme*) est une valeur supérieure au 75<sup>ième</sup> centile plus 3 fois l'intervalle inter-quartile ou inférieure au 25<sup>ième</sup> centile moins 3 fois l'intervalle inter-quartile.

- le ratio de spécialisation ( $R_S$ ) : la proportion des ventes totales annuelles de la firme réalisée par l'activité discrète la plus importante, et ;
- le ratio de liaison ( $R_L$ ) : la proportion des ventes totales annuelles réalisées par le groupe d'activités liées le plus important.

Le schéma de liaison entre activités est apprécié grâce au ratio de connexité centrale ( $R_C$ ) : la proportion des ventes totales annuelles réalisées par le groupe d'activités le plus important partageant une même compétence ou ressource centrale. La mesure de ce ratio permet de distinguer entre :

- la diversification liée contrainte : les nouvelles activités résultant de la diversification sont toutes directement reliées à une compétence centrale de la firme, et
- la diversification liée en chaîne : la diversification s'est réalisée à travers de nouvelles activités liées aux anciennes, mais sans s'organiser en faisceau autour d'une compétence centrale de la firme<sup>6</sup>.

L'intérêt majeur de l'approche de Rumelt est donc d'intégrer explicitement la nature de la liaison entre activités dans l'étude du mode de diversification de la firme, ce qui est impossible avec les mesures continues fondées sur les codes SIC (*Standard Industrial Classification*). On reproche traditionnellement à la mesure catégorielle de la diversification l'intervention excessive du jugement du chercheur dans la procédure de classification, en particulier concernant l'identification des activités discrètes de la firme<sup>7</sup>. Cependant, s'il faut en croire Keats (1990), l'approche de Rumelt est préférable à des mesures continues, dites objectives, car ces dernières, en occultant la dimension stratégique de la diversification, donnent une image déformée car incomplète du schéma de diversification de la firme.

Plusieurs études ont cherché à évaluer la robustesse de la mesure catégorielle et des mesures continues de la diversification en les soumet-

---

<sup>6</sup> Pour une présentation détaillée de la distinction entre diversification liée contrainte et liée en chaîne, on consultera Montgomery (1982).

<sup>7</sup> Afin d'isoler les activités discrètes d'une firme, Rumelt propose d'évaluer l'impact potentiel de trois décisions stratégiques : (i) se désengager totalement de l'activité produit-marché concernée ou, à l'inverse, accroître considérablement son importance relative, (ii) employer une technologie ou un processus de production différent, utiliser de nouvelles matières premières, et (iii) modifier de façon significative le prix, la qualité ou les services associés au produit.

tant à des tests de validité convergente et prédictive<sup>8</sup>. Chatterjee et Blocher (1992) ont montré que la validité prédictive de la méthode de Rumelt est élevée seulement si des mesures boursières de la performance sont utilisées. Ils indiquent également deux conditions nécessaires additionnelles : (i) suivre scrupuleusement la méthode d'opérationnalisation des modes de diversification développée par Rumelt, et (ii) utiliser la même source de données que l'auteur. C'est en effet dans le cas d'une source unique de variation (le chercheur) que la validité convergente de la mesure de Rumelt est la plus élevée.

En revanche, la validité prédictive des mesures continues de la diversification (indices d'Herfindahl, entropique, et pondéré) est acceptable seulement dans le cas de mesures comptables de la performance. De plus, les catégories de Rumelt prédisent avec succès les différences de performance selon le niveau et le type de diversification, ce qui n'est pas le cas de la mesure entropique (Hall Jr. et St John 1994). Ces conditions correspondent très exactement au cadre de recherche de cet article. Nous utilisons en effet une mesure boursière de la performance rendement-risque, le type de diversification est identifié à l'aide de la méthode de classification développée par Rumelt, et nous avons mobilisé la même source de données que ce dernier (i.e., les rapports annuels des sociétés concernées).

Enfin, les résultats de Hoskisson et al. (1993) mettent en évidence une validité de construit conjointe de la mesure de Rumelt et de l'indice entropique de diversification<sup>9</sup>, et une corrélation élevée entre les deux approches ( $r = 0,82$ ,  $p < 0,05$ ). Selon ces auteurs, bien que l'approche de Rumelt soit plus précise dans la définition du type de di-

---

<sup>8</sup> Validité *convergente* : qualité d'un instrument de mesure où les indicateurs (ici, la mesure de Rumelt et les mesures continues) supposés mesurer le même phénomène (ici, la diversification) sont effectivement corrélés. Validité *prédictive* : qualité d'un instrument de mesure où la liaison entre les mesures d'un concept (ici, la diversification) et celles d'autres concepts (ici, la performance) sont en conformité avec les prédictions issues de la théorie fondée sur les recherches antérieures (Evrard et al. 2000).

