



HEC MONTRÉAL

**Modèle multifactoriel d'évaluation des  
actions du secteur de l'énergie**

**Par**

**Mathieu Leclerc**

**Sciences de la gestion  
(Finance)**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention du  
grade de maîtrise ès sciences (M.Sc.)*

Avril 2013

© Mathieu Leclerc, 2013



# Sommaire

Ce mémoire cherche à identifier quelles sont les primes de risques pertinentes à l'évaluation des actions des firmes pétrolières et gazières. En plus des facteurs traditionnellement utilisés dans la littérature sur la tarification des actifs financiers, nous testons des facteurs de risque liés au prix des commodités ainsi qu'au niveau de réserves de produits pétroliers des firmes. Pour ce faire, nous construisons un portefeuille long/court se basant sur l'indice de vie des réserves des firmes et utilisons ce dernier pour approximer un facteur de risque de réserves. La méthodologie utilisée pour nos tests empiriques est la méthode en deux étapes de Fama et MacBeth (1973), qui représente la norme pour les tests de modèles de tarification d'actifs.

Sur la période de test considérée, soit de 2008/06 à 2012/06, nous trouvons que les investisseurs attribuent une prime de risque aux titres de style croissance ainsi qu'aux titres dont les réserves, telles que mesurées par l'indice de vie des réserves, sont les plus grandes. De plus, nous trouvons que l'exposition au prix du pétrole est associée à une prime de risque pour les firmes du secteur. Alors que les facteurs associés au secteur de l'énergie sont en général significatifs, notre mémoire ne trouve pas de lien significatif entre le rendements des firmes et les facteurs de marché et de taille.

Toutefois, des constantes de régressions très élevées lors de l'estimation de nos modèles peuvent indiquer que ceux-ci sont mal spécifiés et remettent en question les résultats obtenus. Nous notons également que la période temporelle utilisée, particulièrement en raison du rôle joué par la crise financière de 2008-2009, peut avoir influencé nos résultats.

# Table des matières

Sommaire	i
Table des matières	ii
Liste des figures	iv
Liste des tableaux	v
Remerciements	vi
<b>1 Introduction</b>	<b>1</b>
<b>2 Revue de la littérature</b>	<b>4</b>
2.1 Modèle d'évaluation des actifs financiers . . . . .	4
2.2 Tarification par arbitrage . . . . .	6
2.3 Modèles sectoriels . . . . .	10
2.3.1 Facteur pétrole . . . . .	10
2.3.2 Autres facteurs . . . . .	12
2.4 Particularités du secteur de l'énergie . . . . .	13
2.4.1 Particularités comptables . . . . .	14
2.4.2 Modèle des options réelles . . . . .	15
<b>3 Problématique</b>	<b>18</b>
<b>4 Méthodologie</b>	<b>20</b>
4.1 Modèle d'estimation . . . . .	20
4.2 Données . . . . .	23

---

4.2.1 Rendements à expliquer . . . . .	23
4.2.2 Variables indépendantes . . . . .	25
4.3 Indice réserves . . . . .	28
4.3.1 Construction de l'indice . . . . .	28
4.3.2 Propriétés de l'indice . . . . .	31
4.3.3 Limites de l'indice . . . . .	34
<b>5 Résultats</b>	<b>37</b>
5.1 Tests Fama-MacBeth . . . . .	37
5.2 Tests de robustesse . . . . .	45
5.3 Discussion et interprétation . . . . .	48
<b>6 Conclusion</b>	<b>54</b>
<b>Références</b>	<b>57</b>

# Liste des figures

4.1	Classification des ressources pétrolières et gazières . . . . .	36
-----	---	----

# Liste des tableaux

4.1	Rendements à expliquer - Répartition des firmes par pays . . . . .	23
4.2	Rendements à expliquer - Répartition des firmes par sous-secteur	24
4.3	Données et sous-périodes . . . . .	25
4.4	Firmes disponibles pour la construction de l'indice réserves . . . . .	30
4.5	Statistiques descriptives des portefeuilles de réserves . . . . .	31
4.6	Analyse économétrique des portefeuilles de réserves . . . . .	32
4.7	Caractéristiques des firmes formant les portefeuilles de réserves . .	33
5.1	Statistiques descriptives des rendements mensuels des facteurs . .	37
5.2	Matrice de corrélation des facteurs . . . . .	37
5.3	Régressions Fama-MacBeth . . . . .	39
5.4	Régressions Fama-MacBeth - Effet du facteur de classement . . .	41
5.5	Stabilité des bêtas de portefeuille . . . . .	43
5.6	Caractéristiques comptables des portefeuilles . . . . .	44
5.7	Régressions Fama-MacBeth - Effet du filtre de taille . . . . .	45
5.8	Données et sous-périodes - Effet de la période temporelle . . . . .	46
5.9	Régressions Fama-MacBeth - Effet de la période temporelle . . . .	46
5.10	Données et sous-périodes - Séparation géographique . . . . .	47
5.11	Régressions Fama-MacBeth - Séparation géographique . . . . .	47

# Remerciements

Avant de vous communiquer les résultats de ce mémoire de recherche, il convient de remercier tous ceux grâce à qui ce travail a pu être possible. Notamment, j'aimerais remercier mon directeur de recherche, M. Martin Boyer, dont le support et les commentaires tout au long de ma maîtrise ont été précieux. Je remercie également mes collègues et amis de la maîtrise, qui ont tous contribué à leur manière à l'aboutissement de ce travail.

Je veux aussi adresser mes plus sincères remerciements aux individus et organismes qui m'ont supporté financièrement. Je pense notamment à M. Guy Le Blanc et à M. Claude Dalphond ainsi qu'à l'organisme subventionnaire du CRSH. Leur support a grandement facilité la réalisation de mon mémoire en me permettant de m'y consacrer entièrement.

Finalement, mes derniers remerciements vont à mes parents et amis. Vos encouragements durant cette longue période d'étude m'ont toujours encouragé à poursuivre mes efforts. C'est en partie grâce à vous si j'ai pu mener à bien ce projet de recherche et en être fier.

# 1 Introduction

La crise financière de 2008-2009 a fortement secoué le monde de la finance ces dernières années et entraîne l'industrie dans une profonde transformation. Notamment, la gestion active est remise en question alors que les fonds négociés en bourses, dont les frais de gestion sont moindres, sont de plus en plus populaires auprès des investisseurs. En effet, de nombreuses études empiriques montrent que les gestionnaires de portefeuille en général ne parviennent pas à ajouter de la performance de manière persistante par rapport au portefeuille de marché, que répliquent les fonds négociés en bourse. D'un autre côté, certains investisseurs comme Warren Buffet réussissent à obtenir un meilleur rendement que le marché de manière systématique, ce qui pousse les gestionnaires et investisseurs à tenter de trouver de nouvelles manières de générer de la valeur ajoutée ou alpha. Outre cette épineuse question à propos de l'efficience des marchés, un autre débat est au sujet de l'utilisation des modèles de tarification des actifs financiers. En effet, bien que fréquemment utilisé en pratique, le modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF ci-après) a depuis longtemps été réfuté empiriquement et plusieurs chercheurs tentent d'identifier les facteurs de risque qui pourraient être systématiquement rémunérés par le marché dans le cadre de modèles multifactoriels. Sur ce point, le plus grand accès à l'information ainsi que les normes de divulgation plus élevées permettent aux analystes financiers et chercheurs de mieux évaluer la situation compétitive et financière des firmes et donc de développer de nouvelles mesures pour évaluer le risque systématique des entreprises. Toutefois, il n'y a pas de consensus qui se dégage au niveau des facteurs de risque pertinents à considérer.

