

INTRODUCTION

En 1970, Fred Borch, Chairman de la General Electric, décidait d'éclater les activités de cette entreprise en un ensemble d'unités autonomes, suivant une recommandation de McKinsey & Co. D'une firme dont l'activité se limitait aux moteurs électriques et à l'éclairage, la General Electric évolua alors en un conglomérat. Cette transformation radicale stimula par la suite l'entrée dans un nombre croissant de nouvelles activités, marquant ainsi une des premières manifestations de la stratégie de diversification.

De façon générale, la diversification est la stratégie de l'entreprise qui se lance dans des activités nouvelles pour elle, activités correspondant à de nouveaux produits et/ou de nouveaux marchés (Desreumaux, 1996). La diversification correspond donc à un accroissement important de l'hétérogénéité des extrants par entrée au sein d'une nouvelle branche ou d'un nouveau DAS de la branche d'activité actuelle de l'entreprise (Paturel, 1997).

Il revient à Rumelt (1974) d'avoir montré pour la première fois une relation analytique entre la performance économique et le type de diversification. L'intérêt pour ce thème n'a jamais faibli ces vingt-cinq dernières années et continue de mobiliser les chercheurs en stratégie jusque très récemment (e.g. Busija, O'Neill et Zeithaml, 1997 ; Farjoun, 1998 ; Hitt, Hoskisson et Kim, 1997 ; Stimpert et Duhaime, 1997).

Malgré ces efforts, les résultats du volume imposant de recherches empiriques consacrées à la relation diversification-performance ne sont pas clairs. La mesure de la diversification (continue versus catégorielle) et de la performance (comptable versus boursière) sont des arguments fréquemment avancés pour expliquer ce manque de convergence.

Par ailleurs, une très forte majorité de ces études a considéré que la relation diversification-performance était invariante dans le temps. Pourtant, il semble nécessaire de tenir compte d'effets temporels en spécifiant la ou les périodes servant de support à l'étude (Ramanujam et Varadarajan, 1989). Tout indique en effet que l'hypothèse d'homogénéité de la période observée, sous-jacente à la plupart des recherches en stratégie, n'est pas justifiée (Mascarenhas et Aaker, 1989).

L'impact du cycle boursier sur la performance de la diversification a été négligé par la recherche en stratégie. Pourtant, deux arguments principaux militent en faveur de la prise en compte explicite du contexte boursier dans l'étude de la relation diversification-performance. L'existence de cycles boursiers, si l'on veut en faire l'hypothèse, suggère de fait que la performance de la diversification peut ne pas être équivalente durant les cycles baissiers et haussiers. Par ailleurs, l'étude empirique de l'effet du cycle sur la relation diversification-performance peut contribuer à démentir certains mythes solidement ancrés dans la littérature stratégique (e.g. « la performance de la diversification liée est supérieure à celle de la diversification non liée »).

C'est dans ce cadre que s'inscrit l'approche cyclique de la relation diversification-performance. L'objectif de recherche est de regarder le problème sous un angle original par la question : Y a-t-il des effets différentiels des stratégies de diversification sur la performance des firmes, liés aux cycles boursiers ?

Outre l'utilisation d'une approche cyclique, cette étude se distingue des recherches antérieures essentiellement à deux niveaux. La performance boursière est mesurée sur le nombre de jours de bourse effectif définissant respectivement les cycles baissiers et haussiers, et non d'après une moyenne calculée sur la période totale observée. D'autre

part, la diversification de la firme est envisagée à partir de six types de stratégies distinctes, et non en fonction de la seule opposition liée/non liée.

REVUE DE LA LITTÉRATURE

La première étude à envisager explicitement une influence du cycle d'activité, ou tout au moins du contexte économique, sur la performance est le fait de Mueller (1977). Selon cet auteur, le test pertinent de la performance respective des firmes conglomerales et non conglomerales doit couvrir un cycle économique complet, et non la seule phase de croissance du cycle durant laquelle les conglomerats sont engagés dans une stratégie d'acquisitions. En ce sens, les résultats de Weston et Mansinghka (1971) et Weston, Smith et Shrieves (1972) sont sans doute faussés car ils sont basés sur l'historique de performance des conglomerats américains durant la période de croissance des années 60. Or le biais dû à la nature expansionniste de la période d'observation n'est pas négligeable. Par exemple, Reid (1971) montra que durant la récession qui précéda l'essor de la Bourse américaine dans les années 60, la performance d'un échantillon de conglomerats américains était inférieure à celle d'un échantillon équivalent de firmes non conglomerales. D'autres chercheurs en finance (Melicher et Rush, 1973, 1974) confirmèrent ces premiers résultats en montrant qu'il n'y a pas de différence significative entre rentabilité conglomerale et non conglomerale lorsqu'elles sont calculées sur l'intervalle 1966-71, alors que les conglomerats sont plus rentables durant une première sous-période d'expansion (1966-69) et moins rentables durant une seconde sous-période de récession (1969-71).

Les quelques études qui ont testé spécifiquement la stabilité temporelle de la relation diversification-performance ont montré que la relation varie effectivement avec le cycle d'activité. Hill (1983) vérifia l'hypothèse selon laquelle la performance des firmes diversifiées dans des activités non liées est plus volatile sur l'intervalle 1970-76 que celles dont la logique de diversification est fondée sur des activités liées. Les résultats indiquent en effet que la performance de la diversification liée s'améliore plus vite que celle de la diversification non liée durant la phase de croissance (1970-73), mais se détériore également plus rapidement durant la phase de déclin (1973-76). Lorsqu'on s'intéresse non plus au schéma de liaison entre activité mais au degré de diversification (Ciscel et Evans, 1984), l'influence du cycle d'activité sur la relation diversification-performance reste vérifiée. Les niveaux modérés de diversification sont alors associés à une amélioration durant les périodes d'expansion, tandis que les niveaux élevés de diversification correspondent généralement à une dégradation de la performance durant les périodes de récession.

Si le phénomène cyclique est censé se refléter dans la politique de diversification de la firme, l'analyse des secteurs économiques dans lesquels la firme est active est l'élément central de l'étude des effets du cycle sur la performance. Fort de ce constat, Amit et Livnat (1988) classent chaque segment d'activité de la firme en fonction de leur degré de synchronisation avec le cycle macro-économique. Ainsi, le niveau d'activité d'un segment peut-il être en décalage avant ou arrière ou encore coïncider avec celui du cycle économique général. Il s'agit alors d'organiser l'activité totale de la firme selon une combinaison de différents secteurs économiques permettant d'opérer un équilibrage en termes de timing et de magnitude des fluctuations cycliques. Les profits réalisés dans ceux en croissance viendront compenser les pertes subies dans ceux en récession selon le principe bien connu de la diversification. Les auteurs reconnaissent néanmoins qu'il

n'y a pas de règle absolue en la matière, et qu'il n'est pas forcément intéressant pour la firme de se diversifier dans des activités atteignant leur pic à des moments distincts du cycle économique général. Les coûts d'entrée dans ces segments d'activité peuvent en effet excéder les bénéfices attendus de la diversification.

Ces mêmes auteurs ont développé un outil d'aide à la décision de diversification intégrant le degré d'exposition de la firme aux fluctuations économiques. L'indice d'efficacité de la diversification (Amit et Livnat, 1989), permet ainsi d'évaluer dans quelle mesure la firme est capable de protéger son portefeuille d'activités du phénomène cyclique. Puisqu'il semble évident que les effets différentiels du cycle macro-économique ne sont pas identiques pour tous les segments d'activité de la firme, le rôle du manager est de sélectionner les couples produits/marchés qui vont réduire l'effet du cycle sur la performance globale de la firme, et donc renforcer la stabilité des cash flows.

Le dénominateur commun aux études précitées est de se référer à un indicateur de l'activité économique globale (le PNB le plus souvent). Peu d'études ont utilisé des cycles de référence définis à partir de l'évolution d'un indicateur strictement boursier. Deux exceptions notables sont le fait de Lubatkin et Chatterjee (1991, 1994). L'apport de leur première étude est d'avoir montré que la diversification liée reste le meilleur moyen de protéger la richesse de l'actionnaire contre les mouvements cycliques baissiers. Ce résultat, contraire à ce qu'affirme la théorie du portefeuille, souligne l'importance de distinguer portefeuille d'actifs financiers et portefeuille d'activités (Harry Markowitz est quand même prix Nobel d'économie). Dans leur étude la plus récente, Lubatkin et Chatterjee confirment une partie de leurs résultats précédents, en particulier que la relation curviligne entre diversification et risque est plus prononcée durant les cycles de marché haussier que baissier.

