



## **RISQUE STRATÉGIQUE, PERFORMANCE ET SLACK ORGANISATIONNEL : CYCLE AUTO-CORRECTEUR OU AUTODESTRUCTEUR ?**

Frantz Maurer

Université Montesquieu-Bordeaux IV – CREFF

**Résumé.** Cette étude teste un modèle des relations risque-rentabilité en utilisant une mesure du risque stratégique de l'entreprise, défini comme le risque ordinal calculé relativement à un seuil référentiel de risque ou benchmark. En nous appuyant sur la théorie comportementale de la firme, nous formulons un ensemble d'hypothèses impliquant le risque stratégique, la rentabilité, et le slack organisationnel. Le modèle est testé à partir d'un échantillon de sociétés du CAC 40 sur la période 1988-2002. Les résultats empiriques sont intéressants en ce qu'ils permettent de discriminer entre deux approches théoriques concurrentes du lien entre risque et performance : la théorie des perspectives et la théorie comportementale de la firme. Ils indiquent un effet positif du risque stratégique sur la performance subséquente et un impact négatif de la performance sur le risque stratégique subséquent. Au total, cet article milite très clairement en faveur de l'adoption de nouvelles représentations du risque dans le cadre de la recherche en stratégie.

**Mots-clés.** Théorie comportementale de la firme – Risque stratégique – Mesure ordinale – Benchmark – Performance – Slack organisationnel – Théorie des perspectives.

### *Correspondance*

Frantz Maurer

Université Montesquieu-Bordeaux IV

Centre de Recherche sur l'Entreprise Familiale et Financière – CREFF

Avenue Léon Duguit

33608 Pessac Cedex

Tél. 05.56.84.85.77

Fax. 05.56.84.29.00

Email : [maurer@u-bordeaux4.fr](mailto:maurer@u-bordeaux4.fr)

Qu'est-ce que le risque? Si l'on cherche à répondre du point de vue de la stratégie d'entreprise, on peut considérer que "le risque est une fonction du degré d'inefficacité d'une stratégie si le 'mauvais' scénario se réalise" (Porter, 1985: 476). Stimulée par cette question fondamentale, la communauté des chercheurs en stratégie s'est montrée particulièrement active sur ce thème depuis le début des années 80. Les travaux de Bowman (1980, 1982) ont stigmatisé les contradictions tant empiriques que théoriques entre les relations risque-rentabilité observées au niveau de la firme, et la relation positive entre ces deux variables dérivée de la théorie financière du portefeuille. Selon Bowman, la théorie comportementale de la firme fournit une explication possible des schémas paradoxaux identifiés à partir de données d'entreprise risque-rentabilité. A la suite de Bowman, d'autres chercheurs ont testé empiriquement des hypothèses dérivées de l'approche comportementale de l'aversion au risque et son contraire chez le manager. Fiegenbaum et Thomas (1988), Fiegenbaum (1990), et Jegers (1991) sont les premiers à s'être appuyés sur la théorie des perspectives (Kahneman et Tversky, 1979) afin d'expliquer les relations risque-rentabilité organisationnelles. Singh (1986), Bromiley (1991) et Miller et Leiblein (1996) ont testé des modèles fondés sur la théorie comportementale de la firme (Cyert et March, 1963).

Plus récemment, en réponse au scepticisme généralisé vis-à-vis de la variance en tant que mesure pertinente du risque, certains auteurs ont cherché à préciser l'influence de l'indicateur de risque utilisé sur le signe de la relation risque-rentabilité (e.g. Baucus, Golec et Cooper, 1993; McNamara et Bromiley, 1999; Wiseman et Catanach, 1997). L'inadéquation de la variance avec la représentation managériale du risque a réduit la portée théorique de certains résultats obtenus à partir de cet indicateur de dispersion. En outre, les relations risque-rentabilité définies en termes de relations moyenne-variance calculées à partir de données comptables, sont probablement des artefacts statistiques plutôt que des tests robustes de relations comportementales (Marsh et Swanson, 1984). Ruefli (1990) et Ruefli et Wiggins (1994) ont étayé cet argument en montrant que seule une distribution des rendements "trendée" préserve la relation risque-rentabilité de corrélations fictives. Ce débat autour des propriétés de la variance trouve sa véritable dimension lorsqu'il s'agit d'évaluer les résultats issus de recherches antérieures inspirées de la théorie comportementale. La quasi-totalité d'entre elles a en effet utilisé la variance comme mesure du risque<sup>1</sup>.

Cette controverse au sujet de la mesure adéquate du risque organisationnel a fait passer au second plan la question de la validité conceptuelle de la variance. Au contraire, nous mettons en exergue cet aspect en orientant notre réflexion sur l'adéquation de la variance avec la conceptualisation du risque chez le manager. Dans la première section de cet article, nous

rappelons que la théorie managériale et les enquêtes menées auprès des managers soulignent la pertinence du concept de risque défini en termes d'échec à réaliser un objectif-cible de performance, plutôt qu'en termes de variabilité de la rentabilité.

L'objectif premier de cet article est de tester un modèle comportemental des relations risque-rentabilité de la firme. Dans ce but, nous employons une mesure du risque fondée sur la méthode ordinale développée par Collins et Ruefli (1992). L'intérêt majeur de cette approche, contrairement à la variance, est de n'intégrer que les réalisations négatives (événements liés à l'occurrence d'une perte financière) dans l'évaluation du risque. Par ailleurs, en intégrant une dimension essentielle de la stratégie, le changement (matérialisé par des transitions de rang de classement de performance au sein d'un système de référence), la mesure ordinale du risque reflète les caractéristiques générales des situations stratégiques. En ce sens, on peut considérer que l'approche ordinale génère une mesure du risque stratégique organisationnel. La mesure développée dans cet article est calculée relativement à un seuil référentiel de risque. Par la suite, le terme «risque stratégique » définit la mesure du risque ordinal calculé relativement à un niveau de risque de référence ou benchmark.

Nous mobilisons la théorie comportementale de la firme (Cyert et March, 1963) afin de formuler des hypothèses testables concernant les relations entre le risque stratégique et la performance organisationnelle. Ces relations sont explicitées dans un modèle à deux équations spécifiant les relations entre risque stratégique et rentabilité, tout en tenant compte de l'effet du slack organisationnel. La théorie comportementale de la firme est déjà ancienne, mais des études empiriques telles que celles de Singh (1986), Bromiley (1991), et Miller et Leiblein (1996), examinant des modèles risque-rentabilité qui intègrent les concepts de performance, d'aspiration, et de slack sont relativement rares. Les propres travaux de March (1988) s'appuyant sur la théorie comportementale de la firme recourent à la simulation. L'approche comportementale de la relation risque-rentabilité mérite d'être approfondie. Faire appel à une mesure du risque à la fois robuste sur le plan méthodologique (i.e. exempte des limites intrinsèques de la variance) et pertinente sur le plan conceptuel (i.e. en accord avec la représentation du risque des managers) devrait y contribuer.

Cette étude ambitionne de faire progresser la compréhension des déterminants de la prise de risque et de la performance organisationnelle. Elle participe à l'effort de recherche sur le risque à trois niveaux. Tout d'abord, en développant et en testant un modèle dynamique ancré dans une théorie organisationnelle spécifique. Ensuite, en testant l'existence de relations réciproques entre risque et performance. Enfin, en utilisant une mesure originale du risque fondée sur le raisonnement ordinal.

## THÉORIE ET HYPOTHÈSES

### **Théorie comportementale et risque**

La théorie comportementale de la firme, élaborée par Cyert et March (1963), avait pour ambition de décrire le processus de décision organisationnel. Selon ces auteurs, les choix managériaux sont déterminés par la performance et les aspirations des organisations. Cyert et March soulignent que la performance est une notion multidimensionnelle, et que par conséquent, elle peut être évaluée selon différents critères, parmi lesquels, la production, les stocks, les ventes, la part de marché, et la rentabilité. Le management de l'entreprise va privilégier une dimension particulière de la performance en fonction de ses priorités et de son expérience passée. S'inscrivant dans le courant de recherche consacré à la relation rentabilité-risque, cet article définit la performance en termes de rentabilité. La discussion peut cependant s'étendre à d'autres dimensions de la performance organisationnelle.

Les managers ne se contentent pas d'une mesure absolue de la performance (la rentabilité de l'actif total, par exemple). Ils transcrivent également des aspirations sous forme de benchmarks agissant comme des seuils de référence. La mesure de performance qui en résulte est relative, au sens où elle est évaluée par rapport au benchmark correspondant au niveau de performance souhaité par le management. Un niveau de performance inférieur aux aspirations du management motive le changement organisationnel. A la suite de Cyert et March, d'autres auteurs ont défendu l'idée d'une évaluation managériale de la performance définie en termes d'aspiration (e.g. Lant, 1992; Lant et Montgomery, 1987; Milliken et Lant, 1991).