<sup>9</sup> Validité *de construit* : qualité d'un instrument de mesure où les indicateurs construits sont une bonne représentation du phénomène étudié (Evrard et al. 2000). Selon Venkatraman et Grant (1986), la validité de construit dans la recherche en stratégie recouvre cinq composantes essentielles : (i) la validité de contenu (ou faciale), (ii) la fiabilité (ou cohérence interne), (iii) la validité discriminante, (iv) la validité convergente, et (v) la validité prédictive (ou nomologique). La question centrale de la validité de construit est : « mesure-t-on ce qu'on cherche à mesurer ? ». Dans notre cas, il s'agit donc de vérifier que la diversification (i.e., le construit stratégique) peut être opérationnalisé et mesuré par le biais d'indicateurs observables (i.e., mesure catégorielle de Rumelt et mesures continues).

versification, la mesure entropique de la diversification est un substitut adéquat dans certains cas (e.g., lorsqu'une définition « grossière » du type de stratégie est suffisante).

Au total, si les mesures continues de la diversification, dites « objectives » (e.g., l'indice entropique), peuvent sembler *a priori* plus robuste que la mesure catégorielle de Rumelt, dite « subjective », les quelques études précitées suggèrent que la robustesse de ces deux approches est fonction du cadre de la recherche (Chatterjee et Blocher 1992 ; Hall Jr. et St John 1994), et qu'elles sont fortement corrélées (Hoskisson et *al.* 1993). Compte tenu de notre objectif de recherche axé sur le mode de diversification et la distinction entre activités liées contraintes et activités liées en chaîne, la classification de Rumelt était préférable, et ce d'autant plus que nous l'employons dans un cadre de recherche qui maximise sa robustesse (données boursières de performance, même méthode d'opérationnalisation et même source de données que Rumelt).

Trois catégories de stratégie sont utilisées dans cet article : diversification liée contrainte, diversification liée en chaîne, et diversification non liée. Le tableau 1 indique les règles de décision permettant l'affectation d'une firme à une catégorie particulière.

**Tableau 1** – Catégories de diversification : critères d'affectation

Catégories	Spécification des ratios <sup>a</sup>
Diversification liée contrainte	$R_S < 0,70 ; R_L > 0,70 ; R_C > (R_L + R_S)/2$
Diversification liée en chaîne	$R_S < 0,70 ; R_L > 0,70 ; R_C < (R_L + R_S)/2$
Diversification non liée	$R_L < 0,70$
R <sub>S</sub> : ratio de spécialisation, R <sub>L</sub> : ratio de liaison, R <sub>C</sub> : ratio de connexité centrale avec $R_S < R_C \leq R_L$	

<sup>a</sup> La valeur critique de spécialisation a été fixée à 70 % par Rumelt (1986) sur la base d'une étude portant sur les 500 premiers groupes industriels américains.

Les données utilisées (répartition du chiffre d'affaires annuel par activité) proviennent des rapports annuels et des fiches DAFSA lorsque ces derniers ne sont pas disponibles. Afin d'illustrer la mise en œuvre de la méthode de Rumelt, la détermination de la stratégie de diversification du groupe Seb pour l'année 1990 est présentée en annexe 1.

La stratégie de diversification des firmes de l'échantillon a été étudiée au début et à la fin de la période observée, soit 1986 et 1990. Toute firme dont la catégorie de diversification identifiée en 1986 est identique à celle déterminée en 1990, est considérée comme ayant eu

un comportement stratégique stable sur l'intervalle 1986-90. Seules Bic et Essilor ont modifié leur stratégie de diversification entre 1986 et 1990, en faveur d'une spécialisation accrue<sup>10</sup>. Dans ces deux cas, nous avons raisonné sur la moyenne des ratios de classification calculés sur chacune des cinq années de l'intervalle 1986-90. La valeur de ces ratios de classification moyens permet de classer les deux entreprises à comportement stratégique instable dans une seule catégorie de diversification « représentative » de la période 1986-90. Le tableau 2 présente les résultats obtenus.

**Tableau 2 –** *Traitement de l'instabilité stratégique sur la période 1986-90*

Firmes	Ratios de classification moyens (1986-90)	Diversification
Bic	$\bar{R}_S = 51,3\% < 0,70$ ; $\bar{R}_L = 60,5\% < 0,70$	Non liée
Essilor	$\bar{R}_S = 52,7\% < 0,70$ ; $\bar{R}_L = 72,8\% > 0,70$ $\bar{R}_C = 59,3\% < (\bar{R}_L + \bar{R}_S)/2$ puisque $(\bar{R}_L + \bar{R}_S)/2 = 62,7\%$	Liée en chaîne

#### 2.4. Indicateurs de création de valeur

Deux indicateurs permettant d'apprécier la création de valeur de l'entreprise ont été sélectionnés : l'indice de Sharpe à l'équilibre et le ratio de Marris. Ces deux mesures supposent que la valeur boursière représente fidèlement la valeur créée par l'entreprise (Charreaux, 1998), et s'inscrivent donc très directement dans le cadre méthodologique de la finance adopté dans cet article.

À l'instar des variables de performance, la distribution de ces deux indicateurs de création de valeur a été examinée afin d'identifier d'éventuelles valeurs éloignées (*outliers*) et très éloignées (*extremes*). Les diagrammes « boîte à moustaches » utilisés dans ce but révèlent qu'il n'y a pas de valeur atypique parmi les 41 observations des deux indicateurs de création de valeur<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> Bic est engagé dans une stratégie d'activités non liées en 1986 et dans une stratégie d'activité dominante en 1990 ( $95\% > R_S > 70\%$ ). Essilor est diversifié lié en chaîne en 1986, et poursuit une stratégie d'activité dominante en 1990.