C'est particulièrement vrai dans le cas du secteur de l'énergie, alors qu'on observe plusieurs disparités entre les méthodes utilisées en pratique par les analystes du secteur et celles préconisées par la littérature académique. En effet, la disponibilité des informations sur les réserves pétrolières et gazières des firmes permet aux analystes de construire des modèles d'évaluation des actions reposant principalement sur la valeur actuelle des réserves sous-jacentes. Toutefois, le taux utilisé pour actualiser les flux monétaires résulte souvent de l'application du modèle du MÉDAF ou bien il s'agit tout simplement d'un taux subjectif utilisé par

---

l'analyste. L'utilisation d'un taux de 10% pour toutes les entreprises du secteur est notamment chose courante pour les analystes évaluant les firmes pétrolières et gazières. Du côté académique, il n'y a pas de modèle de tarification à facteurs qui se distingue des autres et les plus récentes avancées ont surtout été par rapport à la tarification par le modèle des options réelles. De tels constats nous indiquent qu'on ne parvient pas à bien identifier quels sont les facteurs pertinents pour le calcul du rendement espéré et du risque des firmes du secteur de l'énergie.

Les particularités du secteur peuvent représenter un bon point de départ pour déterminer comment le rendement espéré des firmes du secteur devrait être déterminé, alors qu'il existe plusieurs différences entre les firmes pétrolières et gazières et celles des autres industries. En effet, contrairement aux autres firmes, les ressources des entreprises pétrolières et gazières sont en quantité finie et varient en fonction de l'évolution des technologies et du prix des commodités. On peut penser à la croissance fulgurante des sables bitumineux de l'Alberta, rendue possible par le développement des techniques de production, ou bien à la technique de la fracturation hydraulique, qui a complètement changé les perspectives de l'industrie du gaz naturel en permettant l'exploitation des immenses ressources de gaz de schistes aux États-Unis et ailleurs. Également, le prix de vente des produits de l'industrie est régi par l'offre et la demande sur le marché mondial, ce qui rend le secteur hautement sensible aux crises géopolitiques au Moyen-Orient et dans les autres régions où sont présentes les infrastructures pétrolières.

Représentant plus de 10% de l'indice S&P 500 et près de 25% de l'indice S&P TSX, le secteur de l'énergie représente une part importante des portefeuilles d'actions et il convient de s'attarder à savoir quels sont les facteurs de risque à considérer dans l'évaluation des entreprises du secteur. Ainsi, la problématique de recherche de ce mémoire est de déterminer quelles sont les primes de risque pertinentes à la tarification des actions des firmes pétrolières et gazières. Nous nous inspirons de la théorie de la tarification par arbitrage (TPA ci-après) de Ross (1976) et testons notamment l'effet qu'a l'ajout de facteurs liés au prix des commodités dans les modèles de tarification des actions. Nous construisons également des facteurs de risque liés à la quantité de réserves pétrolières et gazières détenues par les firmes en nous inspirant de la méthodologie utilisée par Fama et French (1992). Nous utilisons ensuite ces facteurs pour tester si le risque de réserves a un impact significatif sur le rendement espéré des firmes du secteur de l'énergie. Afin d'isoler l'effet des primes de risque propres au secteur de l'énergie,

---

nous évaluerons également des modèles utilisant les facteurs de Fama et French et évalueront l'apport de nos facteurs de risque à ces modèles traditionnels. La méthodologie utilisée pour tester l'impact de nos différents facteurs de risque sur le rendement espéré sera celle de Fama et MacBeth (1973).

Nos travaux montrent que les firmes dont les réserves sont élevées ont tendance à surperformer les firmes dont les réserves sont faibles et qu'on peut associer une prime de risque à cette surperformance. Nous trouvons également que le prix du pétrole représente une prime de risque négative sur notre période d'étude alors que les firmes fortement exposées à la commodité ont sous-performé les autres firmes lorsqu'on contrôle pour l'effet du risque de marché. Nos travaux ne sont cependant pas concluants au sujet de l'effet d'un facteur de volatilité du pétrole. Nous associons aussi une prime de risque négative au facteur *High-minus-Low* (HML), mais ne trouvons pas d'évidence concluante en faveur de primes de risque pour le facteur de marché et le facteur *Small-minus-Big* (SMB). Les résultats dépendent toutefois du facteur utilisé pour classer les portefeuilles, de la taille des firmes considérées dans l'échantillon ainsi que de la période temporelle étudiée.

Notre mémoire est divisé comme suit : la section 2 présente une revue de la littérature sur les principaux modèles de tarification des actifs financiers et l'évaluation des firmes du secteur de l'énergie. Nous poursuivons par une présentation plus détaillée de notre problématique de recherche dans la section 3, puis la section 4 détaille la méthodologie utilisée, particulièrement en ce qui a trait à la construction de notre facteur de risque de réserves ainsi qu'à l'implantation de la procédure Fama-MacBeth. Finalement, nos résultats et nos tests de robustesse sont présentés dans la section 5 et la section 6 conclut.

## 2 Revue de la littérature

Dans cette section, nous établirons quelques références pertinentes par rapport aux principaux modèles d'évaluation des actifs, à commencer par le début de la théorie moderne de gestion de portefeuille avec le modèle d'évaluation des actifs financiers. Puis, nous regarderons quelques modèles multifactoriels inspirés de la théorie de tarification par arbitrage, notamment ceux qui ont été utilisés dans le secteur de l'énergie. Finalement, nous terminerons cette revue de la littérature en mentionnant certaines particularités des firmes du secteur ainsi qu'une approche particulière qui a été utilisée pour les évaluer, soit le modèle des options réelles.

### 2.1 Modèle d'évaluation des actifs financiers

L'introduction du MÉDAF par Sharpe (1964), Treynor (1961) et Lintner (1965) marque le début de la gestion de portefeuille moderne. En effet, cette théorie est la première à distinguer risque spécifique et risque systématique et à considérer le risque du portefeuille dans son ensemble. Posant pour hypothèses que les investisseurs sont averses au risque et se soucient principalement des 1<sup>er</sup> et 2<sup>e</sup> moments de la distribution des rendements, les auteurs arrivent à la conclusion que les rendements des actifs financiers devraient obéir à la relation d'équilibre

$$E(r_i) = r_f + \beta_i[E(r_m) - r_f]$$

où  $r_i$ ,  $r_m$ ,  $r_f$  représentent respectivement le rendement du titre  $i$ , le rendement du marché et le rendement de l'actif sans risque. De son côté,  $\beta_i$  mesure le risque systématique de l'actif  $i$  par rapport au portefeuille de marché. Une autre implication du modèle est qu'en présence d'un actif sans-risque, les investisseurs détiennent tous la même combinaison d'actifs risqués jumelée à une position longue ou courte dans l'actif sans risque. Ainsi, les portefeuilles choisis par les investisseurs se situent tous sur une droite ayant pour pente  $E(r_m) - r_f$  et pour ordonnée à l'origine  $r_f$ .

Malgré ses hypothèses peu réalistes, le modèle atteint une grande popularité

dans les milieux académiques dans les années suivant son introduction. Les praticiens y trouvent également leur compte, alors que la relation simple entre le risque et le rendement rend ce modèle facile d'interprétation et également d'utilisation, ce qui explique pourquoi il est encore très utilisé sur les marchés financiers. Toutefois, les travaux de Black et al. (1972) tout comme ceux de Fama et MacBeth (1973) montrent que ce modèle à un facteur ne peut expliquer complètement les rendements observés sur les marchés boursiers. De plus, Roll (1977) montre que la validité de la théorie du MÉDAF ne peut être testée de manière adéquate, puisqu'on ne peut pas observer la composition du portefeuille de marché qui inclut l'ensemble des actifs de l'économie. D'autre part, plusieurs chercheurs documentent que des facteurs autres que le facteur de marché ont une influence sur le rendement des titres boursiers, ce qui constitue une contradiction avec le modèle proposé par Sharpe, Treynor et Lintner.