Plusieurs études indiquent que la représentation du risque chez les managers concorde avec le concept de performance, tel qu'il est envisagé dans la théorie comportementale de la firme. Mao (1970) fût l'un des premiers à montrer que les cadres définissent le risque en termes d'échec à atteindre un objectif-cible plutôt qu'en termes de variance. March et Shapira (1987) révèlent que 80% des cadres de leur enquête associent le risque exclusivement aux réalisations négatives. Les résultats de Baird et Thomas (1990) abondent en ce sens. Il ressort de leur enquête, menée auprès de 670 analystes financiers spécialisés dans six secteurs industriels différents, que la probabilité d'une perte et son importance sont les définitions du risque les plus significatives parmi les sept proposées. Lorsqu'on interroge les managers, il apparaît donc que les représentations du risque spécifiées en termes d'échec à réaliser un niveau souhaité de performance, sont bien plus pertinentes dans une optique managériale que celles définies en termes de variabilité.

Malgré l'intérêt manifeste du risque évalué par rapport à un benchmark tant pour les praticiens que pour les théoriciens de la stratégie, la recherche empirique continue d'employer

des mesures du risque reflétant la variabilité d'indicateurs comptables ou boursiers. De telles mesures ne permettent pas de différencier les réalisations positives (gains) des réalisations négatives (pertes), une distinction pourtant fondamentale d'un point de vue managérial. Relevant cette contradiction, March et Shapira concluent: "il y a, par conséquent, une tension continue entre 'le risque' en tant que mesure (e.g. la variance) calculée à partir de la distribution des réalisations possibles associée à un choix, et le 'le risque' en tant que danger ou hasard" (1987: 1407).

### **Hypothèses**

L'objet de cette section est de spécifier un ensemble d'hypothèses fondées sur la théorie comportementale de la firme (Cyert et March, 1963). Ces hypothèses relient le risque stratégique et la performance organisationnelle. En accord avec la théorie comportementale, nous envisageons également le rôle du slack organisationnel dans la détermination des relations risque-rentabilité. Le risque stratégique, fondé sur l'approche ordinale développée par Collins et Ruefli (1992), est en adéquation avec la représentation managériale du risque, et ne souffre pas des insuffisances méthodologiques de la variance. En particulier, le risque stratégique mesure uniquement la composante défavorable du risque lié à la réalisation de pertes, et ce, relativement à un seuil de référence ou benchmark correspondant au risque moyen calculé sur le système (échantillon).

Selon Cyert et March (1963), lorsque la performance chute en dessous du niveau souhaité, les organisations répondent en recherchant des routines alternatives. La focalisation des managers sur les niveaux de performance inférieurs à un objectif-cible est compatible avec la notion de risque stratégique. Les insuffisances de performance relativement à un niveau souhaité stimulent la prospection de solutions alternatives qui permettront de résoudre ces "crises" de performance. Puffer et Weintrop (1991) ont constaté que les écarts défavorables de performance financière, enregistrés par rapport à des prévisions d'analystes, se soldaient par un turnover des cadres dirigeants. On peut donc penser que les crises de performance motivent le changement organisationnel. La recherche de routines alternatives ayant un coût, la non-réalisation du niveau de performance souhaité devrait réduire la performance court terme. Cependant, la théorie comportementale de la firme suggère que cette recherche s'effectue de façon séquentielle, jusqu'à ce que la firme parvienne à une solution dont la performance attendue excède le niveau espéré initial. Il est supposé que le profit généré par cette alternative fait plus que compenser les coûts à court terme associés à sa recherche. En conséquence, la théorie comportementale de la firme suggère que la non-réalisation des

niveaux de performance souhaités se traduisent par la mise en œuvre de nouvelles routines, qui conduiront à leur tour à une amélioration de la performance subséquente.

L'hypothèse 1 teste l'effet du risque stratégique sur la performance de la firme. La relation positive formulée dans cette première hypothèse signifie que le risque stratégique améliore la performance subséquente de la firme.

*Hypothèse 1: Le risque stratégique a une relation positive avec la performance financière subséquente.*

Ainsi formulée, l'hypothèse 1 repose sur un argument central de la théorie comportementale de la firme. Les managers sont attentifs au risque lié à la réalisation de pertes et concentrent leur action sur la résolution des crises de performance, lorsque celles-ci surviennent. On considère également que ces efforts se soldent par la mise en œuvre d'une stratégie organisationnelle alternative permettant d'améliorer la performance de la firme. Ces présupposés sont néanmoins discutables. Contrairement au modèle de la firme réactive sous-jacent à l'hypothèse 1, on peut envisager une organisation dominée par l'inertie. Dans ce cas, la firme reste inactive face au risque de pertes financières, ou en tout cas, n'adopte pas une réponse stratégique susceptible d'améliorer sa situation si ce risque se réalise. Cette vision de l'organisation, caractérisée par l'inertie plutôt que les choix stratégiques managériaux, est fortement ancrée dans le concept d'écologie des populations (Hannan et Freeman, 1977). Cependant, même s'il fallait admettre que les organisations ont une tendance naturelle à l'inertie, de nombreux auteurs reconnaissent qu'une action concertée en vue d'un changement organisationnel est toujours possible et peut aboutir (e.g. Hedberg, Nystrom, et Starbuck, 1976). L'absence de vérification empirique d'une relation positive entre risque stratégique et performance subséquente serait en accord avec l'hypothèse d'inertie.

La théorie comportementale de la firme ne propose pas d'énoncé explicite concernant la nature des changements stratégiques particuliers adoptés en réponse au risque lié à la réalisation de pertes. Elle ne s'intéresse pas directement aux stratégies susceptibles de favoriser la performance organisationnelle. La théorie comportementale de la firme est une théorie du choix organisationnel, et non de l'avantage compétitif. Il faut cependant souligner que les changements de stratégie interfèrent dans la relation entre risque lié à la réalisation de pertes et performance subséquente. Par conséquent, la relation spécifiée dans l'hypothèse 1 entre risque stratégique et performance financière n'est pas directement causale.

La théorie comportementale de la firme implique également que les firmes dont la performance financière est élevée n'engageront aucune action dans le but de trouver des stratégies alternatives. La situation financière étant favorable, la stratégie légitime semble être

le statu quo, au moins à court terme. Les organisations évitent l'incertitude sauf en cas de crises de performance motivant la recherche de nouvelles solutions (Cyert et March, 1963). Les firmes performantes vont donc éviter les coûts et l'incertitude inhérents à la définition et l'implémentation de stratégies alternatives. Elles devraient par conséquent être moins exposées au risque stratégique, ou risque lié à la réalisation de pertes, que les organisations peu performantes.

Certains théoriciens du comportement de la firme (Singh, 1986), s'appuyant sur la théorie des perspectives (Kahneman et Tversky, 1979), ont également soutenu que les firmes dont la performance est faible sont plus enclines à s'engager dans des stratégies risquées que les firmes performantes. Kahneman et Tversky ont mis en évidence des comportements individuels d'aversion au risque face à des choix probabilisés entraînant des gains, et des comportements de prise de risque face à des choix se traduisant par des pertes. Bowman (1980, 1982) et Fiegenbaum et Thomas (1986, 1988) ont prolongé la théorie des perspectives en transférant l'analyse des préférences face au risque du niveau individuel au niveau organisationnel. La théorie des perspectives suggère que les firmes peu performantes sont susceptibles de prendre plus de risque que les firmes performantes. L'espérance de rentabilité de ces stratégies risquées peut très bien être faible, mais la firme fait en quelque sorte le pari que les changements stratégiques qu'elle envisage lui permettront d'améliorer sa performance. Les firmes performantes, quant à elles, devraient repousser toutes initiatives stratégiques associées à une prise de risque. En résumé, tant les arguments de la théorie comportementale de la firme que ceux de la théorie des perspectives soutiennent l'idée selon laquelle une performance financière élevée réduit le risque stratégique de la firme et une performance peu élevée l'augmente.

L'hypothèse 2 teste l'effet de la performance sur le risque stratégique subséquent de la firme. La relation négative formulée dans cette seconde hypothèse signifie que la performance réduit le risque stratégique subséquent de la firme.