<sup>11</sup> Diagrammes disponibles auprès de l'auteur.

### 2.4.1. Indice de Sharpe à l'équilibre

L'indice de Sharpe (1966) est calculé sur les 1 048 jours de bourse effectifs de la période étudiée (1986-1990). Il rapporte le différentiel entre le taux de rentabilité géométrique moyen du titre  $i$  sur la période  $t$ , noté  $\bar{R}_{i,t}$ , et le taux de rentabilité de l'actif sans risque (taux du marché monétaire), noté  $R_{f,t}$ , ajusté par l'écart type, représentatif du risque total du titre  $i$  sur la période  $t$ . Soit :

$$SH_i = (\bar{R}_{i,t} - R_{f,t}) / \sigma_i$$

Des trois mesures traditionnelles issues de la théorie du portefeuille, le coefficient de Sharpe est celui qui pose le moins de problème de mesure et dont la signification est la plus claire (Gallais-Hamonn et Grandin 1999). Il permet d'apprécier la valeur créée en étant confronté au *benchmark* constitué par l'indice de Sharpe évalué à partir de la rentabilité d'équilibre (Charreaux 1998). Conformément au Medaf, le taux de rentabilité d'équilibre est calculé comme suit :

$$R_E = R_{f,t} + \beta_i (E_{m,t} - R_{f,t})$$

où la rentabilité anticipée pour le portefeuille de marché  $E_m$  est mesurée par le taux de rendement géométrique moyen de l'indice de marché AFFI-P-D sur 1 048 jours de bourse<sup>12</sup>. Le coefficient  $\beta$  de risque systématique du titre  $i$  est obtenu en estimant sur le même intervalle le modèle de marché suivant :

$$R_{i,t} = a_i + b_i (R_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

L'indice de Sharpe à l'équilibre est alors calculé sur 1 048 jours de bourse selon :

$$SH_E = (R_E - R_{f,t}) / \sigma_i = \beta_i (E_{m,t} - R_{f,t}) / \sigma_i$$

---

<sup>12</sup> L'indice exhaustif AFFI pondéré et avec réinvestissement des dividendes (ou indice AFFI-P-D), extrait de la banque de données AFFI-SBF, possède les caractéristiques suivantes (Hamon et Jacquillat 1992) : (i) il est quasi exhaustif et couvre la presque totalité de la cote officielle, (ii) il tient compte du réinvestissement des dividendes, (iii) il est pondéré par les capitalisations boursières des titres le composant, et (iv) il est corrigé des accidents de capitalisation (i.e., introduction ou radiation d'un titre de l'indice, certaines modifications du capital et détachement de dividende).

Si l'indice calculé ( $SH_i$ ) est supérieur au *benchmark* ( $SH_E$ ), l'entreprise a offert sur la période considérée une rentabilité, ajustée pour le risque total, plus élevée que la norme requise et il y a création de valeur. La différence  $SH_i - SH_E$  est utilisée comme variable de description.

#### 2.4.2. Ratio de Marris

Le ratio de Marris repose sur la même logique que le  $q$  de Tobin, mais ne retient que les capitaux directement investis par les actionnaires (Charreaux 1998). C'est un indicateur permanent de l'évaluation que les investisseurs font de l'entreprise, de ses dirigeants et de leurs choix et perspectives stratégiques (Caby et Hirigoyen 2001). Le ratio de Marris ne mesure pas dans l'absolu la valeur créée mais représente un indice relatif de création de valeur (lorsqu'il est supérieur à 1, l'entreprise crée de la valeur ; elle en détruit s'il est inférieur à 1). Il exprime le rapport entre la valeur boursière et la valeur comptable des capitaux propres. La variable de description associée correspond à la moyenne des cinq ratios annuels calculés sur la période 1986-1990.

### 3. Résultats

Il s'agit ici d'évaluer la performance rendement-risque selon le mode de diversification. Dans ce but, nous avons effectué une analyse de variance à un facteur afin d'établir une liaison entre la performance et la diversification (tableau 3) et d'identifier les modes de diversification qui contribuent le plus à cette relation (tableau 4).

Les résultats montrent que le mode de diversification a une influence significative sur la performance rendement-risque des entreprises diversifiées (tableau 3), que le rendement de la diversification non liée est supérieur à celui de la diversification liée contrainte et que son risque est inférieur (tableau 4). On peut en outre observer que le risque associé à la stratégie de diversification liée contrainte est le plus élevé, et que le rendement de la diversification non liée est le plus élevé (tableau 3).