L'étude de Basu (1977) est l'une des premières à ce sujet. Celui-ci trouve que les titres à bas ratio cours/bénéfices (P/E) tendent à surperformer ceux ayant un ratio plus élevé. Selon Basu, cela est dû au fait qu'un ratio P/E élevé reflète des attentes exagérées de la part des investisseurs quant à la profitabilité future de ces firmes et l'auteur relie cette découverte à une certaine forme d'inefficience des marchés. De leur côté, Banz (1981) et Reinganum (1981) remarquent que les firmes ayant une faible capitalisation boursière ont tendance à mieux performer que les firmes de grande taille. Keim (1983) ajoute à ces résultats en documentant que pour la période de 1963-1979, environ la moitié de la surperformance des firmes de petite taille a eu lieu au mois de janvier. Toutefois, Brown et al. (1983) montrent que l'effet de taille dépend de la période étudiée et n'est pas constant à travers le temps tandis que Roll (1981) considère que le fait que les firmes de petite taille sont transigées peu fréquemment entraîne une autocorrélation des rendements, ce qui peut expliquer cette anomalie. Confrontés à la présence de ces deux effets différents (taille et P/E), Basu (1983) ainsi que Cook et Rozeff (1984) décident de les étudier conjointement. Basu trouve que seul l'effet P/E est significatif, alors que l'effet lié à la taille de l'entreprise disparaît lorsqu'on contrôle pour les variations du facteur P/E. Cook et Roseff argumentent que les deux effets sont présents et soulignent le rôle particulier joué par le mois de janvier, pendant lequel les facteurs de taille et P/E sont particulièrement à l'œuvre. Finalement, Jaffe et al. (1989) réexaminent les résultats liés aux effets de la taille et du ratio P/E sur une période temporelle beaucoup plus étendue, soit de 1951 à 1986. Ils valident la présence de l'effet du taux de bénéfices à la fois au mois de janvier

et pour le reste de l'année alors que l'effet de taille est seulement significatif au courant du mois de janvier.

Comme on peut le constater, les études sur les anomalies du MÉDAF sont souvent contradictoires alors que les périodes étudiées, les données utilisées, ou bien les facteurs de risque inclus ont un fort impact sur les conclusions. Toutefois, le fait est que les conclusions de la théorie du MÉDAF sont fortement remises en question suite aux études empiriques réalisées. En effet, alors que Basu voyait dans ces anomalies un argument en faveur de l'inefficience des marchés, plusieurs de ses confrères expliquent surtout ces effets par le fait que le modèle du MÉDAF ne serait pas bien spécifié et ne capterait pas tous les facteurs de risque à l'œuvre sur les marchés, ce qui favorise un plus grand recours aux modèles multifactoriels.

## 2.2 Tarification par arbitrage

Alors que le seul facteur à considérer était le rendement du portefeuille de marché dans le cas du MÉDAF, la tarification par arbitrage, tel que décrit par Ross (1976), permet à plusieurs facteurs d'influencer le rendement des actifs risqués. Ainsi, les rendements suivent le modèle

$$r_i = E(r_i) + b_{i1}\delta_1 + b_{i2}\delta_2 + \dots + b_{ik}\delta_k + \epsilon_i$$

où  $E(r_i)$  est le rendement espéré sur le titre  $i$  alors que les  $\delta_k$  et  $\epsilon_i$  représentent respectivement des facteurs de risque systématique à espérance nulle et la composante spécifique du risque. Les  $b_{ik}$  représentent la sensibilité des rendements du titre  $i$  au  $k^e$  facteur. Ce modèle a pour avantage de relaxer certaines des hypothèses du MÉDAF. Notamment, la distribution des rendements n'a plus d'importance et les individus ne sont plus tenus d'évoluer uniquement dans un cadre moyenne-variance. Cependant, il est toujours nécessaire que les individus s'entendent sur le processus générateur de rendements ainsi que sur le rendement espéré des actifs risqués. En supposant que la composante idiosyncratique est négligeable et peut être éliminée en ayant recours à des portefeuilles bien diversifiés, le rendement espéré sur un titre est donc une combinaison linéaire du taux sans risque et de plusieurs primes de risque

$$E(r_i) = r_f + \lambda_1\beta_{i1} + \lambda_2\beta_{i2} + \dots + \lambda_k\beta_{ik}$$

où  $r_f$  est le taux sans risque, les  $\lambda_k$  sont les primes de risque et  $\beta_{ik}$  représente la sensibilité du titre  $i$  à la prime de risque  $k$ .

Alors que la TPA suppose que les rendements se conforment à un modèle générateur multifactoriel, la théorie ne dit pas quels sont les facteurs qui pourraient être pertinents dans ce modèle, en dehors du fait que ceux-ci doivent représenter un risque systématique. Certains chercheurs se dissocient donc de l'identification des facteurs et tentent de tester empiriquement le modèle au moyen de l'analyse par composantes principales. Utilisant des données sur les actions américaines entre 1962 et 1972, Roll et Ross (1980) trouvent la présence de trois ou quatre facteurs systématiques dans le processus générateur de rendements. De leur côté, Kryzanowski et To (1983) utilisent les rendements sur des actions américaines entre 1948 et 1977 ainsi que les rendements d'actions canadiennes entre 1962 et 1971. Ils concluent à la présence d'au moins dix facteurs dans le processus générateur pour les actions américaines, mais notent qu'un modèle qui en contient cinq devrait être suffisant d'un point de vue économique puisque les facteurs additionnels ont une contribution plus marginale. Concernant les actions canadiennes, les auteurs notent qu'un nombre plus élevé de facteurs semble nécessaire alors que la première composante a une importance moindre que pour les actions américaines. D'autre part, certains modèles utilisent différents agrégats et variables économiques ainsi que le rendement sur des portefeuilles bien diversifiés en tant qu'approximations de facteurs systématiques.

C'est le cas de Keim et Stambaugh (1986), qui testent si le niveau des prix des actifs risqués a un impact sur le rendement futurs des titres. Les auteurs utilisent trois différentes variables pour approximer le niveau des prix, soit les écarts de crédit, le niveau du S&P 500 par rapport à sa moyenne historique et le rendement d'un portefeuille de firmes à petite capitalisation. Ils testent par la suite ces facteurs sur sept catégories d'actions et d'obligations et concluent que le niveau des prix semble agir comme une prime de risque qui influence le rendement futur des titres. Toutefois, ces résultats sont en partie dus au mois de janvier, alors que les auteurs notent que les facteurs ont un impact significatif seulement pour ce mois dans le cas des portefeuilles d'actions. De plus, cet effet est plus prononcé pour les firmes de petite taille.

De leur côté, Chen et al. (1986) proposent un modèle d'évaluation des actions qui se base sur cinq facteurs macroéconomiques, soit la croissance de la production industrielle, le changement dans les anticipations d'inflation, l'inflation non-

anticipée, les écarts de crédit à long terme et la différence entre les taux d'intérêts à long et à court terme. Ainsi, ils trouvent que plusieurs de ces variables ont un impact significatif sur le rendement espéré de portefeuilles d'actions. Les résultats varient cependant en fonction de la période de temps étudiée. Les auteurs testent également la pertinence de leur modèle en y ajoutant le rendement du marché et trouvent que celui-ci n'est pas significatif en présence des cinq facteurs économiques.