*Hypothèse 2: La performance financière a une relation négative avec le risque stratégique subséquent.*

La théorie comportementale de la firme souligne que le slack organisationnel joue un rôle modérateur dans les réponses organisationnelles. Pour être correctement spécifié, un modèle comportemental de la relation entre risque stratégique et performance doit donc intégrer ce facteur. Le slack organisationnel et les ressources associées augmentent lorsque la performance est supérieure aux aspirations de la firme, et décroissent lorsque la performance est décevante. De fait, le slack constitue une sorte d'amortisseur permettant aux organisations

de maintenir une relative stabilité de leur performance-cible, lorsqu'elles sont confrontées à des variations significatives de rentabilité. En tout cas, dans un tel contexte, les ressources associées au slack garantissent une stabilité plus importante de la performance-objectif que si elles n'existaient pas. Le slack conditionne la volonté de la firme de rechercher des solutions génératrices de revenus, via l'adoption de routines et stratégies, en réponse aux crises de performance. Cette recherche est plus intense lorsque le slack organisationnel est marginal plutôt qu'important (Cyert et March, 1963: 80). En d'autres termes, il est peu probable que les firmes dont les ressources de slack sont élevées modifient leur stratégie lorsqu'elles sont exposées au risque lié à la réalisation de pertes. L'effet positif du risque stratégique sur la performance financière subséquente est donc moins important pour les firmes dont le slack est fort plutôt que faible.

L'influence directe du slack sur la performance financière future n'est pas claire (Cyert et March, 1963: 279). On peut considérer le slack comme une ressource gaspillée, de telle sorte que les firmes dont le niveau de slack est élevé devraient être peu performantes. Mais une association de ce genre entre slack et performance est statique; elle ne dit rien concernant l'influence causale du slack sur la performance future lorsque la performance actuelle est contrôlée. Le slack est aussi un moyen pour la firme de profiter des opportunités offertes par l'environnement (Thompson, 1967). Les firmes disposant de ressources additionnelles ont plus d'options stratégiques comparées à d'autres sans ressources supplémentaires. Des ressources disponibles sous forme de slack procurent donc à la firme un avantage stratégique, sous réserve que ces ressources soient suffisamment importantes par rapport à celles des firmes concurrentes. Symétriquement, un slack organisationnel insuffisant peut forcer une entreprise à gérer avec circonspection. Il y a de nombreux exemples d'entreprises qui, face à des ressources en slack trop faibles, ont trouvé le moyen de réduire les coûts et de rétablir la performance. Les firmes dont le niveau de slack est significativement inférieur au niveau standard de leur industrie sont supposées agir de la sorte. En résumé, les entreprises disposant de ressources en slack importantes obtiennent un avantage compétitif, et celles à qui ces ressources font défaut sont obligées de gérer efficacement. Chacune de ces deux actions devrait améliorer la performance.

*Hypothèse 3: Le slack a une relation positive avec la performance financière subséquente*

L'influence du slack sur la prise de risque dépend de l'écart entre le slack et le niveau-cible de slack fixé par la firme (March et Shapira, 1987). Si le slack est significativement inférieur à son niveau-cible, les managers vont prendre des risques dans le but de créer des ressources

en slack supplémentaires (Cyert et March, 1963; MacCrimmon et Wehrung, 1986). Alternativement, si le slack est proche du niveau-cible, les managers prennent peu de risque; ils constatent que leur organisation fonctionne de manière satisfaisante. Ils continuent donc à la gérer en s'appuyant sur des routines conventionnelles (Cyert et March, 1963).

Concernant l'influence directe du slack sur le risque stratégique lié à la réalisation de pertes, la présence de ressources en slack devrait permettre à la firme de faire des investissements ayant pour effet de réduire le risque stratégique subséquent. Les firmes disposant de ressources en slack sont capables de répondre à un éventail plus large de contingences environnementales que les firmes contraintes quant à leurs ressources disponibles non utilisées (Cohen, March et Olsen, 1972). De fait, les entreprises dont le slack organisationnel est important réduisent leur risque stratégique relativement à celles qui ne disposent pas de ce type de ressource.

*Hypothèse 4: Le slack réduit le risque stratégique subséquent*

## MÉTHODOLOGIE

### Spécification du modèle

Le modèle se compose de deux équations. Les relations principales sont celles qui associent le risque et la rentabilité subséquente et l'effet de la rentabilité sur le risque subséquent. En indice figure le temps correspondant à une période de cinq ans particulière. Il indique le retard intégré dans le modèle. Les deux équations sont définies ci-après.

▪ Équation [1]:

$$\text{Rentabilité}_t = b_0 + b_1\text{risque}_{t-1} + b_2\text{slack}_{t-1} + b_3\text{rentabilité}_{t-1} + b_4\text{rentabilité de l'industrie}_t + e_t$$

Pour l'hypothèse 1,  $b_1 > 0$ ; pour l'hypothèse 3,  $b_2 > 0$ .

▪ Équation [2]:

$$\text{Risque}_t = c_0 + c_1\text{rentabilité}_{t-1} + c_2\text{slack}_{t-1} + c_3\text{risque}_{t-1} + c_4\text{risque de l'industrie}_t + e_t$$

Pour l'hypothèse 2,  $c_1 < 0$ ; pour l'hypothèse 4,  $c_2 < 0$ .

Les signes des coefficients à la suite de chaque équation résument les relations formulées par les hypothèses développées dans la section précédente.

**Variables de contrôle.** De nombreuses recherches en stratégie indiquent que plusieurs variables spécifiques à la firme et à son industrie d'appartenance affectent la relation entre risque et rentabilité. Le centre d'intérêt principal de cet article est de développer un modèle parcimonieux (au sens économétrique du terme) cohérent avec la théorie comportementale de la firme. Néanmoins, il est nécessaire d'intégrer dans ce modèle les variables de contrôle appropriées, qu'elles concernent l'entreprise elle-même ou son secteur industriel d'activité.

La variable dépendante avec retard (à droite dans Eq. [1] et [2]) et les effets contemporains de l'industrie (système) sont inclus dans le modèle en tant que variables de contrôle. Elles sont supposées avoir une influence sur le risque et la rentabilité, mais elles ne sont pas explicitement prises en compte par la théorie comportementale de la firme. La variable dépendante avec retard contrôle l'effet temporel des facteurs spécifiques de la firme affectant le risque et la rentabilité. Par conséquent, les variables avec retard de risque et rentabilité devraient être liées positivement avec ces mêmes variables observées la période suivante ( $b_3 > 0$ ,  $c_3 > 0$ ). Les variables dépendantes avec retard expriment la relation entre risque stratégique et rentabilité de la firme évaluée la période précédente. C'est en quelque sorte un "historique" du couple risque-rentabilité de l'entreprise, dont le contrôle permet d'apurer l'effet respectif du risque stratégique sur la rentabilité subséquente (Eq. [1]), et de la rentabilité sur le risque stratégique subséquent (Eq. [2]).

L'effet contemporain du système contrôle les différences de performance et de risque entre différents secteurs industriels. Des recherches antérieures ont montré l'importance de contrôler les caractéristiques de l'industrie d'appartenance dans la modélisation des relations risque-rentabilité (Bowman, 1980; Fiegenbaum, 1990; Fiegenbaum et Thomas, 1986). Les variables contemporaines de risque et de rentabilité fournissent une estimation de l'attractivité d'une structure industrielle particulière. La variable "rentabilité de l'industrie" dans l'équation [1] intègre la performance contemporaine de toutes les autres firmes appartenant au même secteur industriel défini par le code SIC-2 (*Standard Industrial Classification*). Autrement dit, la rentabilité de l'industrie est mesurée hors la performance de la firme concernée<sup>2</sup>. Si la structure industrielle affecte la performance, la rentabilité moyenne sur cinq ans des autres firmes de l'industrie devrait être liée positivement à la rentabilité de n'importe laquelle de ces entreprises en particulier ( $b_4 > 0$ ).

De la même façon, l'équation [2] du risque incorpore une mesure du risque moyen contemporain pour toutes les autres firmes du même code SIC-2. Un risque de l'industrie moyen élevé indique la présence de firmes dont le risque stratégique est fort, dont la performance réalisée s'écarte significativement de la performance-cible souhaitée. La présence durable de telles entreprises dans une industrie peut contribuer à ériger des barrières à la sortie élevées et, par conséquent, accroître le risque de l'ensemble des firmes opérant dans ce secteur industriel. Un déclin généralisé de la performance d'une industrie donnée devrait accroître le risque de l'industrie moyen associé. Le risque stratégique moyen de l'industrie est supposé être lié positivement au risque stratégique d'une entreprise quelconque appartenant à cette industrie ( $c_4 > 0$ ).

**Structure de retard.** Bien qu'il soit largement admis que le risque affecte la rentabilité et vice-versa, une des difficultés de spécifier un modèle de la relation risque-rentabilité est d'appréhender correctement la chronologie de ces effets. La plupart des études précédentes dans le domaine de la stratégie ont utilisé des données croisées pour estimer les relations risque-rentabilité (Bromiley, 1991). Ces études énoncent des propositions causales associant risque et rentabilité, mais utilisent des modélisations spécifiant des effets contemporains entre ces deux variables. Une alternative méthodologique est d'utiliser un modèle avec retard dans lequel le risque affecte la rentabilité subséquente et vice versa.