**Tableau 3 – Performance rendement/risque et création de valeur selon le mode de diversification**

		Moyennes			
		Performance		Création de valeur <sup>a</sup>	
Mode de diversification	N	Rent ( $\times 10^3$ )	Risk ( $\times 10$ )	VALEUR <sub>1</sub>	VALEUR <sub>2</sub>
Activités liées <i>contraintes</i>	22	0,0064	0,2607	- 0,0004	1,36
Activités liées <i>en chaîne</i>	9	0,0125	0,2403	- 0,0106	1,32
Activités non liées	10	0,0634	0,2277	0,0205	2,12
Total	41				
Moyennes globales		0,0214	0,2477	0,0024	1,54
Kruskal-Wallis (Khi-deux)		6,55*	5,71*	11,90**	9,80**
ANOVA		F = 3,53*	F = 3,18*	F = 7,12**	F = 4,89**
MANOVA		Lambda de Wilks = 0,68 ; Ratio-F = 3,91**			

<sup>a</sup> VALEUR<sub>1</sub> = indice de Sharpe–*benchmark* (création de valeur si VALEUR<sub>1</sub> > 0)

<sup>a</sup> VALEUR<sub>2</sub> = ratio de Marris (création de valeur si VALEUR<sub>2</sub> > 1)

\* p < 0,05; \*\* p < 0,01

Cela étant, si on pouvait observer une différence entre le potentiel de création de valeur des modes de diversification, on disposerait alors d'un moyen de se prononcer sur l'intérêt éventuel pour l'entreprise de procéder à des opérations de diversification liée ou non liée. À ce titre, les tableaux 3 et 4 indiquent que la stratégie d'activités non liées crée plus de valeur que les deux stratégies d'activités liées. En outre, le signe négatif du critère strictement boursier (VALEUR<sub>1</sub>) révèle que la diversification liée contrainte et la diversification liée en chaîne détruisent de la valeur.

**Tableau 4 – Différences de performance et de création de valeur selon le mode de diversification**

Variables de performance et de création de valeur <sup>a</sup>	Différences de moyennes significatives <sup>bc</sup>
Rent	Diversification non liée > Diversification liée contrainte
Risk	Diversification non liée < Diversification liée contrainte
VALEUR <sub>1</sub>	Diversification non liée > Diversification liée contrainte
	Diversification non liée > Diversification liée en chaîne
VALEUR <sub>2</sub>	Diversification non liée > Diversification liée contrainte
	Diversification non liée > Diversification liée en chaîne

<sup>a</sup> VALEUR<sub>1</sub> = indice de Sharpe–*benchmark* ; VALEUR<sub>2</sub> = ratio de Marris

<sup>b</sup> Comparaisons multiples *a posteriori* (Test *post hoc* de Bonferroni).

<sup>c</sup> Seules les différences de moyennes significatives au niveau p < 0,05 figurent dans le tableau.

En résumé, les résultats de l'analyse de variance à un facteur permettent d'établir une relation entre mode de diversification et perfor-

mance boursière rendement/risque. L'analyse de variance multivariée (MANOVA) du tableau 3 montre par ailleurs que la performance de l'entreprise, envisagée selon les critères rendement-risque et création de valeur, varie de façon significative entre les différents modes de diversification. Les résultats de la MANOVA confirment ainsi l'existence d'une relation globale entre la stratégie de diversification et la performance de l'entreprise.

Bien que notre objectif de recherche concerne l'examen de la relation stratégie de diversification/performance, il peut faire sens d'examiner la performance des 28 entreprises non diversifiées écartées de l'échantillon de travail (N = 41). Ces entreprises sont engagées dans une stratégie d'activité unique (au moins 95 % du chiffre d'affaires réalisé dans la même activité) ou dominante (entre 70 % et 95 % du chiffre d'affaires dans la même activité). On peut donc considérer qu'il s'agit d'entreprises spécialisées.

Disposant à présent d'un échantillon de 69 entreprises (41 firmes diversifiées + 28 firmes spécialisées), il est nécessaire de réexaminer la distribution des variables de performance et de création de valeur afin de repérer d'éventuelles valeurs atypiques (*outliers* et *extremes*). S'il existe de telles valeurs dans un ou plusieurs types (i.e., spécialisation, diversification liée, et diversification non liée), la moyenne et les tests associés peuvent ne pas signifier grand-chose. Les diagrammes « boîte à moustaches » utilisés à cette fin révèlent qu'il n'y a pas de valeurs atypiques dans les distributions concernées<sup>13</sup>.

Le tableau 5 présente les résultats de l'analyse de variance d'ordre un (ANOVA) de la performance rendement-risque et de la création de valeur selon le type de stratégie. On constate que si le type de stratégie est défini à partir de l'opposition Spécialisation/Diversification (I- dans le tableau 5), seule la variable de risque (*Risk*) diffère significativement entre ces deux stratégies et il apparaît alors que la diversification est une stratégie moins risquée que la spécialisation. Par contre, si le type de stratégie distingue la spécialisation, la diversification liée, et la diversification non liée (II- dans le tableau 5), les moyennes des deux variables de performance et des deux indicateurs de création de valeur sont significativement différentes entre les trois stratégies. On peut en

---

<sup>13</sup> Nous avons indiqué précédemment que le problème des valeurs atypiques ne se posait pas concernant l'échantillon de travail (N=41). Cependant, puisque nous envisageons désormais un échantillon de 69 entreprises, il est nécessaire d'examiner à nouveau les distributions concernées. Les diagrammes sont disponibles auprès de l'auteur.

conclure que la distinction Spécialisation/Diversification n'est pas assez fine pour rendre compte des différences de performance rendement-risque et de création de valeur et que, dans ce but, il est nécessaire de distinguer le mode de diversification liée/non liée.