Cependant, les deux études se rapprochant le plus de notre objectif de recherche utilisent pour évaluer la performance, soit une mesure distincte du risque et de la rentabilité (Lubatkin et Chatterjee, 1991), soit une mesure des composantes systématique et non systématique du risque total (Lubatkin et Chatterjee, 1994). Il n'y a pas à notre connaissance d'étude empirique du lien diversification-performance intégrant l'influence des cycles boursiers et utilisant un indicateur « synthétique » de la performance (par exemple, les indices de Sharpe, Treynor et Jensen).

Ce rapide passage en revue de la littérature, en relevant les particularités des recherches existantes, souligne l'intérêt de formuler des hypothèses spécifiques sur l'approche cyclique de la relation diversification-performance.

IDENTIFICATION DES CYCLES BOURSIERS

Suivant Harvey (1985, 1989) et Harvey et Jaeger (1993), nous avons utilisé un modèle structurel à composantes inobservables pour extraire la composante cyclique de la série observée représentant l'évolution mensuelle de l'indice boursier AFFI-P-D sur la période 1986-1990, soit :

$$\begin{aligned}
 (1) \quad & Y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t & t = 1, \dots, T \\
 (2) \quad & \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\
 (3) \quad & \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t
 \end{aligned}$$

$$(4) \begin{bmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{y}_t^* \end{bmatrix} = \mathbf{r} \begin{bmatrix} \cos I_c & \sin I_c \\ -\sin I_c & \cos I_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{t-1} \\ \mathbf{y}_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{k}_t \\ \mathbf{k}_t^* \end{bmatrix}$$

où les équations (1) à (4) définissent un modèle « Tendance plus Cycle » dans lequel la série étudiée est décomposée de manière additive en une tendance μ_t , un cycle ψ_t et une composante irrégulière ε_t . Lorsque \mathbf{s}_h^2 dans (2) est fixé égal à zéro, on obtient le modèle *Slowly Moving Smooth Trend plus Stochastic Cycle* utilisé dans ce papier¹.

Tout l'intérêt de la formulation stochastique du cycle est de pouvoir reproduire convenablement les irrégularités et déformations effectives de l'activité boursière. Partant d'une spécification élémentaire du cycle, dont le caractère déterministe convient mal à la nature turbulente du marché, on parvient néanmoins à décrire celle-ci de façon satisfaisante, via la présence de chocs aléatoires dont l'effet est d'assouplir le cycle déterministe initial. A chacune de leurs interventions, ces innovations vont définir de nouvelles conditions initiales du processus cyclique, et donc permettre de mieux appréhender la réalité cyclique du marché.

Deux variables d'intervention sont introduites dans le modèle en raison de l'occurrence de valeurs extrêmes lors de l'estimation du modèle initial, et de la présence de changements structurels clairs dans l'évolution de la série. Le codage de type « impulsion » ($w_t = 1$ for $t = \tau$, $w_t = 0$ sinon) retenu permet d'attribuer un caractère transitoire et non permanent à un événement particulier. S'agissant du krach boursier de 1987, il n'est pas déraisonnable de penser que son action réelle fut limitée dans le temps, les marchés reprenant assez vite leurs droits après avoir « intégré » cette chute brutale. Les deux variables indicatrices incluses correspondent aux 6^{ième} et 22^{ième} mois de la période 1986-1990, soit Juin 1986 et Octobre 1997. L'association de la seconde variable au jeudi noir du krach de 1987 ne peut pas être plus évidente. L'identification de la première variable à un événement particulier est plus difficile. L'existence d'un avant-krach, signe précurseur du véritable krach d'octobre l'année suivante serait une explication plausible.

L'estimation des hyperparamètres ($\mathbf{s}_e^2, \mathbf{s}_z^2, \mathbf{s}_k^2, I_c, \mathbf{r}$) s'effectue dans le domaine des temps une fois le modèle écrit sous sa forme espace-état (Aoki, 1987). On peut alors utiliser le filtre de Kalman pour désagréger la série Y_t en ses différentes composantes tendancielle, cyclique et irrégulière. Les résultats de l'estimation du modèle *Slowly Moving Trend plus Stochastic Cycle* par la méthode du maximum de vraisemblance, spécifiant l'évolution mensuelle du logarithme de l'indice boursier AFFI-P-D sur la période 1986-1990, sont présentés dans le Tableau 1.

Tableau 1 : Estimation des hyperparamètres du modèle *Slowly Moving Trend plus Stochastic Cycle*

Tendance		Cycle stochastique			Terme irrégulier ^a	Variables d' intervention	
Pente $\tilde{s}_z^2 (\times 10^3)$	Facteur d'amortissement \tilde{r}	Fréquence \tilde{I}_c	Période $2\pi/\lambda$	Perturbation $\tilde{s}_k^2 (\times 10^3)$	\tilde{s}_e^2	Juin 1986 \tilde{I}_6	Oct. 1987 \tilde{I}_{22}
.2058 (1.45)	.8602 (11.40)	.3772 (2.91)	16	1.4642 (3.76)	•	-.1064 (-3.41)	-.0880 (-2.82)

(t de Student)

^aLa variance estimée a été fixée à zéro par l'algorithme de maximisation de la vraisemblance

Les résultats du Tableau 1 valident les caractéristiques cycliques du modèle. Ils sont essentiels dans le cadre de cette étude car ils assurent que la composante cyclique extraite de la série initiale n'est pas un artefact. Les diagnostics de qualité statistique usuels : normalité, hétéroscédasticité, corrélation sérielle et qualité d'ajustement sont satisfaisants et indiquent clairement que le modèle est bien spécifié (résultats disponibles auprès de l'auteur). Ces différents résultats et diagnostics garantissent que la composante cyclique extraite est un support fiable pour identifier les points de retournement cyclique.

Les règles de décision que nous avons utilisé pour dater les cycles de marché et les phases cycliques baissières / haussières s'inspirent de la procédure d'identification des points de retournement utilisée par le NBER (National Bureau of Economic Research) et l'OCDE. Elles s'appliquent à la série cyclique extraite de la série initiale observée (évolution mensuelle de l'indice de marché AFFI-P-D de 1986 à 1990).

Dans un premier temps, on commence par sélectionner les points de retournement *potentiels* en s'appuyant sur la définition suivante d'un pic (un creux) : le dernier point haut (bas) précédant une chute (une remontée) de la courbe cyclique. On va ensuite soumettre cette série de points de retournement potentiels à certaines règles de décision agissant chacune très simplement comme des tris successifs, et permettant l'identification des points de retournement cyclique *définitifs*².

D'après les définitions du cycle (pic à pic) et de la phase cyclique (de pic à creux : baissière ; de creux à pic : haussière) retenues dans ce papier, on obtient les dates figurant dans le Tableau 2.

Tableau 2 : Datation des cycles de marché et des phases cycliques

Cycles de marché ^a <i>Phases Cycliques</i>	Dates	Durée en mois (jours de bourse effectifs)
Cycle 1: P ₁ -P ₂	de Mai 1986 à Sept. 1987	17 (335)
phase ↓ ₁ : P ₁ -C ₁	de Mai 1986 à Nov. 1986	7 (128)
phase ↑ ₁ : C ₁ -P ₂	de Nov. 1986 à Sept. 1987	11 (208)
Cycle 2: P ₂ -P ₃	de Sept. 1987 à Oct.1988	14 (274)
phase ↓ ₂ : P ₂ -C ₂	de Nov. 1986 à Sept. 1987	5 (85)
phase ↑ ₂ : C ₂ -P ₃	de Jan. 1988 à Oct. 1988	10 (190)

Cycle 3: P ₃ -P ₄	de Oct.1988 à Sept. 1989	12 (227)
phase ↓ ₃ : P ₃ -C ₃	de Oct. 1988 à Mai 1989	8 (142)
phase ↑ ₃ : C ₃ -P ₄	de Mai 1989 à Sept. 1989	5 (86)
Cycle 4: P ₄ -P ₅	de Sept. 1989 à Juillet 1990	11 (208)
phase ↓ ₄ : P ₄ -C ₄	de Sept. 1989 à Fev. 1990	6 (107)
phase ↑ ₄ : C ₄ -P ₅	de Fev. 1990 à Juillet 1990	6 (102)

^a Les P_i et C_i correspondent respectivement aux pics et creux successifs identifiés.

Note: l'écart d'un mois entre la durée d'un cycle et la somme des durées des phases cycliques correspondantes, s'explique par la prise en compte du point de retournement de la phase cyclique (i.e. intra-cycle), à la fois dans les phases baissières et haussières.