Spécifier un modèle incluant des relations avec retard entre risque et rentabilité est cohérent avec des arguments théoriques causals, tels que ceux de la théorie comportementale de la firme. Cependant, la structure de retard adéquate pour ce type de modèles n'est pas claire. Miller et Bromiley (1990), ainsi que Miller et Leiblein (1996) ont mis à jour des relations significatives à partir d'un modèle dans lequel le risque mesuré sur une période de cinq ans expliquait la rentabilité sur la période de cinq ans subséquente. Bromiley (1991) a montré que le risque évalué sur une année affectait la rentabilité observée les années suivantes et vice versa.

Bien que d'autres structures de retard soient envisageables et acceptables, cette étude utilise des périodes de cinq ans pour spécifier les retards dans la modélisation des relations risque-rentabilité. L'équation [1] modélise la rentabilité moyenne sur cinq ans comme une fonction du risque stratégique mesuré sur la période de cinq ans précédente. L'équation [2] utilise la rentabilité moyenne d'une période pour expliquer le risque de la période de cinq ans subséquente. Le slack organisationnel, la rentabilité et le risque de l'industrie sont aussi des moyennes calculées sur un intervalle de cinq ans.

Puisque l'estimation croisée des équations [1] et [2] n'implique aucune variable explicative endogène, l'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires est appropriée (Kennedy, 1985: 126-127).

### **Mesures et échantillon**

**Rentabilité.** Le ROE et le ROA sont les deux mesures comptables traditionnelles de la performance. La corrélation entre ces deux indicateurs est très élevée. De plus, elles ont été précédemment employées dans le champ de la stratégie afin de calculer des mesures comptables du risque fortement corrélées (Miller et Bromiley, 1990). Cette étude utilise le rendement moyen de l'actif total sur une période de cinq ans comme mesure de la performance. Les ratios annuels, permettant le calcul du rendement moyen, sont extraits directement de la base de données Osiris.

**Risque.** Le risque stratégique envisagé dans cet article se fonde sur l'approche ordinale développée par Collins et Ruefli (1992). Il ne s'agit pas ici de présenter dans le détail cette méthode, mais simplement de préciser les grandes lignes du calcul du risque stratégique.

Le principe général consiste à transformer l'analyse effectuée dans l'espace cardinal habituel des nombres réels en une analyse menée à partir de données ordinales. Les événements favorables (défavorables) sont ceux qui produisent une amélioration (dégradation) du rang de classement au sein du système ou groupe de référence (dans notre cas, le CAC 40). Ce classement est effectué sur la base du ROA annuel de chaque entreprise composant le système<sup>3</sup>. Le risque ordinal d'une firme est estimé à partir de la probabilité que son rang actuel dans le système se dégrade et du nombre de rangs perdus. Cette mesure du risque traduit donc à la fois l'occurrence d'une perte et son importance.

Un événement de performance au sein d'un système ordinal est défini par quatre paramètres: l'entreprise concernée (I), son rang de classement initial (J), son rang de classement final (K), et le temps (T) auquel l'événement en question se produit. Ils sont représentés sous la forme d'une matrice d'événements,  $F = [\Phi_{I,J,K,T}]$  qui regroupe l'ensemble des transitions possibles au sein du système observé. On construit une matrice d'événements,  $F_i$ , pour chaque entreprise du système (échantillon), à partir du codage ordinal de la rentabilité de leur actif total sur la période de cinq ans correspondante. Si on agrège les matrices individuelles,  $F_i$ , on obtient une matrice,  $\Phi = [\sum_i f_{i,j,k}] = [f_{.,j,k}]$ , décrivant les transitions de rang du système.

On calcule l'entropie conditionnelle moyenne pondérée, qui mesure l'incertitude totale du système, notée  $HW_{(K/J)}$ , à l'aide de l'équation A:

$$HW_{(K/J)} = - \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n w_{j,k} \frac{1}{n} p_{(k/j)} \ln [p_{(k/j)}] \quad [\text{Eq. A}]$$

- Les  $w_{j,k}$  définissent un système de pondération appliquant une pénalité linéaire aux transitions de rang. L'importance de la dégradation du rang de classement est donc directement proportionnelle au nombre de positions perdues au sein du système.
- Les  $p_{(k/j)}$  sont les éléments de la matrice de transition des probabilités conditionnelles, similaire dans sa forme à une matrice de Markov. Ils constituent l'ensemble des probabilités qu'une firme quelconque migre au rang  $k$ , sachant que son rang actuel est  $j$ .

L'incertitude totale, ainsi calculée, relie la probabilité d'occurrence de trois événements distincts dans le système: (i) dégradation du rang de classement (défavorable), (ii) amélioration du rang de classement (favorable), et (iii) maintien du rang de classement

(neutre). Le risque ordinal,  $HWR_{(K/J)}$  est calculé à partir des seuls événements défavorables, correspondant au triangle droit supérieur de la matrice de transition, soit:

$$HWR_{(K/J)} = -\sum_{j=1}^n \sum_{k>1}^n w_{jk} \frac{1}{n} p_{(k/j)} \ln[p_{(k/j)}] \quad [\text{Eq. B}]$$

A partir des matrices d'événements individuelles,  $F_i$ , on calcule l'incertitude totale,  $HW_{i(K/J)}$ , et le risque ordinal,  $HWR_{i(K/J)}$ , de chaque entreprise formant le système, à l'aide des deux relations suivantes:

$$HW_{i(K/J)} = -\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n w_{jk} \frac{1}{n} \left[ \frac{f_{i,j,k}}{f_{..j,.}} \right] \ln[p_{(k/j)}] \quad [\text{Eq. A'}]$$

$$HWR_{i(K/J)} = -\sum_{j=1}^n \sum_{k>1}^n w_{jk} \frac{1}{n} \left[ \frac{f_{i,j,k}}{f_{..j,.}} \right] \ln[p_{(k/j)}] \quad [\text{Eq. B'}]$$

où  $f_{i,j,k}$  est le nombre total de transitions du rang  $j$  au rang  $k$  réalisées par la firme  $i$ , et  $f_{..j,.}$  le nombre total de transitions possibles à partir du rang  $j$  pour chaque firme du système, soit 4, puisque chacune des trois périodes observées couvre cinq ans.

Le risque stratégique calculé à l'époque  $t$ ,  $HWRB_{i(K/J)}^t$ , est défini comme la différence entre le risque ordinal de la firme  $i$ ,  $HWR_{i(K/J)}^t$ , et le risque ordinal moyen du système,  $\overline{HWR}_{(K/J)}^t$ , calculés à l'époque  $t$ , soit:

$$HWRB_{i(K/J)}^t = HWR_{i(K/J)}^t - \overline{HWR}_{(K/J)}^t \quad [\text{Eq. C}]$$

L'équation C s'écrit après simplification:

$$HWRB_{i(K/J)} = -\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{k>j}^n w_{j,k} \ln[p_{(k/j)}] \left[ \frac{f_{i,j,k}}{f_{..j,.}} - \frac{1}{n} p_{(k/j)} \right] \quad [\text{Eq. C'}]$$

Le terme  $\overline{HWR}_{(K/J)}^t$  dans l'équation C représente le seuil référentiel de risque ou benchmark. Il indique que le niveau-cible de risque d'une organisation est donné par le risque moyen de son système de référence (ici, le CAC 40). En d'autres termes, on considère que la firme étalonne son risque en fonction du niveau de risque de son système de référence. Dès lors, il est raisonnable de penser que son objectif est un niveau de risque inférieur ou égal à ce benchmark. Le risque stratégique de chaque firme a été mesuré à l'aide de l'équation C'. La valeur de risque stratégique peut être positive, négative ou nulle. Dans le premier cas, la firme est plus risquée que le système, et inversement dans le second. Un écart nul correspond à une situation neutre où l'entreprise égalise son risque à celui du système<sup>4</sup>.

**Slack organisationnel.** Bourgeois (1981) et Sharfman et al. (1988) ont proposé une approche conceptuelle du slack. Bourgeois et Singh (1983) ont défini huit mesures du slack organisationnel. Ils distinguent le slack disponible, le slack recouvrable, et le slack potentiel. Singh (1986), Hambrick et D'Aveni (1988), et Bromiley (1991) ont utilisé des mesures comptables du slack similaires à celles suggérées par Bourgeois et Singh.

La définition d'indicateurs de slack relatifs à un niveau de référence est justifiée sur le plan théorique. Bourgeois (1981) affirme que les modifications du montant de slack organisationnel inscrites dans le temps, plutôt que les niveaux absolus de slack, fournissent une explication pertinente du comportement de la firme. De façon similaire, March et Shapira (1987) et Bromiley (1991) soutiennent que l'influence du slack sur la performance et le risque dépend non pas du niveau absolu de slack mais du slack relatif à un niveau-cible.