**Tableau 5 – Performance rendement/risque et création de valeur selon le type de stratégie**

		Moyennes			
		Performance		Création de valeur <sup>a</sup>	
I- Type de stratégie	N	Rent ( $\times 10^3$ )	Risk ( $\times 10$ )	VALEUR <sub>1</sub>	VALEUR <sub>2</sub>
Spécialisation	28	0,0107	0,2698	0,0040	1.53
Diversification	41	0,0214	0,2477	0,0024	1.54
Total	69				
Moyennes globales		0,0171	0,2567	0,0030	1.53
ANOVA		<i>n,s</i>	F = 7,04**	<i>n,s</i>	<i>n,s</i>
II- Type de stratégie	N	Rent ( $\times 10^3$ )	Risk ( $\times 10$ )	VALEUR <sub>1</sub>	VALEUR <sub>2</sub>
Spécialisation	28	0,0107	0,2698	0,0040	1.53
Diversification liée	31	0,0088	0,2519	- 0,0034	1.35
Diversification non liée	10	0,0634	0,2277	0,0205	2.12
Total	69				
Moyennes globales		0,0171	0,2567	0,0030	1.53
ANOVA		F = 4.18**	F = 4,54**	F = 6,69**	F = 4,73**

<sup>a</sup> VALEUR<sub>1</sub> = indice de Sharpe–benchmark (création de valeur si VALEUR<sub>1</sub> > 0)

<sup>a</sup> VALEUR<sub>2</sub> = ratio de Marris (création de valeur si VALEUR<sub>2</sub> > 1)

\*\* p < 0,01

**Tableau 6 – Différences de performance et de création de valeur entre les types de stratégie**

Variables de performance et de création de valeur <sup>a</sup>	Différences de moyennes significatives <sup>bc</sup>
Rent	Diversification non liée > Spécialisation
	Diversification non liée > Diversification liée
Risk	Diversification non liée < Spécialisation
VALEUR <sub>1</sub>	Diversification non liée > Spécialisation
	Diversification non liée > Diversification liée
VALEUR <sub>2</sub>	Diversification non liée > Diversification liée

<sup>a</sup> VALEUR<sub>1</sub> = indice de Sharpe–benchmark ; VALEUR<sub>2</sub> = ratio de Marris

<sup>b</sup> Comparaisons multiples *a posteriori* (Test post hoc de Bonferroni).

<sup>c</sup> Seules les différences de moyennes significatives au niveau  $p < 0,05$  figurent dans le tableau.

Le test de comparaisons multiples de Bonferroni (tableau 6) permet de préciser la relation établie au niveau global (II- dans le tableau 5). En particulier, il ressort de l'interprétation conjointe des tableaux 5 et 6

que le rendement (Rent) et la création de valeur (VALEUR<sub>1</sub>) associés à la diversification non liée sont les plus élevés des trois stratégies.

#### 4. Discussion

Bien qu'ils invitent à une certaine prudence lorsqu'il s'agit de les interpréter, nos résultats indiquent que la stratégie non liée est préférable à la stratégie liée en termes de performance rendement-risque et de création de valeur. En cela, ils se démarquent assez nettement de la littérature stratégique-financière américaine (e.g., Berger et Ofek 1995 ; Comment et Jarrell 1995 ; Lang et Stulz 1994).

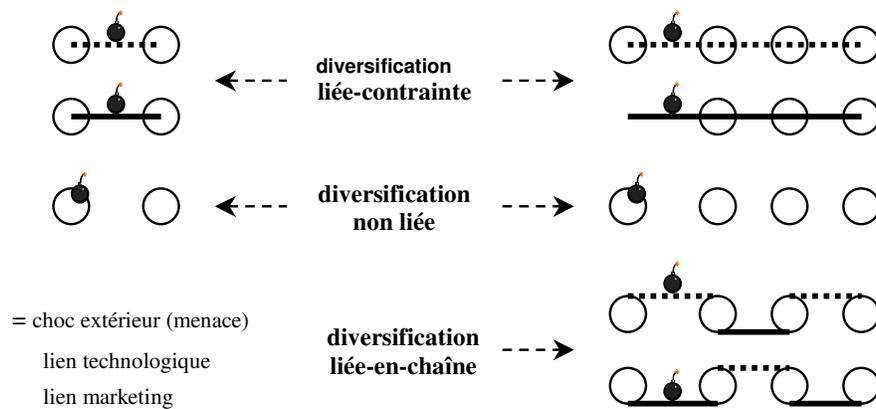
Ils se distinguent également de l'étude de Chang et Thomas (1989) qui énonce des choses centrales par rapport à notre objectif de recherche. En particulier, à partir d'un échantillon de 64 firmes diversifiées américaines, ces auteurs concluent qu'il n'y a pas de différence significative en termes de performance rendement-risque entre différents groupes d'entreprises diversifiées. Même lorsque les effets du marché et de la taille de la firme sont contrôlés, les différences de performance associées à différentes stratégies de diversification ne sont pas concluantes. Cette divergence de résultats résulte des mesures de la diversification (continue) et de la performance (comptable) utilisées par ces auteurs. Dans ce contexte, il semble difficile d'opérer un rapprochement entre les conclusions de Chang et Thomas et celles du présent article. Par ailleurs, bien que les effets de la diversification sur le risque s'avèrent non significatifs, les coefficients des modèles de régression suggèrent que le risque des stratégies d'activités non liées est plus faible que celui des stratégies d'activités liées (Chang et Thomas 1989, p. 279), ce qui pourrait constituer un point de convergence entre les deux études. Il faudrait aussi mentionner d'autres résultats indiquant que le rendement boursier ajusté du risque des entreprises diversifiées non liées est supérieur à celui des entreprises diversifiées liées (Michel et Shaked 1984) ou, encore, que parmi les catégories de stratégies définies par Rumelt, la diversification non liée est celle qui réalise le ROE le plus élevé (Grant et Jammie 1988).