La durée moyenne d'un cycle est de 13.5 mois, ce qui correspond assez bien à la période cyclique estimée par le modèle économétrique ($2\pi/\lambda = 16$ mois). Chacun de ces quatre cycles contient deux phases cycliques, l'une baissière (\downarrow_i) et l'autre haussière (\uparrow_i), avec $i = 1, \dots, 4$, le numéro du cycle correspondant. La durée moyenne d'une phase baissière est de 6.5 mois, celle d'une phase haussière, de 8 mois. Les durées en jours des cycles et phases cycliques (entre parenthèses dans le Tableau 2) proviennent de la série initiale de périodicité quotidienne³. Elles correspondent au nombre de jours effectifs contenus dans chacun et chacune des cycles et phases cycliques identifiés.

ÉCHANTILLON ET MESURES

1 – Échantillon

La mesure de la performance boursière cyclique exigeait l'utilisation de données de périodicité quotidienne. Ces observations ont été obtenues à partir d'une extraction de la banque de données AFFI-SBF. L'échantillon final est composé de 70 firmes industrielles françaises, cotées sur le marché du Règlement mensuel (RM par la suite) au cours de la période 1986-1990.

La procédure de sélection de l'échantillon rompt avec la méthode traditionnelle de tirage au hasard de n firmes parmi les 500 ou 1000 plus grandes entreprises classées par une revue spécialisée. Dans un premier temps, les cinq critères suivants : (i) valeurs cotées sur le marché du Règlement mensuel, (ii) valeurs industrielles, (iii) valeurs françaises, (iv) valeurs de type action ordinaire, et (v) période 1986-1990, généraient un échantillon composé de 97 firmes. Trois tris différents effectués successivement sur ces 97 valeurs: (i) nature industrielle discutable de l'activité de la firme, (ii) nombre insuffisant d'observations disponibles sur la période, et (iii) cas particuliers, conduisaient au rejet de 27 d'entre elles, soit un échantillon final de 70 entreprises⁴.

Il ne s'agissait donc pas de parvenir absolument à un échantillon représentatif du tissu industriel français, mais plutôt de retenir toutes les valeurs industrielles françaises cotées au RM sur 1986-1990, validant les deux séries de critères de sélection précédentes. Ce choix s'explique par la volonté de s'intéresser aux plus grandes firmes industrielles françaises et par certaines contraintes liées à la disponibilité des données. La mesure de la performance boursière cyclique exigeait en effet que les cours quotidiens des titres soient disponibles sur la période avec un maximum de régularité.

2 - Mesures

Nous avons utilisé la classification de Rumelt (1974, 1982) pour déterminer la stratégie de diversification des 70 firmes de l'échantillon. Les six catégories de diversification retenues sont: activité unique, activité dominante intégrée, activité dominante, activités liées contraintes, activités liées en chaîne, et activités non liées. Le schéma de liaison des activités de la firme reposant sur la distinction entre activités liées *contraintes* et liées *en chaîne* (Montgomery, 1982), nous n'avons pas regroupé ces deux catégories sous l'appellation « activités liées » comme ont pu le faire certains chercheurs (Barton, 1988; Keats, 1990)⁵.

Le choix d'une mesure de la performance financière n'est pas neutre quant aux résultats de l'étude de la relation diversification-performance. Par exemple, Keats et Hitt (1988) ont montré qu'il existe une relation positive entre diversification et performance boursière, mais pas de relation entre diversification et performance comptable.

Un des principaux mérites de la mesure boursière de la performance est d'intégrer une composante essentielle de l'analyse du lien diversification-performance : le risque. Là où l'approche comptable de la performance exige deux mesures distinctes de la rentabilité et du risque, le plus souvent le ROI et sa variance, l'approche boursière englobe ces deux dimensions dans un seul et même indicateur. Les indices de Treynor (1965), Sharpe (1966) et Jensen (1968) sont les exemples les plus représentatifs de ces mesures dites « de rentabilité ajustées du risque ».

D'autre part, les problèmes méthodologiques inhérents à l'approche moyenne-variance de la relation risque-rentabilité (Bettis et Mahajan, 1990 ; Wiseman et Bromiley, 1991 ; Oviatt et Bauerschmidt, 1991 ; Ruefli, 1990 ; Ruefli et Wiggins, 1994), nous ont conforté dans le choix d'une mesure de la performance simultanée risque-rentabilité au détriment d'une mesure distincte de la rentabilité et de son risque associée.

Enfin, l'approche cyclique de la relation diversification-performance imposait l'utilisation d'une mesure boursière de la performance. En effet, la performance comptable (ROI par exemple) ne peut se calculer qu'annuellement, à partir des bilans des années n ($n = 1986, \dots, 1990$ dans notre cas). Or les intervalles de temps définissant les différents cycles identifiés sur la période étudiée, ne correspondent absolument pas aux cinq années bilantielles. Autrement dit, utiliser des mesures comptables reviendrait dans notre cas à évaluer la performance réalisée d'une firme durant un cycle haussier de huit mois (exemple) à partir du ROI calculé sur l'année concernée. Le problème s'aggrave si ce cycle est à cheval sur deux années. Outre le fait qu'il semble incohérent d'estimer la performance réalisée sur huit mois par une mesure calculée sur l'année (à quoi correspondent les quatre mois résiduels ?), laquelle de ces deux années faut-il retenir pour mesurer la performance ? Faire la moyenne arithmétique du ROI obtenu sur les deux années ne peut qu'accroître le biais dans le calcul de la performance réalisée au cours du cycle identifié, puisque le nombre des mois résiduels non significatifs augmente⁶.

Les variables nécessaires au calcul des indices de Sharpe, Treynor et Jensen ont fait l'objet d'une mesure distincte sur les phases *agrégées* baissières / haussières⁷. Les valeurs baissières / haussières de ces cinq variables sont ensuite utilisées pour calculer les indices baissiers / haussiers de Sharpe, Treynor et Jensen spécifiés comme suit :

$$S_i = \left(\dot{\bar{R}}_{i,t} - \bar{R}_{f,t} \right) / \mathbf{s}_i$$

$$T_i = \left(\dot{\bar{R}}_{i,t} - \bar{R}_{f,t} \right) / \mathbf{b}_i$$

$$J_i = \left(\dot{\bar{R}}_{i,t} - \bar{R}_{f,t} \right) - \left[\left(\dot{\bar{R}}_{m,t} - \bar{R}_{f,t} \right) \mathbf{b}_i \right]$$

où $\dot{\bar{R}}_{i,t}$ est le taux de rentabilité géométrique moyen du titre i mesuré en temps continu, $\dot{\bar{R}}_{m,t}$ est le taux de rentabilité géométrique moyen de l'indice de marché AFFI-P-D⁸ mesuré en temps continu, $\bar{R}_{f,t}$ est le taux de rentabilité moyen de l'actif sans risque, \mathbf{s}_i est la variabilité du titre i (i.e. l'écart-type du taux de rentabilité réalisé net du taux sans risque), et \mathbf{b}_i est la volatilité du titre i (générée par un modèle de marché de la forme: $R_{i,t} = a_i + b_i R_{m,t} + e_{i,t}$).

A ce stade, nous disposons d'une mesure de la performance boursière baissière (haussière) de la firme i ($i = 1, \dots, 70$) calculée sur les phases cycliques agrégées baissières (haussières), i.e. sur les 462 (586) jours de bourse effectifs baissiers (haussiers) identifiés précédemment.

HYPOTHÈSES

Est-ce que l'effet de la stratégie de diversification sur la performance de la firme est indépendant de l'effet du cycle boursier ? ou au contraire, l'influence de la stratégie est-elle modifiée par la nature baissière ou haussière de ce cycle ?

Les éléments de réponse apportés par la littérature stratégique concernent presque exclusivement la performance respective de la diversification liée et non liée durant les marchés baissiers. La quasi totalité des études empiriques ont cherché à vérifier le rôle de la liaison entre activités dans le maintien de la performance de la firme durant les périodes de récession. Ceci explique sans doute le manque de résultats obtenus à partir d'une définition plus fine de la stratégie de diversification, ne reposant pas uniquement sur la dichotomie liée/non liée.

Bien qu'il n'y ait pas de théorie établie, concernant l'influence possible du cycle de marché sur l'association entre diversification et performance de la firme, certains traits généraux peuvent cependant être avancés. A l'évidence, les mêmes facteurs macro-économiques influent sur l'ensemble des firmes, mais le degré de leur impact variera en fonction du degré d'exposition de la firme à ceux-ci. D'autre part, la firme peut modifier son exposition en sélectionnant une stratégie appropriée, même si l'efficacité des stratégies n'est pas supposée être uniforme, quel que soit le contexte de marché. Cette variation d'efficacité de la stratégie s'explique principalement par les engagements financiers, souvent conséquents et en grande partie irréversibles, nécessaires à sa mise en œuvre et fondés sur des hypothèses particulières concernant l'environnement (Lubatkin et Chatterjee, 1994).