Les ratios financiers tels que ceux utilisés couramment comme indicateurs de slack diffèrent entre secteurs industriels. Les ratios qui sont la norme dans une industrie particulière peuvent être exceptionnellement importants ou marginaux dans une autre. Par conséquent, les mesures de slack ne peuvent pas être généralisées à toutes les industries. Selon Lev (1969), les ratios financiers moyens d'un secteur industriel sont une approximation raisonnable d'un niveau-cible. Dans cet article, le slack est mesuré par le ratio des grandeurs comptables de la firme relativement à la moyenne de son industrie d'appartenance (au niveau du code SIC-2). A la suite de Bourgeois et Singh (1983), nous mesurons le slack recouvrable à partir des ratios suivants: (i) comptes clients, créances/ventes, (ii) stocks/ventes, et (iii) frais commerciaux, généraux et administratifs/ventes. Dans chaque cas, nous calculons une mesure normalisée définie par le ratio de la firme divisé par le ratio moyen de son industrie d'appartenance déterminée par le code SIC-2.

Bourgeois et Singh ont également identifié des mesures du slack disponible et du slack potentiel. A l'instar de Miller et Leiblein (1996), nous avons choisi de nous focaliser sur le slack recouvrable car ce concept est le plus pertinent pour les parties prenantes de l'organisation. Le niveau des comptes clients et des créances rapporté aux ventes, et celui des stocks rapporté aux ventes sont une indication directe de la capacité de la firme à répondre à la demande de ses clients. Le niveau des frais généraux affecte la satisfaction des salariés via des avantages non pécuniaires. En raison de l'impact immédiat du slack recouvrable sur le fonctionnement de l'organisation, les contraintes pesant sur celui-ci sont probablement plus significatives pour le manager, que celles s'exerçant sur le slack disponible ou potentiel.

La mesure agrégée du slack recouvrable pour une année donnée correspond à la somme non pondérée des trois indicateurs standardisés du slack recouvrable. La mesure du slack

utilisée lors de l'estimation des modèles de régression est le slack recouvrable moyen de la firme calculé sur une période de cinq ans. Les données nécessaires proviennent de la base Osiris.

**Échantillon.** L'échantillon de départ est formé des 40 sociétés du CAC 40. Dans un premier temps, six entreprises ont été rejetées en raison d'un nombre trop important de données manquantes sur la période totale d'observation couvrant quinze années (1988-2002)<sup>5</sup>. Sur l'échantillon restant de 34 entreprises, les deux sociétés d'assurance (AGF et Axa) et les trois établissements bancaires (BNP Paribas, Crédit Lyonnais, et Société Générale) ont été écartés. La spécificité des bilans de ces cinq firmes ne permet pas en effet de calculer les trois indicateurs de slack recouvrable. Les postes comptables nécessaires ne sont pas disponibles (présentation "Global Format" de la base Osiris). L'échantillon final se compose donc de 29 entreprises industrielles françaises du CAC 40.

Nous avons segmenté l'intervalle total observé en trois périodes de cinq ans: 1988-92, 1993-97, et 1998-02. Les firmes dont la rentabilité ou le slack organisationnel s'écartent de plus de trois écarts-type de la moyenne annuelle des 29 firmes de l'échantillon, sont considérées comme des valeurs atypiques et écartées des données de l'année correspondante.

Le choix du CAC 40 comme système de référence peut poser problème en termes de généralisation des résultats. Peut-on raisonnablement extrapoler les résultats obtenus à des sociétés n'appartenant pas au CAC 40? Bien que cet indice ne soit pas forcément représentatif de l'ensemble des valeurs cotées à la Bourse de Paris (un peu plus de 1000), il constitue un indicateur très surveillé de la bonne santé économique et financière du pays dans son ensemble. Les valeurs éligibles figurent quand même parmi les plus fortes capitalisations boursières de la place de Paris. La performance des sociétés industrielles du CAC 40 peut donc être considérée comme un benchmark pertinent et utile, en particulier, lors d'études ultérieures de la relation risque-rentabilité dans d'autres environnements.

## RÉSULTATS

Le Tableau 1 présente les statistiques descriptives et les corrélations bivariées de Pearson entre la rentabilité, le risque, le slack, et les variables de contrôle pour chacune des trois périodes. La rentabilité et le risque de l'industrie correspondent respectivement au ROA moyen et au risque stratégique de toutes les firmes appartenant au même code SIC-2 (à l'exclusion de la firme observée). Ces deux variables moyennes calculées à l'échelle du secteur industriel font office de variables de contrôle dans les modèles de régression. Le

Tableau 1 indique des corrélations significatives entre le risque stratégique et le ROA moyen sur cinq ans.

**Tableau 1. Statistiques descriptives et corrélations par période**

Variables	Moyenne	Écart-type	1	2	3	4
Période 1 : 1988-92						
1. Rentabilité	5.853	3.751				
2. Risque stratégique	-0.003	0.114	-.576**			
3. Rentabilité de l'industrie	6.706	3.133	.501**	-.407*		
4. Risque de l'industrie	0.903	0.780	-.535**	.526**	-.652***	
5. Slack organisationnel	0.227	0.116	-.242	-.121	.194	.222
Période 2 : 1993-97						
1. Rentabilité	4.839	3.571				
2. Risque stratégique	-0.007	0.088	-.771***			
3. Rentabilité de l'industrie	6.777	3.316	.513**	-.111		
4. Risque de l'industrie	0.442	0.297	-.114	.417*	-.768***	
5. Slack organisationnel	0.189	0.108	-.217	.419*	.192	.397*
Période 3 : 1998-02						
1. Rentabilité	5.739	3.912				
2. Risque stratégique	-0.001	0.092	-.457**			
3. Rentabilité de l'industrie	5.116	2.886	.562**	-.161		
4. Risque de l'industrie	0.129	0.901	-.124	.455**	-.644***	
5. Slack organisationnel	0.165	0.083	-.393*	.163	-.349	.348

Les résultats initiaux des régressions définies par les équations [1] et [2] ont révélé que des observations extrêmes ont pu influencer excessivement les coefficients estimés. Une valeur extrême est éliminée si sa statistique d'influence individuelle (Différence de prévision) indique une observation influente à l'excès<sup>6</sup>. Une statistique de distance, le Bras de levier, a également été employée afin de repérer les observations qui risquent d'avoir un impact trop important sur le modèle de régression<sup>7</sup>. Enfin, le résidu Studentisé a été utilisé dans le même but. Si ce dernier est supérieur à quatre, l'observation associée est identifiée comme valeur extrême. Sur les 29 observations de l'échantillon, le recours à ces trois règles de décision a permis d'isoler une seule valeur extrême. Son élimination correspond à la suppression de 3.4% de l'échantillon original, ce qui est tout à fait tolérable<sup>8</sup>. La comparaison des résultats de régression avant et après élimination de cette valeur extrême ne se traduit pas des différences significatives quant aux signes des coefficients estimés ou leur magnitude (Bêta).

Les Tableaux 2 et 3 présentent les résultats des moindres carrés ordinaires (après élimination de la valeur extrême) pour les équations de régression de la rentabilité et du risque, respectivement. La tête de colonne indique la période de la variable dépendante. Nous avons choisi de faire figurer les coefficients standardisés dans les Tableaux 2 et 3. Lorsque les variables indépendantes sont corrélées entre elles (ce qui est le cas, voir Tableau 1), il est

difficile d'évaluer l'influence isolée de chacune sur la variable dépendante. Les coefficients standardisés "Bêta" permettent d'affiner la comparaison des coefficients de régression partiels entre eux. Ce sont ceux que l'on obtiendrait si, préalablement à la régression, les variables indépendantes étaient exprimées sous leur forme standardisée (score Z)<sup>9</sup>.