Cette rapide mise en perspective de nos résultats dans le cadre de la littérature consacrée à la relation stratégie de diversification/performance suggère qu'il est difficile de transposer directement l'expérience américaine de la diversification au contexte français, et

vraisemblablement européen. L'étude de la diversification impose donc de distinguer entre les comportements stratégiques qui relèvent d'un modèle théorique supposé universel et ceux qui sont spécifiques à un contexte économique, industriel et politique, ou issus d'une culture managériale différente de celle des États-Unis (Geringer et al. 2000). En outre, puisqu'on ne sait toujours pas comment et à quel moment utiliser la stratégie de diversification pour construire un avantage compétitif à long terme (Markides et Williamson 1994), il n'est pas question ici de prétendre édicter une règle de management. Nos résultats imposent cependant de préciser en quoi la diversification non liée peut être une stratégie attractive, puisqu'ils semblent valider le modèle intermédiaire de la relation diversification-performance.

Selon ce modèle théorique, l'avantage spécifique de la stratégie non liée provient essentiellement de l'exploitation de synergies financières, permettant de réduire le risque global de la firme par le jeu d'effets de portefeuille. Hors de cette approche strictement financière de la diversification (dérivée de la théorie du portefeuille), il semble difficile de tirer profit d'une stratégie non liée. On peut néanmoins avancer un motif non financier pour justifier le choix de cette stratégie : la diversification non liée permet de se protéger de menaces émanant d'un environnement hostile, susceptible de mettre en péril la survie des activités présentes de l'entreprise (Kay 1997). Confrontée à un changement soudain et radical dans son environnement pertinent, la survie d'une entreprise dépend de sa capacité à se désengager rapidement de ses activités fragilisées (en termes de rentabilité financière ou de parts de marché, par exemple) et à reconstruire à partir des activités saines restantes. Or, l'impact potentiel d'un choc environnemental sur la vulnérabilité de la firme n'est pas indépendant du mode de diversification.

Pour s'en convaincre, nous avons représenté les trois formes de diversification envisagées dans cet article : liée-contrainte, liée-enchaîne, et non liée (figure 1). Elles sont scindées en des stratégies simples à deux domaines d'activité (à gauche) et des stratégies plus complexes organisées autour de quatre domaines d'activité (à droite). La stratégie liée-contrainte fonctionne à partir d'un lien technologique ou marketing unique. La stratégie liée-enchaîne alterne liens technologiques et marketing de telle sorte que toutes les activités sont directement ou indirectement reliées entre elles. La stratégie non liée opère, quant à elle, sur la base d'une série d'activités non liées, comme l'indique l'absence de lien sur la figure 1.

**Figure 1** – Diversification et impact potentiel d'un choc extérieur

Source : d'après Kay (1997, p. 73), *Pattern in Corporate Evolution*, Oxford University Press.

Confrontée à un environnement hostile susceptible de mettre en péril ses activités présentes, la firme liée-contrainte semble être dans la position stratégique la plus défavorable. En effet, bien qu'elle puisse éventuellement préserver les ressources générées par une activité particulière, elle reste extrêmement vulnérable à un seul choc (symbolisé par une bombe sur la figure 1) qui viendrait frapper les liaisons centrales (technologiques ou marketing) structurant ses différentes activités, puisque celles-ci sont directement reliées les unes aux autres. Le facteur déterminant de la vulnérabilité stratégique semble donc être le schéma de liaisons entre activités plutôt que le nombre d'activités distinctes.

À l'instar du cas lié-contraint, les deux stratégies liées-en-chaîne de la figure 1 exploitent un lien unique entre activités, mais le schéma de liaison est différent. Au lieu d'exploiter le même lien technologique ou marketing à travers toutes les activités de la firme, comme dans le cas lié-contraint, la stratégie liée-en-chaîne organise des liens directs uniquement entre des paires d'activités (figure 1) et, en conséquence, réduit son exposition et donc sa vulnérabilité aux chocs extérieurs. Bien que les stratégies liées-en-chaîne de la figure 1 se fondent sur l'exploitation de synergies, un choc extérieur ne peut pas mettre en pé-

ril plus de deux activités liées. Une stratégie visant à limiter l'étendue des liens entre activités devrait ainsi favoriser la survie de la firme dans un environnement potentiellement hostile.