Tant que ces hypothèses sont vérifiées, l'exposition à l'incertitude environnementale peut être réduite. Il est bien évident qu'une firme dont la stratégie est en adéquation avec son environnement sera dans une position plus favorable que celle d'un concurrent

dont la stratégie est moins bien alignée sur le contexte de marché. Dans le premier cas, la firme pourra mieux défendre ses positions produit-marché contre les forces économiques et concurrentielles, en faisant peser l'incertitude environnementale sur ses concurrents plus faibles (Lubatkin et Chatterjee, 1991).

Les remarques générales qui précèdent sont insuffisantes pour servir de base à l'énoncé d'un ensemble d'hypothèses permettant de délimiter le thème de recherche qui nous intéresse. Notre objectif est de montrer que l'effet de la stratégie sur la performance n'est pas stable à travers les cycles boursiers baissiers et haussiers, mais qu'au contraire, l'influence de la stratégie sur la performance est modifiée par la nature du cycle. Autrement dit, la stratégie et le cycle interagissent sur la performance de la firme. L'interaction stratégie-cycle est testée par une première hypothèse générale, H_1 :

H_1 : La forme de la relation entre stratégie de diversification et performance de la firme est stable à travers les cycles boursiers.

Dans le cadre du test de H_1 , la stratégie de diversification est définie par les six catégories: activité unique, activité dominante, activité dominante intégrée, activités liées contraintes, activités liées en chaîne, et activités non liées. La performance de la firme est mesurée par les indices de Sharpe, Treynor et Jensen tels que calculés précédemment.

La forme de la relation spécifiée par H_1 est la suivante : la stratégie est supposée avoir un effet principal sur la performance, et cette influence ne varie pas avec les cycles de marché⁹. Autrement dit, la performance associée à chacune des six stratégies de diversification est équivalente à travers chacun des deux cycles boursiers. Le niveau de performance réalisé serait donc indifférent à la fois au type de diversification, au cycle boursier et à l'interaction des deux.

Si H_1 n'est pas rejetée (i.e. l'interaction stratégie-cycle n'est pas statistiquement significative), il faudra conclure que l'influence de la stratégie sur la performance est stable, et par conséquent ne varie pas en fonction du cycle. Si H_1 est rejetée, les résultats indiqueront le contraire. Il sera alors nécessaire d'observer la relation diversification-performance durant les deux cycles boursiers opposés. Dans ce but, nous testerons les hypothèses H_2 et H_3 qui examinent les niveaux de performance respectifs des six stratégies de diversification durant les cycles baissiers et haussiers, soit :

H_2 : Durant les marchés baissiers, la performance respective des six stratégies de diversification est équivalente.

H_3 : Durant les marchés haussiers, la performance respective des six stratégies de diversification est équivalente.

Durant les marchés baissiers, les firmes détenant un avantage compétitif fondé sur l'exploitation d'interrelations tangibles, intangibles ou concurrentielles peuvent amortir dans une certaine mesure la sensibilité de leur rentabilité aux perturbations économiques générales (Porter, 1985). Par exemple, la firme diversifiée dont les activités sont liées contraintes a la possibilité de répartir sa capacité de production, son réseau de distribution et les frais administratifs (ou n'importe quelle combinaison de ces facteurs) entre deux produits ou plus. Elle peut ainsi mobiliser et exploiter ses ressources à des

niveaux de coûts très proches de leurs seuils minimaux, même durant les récessions cycliques (Maloney et McCormick, 1983).

La logique industrielle reliant les différentes activités d'une firme diversifiée selon un processus contraint, permet à l'équipe dirigeante de mieux anticiper et de faire face plus efficacement aux difficultés posées par une période de marasme (Hill, 1983). Les activités de ce type de firme partagent en effet une logique commune dominante (Prahalad et Bettis, 1986). En outre, ces similitudes entre activités facilitent le développement d'une culture d'entreprise dont l'effet est de réduire le coût des systèmes de contrôle formels (Hoskisson, Hitt et Hill, 1991).

Cependant, tirer parti de ces synergies nécessite un système de contrôle centralisé capable de fournir au top-management une vision stratégique claire de chacune des activités formant l'ensemble diversifié (Hoskisson et Hitt, 1988). Un tel système doit aussi permettre de s'assurer que les responsables des différents SBU recherchent activement les coordinations potentielles entre activités en vue de les développer. D'autre part, des coûts de transfert internes surviennent dès que l'équipe dirigeante encourage les interrelations entre activités en raison du comportement concurrentiel adopté par les parties impliquées dans l'échange (Jones et Hill, 1988).

Les firmes très peu diversifiées (stratégies d'activité unique ou dominante) ou au contraire très diversifiées (stratégie d'activités non liées) ne bénéficient pas de l'effet des synergies liées aux interrelations organisant la firme diversifiée-contrainte. Par exemple, on conçoit aisément que la disparité des technologies associées aux différentes activités de la firme diversifiée non liée exclut toute opportunité de mise en commun de ressources. D'autre part, l'absence d'une logique commune entre activités diminue nettement la capacité de réaction de la firme face à un accroissement de l'intensité concurrentielle survenant dans n'importe laquelle de ses activités (Williams, Paez et Saunders, 1988).

A l'instar des firmes à activité unique, les firmes intégrées verticalement sont soumises aux incertitudes d'une seule industrie, ce qui augmente leur vulnérabilité aux fluctuations cycliques baissières. Elles peuvent néanmoins exercer un contrôle sur les incertitudes de l'offre et de la demande, et sur les coûts de transaction associés à chacun de ces deux pôles (Chatterjee, Lubatkin et Schoenecker, 1992). Les firmes diversifiées liées en chaîne constituent également un cas intermédiaire en matière de vulnérabilité aux perturbations cycliques. Par définition, il existe en effet certaines synergies entre des activités liées en chaîne, moins importantes que dans le cas d'activités liées contraintes, mais plus nombreuses que dans celui d'activités non liées.

Considérés simultanément, les différents arguments précités militent en faveur de la diversification liée contrainte, suggérant que l'existence d'interactions entre activités devrait amortir la dégradation de la performance durant les cycles baissiers.

Durant les marchés haussiers, l'avantage compétitif de la diversification liée contrainte est a priori beaucoup moins flagrant. Dans un tel contexte porteur, il semble que la gestion d'un portefeuille d'activités non liées soit relativement aisée (Hill, 1983), et que la plupart des firmes réalisent leurs objectifs de performance en raison des nombreuses opportunités d'investissement qui se présentent. La firme diversifiée non liée, dont le système de contrôle est plus flexible et qui n'est pas tenu de coordonner des transferts de ressources entre activités, pourrait même être avantagée par rapport à un concurrent diversifié lié (Lauenstein, 1985). Confrontés aux opportunités diverses caractérisant un cycle de marché haussier, on peut imaginer en effet que la capacité réactive des différents SBU de la firme non liée est supérieure. Cependant, la firme

diversifiée liée peut compenser sa très relative inertie par une réaction plus efficace, car l'ensemble de ses compétences s'organise autour des besoins stratégiques et financiers de chacune de ses activités (Williams, Paez et Sanders, 1988).

Au total, il semble difficile de se prononcer avec certitude sur la relation diversification-performance durant les cycles baissiers et haussiers, ce qui justifiait l'utilisation d'une démarche exploratoire.

RÉSULTATS EMPIRIQUES

Une procédure ANOVA multifactorielle est utilisée pour tester l'effet principal respectif de la stratégie de diversification, du cycle boursier et de l'effet d'interaction « stratégie × cycle » sur la performance (variable dépendante). Les trois hypothèses nulles suivantes permettent de tester H_1 :

H_0^1 : La stratégie de diversification n'a aucun effet global sur la performance.

H_0^2 : Le cycle de marché n'a aucun effet global sur la performance.

H_0^3 : L'interaction stratégie-cycle n'a aucun effet global sur la performance.

Le Tableau 3 présente les résultats des trois ANOVA multifactorielle correspondant aux trois mesures de la performance boursière (indices de Sharpe, Treynor, et Jensen) calculées sur les 70 firmes de l'échantillon.