Tableau 2. Résultats des analyses de régression pour la rentabilité

Variables	1993-97	1998-02
	Coefficients standardisés	Coefficients standardisés
Rentabilité <sub>t</sub> , fonction du risque stratégique <sub>t-1</sub>		
Constante	.731	.202*
Risque stratégique <sub>t-1</sub>	.361**	.24**
Slack organisationnel <sub>t-1</sub>	.261*	.234**
Rentabilité <sub>t-1</sub>	.423**	.689***
Rentabilité de l'industrie <sub>t</sub>	.272*	.177*
R <sup>2</sup> ajusté	.656	.813
Ratio-F	13.378***	30.438***
N	28	28

\* p < .05  
 \*\* p < .01  
 \*\*\* p < .001

Tableau 3. Résultats des analyses de régression pour le risque stratégique

Variables	1993-97	1998-02
	Coefficients standardisés	Coefficients standardisés
Risque stratégique <sub>t</sub> , fonction de la rentabilité <sub>t-1</sub>		
Constante	.014	.046
Rentabilité <sub>t-1</sub>	-.489**	-.453**
Slack organisationnel <sub>t-1</sub>	.223	.200
Risque stratégique <sub>t-1</sub>	.377*	.546***
Risque de l'industrie <sub>t</sub>	.269	.120
R <sup>2</sup> ajusté	.477	.513
Ratio-F	6.921***	8.114***
N	28	28

\* p < .05  
 \*\* p < .01  
 \*\*\* p < .001

Les corrélations significatives entre variables indépendantes qui apparaissent dans le Tableau 1 imposaient de se préoccuper des problèmes potentiels de colinéarité. Les valeurs des facteurs d'inflation de la variance et des indices de conditionnement, deux diagnostics usuels de colinéarité, sont très nettement inférieures aux seuils recommandés. La colinéarité ne pose donc pas de difficulté majeure pour l'estimation des modèles de régression<sup>10</sup>. Les vérifications usuelles concernant la distribution des résidus ont également été effectuées. Il s'agit de la linéarité (graphe croisant les résidus standardisés et les valeurs prédites de la variable dépendante), l'homoscédasticité (graphe croisant les résidus studentisés et les valeurs

prédites de la variable dépendante), la normalité (graphe de répartition gaussien et test de Shapiro-Wilks), et la corrélation sérielle (test de Durbin-Watson)<sup>11</sup>. Ces différents diagnostics n'ont révélé aucun problème particulier.

L'hypothèse 1 énonçait une relation positive entre le risque stratégique et la performance financière subséquente. Les signes des coefficients associés au risque stratégique pour chacune des deux périodes (Tableau 2) corroborent l'hypothèse 1. Le risque stratégique se traduit par une amélioration de la performance de la firme lors de la période subséquente. En d'autres termes, la prise de risque a un effet favorable sur la performance. Ce résultat s'oppose à bon nombre de recherches antérieures ayant mis en évidence une relation risque-rentabilité négative. Il montre au contraire que le risque stratégique est "rémunéré" par une performance subséquente plus élevée.

L'hypothèse 3 proposait une relation positive entre le slack organisationnel et la performance financière subséquente. Les coefficients positifs significatifs associés au slack dans le Tableau 2 valident cette hypothèse. Le slack a bien un effet favorable sur la performance. Les ressources inexploitées par la firme ont donc un rôle à jouer dans l'amélioration de la performance. On peut supposer que l'existence de ressources en slack facilite la réaction de l'organisation exposée au risque stratégique (et qui souhaite en réduire le niveau), ce qui a pour effet d'améliorer sa performance subséquente. Les firmes qui ne disposent pas de ressources en slack suffisantes sont probablement contraintes dans leur volonté de trouver des solutions alternatives. Elles ne parviennent pas à implémenter avec succès de nouvelles stratégies organisationnelles, susceptibles de remédier aux accidents de performance.

Les relations positives significatives des variables de contrôle, rentabilité avec retard et rentabilité contemporaine de l'industrie, avec la performance financière correspondent à celles prévues.

Les résultats présentés dans le Tableau 3 donnent des indications sur les hypothèses 2 et 4. L'hypothèse 2 formulait une relation négative entre performance financière et risque stratégique subséquent. Comme le suggère la théorie comportementale de la firme, les organisations performantes n'ont aucun intérêt à supporter le coût et l'incertitude inhérents à la recherche de stratégies alternatives. Le modèle de risque stratégique vient à l'appui de cette proposition. Les coefficients négatifs associés à la rentabilité sont en effet significatifs sur les deux périodes (Tableau 3).

L'hypothèse 4 envisageait une relation négative entre le slack et le risque stratégique subséquent. Les coefficients associés au slack ne sont pas significatifs et du signe contraire à

celui prévu (Tableau 3). Cette hypothèse est donc clairement invalidée. L'existence de ressources en slack dans l'organisation ne permet pas de réduire son risque stratégique la période suivante. Une explication possible est que la relation entre slack et risque stratégique n'est pas linéaire. Des ressources en slack très supérieures ou inférieures à un niveau de référence déterminé par la firme devraient augmenter la prise de risque, et un slack organisationnel proche de ce niveau-cible devrait le réduire. Par conséquent, le slack pourrait exercer une influence non linéaire sur la prise de risque, avec des niveaux élevés et faibles de slack associés à de forts niveaux de risque, et des niveaux modérés de slack associés à de faibles niveaux de risque. Le modèle de risque, tel que nous l'avons spécifié dans l'équation [2], n'autorise pas la vérification empirique de cette proposition.

Les résultats concernant les variables de contrôle sont moins tranchés que dans le modèle précédent (Tableau 2). Le Tableau 3 indique en effet que seul le risque stratégique avec retard est significatif pour les deux périodes. Le signe du risque stratégique contemporain de l'industrie, en accord avec celui prévu (positif), n'est jamais significatif. Bien que ce résultat soit un peu surprenant, il n'est pas susceptible de mettre en doute la nécessité d'inclure une variable de contrôle contemporaine dans le modèle de risque [2].

La relation positive entre le risque stratégique et la rentabilité et l'influence négative de la rentabilité sur le risque sont significatives sur les deux périodes 1993-97 et 1998-02. Ce résultat concorde avec ceux de Miller et Leiblein (1996) et suggère une séquence cohérente avec la théorie comportementale de la firme: prendre un risque stratégique conduit à une performance plus élevée, qui à son tour conduit à prendre moins de risque. Lorsque le risque stratégique est utilisé dans un modèle comportemental, on voit donc apparaître un cycle auto-correcteur qui contraste avec la spirale néfaste mise fréquemment en évidence dans les recherches antérieures sur le paradoxe risque-rentabilité de Bowman (1980). Le courant de recherche qui met en pratique la théorie des perspectives soutient que les organisations peu performantes prennent des "mauvais" risques entraînant une performance pire (Bowman, 1982; Fiegenbaum, 1990; Fiegenbaum et Thomas, 1988; Jegers, 1991). Ce genre de spirale devrait dans un premier temps provoquer le déclin de l'organisation, et à terme, sa disparition. Les résultats obtenus dans cet article vont à l'encontre de cette idée. Rien ne prouve en effet que les organisations peu performantes prennent des "mauvais" risques. Au contraire, elles prennent souvent ce que Miller et Leiblein (1996: 114) appellent des "bons" risques.

## DISCUSSION

Les chercheurs en stratégie se sont beaucoup intéressés dans les années récentes à l'étude des relations risque-rentabilité à partir de données d'entreprise. S'inscrivant dans le courant de recherche initié par Singh (1986), puis prolongé par Bromiley (1991) et Miller et Leiblein (1996), cette étude développe une perspective théorique sur le risque stratégique, fondée sur la théorie comportementale de la firme. Les recherches qui traitent de la conceptualisation du risque chez les managers ne souffrent d'aucune ambiguïté. Les managers appréhendent le risque en termes d'échec à atteindre des objectifs-cibles. Ce constat milite très clairement en faveur d'un changement de direction de la recherche empirique en stratégie. Après s'être longtemps focalisée sur la variabilité de la performance, elle doit désormais adopter de nouvelles représentations du risque (Ruefli, Collins et Lacugna, 1999). La notion de risque stratégique est un premier pas intéressant dans ce sens.

Les tests du modèle comportemental proposé dans cet article contestent un énoncé majeur du courant de recherche fondé sur la théorie des perspectives, à savoir que les organisations peu performantes s'engagent dans des stratégies risquées (variance élevée), dont la performance associée attendue est faible. De tels comportements "preneurs de risque" ont pu montrer qu'ils augmentaient la probabilité de survie de la firme malgré une réduction des rendements attendus (Singh, 1986). En utilisant une définition du risque qui ne repose pas sur la variance, le risque stratégique, nous parvenons à des conclusions différentes concernant la dynamique de la relation risque-rentabilité. Il ressort de cette étude que le risque stratégique provoque des changements stratégiques organisationnels qui améliorent, plutôt que dégradent, la performance subséquente de la firme. Les résultats indiquent également que cette relation est renforcée par la présence de ressources en slack à disposition de l'organisation. Au total, nos résultats contredisent l'idée d'un cycle auto-destructeur incitant les firmes peu performantes à prendre plus de risque, ce qui aurait pour effet d'éroder leur performance subséquente.

Cependant, les organisations dont la performance est exceptionnellement élevée peuvent décider de ne pas prendre de risque la période suivante. Un tel comportement d'aversion au risque peut, à son tour, provoquer des diminutions de la performance subséquente. La combinaison des résultats des équations [1] et [2] de la rentabilité et du risque indique un cycle auto-correcteur, plutôt qu'un cycle auto-destructeur mettant en jeu la performance et le risque stratégique.

Les résultats des régressions mettent également en lumière le rôle du slack dans la détermination de la performance et du risque stratégique. Le rôle principal du slack est de

faciliter la réaction de la firme exposée au risque, ce qui améliore sa performance subséquente. Au contraire, le slack ne semble pas avoir d'influence sur la prise de risque organisationnelle. Ces résultats s'opposent à l'idée selon laquelle le slack agit comme un amortisseur réduisant la performance et la prise de risque organisationnelles.