Dans un premier article, Fama et French (1992)(FF ci-après) examinent les anomalies documentées dans le cadre de la littérature sur le MÉDAF à l'intérieur de modèles multivariés inspirés de la TPA de Ross. Ils utilisent la méthodologie Fama-MacBeth pour tester le rôle des facteurs de marché ( $\beta$ ), de taille ( $\ln(VM)$ ), de levier ( $\ln(A/VM)$  et  $\ln(A/VC)$ ), ainsi que l'effet valeur ( $\ln(VC/VM)$ ) et le taux de bénéfices ( $E/P$ ). Pour la période de 1963-1990, les auteurs trouvent que le facteur de marché ne parvient pas à expliquer les variations transversales dans les rendements des firmes lorsqu'on contrôle pour l'effet de la taille, ce qui est contraire à ce qui est prédit par la théorie du MÉDAF. D'autre part, FF notent que la taille et l'effet valeur ont une influence significative. Pour leur part, les effets du levier financier et du taux de bénéfices disparaissent lorsque les facteurs taille et valeur sont présents dans les régressions.

Dans un article subséquent, Fama et French (1993) poursuivent leurs travaux dans la même veine alors qu'ils tentent d'expliquer les rendements de portefeuilles d'actions et d'obligations à l'aide de cinq facteurs communs. En effet, les auteurs argumentent qu'on devrait pouvoir expliquer les rendements des deux classes d'actifs par un modèle commun si les marchés financiers sont intégrés. Ils utilisent trois variables reliées au marché des actions, soit le rendement excédentaire du portefeuille de marché sur le taux sans risque, le rendement sur un portefeuille à investissement nul qui achète des actions de petite capitalisation et qui vend des actions de grande capitalisation ainsi que le rendement sur un portefeuille similaire qui achète des titres de type valeur ( $VC/VM$  élevé) et qui vend des titres de croissance ( $VC/VM$  faible). Ils ajoutent à ces variables deux facteurs liés au marché des obligations, soit le différentiel entre les taux d'intérêts à long et court terme ainsi que la différence entre le taux à long terme sur des obligations corporatives et gouvernementales. FF trouvent ainsi que les trois variables liées au marché des actions expliquent bien les variations transversales des rendements alors que les coefficients sont fortement significatifs. Cependant, contrairement aux résul-

tats obtenus dans leur article de 1992, il est nécessaire d'insérer le rendement excédentaire du portefeuille de marché dans le modèle pour obtenir des résultats satisfaisants. En effet, les auteurs montrent que les facteurs *Small-minus-Big* et *High-minus-Low* expliquent bien les différences de rendement entre les différentes catégories d'action, mais que le facteur de marché est nécessaire pour expliquer le rendement excédentaire des actions par rapport au taux sans risque. Concernant l'utilisation des variables liées aux obligations lors de régressions sur le rendement de portefeuilles d'actions, FF notent que leur effet est capté par l'inclusion du rendement excédentaire du marché, qui agit ainsi comme une approximation pour ces facteurs de risque. Du côté des obligations, les facteurs liés à la structure à terme des taux d'intérêts et aux écarts de crédit captent la majeure partie de la variation des rendements, alors que le  $R^2$  se situe entre 0.79 et 0.98 pour tous les portefeuilles d'obligations. La seule exception à cette situation se situe au niveau du portefeuille d'obligations de pacotille, pour lequel l'ajout des trois facteurs liés aux actions permet une meilleure explication des rendements.

De leur côté, Chan et al. (1998) comparent la performance de différents modèles en testant une panoplie de facteurs fondamentaux, techniques, macroéconomiques ou bien statistiques. Leurs résultats sont conformes à ceux de FF au niveau de l'effet des facteurs fondamentaux taille et valeur. De plus, ils trouvent qu'un portefeuille long/court bâti sur la base du taux de dividende a également un rôle important à jouer, particulièrement lors des mouvements baissiers. Concernant les autres types de facteurs, les auteurs notent la faible performance des variables macroéconomiques en général et confirment également le rôle d'un facteur de momentum.

L'émergence de ces différents modèles multifactoriels donne ainsi une alternative crédible au modèle à un facteur développé par Sharpe, Treynor et Lintner. On peut notamment les utiliser dans le domaine de la gestion de portefeuille, que ce soit dans la construction de portefeuilles ou dans l'analyse de la performance. Des modèles utilisant le rendement de portefeuilles peuvent être particulièrement utiles à ce niveau puisque les facteurs estimés peuvent être facilement interprétés sous la forme de primes de risque. Dans la prochaine section, nous regarderons l'apport que peuvent avoir différentes variables reliées au secteur de l'énergie dans le cadre de modèles multifactoriels.

## 2.3 Modèles sectoriels

Fama et French (1997) mettent en évidence que la sensibilité des différentes industries aux facteurs de risque peut être très différente. Ils utilisent le modèle du MÉDAF ainsi que leur modèle à trois facteurs pour expliquer les rendements de 48 industries et remarquent beaucoup de variations dans la sensibilité aux différents facteurs tout comme dans la capacité des modèles à expliquer les rendements. Cela pousse certains chercheurs à utiliser des modèles différents pour des firmes de secteurs particuliers et ce notamment dans le secteur des commodités. En effet, les entreprises de ces secteurs ont la particularité d'avoir un produit très peu différencié, dont le prix est très volatil et qui est souvent régi par l'offre et la demande mondiales. Ainsi, Faff et Chan (1998) expliquent le rendement d'un indice de compagnies aurifères australiennes à l'aide d'un modèle comprenant le rendement sur l'or ainsi que le rendement du portefeuille de marché. Ils trouvent que ces deux facteurs sont fortement significatifs et expliquent une bonne partie de la variation des rendements. Henriques et Sadorsky (2001) effectuent une analyse similaire pour le secteur pâtes, papier et bois d'œuvre au Canada et obtiennent des résultats semblables. En effet, les coefficients associés au rendement des commodités et du marché sont fortement significatifs. De plus, les auteurs trouvent également un lien avec le taux de change, qui est inversement relié au rendement du secteur. De tels résultats montrent le lien existant entre le prix des commodités et le rendement des actions associées. Nous nous intéresserons plus en profondeur au cas du secteur de l'énergie dans la sous-section suivante.

### 2.3.1 Facteur pétrole

La même intuition s'applique au secteur de l'énergie alors que plusieurs chercheurs ont modélisé le rendement des firmes du secteur à l'aide de modèles multifactoriels. Dans le cas des entreprises pétrolières et gazières, le facteur le plus documenté est celui lié au prix du pétrole. Une des premières études à ce sujet est celle d'Al-Mudhaf et Goodwin (1993). Ils étudient l'impact du choc pétrolier de 1973 sur les rendements de 29 firmes en utilisant la méthodologie Fama-MacBeth. Ils notent une sensibilité du rendement des firmes à la variation de prix du pétrole mais ce facteur constitue un risque systématique seulement dans la sous-période immédiatement après le choc pétrolier, soit 1973-1976. De leur côté, Faff et Brailsford (1999) testent l'impact qu'a le prix du pétrole sur 24 sous-industries

de l'économie australienne et trouvent que les secteurs de l'énergie ainsi que des matériaux de base ont une sensibilité positive à ce facteur alors que le secteur du papier et de l'emballage tout comme le secteur du transport ont une sensibilité négative à la variation de prix du pétrole. Sadorsky (2001) obtient des résultats semblables sur le marché canadien alors que le facteur pétrole est positivement relié à la performance du sous indice *TSE 300 Oil & Gas*. La relation entre le rendement des firmes pétrolières et gazières et la variation de ce facteur est confirmée par plusieurs autres études. On peut penser à El-Sharif et al. (2005) qui testent cette relation sur le secteur pétrolier en Angleterre ainsi qu'à l'étude de Boyer et Fillion (2007) que nous détaillerons dans la section suivante. D'autres études documentant cette relation incluent Nurayan et Sharma (2011) ainsi que Mohanty et Nandha (2011).