Tableau 3 : Résultats de l'analyse de variance multifactorielle (H_1)

(N = 70)	Sharpe		Treynor		Jensen	
	F	sig. F	F	sig. F	F	sig. F
H_0^1 : effet de la stratégie ^a	2.93	,015	6.11	,000	3.71	,004
H_0^2 : effet du cycle ^b	228.6	,000	104.5	,000	10.46	,002
H_0^3 : interaction	2.75	,021	2.80	,019	2.43	,038
(modèle)	30.05	,000	17.72	,000	4.80	,000
R ²	,721		,604		,292	
R ² ajusté	,697		,570		,232	

^a Activité unique (n = 7); activité dominante (n = 18); activité dominante intégrée (n = 7); activités liées contraintes (n = 18); activités liées en chaîne (n = 9); activités non liées (n = 11)

^b Baissier / haussier

Un niveau de signification égal à .000 correspond à $p < .0005$

Le Tableau 3 révèle que l'interaction « stratégie × cycle » est significative que l'on considère l'indice de Sharpe ($p = ,021$), Treynor ($p = ,019$) ou Jensen ($p = ,038$). Ce résultat indique que la performance respective des six stratégies de diversification n'est pas équivalente durant les cycles baissiers et haussiers (H_0^2), et que l'effet de la diversification sur la performance (H_0^1) varie avec les cycles boursiers (H_0^3). En d'autres termes, le niveau de performance de la firme dépend de la combinaison de la stratégie et du cycle.

En vertu de la forte corrélation existant entre ces trois indices (Shawky, 1982), et dans le but de ne pas alourdir la présentation, nous retiendrons le seul indice de Treynor

pour le test des hypothèses H₂ et H₃. Bien que le R² ajusté associé à l'indice de Sharpe soit supérieur (69.7%), il semble préférable de tenir compte du niveau de signification de l'effet d'interaction. L'objectif de recherche de ce papier et la nature du test des hypothèses H₂ et H₃ conduisent à privilégier l'interaction la plus significative, soit p = ,019 pour l'indice de Treynor.

Concernant l'effet de la stratégie sur la performance durant les cycles boursiers baissiers/haussiers, les résultats du Tableau 4 (Partie I) montrent que les hypothèses H₂ et H₃ peuvent être rejetées (p = ,000 et p = ,013). On peut donc estimer que le type de diversification (activité unique, ..., activités non liées) a un effet global significatif sur la performance de la firme durant les cycles boursiers baissiers et haussiers. Par conséquent, la décision stratégique de poursuivre une stratégie d'activité unique, d'activités liées contraintes, ou encore d'activités non liées aura une influence sur le niveau de performance réalisé par la firme dans un contexte de marché baissier et haussier.

Le test de H₂ et H₃ montre que le type de diversification a un effet global significatif sur la performance de la firme durant les cycles de marché baissiers et haussiers. Cependant, les résultats de l'ANOVA multifactorielle ne permettent pas d'indiquer exactement comment s'exerce cette influence. En d'autres termes, on ne peut pas dire, par exemple, que dans un marché baissier (ou haussier) la performance associée à la stratégie d'activité dominante est supérieure (ou inférieure) à celle de la stratégie d'activités liées contraintes ou encore à celle de la stratégie d'activités non liées. Afin de conclure sur ce point, il faut procéder à l'analyse des contrastes à la moyenne pour le facteur « type de diversification » (Tableau 4, partie II). Il s'agit de déterminer si parmi les six stratégies de diversification envisagées (activité unique, ..., activités non liées), une ou plusieurs ont un effet significativement différent de l'effet global moyen, i.e. dont la performance réalisée associée est significativement plus élevée ou plus faible que la moyenne des performances obtenues globalement (les six stratégies confondues).

Tableau 4 : Résultats de l'ANOVA multifactorielle et de l'analyse des contrastes à la moyenne

Partie I – Test de l'effet global du type de diversification sur la performance (Treynor)								
(N = 70)								
Cycles baissiers(H₂)					Cycles haussiers(H₃)			
<i>ratio-F</i>					<i>sig de F</i>			
5.384					,000			
					3.140			
					,013			
Partie II - Analyse des contrastes à la moyenne pour le facteur « type de diversification »								
Cycles baissiers					Cycles haussiers			
<i>Type de diversification^b</i>	<i>Contrastes à la moyenne (´ 10²)</i>		<i>Intervalles de Bonferroni^a</i>		<i>Contrastes à la moyenne (´ 10²)</i>		<i>Intervalles de Bonferroni</i>	
	<i>Coeff.</i>	<i>sig-t</i>	<i>inf.</i>	<i>sup.</i>	<i>coeff</i>	<i>sig-t</i>	<i>inf.</i>	<i>sup.</i>
AU	-,140	,789	-1.175	,896	-,0741	,865	-,942	,794
AD	,241	,505	-,477	,958	1.115	,000	,514	1.716
DV	,652	,213	-,383	1,688	-,443	,311	-1.311	,424
CON	-1,789	,000	-2.506	-1.072	-,423	,165	-1.024	,178
LIN	,443	,346	-,490	1.375	-,0606	,877	-,842	,721
CNG	,593	,174	-,268	1.453	-,114	,754	-,835	,607

^a Intervalles de confiance à 95%

^b AU : activité unique (n = 7) ; AD : activité dominante (n = 18) ; DV : activité dominante intégrée (n = 7) ; CON : activités liées contraintes (n = 18) ; LIN : activités liées en chaîne (n = 9) ; CNG : activités non liées (n = 11)

Comme l'indique le Tableau 4 (partie II), durant les cycles de marché baissiers, seul l'effet de la stratégie d'activités liées contraintes (CON) sur la performance est significativement différent de l'effet global moyen, puisque l'intervalle de confiance global univarié de Bonferroni associé ne contient pas la valeur zéro¹⁰. Plus précisément, la stratégie de diversification liée contrainte conduit à une performance inférieure (signe négatif du coefficient) à la performance globale moyenne. Le Tableau 4 révèle également que durant les cycles de marché haussiers, seul l'effet de la stratégie d'activité dominante (AD) sur la performance est significativement différent de l'effet global moyen. Plus précisément, cette stratégie conduit à une performance supérieure (signe positif du coefficient) à la performance globale moyenne.

DISCUSSION

La stratégie de diversification par activités liées contraintes est la moins performante durant les cycles boursiers baissiers, et la stratégie d'activité dominante la plus performante durant les cycles haussiers. Faut-il s'étonner que les résultats se démarquent de la littérature stratégique ? Probablement non, tant il est vrai qu'en dépit d'un volume de recherche considérable, la supériorité de la diversification liée n'est toujours pas clairement établie. En outre, il est difficile de mettre en parallèle les résultats obtenus ici avec ceux de la littérature stratégique. L'approche cyclique de la relation diversification-performance intègre explicitement l'influence du cycle boursier dans l'analyse. Or, nous avons pu remarquer précédemment que l'approche traditionnelle du lien entre ces deux concepts occultait cette dimension.

Les mesures traditionnelles de la liaison entre activités fournissent une vision incomplète et surtout exagérée des possibilités réelles pour une firme d'exploiter les interrelations entre ses différents SBU. De plus, leur portée est limitée car elles assimilent les gains associés à l'existence de ces interrelations à la seule exploitation statique d'économies d'échelle. Or, si les économies d'échelle représentent un avantage court terme significatif de la diversification liée, le véritable levier provient de la création de nouveaux actifs stratégiques (Markides et Williamson, 1994). Ces derniers sont en effet par définition inaccessibles à court terme et à un faible niveau de coût pour les concurrents non diversifiés. Difficilement imitables, substituables et commercialisables, les actifs stratégiques permettent à la firme de construire un avantage compétitif durable en termes de coût ou de différenciation sur un marché donné.

On aurait ainsi accordé à tort un avantage compétitif à la diversification liée traditionnelle, axée sur des similitudes de marché/technologie, alors que seule l'interrelation stratégique permet la création d'actifs du même nom dans des environnements de marché différents. Le biais est réel car l'effet des interrelations stratégiques sur la performance de la firme est indépendant de son degré de diversification (Peteraf, 1993). Cependant, la plupart des actifs ou ressources stratégiques de la firme identifiées par l'approche resource-based (Mahoney et Pandian, 1992 ; Peteraf, 1993), sont le plus souvent intangibles et par conséquent difficilement mesurables.

Le choix d'une mesure de la diversité influe sur les résultats de l'analyse de la relation diversification-performance. Nous avons opté pour la typologie de Rumelt car

elle est préférable à l'indice entropique (Palepu, 1985) ou concentrique (Montgomery et Hariharan, 1991) pour déterminer le type de stratégie de diversification (Hoskisson et al., 1993). De plus, l'approche catégorielle décèle correctement les différences de performance entre les firmes selon le type de diversification (Hall et John, 1994). L'indice resource-based de la diversification (Robins et Wiersema, 1995) aurait fourni une mesure acceptable des interrelations stratégiques, mais tant la nature que le volume des données nécessaires rendent son calcul difficile comparé aux mesures traditionnelles de la liaison entre activités. L'intérêt qu'il y aurait à employer cet indice est pourtant indéniable, car il est possible que la médiocre performance de la diversification liée contrainte observée durant les cycles baissiers, s'améliore significativement pour peu qu'elle soit organisée selon un faisceau d'actifs stratégiques. Cependant, la supériorité de la stratégie d'activité dominante durant les cycles haussiers, suggère que le schéma de liaison entre activités n'est pas l'élément moteur de la performance.