L'ensemble des observations précédentes devrait susciter un intérêt accru pour le risque stratégique, tel que nous le définissons dans cet article, parmi les chercheurs en stratégie. Tant les théoriciens que les managers eux-mêmes ont montré une propension à "penser" le risque en termes de réalisations négatives appréciées par rapport à un objectif-cible. Pourtant, la recherche empirique en stratégie, à l'exception de Miller et Leiblein (1996), n'a jamais eu recours par le passé à des mesures de risque dérivées de ce concept.

En tant que théorie des relations risque-rentabilité organisationnelles, la théorie comportementale de la firme souffre de deux insuffisances notoires. D'une part, puisque la théorie comportementale appréhende le risque comme un choix managérial, elle occulte les risques non choisis. Une approche plus complète du risque organisationnel devrait concéder que des risques déterminés par l'environnement peuvent aussi survenir, provoquant des déviations par rapport aux préférences des managers en matière de risque. Ce constat suggère qu'il pourrait être utile d'incorporer les interactions organisation-environnement dans les prochaines études impliquant le risque stratégique. Ce type d'approche suppose que les relations risque-rentabilité sont déterminées conjointement par le manager et l'environnement de la firme. D'autre part, les actions stratégiques modèrent les relations entre risque stratégique et performance d'une période à l'autre. La théorie comportementale de la firme, cependant, ne donne aucun éclairage sur la teneur de ces actions stratégiques. L'effet modérateur de ces réponses stratégiques doit être explicitement pris en compte si l'objectif est de faire progresser la recherche sur le risque organisationnel.

Ces deux observations suggèrent que la mesure du risque stratégique trouve des applications qui dépassent le cadre du modèle comportemental parcimonieux testé dans cet article. Il est important que les théoriciens de la stratégie et des organisations rompent avec les modèles explicatifs focalisés sur la relation indirecte entre risque et rentabilité, qui excluent les déterminants managériaux et environnementaux de ces deux variables. La recherche sur les relations risque-rentabilité a mis en exergue les propriétés de mesures alternatives du risque (e.g. Bromiley, 1991; Miller et Bromiley, 1990; Ruefli, 1990; Ruefli, Collins et Lacugna, 1999; Wiseman et Bromiley, 1991). Cependant, peu d'efforts ont porté sur les déterminants proprement dits de la prise de décision managériale. Les relations entre stratégie, structure industrielle, risque, et performance mises à jour dans des recherches antérieures (e.g.

Aaker et Jacobson, 1987; Amit et Wernerfelt, 1990; Oviatt et Bauerschmidt, 1991) pourraient être analysées de nouveau à partir d'une mesure du risque stratégique. La compréhension du mécanisme de la décision managériale devrait s'en trouver renforcée.

La théorie de l'agence fournit une opportunité intéressante d'élargir l'étude du risque organisationnel. Dans le cadre de la théorie de l'agence, les managers sont généralement perçus comme étant réfractaires au risque ou *risk averse* (Jensen et Meckling, 1976). On peut considérer, au contraire, que les propriétaires du capital sont neutres face au risque ou *risk neutral*, puisqu'ils ont la possibilité de diversifier leur risque en détenant des actions de différentes entreprises (Wiseman et Gomez-Mejia, 1998). Fort logiquement, les détenteurs de capital acceptent une prise de risque plus importante de la part du manager, dès lors que ce risque augmenté s'accompagne d'un accroissement proportionnel de leur retour sur investissement. A partir du moment où l'aversion au risque de l'agent excède la propension du principal à accepter des risques accrus (dans le but de maximiser la richesse de l'actionnaire), un problème d'agence est susceptible de se poser.

S'appuyant sur les hypothèses que les investisseurs sont neutres au risque, mais qu'ils tolèrent une prise de risque «raisonnable», et que les agents sont peu enclins au risque, la théorie de l'agence prescrit des mesures de gouvernance qui pourvoient à la surveillance des actions managériales, et garantissent l'alignement des préférences au risque des managers et des investisseurs. Le rôle de ces mécanismes de gouvernance tels que les actionnaires influents, les membres extérieurs du conseil d'administration, et la structure d'actionnariat est d'encourager la prise de risque managériale (Beatty et Zajac, 1994) et de favoriser la richesse de l'actionnaire. Cependant, les résultats des études s'inscrivant dans le champ théorique de l'agence, et reliant la gouvernance à la performance boursière de l'entreprise, sont contradictoires et peu concluants (Tosi *et al.*, 2000). C'est dire si l'effet modérateur des variables issues de la théorie de l'agence sur les décisions managériales affectant le risque organisationnel et la performance est un thème qui exige d'être approfondi.

## CONCLUSION

L'objectif de cette étude était de tester un modèle comportemental de la relation risque-rentabilité en intégrant une mesure du risque stratégique. En accord avec la théorie comportementale de la firme, les résultats indiquent un effet positif du risque stratégique sur la performance subséquente et un impact négatif de la performance sur le risque stratégique subséquent. Interprétés conjointement, ces résultats suggèrent un cycle auto-correcteur entre risque et rentabilité, qui contraste nettement avec le cycle auto-destructeur mis à jour par les

recherches précédentes inspirées de la théorie des perspectives. Le slack stimule la performance organisationnelle des firmes dont le risque stratégique est élevé. L'effort de recherche futur devrait porter sur les choix stratégiques spécifiques qui modèrent la relation risque-rentabilité. Cela aiderait à progresser sur le chemin d'une meilleure compréhension des actions stratégiques faisant le lien entre risque et performance, autrement dit, le «chaînon manquant » dans la chaîne de causalité reliant le risque à la performance.

## NOTES

<sup>1</sup> Miller et Leiblein (1996) sont l'exception.

<sup>2</sup> Par exemple, le code SIC-2 de Schneider Electric est le 87; il regroupe 17 entreprises sur la période 1998-2002. La rentabilité de l'industrie associée à Schneider Electric est calculée sur les 16 autres entreprises du code 87.

<sup>3</sup> Le codage ordinal est très simple à effectuer. Pour chacune des cinq années de la période observée, on attribue le rang 1 à l'entreprise qui réalise le ROA le plus élevé; le rang 2 à celle qui réalise le deuxième ROA le plus important, et ainsi de suite.

<sup>4</sup> Ce dernier cas n'a jamais été rencontré lors des différentes analyses. Les valeurs négatives et positives se répartissent de manière relativement équilibrée entre les firmes composant le système de référence.

<sup>5</sup> Il s'agit de France Telecom, EADS, Thomson Multimédia, et des trois valeurs étrangères du CAC 40: Dexia, Equant, et STMicroelectronics.

<sup>6</sup> La statistique de Différence de prévision ou DFFITS indique la modification des prévisions qui résulte de l'exclusion d'une observation particulière. Des valeurs élevées de cette statistique révèlent des observations très influentes. Une observation est considérée influencer à l'excès l'estimation du modèle lorsque sa statistique DFFITS est supérieure à  $2\sqrt{p/n}$ , où  $p$  est le nombre de paramètres inclus dans le modèle et  $n$  est le nombre d'observations (Belsley, Kuh et Welsch, 1980).

<sup>7</sup> La règle de décision consiste à considérer comme valeur extrême toute observation dont le Bras de levier est supérieur à quatre fois le Bras de levier moyen estimé sur l'échantillon total.

<sup>8</sup> Dans le cadre de la régression linéaire multiple, tant que le nombre d'observations est supérieur à  $K-1$  ( $K$  est le nombre de variables explicatives), il existe des propriétés statistiques telle l'absence de biais qui dépendent uniquement de la spécification stochastique: le terme d'erreur est iid(0,s<sup>2</sup>) et il est indépendant des variables explicatives

(Greene, 1997: 230). Tant que la condition d'identification est respectée, tout modèle de régression linéaire peut être estimé sans contrainte de taille minimale de l'échantillon, hormis celle énoncée précédemment.

<sup>9</sup> Les coefficients Bêta fournissent simplement un ordre de grandeur comparable car ils dépendent toujours des autres variables indépendantes du modèle. Par conséquent, ils ne reflètent pas l'importance individuelle des variables indépendantes. Autrement dit, "plus le coefficient Bêta est élevé, plus l'effet de la variable associée est important" est un raisonnement erroné.