D'autres académiciens argumentent que le prix du pétrole pourrait être un facteur de risque systématique dans l'économie en entier et pas seulement dans le secteur lié à son exploitation. Toutefois, l'évidence empirique à ce niveau n'est pas concluante pour le moment. En effet, Hamao (1988) étudie la présence de ce facteur dans le marché des actions japonaises en utilisant la méthodologie de Fama et MacBeth, mais ne peut conclure à sa présence au cours de la période de 1975 à 1984. Ces résultats sont contredits par ceux de Kaneko et Lee (1995), qui utilisent un modèle VAR et trouvent que les variations de prix du pétrole explique une partie significative des rendements des équités au Japon. Ils expliquent la différence de leurs résultats par la plus longue période temporelle utilisée (1975-1993) ainsi que par la méthode statistique employée. Jones et Kaul (1996) abordent cette question par un nouvel angle, alors qu'ils se demandent si les rendements des actions suite aux variations de prix du pétrole sont attribuables à la variation des flux monétaires réels actuels et futurs ou à un changement dans les rendements espérés des actions. L'hypothèse des auteurs est que si les marchés sont rationnels, les prix des actions s'ajusteront de manière à refléter tout changement dans les flux monétaires réels présents et futurs ou dans les rendements espérés causés par les variations de prix du pétrole. Cette hypothèse est confirmée par les résultats obtenus au Canada et aux États-Unis, mais pas par les résultats obtenus sur les marchés anglais et japonais. En effet, même en contrôlant pour l'effet du pétrole sur les flux monétaires et sur les rendements espérés, les auteurs sont incapables d'expliquer le comportement des actions suite aux chocs pétroliers dans ces deux pays. Ils notent que leurs résultats montrent une réaction excessive des marchés suite aux mouvements du pétrole ou bien que les facteurs de risque qu'ils uti-

lisent ne parviennent pas à bien capter le rôle joué par le facteur pétrole dans le rendement des actions.

En somme, les études mentionnées montrent bien le lien positif entre les rendements réalisés par les actions des firmes du secteur de l'énergie et la variation du prix du pétrole. Cela est tout à fait logique puisqu'un prix plus élevé de cette commodité entraîne un prix de vente plus élevé pour les entreprises et donc des flux monétaires plus élevés. De plus, les réserves de pétrole des entreprises sont évaluées en tenant compte du prix de la ressource. L'évidence empirique est toutefois moins claire en ce qui a trait au rôle du prix du pétrole comme possible facteur de risque systématique dans l'évaluation des actions alors que le lien de causalité entre une sensibilité plus élevée à ce facteur et le rendement espéré n'a pas clairement été prouvé.

### 2.3.2 Autres facteurs

On documente également plusieurs autres facteurs ayant un impact sur les rendements des firmes pétrolières et gazières. Notamment, Elyasiani et al. (2011) utilisent un modèle GARCH (1,1) pour tester la sensibilité de plusieurs industries américaines à différents facteurs de risque et trouvent que les rendements du secteur de l'énergie sont positivement reliés à la volatilité conditionnelle des rendements du pétrole. Ramos et Veiga (2011) confirment également cette relation alors qu'ils introduisent la volatilité passée du pétrole dans un modèle multivarié. Dans tous les modèles estimés par les auteurs, la volatilité est un facteur dont le lien avec les rendements du sous-indice énergie est positif et statistiquement significatif. Les auteurs notent également une asymétrie dans l'impact d'une hausse du prix du pétrole, alors qu'une hausse du prix du pétrole a un impact plus important sur la valeur des firmes qu'une baisse du prix. Les auteurs expliquent ces résultats soit par un ajustement insuffisant de la demande suite à une hausse du prix ou bien par le pouvoir de marché des firmes de l'industrie, qui sont en mesure de transférer l'impact des changements de prix aux consommateurs. Ramos et al. (2012) étudient également la cointégration entre la valeur des firmes productrices de pétrole et le prix du pétrole et trouvent qu'il y a une relation à long terme entre ces deux variables. Les auteurs trouvent que la cointégration est asymétrique puisque la valeur des firmes productrices de pétrole revient à l'équilibre plus rapidement lorsque le prix du pétrole chute que lorsqu'il augmente.

De leur côté, Boyer et Filion (2007) utilisent un panel de firmes productrices de pétrole et de gaz naturel pour tester la sensibilité des rendements des firmes à cinq facteurs communs et cinq facteurs spécifiques à chaque firme. Du côté des facteurs communs, ils trouvent que le facteur de marché, le prix du pétrole ainsi que le prix du gaz naturel ont une influence positive sur le rendement des firmes alors que les rendements du taux d'intérêt et du taux de change ont une influence négative. Ces résultats peuvent toutefois varier dépendamment du sous-secteur auquel les firmes appartiennent. En effet, les auteurs constatent entre autres que le rendement du pétrole n'est pas un facteur significatif pour les firmes intégrées alors qu'il l'est pour les firmes actives uniquement dans le sous-secteur de la production. Le facteur gaz naturel est quant à lui significatif pour les entreprises des deux sous-secteurs. Au niveau des facteurs fondamentaux spécifiques aux firmes, Boyer et Filion documentent que les flux monétaires opérationnels ainsi que la variation des réserves prouvées sont positivement reliés aux rendements des firmes alors que la croissance de la production leur est négativement reliée. Toutefois, les auteurs ne testent pas à savoir si ces variables peuvent agir comme des facteurs de risque systématique pour les firmes du secteur de l'énergie.

## 2.4 Particularités du secteur de l'énergie

Les firmes du secteur de l'énergie se distinguent de celles des autres secteurs de l'économie par plusieurs caractéristiques. Au niveau du cycle de production, on note trois principales étapes par lesquelles les firmes doivent passer soit l'étape d'exploration, où les premiers forages permettant de déceler la présence de ressources sont effectués. Par la suite vient l'étape de développement, qui consiste à construire les installations permettant l'exploitation des ressources, ainsi qu'à mieux définir la quantité et qualité des réserves détenues par l'entreprise. Finalement, l'entreprise peut passer à la dernière étape soit la production et ainsi rentabiliser ses investissements. Comme le notent Quirin et al. (2000), les firmes du secteur de l'énergie font face à plusieurs risques tout au long de ce processus, que ce soit au niveau des activités de forage, d'exploration, ou tout simplement par le délai assez long entre la découverte des réserves et leur exploitation. Dans cette section, nous décrirons comment ces différences se traduisent par des particularités au niveau du traitement comptable des firmes du secteur et comment le marché perçoit l'information transmise par les différentes mesures comptables.

Nous nous attarderons également à un type de modèle souvent utilisé dans l'évaluation de projets au niveau de l'exploitation des commodités, soit le modèle des options réelles.

### 2.4.1 Particularités comptables

Depuis 1977, le *Financial Accounting Standards Board* (FASB) aux États-Unis oblige les entreprises américaines à divulguer plusieurs informations par rapport à leurs activités de production et d'exploration pétrolière et gazière. Ainsi, il convient de distinguer deux méthodes qui peuvent impacter les données comptables des entreprises du secteur. Tout d'abord, la méthode «Efforts Réussis» permet aux entreprises de capitaliser seulement les dépenses d'exploration dont les résultats sont positifs. Les dépenses d'exploration dont les résultats sont négatifs doivent être passées en charges dans l'exercice où elles sont encourues. D'un autre côté, la méthode «Coût Total» permet à toutes les dépenses d'être capitalisées. Ces différences peuvent avoir un impact sur plusieurs mesures de l'état des résultats et de l'état des flux de trésoreries, ce qui peut biaiser les données comptables rapportées par les firmes. Les firmes doivent également dévoiler plusieurs informations au niveau de leurs activités pétrolières et gazières. Notamment, les firmes sont tenues de divulguer à une fréquence annuelle leurs réserves prouvées de pétrole et gaz naturel ainsi que de réconcilier les réserves d'une année à l'autre en décrivant les éléments ayant contribué à la variation des réserves. La *Securities and Exchange Commission* (SEC) demande également aux firmes d'estimer les bénéfices futurs en lien avec les réserves prouvées détenues par l'entreprise. La SEC demande à la firme de calculer ces bénéfices futurs en actualisant le prix net reçu par baril moins les coûts de développement et d'extraction à un taux de 10%. Avec ces divulgations supplémentaires, plusieurs chercheurs ont cherché à voir si les données comptables traditionnelles suffisaient à transmettre les informations sur la firme aux investisseurs ou s'il fallait plutôt utiliser les données liées aux activités pétrolières et gazières.