Une limite importante de notre étude est de ne pas intégrer simultanément à l'effet du cycle, certains facteurs dont l'action sur la relation diversification-performance a été vérifiée sans équivoque par la recherche empirique. On a montré par exemple que le levier d'endettement et l'intensité capitalistique sont des éléments modérateurs de cette relation (Barton, 1988). D'autre part, la structure de l'industrie d'appartenance exerce une influence sur la performance de la firme diversifiée indépendante de celle de la diversité (Montgomery, 1985 ; Prescott, 1986 ; Chang et Thomas, 1989 ; Rumelt, 1991 ; Kim et al., 1993). Ainsi, si les firmes diversifiées liées-contraintes réalisent un profit élevé tout en supportant un risque faible, c'est en partie parce qu'elles sont actives dans des marchés en croissance, fortement rentables et concentrés (Christensen et Montgomery, 1981). Bien plus, certains chercheurs n'hésitent pas à considérer que l'effet de l'industrie est le principal déterminant du succès de la firme (Schmalensee, 1985 ; Wernerfelt et Montgomery, 1988).

Bien que l'effet respectif de ces autres influences durant les cycles baissiers et haussiers ne soit pas documenté dans la littérature, il aurait été intéressant d'inclure ces facteurs de contrôle dans une ANCOVA. Mais ce faisant, on retombait sur les difficultés méthodologiques inhérentes à l'approche cyclique de l'étude, qui ont imposé précédemment l'utilisation d'une mesure boursière de la performance.

Une mesure distincte de la performance boursière sur chacun des quatre cycles baissiers et chacun des quatre cycles haussiers permettrait une analyse longitudinale de la relation diversification-performance, même si la période d'observation (1986-1990) est un peu étroite. Le modèle longitudinal présente l'avantage d'être statistiquement plus robuste que les analyses croisées, dès lors qu'il s'agit de tester dans le temps la stabilité et la forme d'une relation entre deux variables (Bergh et Holbein, 1997). L'ANOVA-mesures répétées est une technique d'analyse de la variance fréquemment utilisée lorsque la même mesure est effectuée plusieurs fois avec le même ensemble d'observations. Dans le cadre de l'étude de la relation diversification-performance, elle doit néanmoins être employée dans le strict respect de plusieurs hypothèses contraignantes, au risque de conduire à des conclusions erronées (Bergh, 1995).

Un modèle longitudinal devrait enrichir cette étude en fournissant le moyen d'observer dans le temps des éventuels changements de performance à travers des cycles boursiers de même nature. Nos résultats indiquent que la stratégie d'activité dominante réalise la performance la plus élevée durant les cycles haussiers agrégés (i.e. 586 jours de bourse effectifs), et la diversification liée-contrainte la performance la plus faible durant les cycles baissiers agrégés (i.e. 462 jours de bourse effectifs). Ces

résultats sont-ils vérifiés quelque soit la sous-période observée ? Par exemple, est-ce que la performance associée à la stratégie d'activité dominante est systématiquement la plus élevée lorsqu'elle est calculée successivement sur les 208, 190, 86 et 102 jours de bourse du cycle haussier agrégé ? Ou au contraire, la supériorité de cette stratégie n'est-elle pas dû à un « effet moyenne » plus favorable sur la période haussière totale ? En d'autres termes, il se pourrait fort bien que la performance réalisée par une autre forme de diversification soit supérieure à l'activité dominante durant l'une des quatre sous-périodes haussières identifiées. Bien entendu, les mêmes questions se posent concernant le comportement de la diversification liée-contrainte durant les cycles baissiers.

L'approche cyclique est transférable à un autre axe de recherche dont les résultats sont aussi largement controversés : la relation risque-retour. Depuis le travail séminal de Bowman (1980), les tentatives d'explication du célèbre paradoxe et les remises en question de son existence furent nombreuses (e.g. Marsh et Swanson, 1984 ; Ruefli, 1990 ; Wiseman et Bromiley, 1991 ; Ruefli et Wiggins, 1994). L'effet combiné de l'action managériale et de la structure de l'industrie est plus fréquemment avancé qu'une association directe entre risque et retour pour expliquer une relation positive ou négative entre ces deux variables (Oviatt et Bauerschmidt, 1991). Le cycle boursier pourrait également avoir une influence sur le signe de la relation risque-retour. Plus précisément, on peut supposer que le passage d'un cycle haussier à un cycle baissier s'accompagne d'un changement de signe. Il s'agirait alors de vérifier si un contexte boursier favorable peut être significativement associé à une relation risque-retour négative, et le contraire dans le cas d'un marché baissier. En d'autres termes, un marché haussier favorise-t-il la réalisation simultanée d'un niveau élevé de retour et de risque faible ? Ainsi, la prise en compte explicite du cycle boursier dans l'étude de la relation risque-retour pourrait participer à l'explication du paradoxe de Bowman.

L'existence d'un seuil optimal de diversification a été vérifié empiriquement par plusieurs auteurs (Grant, Jamine et Thomas, 1988 ; Markides, 1992 ; Tallman et Li, 1996). Au-delà de cette limite, la firme est en situation de sur-diversification et les coûts générés par toute diversification supplémentaire seraient supérieurs aux bénéfices susceptibles d'être réalisés. Il n'y a donc aucun intérêt pour la firme à se diversifier davantage. D'autre part, ce point optimal concerne aussi bien les firmes engagées dans une stratégie de diversification liée que non liée (Markides, 1992). Déterminer si le phénomène de sur-diversification intervient au même moment durant un cycle baissier que haussier est un axe supplémentaire de recherche.

Enfin, le recours à des modèles de séries temporelles incorporant des variables retards permettrait de contrôler l'influence historique du cycle boursier sur la performance future de la firme. Si on s'intéresse uniquement à l'interaction risque-retour, il est vraisemblable qu'un cycle baissier augmente le caractère aléatoire du flux de revenus de la firme, et donc son risque. Cet impact négatif sur le risque aura à son tour une influence néfaste sur la performance future de la firme. Au contraire, un cycle haussier devrait favoriser la réalisation d'une performance élevée, et par le jeu inverse du mécanisme précédent, la firme parviendrait à augmenter ses revenus en prenant de moins en moins de risque. L'existence de tels cercles vicieux et vertueux dirigeant la causalité entre risque et retour a été vérifiée empiriquement (Bromiley, 1991), mais sans inclure un effet cyclique retardé sur la performance, ni le profil de diversification de la firme. Il serait alors intéressant d'observer si l'effet retard du cycle sur la performance future de la firme n'est pas amorti lorsque se produit un retournement cyclique. Autrement dit, l'influence négative d'un cycle baissier antérieur sur la performance

future de la firme ne va t-elle pas s'infléchir durant le cycle haussier suivant ? Par ailleurs, peut-on identifier une stratégie de diversification permettant d'annihiler l'effet négatif retardé du cycle baissier sur la performance future lorsque les conditions de marché s'inversent ?

CONCLUSION

L'objectif de ce papier était de vérifier que le cycle boursier modère l'effet de la stratégie de diversification sur la performance. Les résultats obtenus sont intéressants en ce qu'ils montrent en effet une influence du cycle et permettent de voir comment se situent les performances selon le type de diversification entreprise. En particulier, la diversification par activités liées contraintes est la moins performante durant les cycles baissiers, et la stratégie d'activité dominante la plus performante durant les cycles haussiers.

Sur le plan théorique, l'approche cyclique devrait contribuer à modifier l'axe de recherche traditionnellement utilisé pour étudier la relation diversification-performance. Après s'être longtemps focalisé sur l'importance de la liaison entre activités, il semble désormais nécessaire de se tourner vers des modèles d'analyse intégrant explicitement l'effet cyclique boursier.

Confrontée à la pratique managériale, l'approche cyclique de la relation diversification-performance peut paraître difficilement exploitable. C'est la continuité qui permet à la firme de construire les capacités et compétences uniques adaptées à sa stratégie et de renforcer son identité (Porter, 1996). D'autre part, les changements fréquents de positionnement stratégique sont coûteux puisqu'ils obligent la firme à reconfigurer ses activités industrielles. Dans ces conditions, comment imaginer qu'elle puisse adapter son profil de diversification en fonction de la trajectoire baissière ou haussière du marché ?