<sup>10</sup> Un moyen d'évaluer la colinéarité est d'examiner les facteurs d'inflation de la variance (VIF). Une statistique VIF supérieure à 10 est généralement interprétée comme une indication de problèmes de colinéarité (Neter, Wasserman et Kutner, 1985: 392). Les indices de conditionnement sont un diagnostic supplémentaire de colinéarité. Belsley, Kuh et Welsch (1980) considèrent que des indices de conditionnement dont les valeurs se situent entre 15 et 20 sont le signe d'une forte dépendance entre variables explicatives, et que les indices supérieurs à 100 provoquent des inflations de variance considérables et des distorsions importantes au niveau des coefficients de régression. Pour les quatre régressions présentées dans les Tableaux 2 et 3, la valeur maximale de la statistique VIF est 1.06. L'indice de conditionnement maximum est 7.27.

<sup>11</sup> Pour le diagnostic graphique de la linéarité, il faut s'assurer qu'aucune structure utilisable n'apparaît (une relation quadratique, par exemple). Les résidus doivent donc être distribués de façon aléatoire à l'intérieur d'une bande située autour d'une ligne horizontale passant par zéro. Concernant l'homoscédasticité, si la dispersion des résidus augmente ou diminue avec les valeurs prédites de la variable dépendante, l'hypothèse de variance constante n'est pas validée.

## BIBLIOGRAPHIE

- Aaker D.A., et Jacobson R., "The role of risk in explaining differences in profitability", *Academy of Management Journal*, 30, 1987, p. 277-296.
- Amit R., et Wernerfelt B., "Why do firms reduce business risk?", *Academy of Management Journal*, 33, 1990, p. 520-533.
- Baird I.S., et Thomas H., "What is risk anyway? Using and measuring risk in strategic management", in R.A. Bettis et H. Thomas (Eds.), *Risk, Strategy and Management*, JAI Press, Greenwich, CT, 1990, p. 21-51.

- Baucus D.A., Golec J.H., et Cooper J.R., "Estimating risk-return relationships: An analysis of measures", *Strategic Management Journal*, 14, 1993, p. 387-396.
- Beatty R.P., et Zajac E.J., "Managerial incentives, monitoring and risk bearing : A study of executive compensation, ownership, and board structure in initial public offering", *Administrative Science Quarterly*, 39, 1994, p. 315-335.
- Belsley D.A., Kuh E., et Welsch R.E., *Regression diagnostics*, New York, Wiley, 1980.
- Bourgeois L.J., "On the measurement of organizational slack", *Academy of Management Review*, 6, 1981, p. 29-39.
- Bourgeois L.J., et Singh J.V., "Organizational slack and political behavior within top management groups", *Academy of Management Proceedings*, 1983, p. 43-49.
- Bowman E.H., "A risk/return paradox for strategic management", *Sloan Management Review*, 21, 1980, p. 27-31.
- Bowman E.H., "Risk seeking for troubled firms", *Sloan Management Review*, 23, 1982, p. 33-42.
- Bromiley P., "Testing a causal model of corporate risk taking and performance", *Academy of Management Journal*, 34, 1991, p. 37-59.
- Cohen M.D., March J.G., et Olsen J.P., "A garbage can model of organizational choice", *Administrative Science Quarterly*, 17, 1972, p. 1-25.
- Collins J.M., et Ruefli T.W., "Strategic risk: An ordinal approach", *Management Science*, 38, 1992, p. 1707-1731.
- Cyert R.M., et March J.G., *A behavioral theory of the firm*, Englewood Cliffs, NJ, Prentice-Hall, 1963.
- Fiegenbaum A., "Prospect theory and the risk/return association: An empirical examination in 85 industries", *Journal of Economic Behavior and Organizations*, 14, 1990, p. 187-204.
- Fiegenbaum A., et Thomas H., "Dynamic and risk measurement perspectives on Bowman's risk-return paradox for strategic management: An empirical study", *Strategic Management Journal*, 7, 1986, p. 395-408.
- Fiegenbaum A., et Thomas H., "Attitudes toward risk and the risk-return paradox: Prospect theory explanations", *Academy of Management Journal*, 31, 1988, p. 85-106.
- Greene W.H., *Econometric analysis*, (3<sup>rd</sup> ed.), Prentice Hall, 1997.
- Hambrick D.C., et D'Aveni R.A., "Large corporate failures as downward spirals", *Administrative Science Quarterly*, 33, 1988, p. 1-23.
- Hannan M.T., et Freeman J.H., "The population ecology of organizations", *American Journal of Sociology*, 82, 1977, p. 929-964.

- Hedberg B., Nystrom P., et Starbuck W., "Camping on seesaws: Prescriptions for a self-designing organization", *Administrative Science Quarterly*, 21, 1976, p. 41-65.
- Jegers M., "Prospect theory and the risk-return relation: some Belgian evidence", *Academy of Management Journal*, 34, 1991, p. 215-225.
- Jensen M., et Meckling W., "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, 3, 1976, p. 305-360.
- Kahneman D., et Tversky A., "Prospect theory: An analysis of decision under risk", *Econometrica*, 47, 1979, p. 262-291.
- Kennedy P., *A guide to econometrics* (2<sup>nd</sup> ed.), Cambridge, MA, MIT Press, 1985.
- Lant T.K., "Aspiration level adaptation: An empirical exploration", *Management Science*, 38, 1992, p. 623-644.
- Lant T.K., et Montgomery D.B., "Learning from strategic success and failure", *Journal of Business Research*, 15, 1987, p. 503-517.
- Lev B., "Industry averages as targets for financial ratios", *Journal of Accounting Research*, 1969, 7, p. 290-299.
- Mao J.C.T., "Survey of capital budgeting: Theory and practice", *Journal of Finance*, 25, 1970, p. 349-360.
- March J.G., *Decisions and organizations*, New York, Basil Blackwell, 1988.
- March J.G., et Shapira Z., "Managerial perspectives on risk and risk taking", *Management Science*, 33, 1987, p.1404-1418.
- Marsh T.A., et Swanson D.S., "Risk-return tradeoffs for strategic management", *Sloan Management Review*, Spring, 1984, p. 35-49.
- McNamara G., et Bromiley P., "Risk and return in organizational decision making", *Academy of Management Journal*, 42, 1999, p. 330-339.
- Miller K.D., et Bromiley P., "Strategic risk and corporate performance: An analysis of alternatives risk measures", *Academy of Management Journal*, 33, 1990, p. 756-779.
- Miller K.D., et Leiblein M.J., "Corporate risk-return relations: Returns variability versus downside risk", *Academy of Management Journal*, 39, 1996, p. 91-122.
- Milliken F.J., et Lant T.K., "The effect of an organization's recent performance history on strategic persistence and change: The role of managerial interpretation", in P. Shrivastava, J. Dutton et A. Huff (Eds), *Advances of Strategic Management*, JAI Press, Greenwich, CT, 1991, p. 129-156.
- Neter J., Wasserman W., et Kutner M.H., *Applied linear statistical models*, Homewood, IL, Irwin, 1985.

- Oviatt B.M., et Bauerschmidt A.D., "Business risk and return: A test of simultaneous relationships", *Management Science*, 37, 1991, p. 1405-1423.
- Porter M.E., *Competitive advantage: Creating and sustaining superior performance*, New York, Free Press, 1985.
- Puffer S.M., et Weintrop J.B., "Corporate performance and CEO turnover: The role of performance expectations", *Administrative Science Quarterly*, 36, 1991, p. 1-19.
- Ruefli T.W., "Mean-variance approaches to risk-return relationships in strategy: Paradox lost", *Management Science*, 36, 1990, p. 368-380.
- Ruefli T.W., Collins J.M., et Lacugna J.R., "Risk measures in strategic management research: Auld lang syne", *Strategic Management Journal*, 20, 1999, p. 167-194.
- Ruefli T.W., et Wiggins R.R., "When mean square error becomes variance: A comment on 'Business risk and return: A test of simultaneous relationships'", *Management Science*, 40, 1994, p. 750-759.
- Sharfman M.P., Wolf G., Chase R.B., et Tansik D.A., "Antecedents of organizational slack", *Academy of Management Review*, 13, 1988, p. 601-614.
- Singh J.V., "Performance, slack, and risk taking in organizational decision making", *Academy of Management Journal*, 29, 1986, p. 562-585.
- Thompson J.D., *Organizations in action*, New York, MacGraw-Hill, 1967.
- Tosi H.L., Werner S., Katz J.P., et Gomez-Mejia L.R., "How much does performance matter? A meta-analysis of CEO pay studies", *Journal of Management*, 26, 2000, p. 301-339.
- Wiseman R.M., et Bromiley P., "Risk-return association: Paradox or artifact? An empirically tested explanation", *Strategic Management Journal*, 12, 1991, p. 231-241.
- Wiseman R.M., et Catanach A.H., "A longitudinal disaggregation of operational risk under changing regulations: Evidence from the savings and loan industry", *Academy of Management Journal*, 40, 1997, p. 799-830.
- Wiseman R., et Gomez-Mejia L.R., "A Behavioral Agency Model of Risk Taking", *Academy of Management Review*, 23, 1998, p. 133-153.