Utilisant un panel d'entreprises productrices de pétrole entre 1979 et 1983, Harris et Ohlson (1987) tentent d'expliquer la valeur observée au marché des firmes du secteur et trouvent que la mesure de valeur aux livres était la mesure la plus explicative, surperformant les variables davantage appliquées au secteur comme la valeur actuelle des réserves prouvées de l'entreprise. Les auteurs ad-

mettent toutefois que les données utilisées par rapport aux réserves pouvaient ne pas représenter complètement la réalité de l'entreprise, puisqu'elles excluent les ressources probables et prospectives de l'entreprise, tout en étant sujettes aux estimations potentiellement biaisées de la direction de l'entreprise. De leur côté, Ghicas et Pastena (2000) tentent d'utiliser des mesures similaires pour expliquer les valeurs d'acquisition de firmes du secteur de l'énergie. Ils utilisent les données liées à 44 acquisitions d'entreprises pétrolières et gazières ayant eu lieu entre 1979 et 1987 et testent le pouvoir explicatif de la valeur aux livres, de la valeur actuelle des réserves prouvées, ainsi que des plus récentes estimations de la valeur des réserves par des analystes financiers. Ainsi, ils confirment l'importance de la valeur aux livres dans l'évaluation de la valeur des firmes du secteur, mais trouvent également que les données sur la valeur des réserves prouvées permettait d'augmenter significativement la capacité explicative du modèle, tout comme les estimations des analystes, qui se révélaient être plus précises que la valeur aux livres des firmes. Dans une autre étude, Harris et Ohlson (1990) confirment la valeur informative de la valeur aux livres, en testant l'utilisation de cette-dernière dans la construction de portefeuilles à investissement nul. Ils trouvent qu'une stratégie utilisant la valeur aux livres pour estimer la valeur de la firme comme critère d'investissement permet de générer des rendements qui ne sont pas expliqués par le niveau de risque du portefeuille et imputent ces rendements au fait que les marchés ne seraient pas efficaces quant à l'utilisation de l'information contenue dans la valeur aux livres. Il convient toutefois de souligner que l'horizon temporel employé pour l'étude, soit de 1979 à 1984, est assez court, et que cette surperformance pourrait également être attribuée à une mauvaise identification des facteurs de risque du portefeuille. Finalement, Quirin et al. (2000) testent plus spécifiquement la valeur informative de neuf variables fondamentales utilisées par les analystes financiers œuvrant dans le secteur de l'énergie. Ils trouvent entre autres que le changement dans la croissance de la production est significatif pour expliquer les rendements des firmes.

### 2.4.2 Modèle des options réelles

L'évaluation des projets dans le secteur de l'énergie se heurte à une autre difficulté. En effet, Brennan et Schwartz (1985) avancent que la nature stochastique du prix des commodités ainsi que les possibles décisions futures des dirigeants fait en sorte que l'approche traditionnelle pour évaluer les projets, soit le modèle à va-

leur actualisée, n'est pas adéquate. En effet, un projet dans le secteur de l'énergie comporte plusieurs options intégrées, alors que les dirigeants peuvent répondre à la variation de prix des commodités d'une multitude de façon. Ils ont notamment l'option de cesser la production ou bien d'abandonner un projet si les cours de l'énergie chutent au-delà du seuil de rentabilité. Ils peuvent également accélérer la production ou bien la retarder selon ce qui est le plus profitable. De manière générale, puisque les ressources de pétrole et de gaz naturel sont en quantité finie, les dirigeants doivent optimiser le moment auquel les activités d'exploration, de développement et de production seront effectuées, tout en considérant que l'information avec laquelle ces décisions sont prises change constamment. Un autre point à considérer lorsqu'on évalue ces projets par la méthode de la valeur actualisée nette est que le risque systématique du projet change très rapidement en fonction du prix des commodités ou bien de l'étape d'exploitation du projet, ce qui rend l'utilisation des taux d'actualisation calculés à l'aide de modèles d'équilibre comme le MÉDAF assez difficile. Selon Brennan et Schwartz, cette incertitude tout comme les nombreuses options intégrées au projet font en sorte qu'un modèle inspiré des méthodes d'évaluation d'options est plus approprié pour évaluer les flux monétaires liés aux activités dans le secteur de l'énergie. Ainsi, ils construisent un portefeuille de réplication pour la valeur du projet en utilisant les contrats à terme sur les commodités et actualisent le tout sous une mesure risque neutre, ce qui évite d'avoir à trouver une mesure de risque adéquate pour actualiser les flux monétaires espérés du projet. Le résultat ainsi obtenu permet de mieux tenir compte de la nature stochastique du prix des ressources naturelles ainsi que des non-linéarités dans les flux monétaires introduites par la présence d'options réelles. Une autre étude allant dans ce sens est celle de Paddock et al. (1988) qui évaluent les baux pétroliers maritimes à l'aide d'un modèle d'évaluation d'options. Selon eux, cette méthode diminue significativement les hypothèses à réaliser dans l'évaluation des projets, notamment en ce qui a trait à l'épineuse question du risque à utiliser pour actualiser les flux monétaires. De plus, cette méthode diminue considérablement le nombre d'hypothèses à poser par les analystes alors que la plupart des données utilisées pour l'analyse provient directement des marchés financiers.

En somme, l'évaluation des firmes pétrolières et gazières comporte plusieurs particularités et des sources de risque uniques au secteur dont il faut tenir compte lors de l'évaluation des firmes. Notamment, les nombreuses recherches liées au prix du pétrole et du gaz naturel montrent que ces facteurs pourraient être importants

dans la recherche d'un taux d'actualisation approprié. La prochaine section énoncera plus en détail notre problématique et nous pourrons par la suite détailler la méthodologie employée ainsi que les résultats de notre modèle d'évaluation des firmes du secteur de l'énergie.

### 3 Problématique

Notre recherche vise à mieux identifier quels sont les facteurs qui influencent de manière systématique les rendements espérés des firmes du secteur de l'énergie. Plus particulièrement, nous étudions si des variables propres à l'industrie pétrolière et gazière peuvent agir comme des facteurs de risque systématique pour les entreprises de ce secteur. Nos travaux s'inspirent principalement de ceux effectués à ce sujet par Sadorsky (2001), Boyer et Fillion (2007) ainsi que Ramos et Veiga (2011).

Les travaux antérieurs montrent clairement la sensibilité des rendements des firmes productrices de pétrole et de gaz naturel aux variations dans le prix de ces commodités. Toutefois, l'évidence empirique montrant le lien entre la sensibilité du rendement au prix du pétrole et le rendement espéré n'est pas aussi évidente. Pour déterminer si le prix du pétrole et du gaz naturel constituent des risques systématiques, il est nécessaire de tester si une exposition plus élevée aux facteurs de risque est liée à des rendements plus élevés. La méthode Fama-MacBeth que nous utilisons répond à cette exigence et nous pourrions donc fournir des évidences additionnelles à savoir si les investisseurs perçoivent le risque lié au pétrole et au gaz naturel comme étant un risque systématique ou bien idiosyncrasique pour les firmes du secteur de l'énergie. En plus de tester l'impact du prix des commodités, nous évaluons si la volatilité du pétrole peut agir comme un facteur de risque systématique pour ces firmes.