Dans un ouvrage de référence, Drucker (1974) fait remarquer que seules deux questions intéressent le manager confronté à la diversification : « Quelle est la plus faible diversification dont l'entreprise a besoin pour atteindre ses objectifs et demeurer une entité rentable, saine et capable de lutter avec succès avec la concurrence ? », et « Quelle est la plus forte diversification que la firme peut supporter du fait de la complexité additionnelle créée ? ». Selon Peter Drucker, la réponse à ces deux questions doit guider le manager dans son choix. Transposée à l'approche cyclique de la relation diversification-performance, une seule question semble nécessaire et pourrait être formulée de la façon suivante : « Quelle est la stratégie de diversification la plus performante compte tenu du contexte boursier baissier/haussier ? ».

Notre travail apporte une réponse pratique au manager de la firme cotée, susceptible de l'aider dans le cadre d'une décision de diversification de l'activité. Certes, l'horizon long terme de la stratégie semble peu compatible avec celui du marché financier. Pourtant, puisque la stratégie n'est pas seulement action, elle est aussi (surtout ?) anticipation, l'approche cyclique devrait fournir tant au manager qu'au consultant une vision plus claire de la relation diversification-performance, intégrant la dimension boursière et donc l'environnement pertinent de la firme cotée.

Sans déboucher directement sur des conclusions normatives en matière de gestion stratégique, les résultats obtenus ici proposent un nouvel éclairage sur la diversification, qui devrait intéresser le manager en lui permettant d'anticiper la performance associée à cette stratégie, compte tenu des mouvements baissiers ou haussiers du marché financier.

NOTES

¹ Nous proposons comme traduction : « modèle additif à tendance régulière de rythme lent et cycle stochastique ».

² Afin de ne pas alourdir la présentation, les dix règles de décision utilisées ne sont pas listées dans ce papier. Elles sont disponibles auprès de l'auteur ainsi que le graphique situant les points de retournement identifiés sur la série cyclique extraite de la série initiale.

³ La série étudiée dans le cadre de ce papier: évolution de l'indice boursier AFFI-P-D (périodicité mensuelle), a été construite à partir d'une série quotidienne, extraite de la base de données AFFI-SBF. Pour former la série mensuelle, le quinze de chaque mois a été extrait de la série quotidienne. Le choix du milieu de mois pour chaque observation permet de se préserver des effets boursiers dits de début et fin de mois. Lorsque cette date était indisponible (week-end, jour férié, par exemple), le jour le plus proche a été retenu (précédent ou suivant). Ces deux niveaux d'information étaient nécessaires. La périodicité mensuelle se prête bien à l'analyse cyclique d'une série temporelle. Les mesures de performance financière boursière, « exigent » des données de périodicité quotidienne, qui pourront être agrégées par la suite afin d'aboutir à une valeur finale unique.

⁴ Les 70 firmes de l'échantillon se répartissent entre les six catégories de diversification comme suit : activité unique (n = 7); activité dominante (n = 18); activité dominante intégrée (n = 7); activités liées contraintes (n = 18); activités liées en chaîne (n = 11); activités non liées (n = 9). Les effectifs par secteur d'activité (codification sectorielle AFFI-SBF) sont les suivants : produits de base (n = 14); biens de consommation durables (n = 10); construction (n = 9); biens de consommation non durables (n = 10); biens d'équipement (n = 18); biens de consommation alimentaires (n = 9). La liste alphabétique des 70 firmes de l'échantillon est disponible auprès de l'auteur.

⁵ Pour une illustration de la distinction entre diversification-liée contrainte et diversification-liée en chaîne, voir Montgomery (1982), p. 301.

⁶ Par exemple, nous avons identifié précédemment un cycle (i.e. une phase baissière suivie d'une phase haussière) d'une durée de 14 mois, couvrant la période de Sept. 1987 à Oct 1988 (cycle 2 dans le tableau 2). Retenir la solution de la moyenne arithmétique du ROI_{1987} et du ROI_{1988} , revient à calculer la performance réalisée sur 14 mois à partir de données couvrant une période de : $12 \times 2 = 24$ mois, soit la prise en compte de : $24 - 14 = 10$ mois résiduels non significatifs.

⁷ La somme en jours des quatre phases cycliques baissières est égale à : $128 + 85 + 142 + 107 = 462$ jours. Les phases **baissières agrégées** représentent donc **462** jours de bourse. La somme en jours des quatre phases cycliques haussières est égale à : $208 + 190 + 86 + 102 = 586$ jours. Les phases **haussières agrégées** représentent donc **586** jours de bourse (voir tableau 2).

⁸ L'indice exhaustif AFFI pondéré et avec réinvestissement des dividendes (i.e. indice AFFI-P-D) possède les caractéristiques suivantes : (i) il est quasi exhaustif et couvre la presque totalité de la cote, (ii) il tient compte du réinvestissement des dividendes, (iii) il est pondéré par les capitalisations 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).

⁹ Pour simplifier, nous emploierons désormais le terme « cycle » de marché (haussier / baissier) bien qu'il s'agisse en réalité de la *phase* (haussière / baissière) du cycle; un cycle comportant deux phases successives, haussière puis baissière (pic à pic) ou inversement (creux à creux).

¹⁰ Dans le cadre de l'utilisation de la méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, il ne faut pas s'appuyer sur la valeur de *sig. de t* pour tester l'hypothèse nulle que la valeur du coefficient (paramètre) est 0 (et par conséquent, que l'effet de la modalité concernée est significativement différent de l'effet global moyen), mais sur le fait que l'intervalle de confiance contient ou non la valeur 0. L'hypothèse d'un coefficient nul ne peut pas être rejetée en utilisant un niveau de signification de 5%, lorsque l'intervalle de confiance contient la valeur 0. La valeur de *sig. de t* permet uniquement de conclure que le coefficient associé, observé individuellement, est significativement différent de 0. Les bornes de l'intervalle de Bonferroni indiquent si ce coefficient, soumis à une procédure de comparaison multiple, est significativement non nul.

BIBLIOGRAPHIE

- Amit, R. and J. Livnat (1988), « Diversification strategies, business cycles and economic performance », *Strategic Management Journal*, 9, 99-110.
- Amit, R. and J. Livnat (1989), « Efficient corporate diversification : methods and implications », *Management Science*, 35, 879-897.
- Aoki, M. (1987), *State space modeling of time series*, Springer-Verlag.
- Barton, S. L. (1988), « Diversification strategy and systematic risk : another look », *Academy of Management Journal*, 31, 166-175.
- Bergh, D. D. (1995), « Problems with repeated measures analysis: demonstration with a study of the diversification and performance relationship », *Academy of Management Journal*, 38, 1692-1708.
- Bergh, D. D. and G. F. Holbein (1997), « Assessment and redirection of longitudinal analysis: Demonstration with a study of the diversification and divestiture relationship », *Strategic Management Journal*, 18, 557-571.
- Bettis, R. A. and V. Mahajan (1990), - « Risk analysis in corporate performance measurement », 83-110, in : *Risk, strategy, and management* / Richard A. Bettis et Howard Thomas, Greenwich, CT : JAI Press.
- Bowman, E. H. (1980), « A risk / return paradox for strategic management », *Sloan Management Review*, Spring, 17-31.
- Bromiley, P. (1991), « Testing a Causal Model of Corporate Risk Taking and Performance », *Academy of Management Journal*, 34, 37-59.
- Busija, E. C., O'Neill, H. M. and Zeithaml C. P. (1997), « Diversification strategy, entry mode, and performance : evidence of choice and constraints », *Strategic Management Journal*, 18, 321-327.
- Chang, Y. and H. Thomas (1989), « The Impact of Diversification Strategy on Risk-Return Performance », *Strategic Management Journal*, 10, 271-284.
- Chatterjee, S., M. Lubatkin, and T. Schoenecker (1992), « Vertical strategies and market structures : A systematic risk analysis », *Organization Science*, 3, 138-156.
- Christensen, H. K. and C. A. Montgomery (1981), « Corporate economic performance: diversification strategy versus market structure », *Strategic Management Journal*, 2, 327-343.
- Ciscel, D. H. and D. Evans (1984), « Returns to corporate diversification in the 1970s' », *Managerial and Decision Economics*, 5, 67-71.
- Desreumaux, A. (1996), « Les stratégies inter-sectorielles : spécialisation, intégration, diversification », *Cahiers français*, n° 275, 87-97.
- Drucker, P. F. (1974), *Management : Task, Responsibilities, Practices*, Harper and Row, New York.
- Farjoun, M. (1998), « The independant and join effects of the skill and physical bases of relatedness in diversification », *Strategic of Management Journal*, 19, 611-630.
- Grant, R. M., A. P. Jammine and H. Thomas (1988), « Diversity, Diversification, and Profitability Among British Manufacturing Companies, 1972-84 », *Academy of Management Journal*, 31, 771-801.
- Hall, E. H. and C. H. St. John (1994), « A Methodological Note on Diversity Measurement », *Strategic Management Journal*, 15, 153-168.
- Harvey, A. C. (1985), « Trends and cycles in macroeconomic time series », *Journal of Business & Economic Statistics*, 3, 216-227.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press.
- Harvey, A. C. and A. Jaeger (1993), « Detrending, stylized facts and the business cycle », *Journal of Applied Econometrics*, 8, 231-247.
- Hill, C. W. L. (1983), « Conglomerate performance over the economic cycle », *The Journal of Industrial Economics*, 32, 197-211.
- Hill, M. A., Hoskisson, R. E. and Kim, H. (1997), « International diversification : effects on innovation and firm performance in product-diversified firms », *Academy of Management Journal*, 40, 767-798.
- Hoskisson, R. E. and M. A. Hitt (1988), « Strategic Control Systems and Relative R&D Investment in Large Multiproduct Firms », *Strategic Management Journal*, 9, 605-621.
- Hoskisson, R. E., M. A. Hitt and C. Hill (1991), « Managerial risk taking in diversified firms : An evolutionary perspective », *Organization Science*, 2, 296-314.
- Hoskisson, R. E., M. A. Hitt, R. A. Johnson and D. D. Moesel (1993), « Construct Validity of an Objective (Entropy) Categorical Measure of Diversification Strategy », *Strategic Management Journal*, 14, 215-235.
- Jensen, M. C. (1968), « The Performance of mutual funds in the period 1945-1964 », *The Journal of Finance*, 23, 389-416.
- Jones, G. and C. Hill (1988), « Transaction cost analysis of strategy-structure choice », *Strategic Management Journal*, 9, 159-172.