Enfin, la firme non liée limite l'impact maximum d'un choc survenant sur l'une de ses activités. L'absence de lien entre activités caractérisant la stratégie non liée isole la firme des menaces ou chocs spécifiques émanant de l'environnement. La stratégie non liée se révèle donc particulièrement adaptée à des environnements turbulents, soumis à de fréquentes évolutions soudaines et radicales. Au total, il apparaît que la liaison entre activités est une arme à double tranchant qui peut à la fois générer des synergies et accroître la vulnérabilité de la firme aux chocs extérieurs.

## **Conclusion**

L'objectif principal de cet article était d'étudier l'effet du mode de diversification sur la performance boursière rendement-risque et la création de valeur de l'entreprise. Nos résultats indiquent que la stratégie non liée est préférable à la stratégie liée en termes de performance rendement-risque réalisée et de valeur créée. Bien que l'intervalle de temps considéré ne paraisse pas être un facteur clé de la relation diversification-performance (Palish *et al.* 2000), il semble quand même nécessaire de disposer d'autres études portant sur des périodes plus récentes et des intervalles de temps plus longs. Il serait dès lors possible de vérifier si, malgré le mouvement récent de recentrage, les entreprises diversifiées non liées ont toujours un taux de survie élevé, ce que peut laisser supposer notre échantillon. On constate en effet que 60 % d'entre elles étaient toujours cotées sur le Premier marché au 31 juillet 2000, contre seulement 45 % des firmes diversifiées liées<sup>14</sup>.

## **Bibliographie**

- Amit R et Livnat J. (1988), « Diversification and the Risk-Return Trade-off », *Academy of Management Journal*, vol. 31, p. 154-166.  
Berger P.G. et Ofek E. (1995), « Diversification's Effect on Firm Value », *Journal of Financial Economics*, vol. 37, p. 69-65.

---

<sup>14</sup> Source : Guide COFISEM 2001 des 1 023 sociétés françaises cotées à Paris.

- Bettis R.A. et Chen A. (1990), « Organizational Structure, Financial Market Performance, and Vertical Integration », in R.A. Bettis et H. Thomas (Eds.), *Risk, Strategy, and Management*, JAI Press, p. 183-205.
- Bettis R.A. et Hall W.K. (1982), « Diversification Strategy, Accounting Determined Risk, and Accounting Determined Return », *Academy of Management Journal*, vol. 25, p. 254-264.
- Caby J. et Hirigoyen G. (2001), *La création de valeur de l'entreprise*, Économica.
- Caves R.E. (1981), « Diversification and Seller Concentration : Evidence from Change », *Review of Economics and Statistics*, vol. 63, p. 289-293.
- Chang Y. et Thomas H. (1989), « The Impact of Diversification Strategy on Risk-Return Performance », *Strategic Management Journal*, vol. 10, p. 271-284.
- Charreaux G. (1998), « La mesure de performance des entreprises », *Banque & Marchés*, n° 34, mai-juin, p. 46-51.
- Chatterjee S. et Blocher J.D. (1992), « Measurement of Firm Diversification : Is it Robust ? », *Academy of Management Journal*, vol. 35, p. 874-888.
- Comment R. et Jarrell G.A. (1995), « Corporate Focus and Stock Returns », *Journal of Financial Economics*, vol. 37, p. 67-87.
- Denis D.J., Denis D.K. et Sarin A. (1997), « Agency Problems, Equity Ownership, and Corporate Diversification », *Journal of Finance*, vol. 52, p. 135-160.
- Évrard Y., Pras B. et Roux E. (2000), *Market : études et recherches en marketing-fondements, méthodes*, Dunod.
- Gallais-Hamonno G. et Grandin P. (1999), « Les mesures de performance », *Banque & Marchés*, n° 42, septembre-octobre, p. 56-62.
- Geringer J.M., Tallman S. et Olsen D.M. (2000), « Product and International Diversification among Japanese Multinational Firms », *Strategic Management Journal*, vol. 21, p. 51-80.
- Gertner R.H., Scharfstein D.S. et Stein J.C. (1994), « Internal versus External Capital Markets », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, p. 1211-1230.
- Goold M. et Campbell A. (1998), « Desperately Seeking Synergy », *Harvard Business Review*, vol. 76, p. 130-143.
- Grant R.M. (1998), *Contemporary Strategy Analysis*, Blackwell.