Un des apports de notre recherche est également de documenter le rôle du risque de réserves dans l'évaluation des entreprises du secteur de l'énergie. En effet, pour continuer à opérer, les firmes qui exploitent les ressources naturelles doivent sans cesse découvrir et développer de nouvelles ressources pour remplacer celles qui ont été exploitées lors des activités de production. La découverte de ces ressources est souvent liée à l'apparition de nouvelles technologies qui font en sorte de permettre l'exploitation de réserves qui étaient auparavant inaccessibles ou bien économiquement non-recouvrables. Cela peut également être dû à un environnement économique différent qui fait en sorte que le prix plus élevé des commodités permet l'exploitation de réserves dont les coûts d'extraction sont plus

grands. Nous pouvons ainsi penser à l'industrie du gaz naturel qui a été complètement transformé par la technologie de la fracturation hydraulique, ce qui permet maintenant l'exploitation de vastes ressources de gaz de schistes en Amérique du Nord. De plus, comme les firmes du secteur sont souvent actives dans les mêmes régions géographiques et les mêmes bassins de ressources, on peut penser que ce risque est fortement corrélé d'une entreprise à l'autre et pourrait donc représenter un risque systématique pour les firmes du secteur. Nous testons cette hypothèse en construisant un facteur de risque lié au niveau de réserves prouvées détenues par les firmes. Nous utilisons ensuite ce facteur dans nos régressions Fama-MacBeth afin d'établir si les investisseurs reconnaissent la présence d'un tel facteur de risque pour les firmes pétrolières et gazières. Également, un autre élément de nos travaux quant aux réserves des entreprises est d'identifier de quelle manière le profil des firmes diffère en fonction de leur niveau de réserves.

## 4 Méthodologie

### 4.1 Modèle d'estimation

Nous avons choisi de tester notre modèle d'évaluation des actions à l'aide de la procédure de Fama et MacBeth (1973). En effet, une difficulté liée aux tests économétriques des modèles d'évaluation d'actifs est d'établir une relation de causalité entre les rendements et les facteurs de risque utilisés. D'abord utilisée dans la littérature liée aux tests du MÉDAF, la procédure Fama-MacBeth répond à cette exigence et représente une manière simple de tester cette relation. En résumé, cette méthode implique d'estimer la sensibilité des différents titres par rapport aux facteurs de risque, puis de régresser les coefficients obtenus sur les rendements espérés dans une période subséquente. Cette méthode a notamment pour avantage de pouvoir être facilement adaptée aux modèles multifactoriels, comme dans notre cas. Nous expliquerons plus en profondeur les détails de cette procédure ci-dessous.

Tout d'abord, pour chaque titre composant notre échantillon, nous estimons la sensibilité des rendements du titre aux facteurs de risque en utilisant les 36 premiers mois de données. Les coefficients ainsi obtenus nous permettent par la suite de classer les titres en fonction de leur sensibilité à l'un des facteurs et de former des portefeuilles sur la base de ce classement. Nous notons également que les coefficients obtenus ne sont pas utilisés dans les régressions des prochaines étapes. Contrairement à Fama et MacBeth, qui utilisaient 48 mois pour ces régressions, nous avons choisi d'utiliser 36 mois de données pour cette étape de manière à conserver un plus grand nombre de données pour les étapes subséquentes. Une période temporelle plus longue augmente la précision des estimateurs, mais nous avons jugé qu'il était préférable de conserver les données pour les prochaines étapes de la procédure. Comme le faisaient les auteurs, nous avons choisi de classer les titres selon le bêta de marché estimé, ce qui permet de garder une certaine comparabilité entre les différents modèles que nous estimerons. Ainsi, on estime un

modèle de la forme

$$r_{i,t_1} - r_{f,t_1} = \alpha_i + \beta_{1,i}\lambda_{1,t_1} + \beta_{2,i}\lambda_{2,t_1} + \dots + \beta_{k,i}\lambda_{k,t_1} + \epsilon_{i,t_1}$$

pour chacun des titres, où  $\beta_{k,i}$  représente la sensibilité du titre  $i$  par rapport au facteur de risque  $k$  et  $\alpha_i$  est la constante de régression pour le titre  $i$ . Tel que mentionné précédemment, la période  $t_1$  représente les données des mois 1 à 36.

Une des limites de cette méthode est liée au fait qu'on ne connaît pas les vrais bêtas des titres par rapport aux facteurs de risque. En effet, les  $\hat{\beta}_{k,i}$  ne sont que des estimations de ces paramètres. Cependant, tel que le soulignent Fama et MacBeth, le regroupement des titres en portefeuilles permet de réduire la variance des estimateurs, dès lors que les erreurs d'estimation dans les  $\hat{\beta}_{k,i}$  ne sont pas parfaitement corrélées. Ainsi, nous formons dix portefeuilles classés sur la base du bêta de marché, allant du portefeuille à bêta faible (Portefeuille 1) au portefeuille à bêta élevé (Portefeuille 10). Les titres sont répartis dans les portefeuilles de la même manière que dans l'article original, soit que les portefeuilles 2 à 9 contiennent l'entier inférieur de  $N/10$  titres, avec  $N$  représentant le nombre de firmes disponibles pour les tests. De leur côté, les portefeuilles 1 et 10 contiennent l'entier inférieur de  $N/10$  titres en plus de se partager les titres restants. Ceux-ci sont partagés de manière égale entre les deux portefeuilles si  $N$  est pair alors que le portefeuille 10 compte un titre de plus que le portefeuille 1 si  $N$  est impair.

Cependant, on ne peut pas utiliser immédiatement les bêtas ainsi obtenus dans la régression transversale, en raison de possibles corrélations dans les erreurs d'estimation. En effet, le portefeuille à bêta élevé pourrait rassembler les titres dont l'erreur d'estimation est la plus positive au lieu des titres dont le bêta réel est le plus élevé. Pour régler ce problème, on utilise les 60 mois suivants pour ré-estimer les bêtas individuels de chacun des titres ( $\hat{\beta}_{k,i,t_2}$ ) et on les agrège ensuite en bêtas de portefeuilles ( $\hat{\beta}_{k,p,t_2}$ ). Initialement, ces bêtas sont estimés en utilisant les mois 37 à 96 de nos données. Par la suite, nous utilisons une fenêtre mobile de 60 mois pour obtenir un nouveau coefficient à chaque mois de la période  $t_2$  (Mois 97 à 145). Les  $\hat{\beta}_{k,p,t_2}$  sont ré-calculés chaque mois en faisant la moyenne des bêtas des titres du portefeuille, de manière à prendre en compte les titres dont les données ne sont pas disponibles durant l'entièreté de la période de tests.

Finalement, nous effectuons une régression transversale utilisant comme régresseurs les  $\hat{\beta}_{k,p,t_2}$  estimés lors de l'étape précédente pour expliquer les rendements

espérés des portefeuilles. On fait donc une régression de la forme

$$r_{p,t_2} - r_{f,t_2} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{1,p,t_2} + \gamma_2 \hat{\beta}_{2,p,t_2} + \dots + \gamma_k \hat{\beta}_{k,p,t_2} + \eta_{p,t_2}$$

où  $r_{p,t_2} - r_{f,t_2}$  représente le rendement excédentaire du portefeuille  $p$  sur le taux sans risque,  $\gamma_0$  est la constante de régression et les  $\gamma_k$  sont les primes de risques estimées pour chacun des facteurs. C'est dans cette étape qu'on peut établir le lien de causalité, alors que les régresseurs sont endogènes aux rendements de la firme. En effet, les  $\hat{\beta}_{k,p,t_2}$  sont estimés avec les rendements passés des firmes alors que les rendements utilisés comme variable dépendante représentent l'espérance de rendement des différents portefeuilles et sont donc prospectifs. Ce faisant, nous cherchons à tester si les coefficients  $\gamma_k$  sont significativement positifs, ainsi qu'à vérifier que le coefficient  $\gamma_0$  soit nul, ce qui est signe que le modèle est bien spécifié.