- Keats, B. W. (1990), « Diversification and business economic performance revisited : issues of measurement and causality », *Journal of Management*, 16, 61-72.
- Keats, B. W. and M. A. Hitt (1988), « A Causal Model of Linkages Among Environmental Dimensions, Macro Organizational Characteristics, and Performance », *Academy of Management Journal*, 31, 570-598.
- Kim, W. C., P. Hwang and W. P. Burgers (1993), « Multinationals' Diversification and the Risk-Return Trade-Off », *Strategic Management Journal*, 14, 275-286.
- Lauenstein, M. C. (1985), « Diversification -- The Hidden explanation of Success », *Sloan Management Review*, 17, 49-55.
- Lubatkin, M. and S. Chatterjee (1991), « The strategy-shareholder value relationship: testing temporal stability across market cycles », *Strategic Management Journal*, 12, 251-270.
- Lubatkin, M. and S. Chatterjee (1994), « Extending modern portfolio theory into the domain of corporate diversification : does it apply? », *Academy of Management Journal*, 37, 109-136.
- Mahoney, J. and J. R. Pandian (1992), « The resource-based view within the conversation of strategic management », *Strategic Management Journal*, 13, 363-380.
- Maloney, M. T. and R. E. McCormick (1983), « A theory of cost and intermittent production », *Journal of Business*, 56, 139-153.
- Markides, C. C. (1992), « Consequences of Corporate Refocusing : Ex ante Evidence », *Academy of Management Journal*, 35, 398-412.
- Markides, C. C. and P. J. Williamson (1994), « Related diversification, core competences and corporate performance », *Strategic Management Journal*, 15, 149-165.
- Marsh, T. A. and D. S. Swanson (1984), « Risk-Return Tradeoffs for Strategic Management », *Sloan Management Review*, Spring, 35-49.
- Mascarenhas, B. and D. A. Aaker (1989), « Strategy over the business cycle », *Strategic Management Journal*, 10, 199-210.
- Melicher, R. W. and D. F. Rush (1973), « The performance of conglomerate firms : recent risk and return experience », *The Journal of Finance*, 28, 381-388.
- Melicher, R. W. and D. F. Rush (1974), « Evidence on the acquisition-related performance of conglomerate firms », *The Journal of Finance*, 29, 141-149.
- Montgomery, C. A. (1982), « The measurement of firm diversification : some new empirical evidence », *Academy of Management Journal*, 25, 299-307.
- Montgomery, C. A. (1985), « Product-Market Diversification and Market Power », *Academy of Management Journal*, 28, 789-798.
- Montgomery, C. A. and S. Hariharan (1991), « Diversified expansion by large established firms », *Journal of Economic Behavior and Organization*, 15, 71-89.
- Mueller, D. C. (1977), « The effects of conglomerate merges : a survey of the empirical evidence », *Journal of Banking and Finance*, 1, 315-347.
- Oviatt, B. M. and A. D. Bauerschmidt (1991), « Business Risk and Return : A Test of Simultaneous Relationships », *Management Science*, 37, 1405-1423.
- Palepu, K. (1985), « Diversification strategy, profit performance and the entropy measure », *Strategic Management Journal*, 6, 239-255.
- Paturel, R. (1997), « Les manœuvres stratégiques génériques des entreprises », *Economies et Sociétés, série Sciences de Gestion*, n° 7/8, 93-118.
- Peteraf, M. (1993), « The cornerstones of competitive advantage : A resource-based view », *Strategic Management Journal*, 14, 179-191.
- Porter, M. E. (1985), *Competitive advantage*, New York : The Free Press.
- Porter, M. E. (1996), « What is Strategy ? », *Harvard Business Review*, November-December, 61-78.
- Prahalad, C. K. and R. A. Bettis (1986), « The Dominant Logic: A New Linkage Between Diversity and Performance », *Strategic Management Journal*, 7, 485-501.
- Prescott, J. E. (1986), « Environments as Moderators of the Relationship Between Strategy and Performance », *Academy of Management Journal*, 29, 329-346.
- Ramanujam, V. and P. Varadarajan (1989), « Research on Corporate Diversification: A Synthesis », *Strategic Management Journal*, 10, 523-551.
- Reid, S. R. (1971), « A reply to the Weston / Mansinghka criticisms dealing with conglomerate mergers », *The Journal of Finance*, 26, 937-946.
- Robins, J. and M. F. Wiersema (1995), « A resource-based approach to the multibusiness firm: empirical analysis of portfolio interrelationships and corporate financial performance », *Strategic Management Journal*, 16, 277-299.

- Ruefli, T. W. (1990), « Mean-Variance Approaches to Risk-Return Relationships in Strategy : Paradox Lost », *Management Science*, 36, 368-380.
- Ruefli, T. W and R. R. Wiggins (1994), « When Mean Square Error Becomes Variance: A Comment on « Business Risk and Return: A Test of Simultaneous Relationships » », *Management Science*, 40, 750-759.
- Rumelt, R. P. (1974), *Strategy, Structure, and Economic Performance*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Rumelt, R. P. (1982), « Diversification strategy and profitability », *Strategic Management Journal*, 3, 359-369.
- Rumelt, R. P. (1991), « How Much Does Industry Matter? », *Strategic Management Journal*, 12, 167-185.
- Schmalensee, R. (1985), « Do Markets Differ much? », *The American Economic Review*, 75, 341-351.
- Sharpe, W. F. (1966), « Mutual fund performance », *The Journal of Business*, January, 119-138.
- Shawky, H. A. (1982), « An update on mutual funds : better grades », *The Journal of Portfolio Management*, Winter, 29-34.
- Singh, J. H. and C. A. Montgomery (1987), « Corporate acquisitions and economic performance », *Strategic Management Journal*, 8, 377-386.
- Stimpert, J. L. and I. M. Duhaime (1997), « Seeing the big picture: The influence of industry, diversification, and business strategy on performance », *Academy of Management Journal*, 40, 560-583.
- Tallman, S. and J. Li (1996), « Effects of international diversity and product diversity on the performance of multinational firms », *Academy of Management Journal*, 39, 179-196.
- Treynor, J. L. (1965), « How to rate management of investment funds », *Harvard Business Review*, 43, 63-75.
- Wernerfelt, B. and C. A. Montgomery (1988), « Tobin's q and the Importance of Focus in Firm Performance », *The American Economic Review*, 78, 246-250.
- Weston, J. F. and S. K. Mansinghka (1971), « Tests of the efficiency performance of conglomerate firms », *The Journal of Finance*, 26, 919-936.
- Weston, J. F., K. V. Smith and R. E. Shrieves (1972), « Conglomerate Performance Using the Capital Asset Pricing Model », *The Review of Economics and Statistics*, 54, 357-363.
- Williams, J., B. Paez and L. Sanders (1988). « Conglomerates revisited » ? *Strategic Management Journal*, 9, 403-414.
- Wiseman, R. M. and P. Bromiley (1991), « Risk-Return Associations: Paradox or Artifact? An Empirically Tested Explanation », *Strategic Management Journal*, 12, 231-241.