- Grant R.M. et Jaminne A.P. (1988), « Performance Differences Between the Wrigley/Rumelt Strategic Categories », *Strategic Management Journal*, vol. 9, p. 333-346.
- Hall Jr. E.H. et St John C.H. (1994), « A Methodological Note on Diversity Measurement », *Strategic Management Journal*, vol. 15, p. 153-168.
- Hamon J. et Jacquillat B. (1992), *Le marché français des actions : Études empiriques 1977-1991* ; Presses Universitaires de France.
- Hoskisson R.E. et Hitt M.A. (1988), « Strategic Control Systems and Relative R&D Investment in Large Multiproduct Firms », *Strategic Management Journal*, vol. 9, p. 605-621.
- Hoskisson R.E., Hitt M.A., Johnson R.A. et Moesel D.D. (1993), « Construct Validity of an Objective (Entropy) Categorical Measure of Diversification Strategy », *Strategic Management Journal*, vol. 14, p. 215-235.
- Kay N.M. (1997), *Pattern in Corporate Evolution*, Oxford University Press.
- Keats B.W. (1990), « Diversification and Business Economic Performance Revisited : Issues of Measurement and Causality », *Journal of Management*, vol. 16, p. 61-72.
- Keats B.W. et Hitt M.A. (1988), « A Causal Model of Linkages Among Environmental Dimensions, Macro Organizational Characteristics, and Performance », *Academy of Management Journal*, vol. 31, p. 570-598.
- Lang L.H.P. et Stulz R.M. (1994), « Tobin'q, Corporate Diversification, and Firm Performance », *Journal of Political Economy*, vol. 102, p. 1248-1280.
- Lubatkin M. et Chatterjee S. (1994), « Extending Modern Portfolio Theory into the Domain of Corporate Diversification : Does it Apply ? », *Academy of Management Journal*, vol. 37, p. 109-136.
- Lubatkin M. et Shrieves R.E. (1986), « Towards Reconciliation of Market Performance Measures to Strategic Management Research », *Academy of Management Review*, vol. 11, p. 497-512.
- Markides C.C. (1992), « Consequence of Corporate Refocusing : Ex ante Evidence », *Academy of Management Journal*, vol. 35, p. 398-412.
- Markides C.C. et Williamson P.J. (1994), « Related Diversification, Core Competencies and Corporate Performance », *Strategic Management Journal*, vol. 15, p. 149-165.
- Michel A. et Shaked I. (1984), « Does Business Diversification Affect Performance ? », *Financial Management*, vol. 13, p. 18-24.

- Montgomery C.A. (1982), « The Measurement of Firm Diversification : Some New Empirical Evidence », *Academy of Management Journal*, vol. 25, p. 299-307.
- Nayyar P.R. (1992), « On the Measurement of Corporate Diversification Strategy : Evidence from Large U.S. Service Firms », *Strategic Management Journal*, vol. 13, p. 219-235.
- Palish L.E., Cardinal L.B. et Miller C.C. (2000), « Curvilinearity in the Diversification-Performance Linkage : An Examination of over Three Decades of Research », *Strategic Management Journal*, vol. 21, p. 155-174.
- Rumelt R. P. (1986), *Strategy, Structure and Economic Performance*, 2<sup>nd</sup> ed., Harvard Business School.
- Seth A. (1990), « Value Creation in Acquisitions : A Re-examination of Performance Issues », *Strategic Management Journal*, vol. 11, p. 99-115.
- Sharpe W.F. (1966), « Mutual Fund Performance », *The Journal of Business*, January, p. 119-138.
- Shleifer A. et Vishny R.W. (1991), « Takeovers in the '60s and the '80s : Evidence and Implications », *Strategic Management Journal*, Summer, Special Issue, vol. 12, p. 51-59.
- Venkatraman N. et Grant J.H. (1986), « Construct Measurement in Organizational Strategy Research : A Critique and Proposal », *Academy of Management Review*, vol. 11, p. 71-87.

## Annexe 1. Stratégie de diversification du groupe Seb

*Secteur d'activité : équipement ménager*

*Répartition du chiffre d'affaires total (1990) par activité en % :*

- |  |      |
|--|------|
| - Articles de ménage, autocuiseurs et ustensiles antiadhésifs :  | 20,4 |
| - Petit électroménager culinaire :<br>(friteuses, cafetières, toasters, robots, fours, balances de ménage) | 33,6 |
| - Équipement du foyer :<br>(fers à repasser, chauffage mobile)   | 30,2 |
| - Petit équipement relatif aux soins de la personne :<br>(pèse-personne, sèche-cheveux, hygiène dentaire)  | 15,8 |

*Estimation du ratio de spécialisation,  $R_S$  :*

L'activité discrète la plus importante représente 33,6 % du chiffre d'affaires total. L'activité « petit électroménager culinaire » peut en effet être gérée indépendamment des autres activités du groupe. On pourrait également retenir comme argument qu'il s'agit de l'activité principale sur laquelle l'intensité concurrentielle est la plus vive (les activités « appareils de cuisson » et « préparation des aliments » représentent en 1990, respectivement 33,6 % et 26,1 % du chiffre d'affaires total de Moulinex). On a donc :

$$R_S = 33,6 \%$$

*Estimation du ratio de liaison,  $R_L$  :*

Le groupe d'activités liées le plus important est formé par les activités qui concernent la maison, soit toutes exceptée la dernière de la liste puisqu'elle concerne la personne (i.e., 20,4+33,6+30,2). On a donc :

$$R_L = 84,2 \%$$

*Estimation du ratio de connexité centrale,  $R_C$  :*

Les deux premières activités partagent une même compétence centrale (aux niveaux production et marketing) puisqu'elles concernent l'activité associée à la cuisine (i.e., 20,4+33,6). On a donc :

$$R_C = 54,0 \%$$

*Décision :*

$$R_S = 33,6 \% < 70 \%, R_L = 84,2 \% > 70 \%$$

$$R_C = 54 \% < (R_L + R_S)/2 \text{ puisque } (R_L + R_S)/2 = 58,9 \%$$

Le groupe Seb appartient donc à la catégorie « diversification liée en chaîne ».