Nous devons toutefois mentionné quelques différences entre la procédure que nous utilisons et avons décrite précédemment et la procédure originale utilisée par Fama et MacBeth. Dans la procédure originale, on effectue une régression transversale à chaque mois de la période de test. Ainsi, à chaque mois, on estime un modèle de la forme

$$r_{p,t_2} - r_{f,t_2} = \gamma_{0,t_2} + \gamma_{1,t_2} \hat{\beta}_{1,p,t_2} + \gamma_{2,t_2} \hat{\beta}_{2,p,t_2} + \dots + \gamma_{k,t_2} \hat{\beta}_{k,p,t_2} + \eta_{p,t_2}$$

. Puisque ce modèle utilise seulement les rendements d'un mois, on peut répéter la régression à chaque mois de la période de test et ainsi obtenir plusieurs estimations des primes de risque. Dans leur article original, Fama et MacBeth font ensuite la moyenne des primes de risques estimées et testent si celle-ci est significative. Cette procédure requiert toutefois un nombre très élevé de firmes dans l'échantillon si l'on veut obtenir des résultats fiables. En effet, le nombre de données de la variable  $r_{p,t_2}$  correspond au nombre de portefeuilles formés lors de la première étape de la procédure. Dans notre cas, le nombre de firmes disponibles dans notre échantillon nous permettait de former seulement dix portefeuilles, ce que nous jugions trop peu pour utiliser la procédure originale. Tel que décrit précédemment, nous avons plutôt choisi de faire une seule régression transversale qui utilise tous les  $r_{p,t_2}$  et tous les  $\hat{\beta}_{k,p,t_2}$  de la période de test, soit les 49 derniers mois de notre échantillon.

## 4.2 Données

### 4.2.1 Rendements à expliquer

Dans ce mémoire, nous utilisons comme variable dépendante tous les rendements disponibles pour les firmes productrices de pétrole ou de gaz naturel dans la base de données COMPUSTAT. Nous utilisons des données mensuelles entre 2000/06 et 2012/06 inclusivement. Nous retenons seulement les firmes du secteur de l'énergie selon la classification *Global Industry Classification Standard* (GICS). Ainsi, notre échantillon initial comprend 2127 firmes pour lesquelles nous avons au minimum un mois de rendements. Les firmes de notre échantillon sont cotées sur le NYSE ou sur le TSE, mais comprennent des firmes qui sont incorporées dans plusieurs différents pays comme le montre le tableau 4.1. Nous excluons toutefois de l'échantillon les firmes cotées sous la forme d'*American Depository Receipt* (ADR) en raison de la disponibilité limitée des données sur ces firmes dans notre échantillon. Nous présentons également la composition de notre échantillon par sous-secteur dans le tableau 4.2.

Tableau 4.1 – Rendements à expliquer - Répartition des firmes par pays

Pays	Au 30 juin 2000			Au 30 juin 2012		
	Nb. Firmes	Cap. Boursière (%)	Cap. Boursière Moyenne (M\$ US) <sup>a</sup>	Nb. Firmes	Cap. Boursière (%)	Cap. Boursière Moyenne (M\$ US) <sup>a</sup>
AIA	-	-	-	1	0.00	0.17
ANT	1	4.97	42 466.03	1	3.81	86 560.99
AUS	1	0.00	10.09	6	0.13	587.95
BMU	6	0.88	1 252.86	12	1.50	2 836.22
CAN	503	9.18	321.29	518	18.22	1 056.96
CHE	3	2.47	7 023.63	3	1.47	11 160.50
CYM	4	1.24	2 639.32	4	0.08	460.40
GBR	5	0.91	1 949.50	5	0.68	5 121.90
ITA	-	-	-	1	0.00	103.99
JEY	-	-	-	1	0.00	-
LUX	-	-	-	1	0.08	1 845.82
MHL	2	0.16	676.62	9	0.21	524.89
NLD	1	0.10	886.97	1	0.24	5 503.63
PAN	1	0.06	529.01	1	0.12	2 624.32
SWE	-	-	-	1	0.26	5 957.49
USA	452	76.75	1 594.42	604	73.20	2 812.72
VGB	-	-	-	3	0.01	63.88
Total	981	100.00	1 255.68	1 172	100.00	2 208.38

<sup>a</sup> La capitalisation boursière n'est pas disponible pour certaines firmes.

Ainsi, on peut voir que notre échantillon est surtout composé de firmes canadiennes et américaines. En effet, la plupart des firmes étrangères cotées aux États-Unis le sont sous la forme d'ADR, ce qui explique pourquoi ces firmes ne font pas partie de notre échantillon. Également, on remarque qu'au niveau de la

Tableau 4.2 – Rendements à expliquer - Répartition des firmes par sous-secteur

Sous-secteur	Au 30 juin 2000			Au 30 juin 2012		
	Nb. Firmes	Cap. Boursière (%)	Cap. Boursière Moyenne (M\$ US) <sup>a</sup>	Nb. Firmes	Cap. Boursière (%)	Cap. Boursière Moyenne (M\$ US) <sup>a</sup>
Forage gazier et pétrolier	33	7.15	2 179.43	31	3.95	3 458.43
Équipement et services	134	14.21	1 178.18	135	11.08	2 083.39
Compagnies intégrées	20	50.24	26 810.60	14	36.71	59 648.73
Exploration et production	662	18.56	364.26	721	26.38	966.08
Raffinage et commercialisation	37	1.74	463.98	71	3.80	1 254.07
Stockage et transport	47	7.79	1 512.05	85	16.24	4 617.71
Charbon et combustibles	48	0.31	122.07	115	1.83	420.77
Total	981	100.00	1 255.68	1 172	100.00	2 208.38

<sup>a</sup> La capitalisation boursière n'est pas disponible pour certaines firmes.

capitalisation boursière, les entreprises américaines forment la plus grande partie de l'échantillon. Le tableau 4.2 montre quant à lui que la plupart des firmes sont actives dans le sous-secteur «exploration et production». Bien que certains de nos facteurs de risque s'appliquent davantage pour ces firmes, nous avons choisi de considérer le secteur de l'énergie dans son ensemble pour tester nos facteurs, ce qui explique pourquoi nous incluons également les firmes actives dans les sous-secteurs du forage ou bien des autres combustibles. Un autre élément à mentionner est le cas des firmes intégrées, qui constituent la majeure partie de notre échantillon au niveau de la capitalisation boursière, bien qu'elles soient assez peu nombreuses. En effet, ces firmes se distinguent par leur taille moyenne de loin supérieure à celle des entreprises des autres sous-secteurs et ont donc beaucoup d'importance dans le secteur de l'énergie. Nous remarquons toutefois que l'influence totale de ces firmes a diminué entre 2000 et 2012, alors que le pourcentage de la capitalisation boursière que celles-ci représente dans l'échantillon chute de 50.24% à 36.71%.

Toutefois, nous ne pouvons pas utiliser l'ensemble de ces firmes dans nos régressions puisque la méthodologie Fama-MacBeth que nous utilisons requiert que les rendements des firmes soient disponibles sur une grande période temporelle, soit durant l'ensemble de la période de formation des portefeuilles et de la période d'estimation des bêtas. De plus, nous devons disposer d'au moins un mois de rendements durant la période de test. Nous filtrons également les entreprises en fonction de leur taille, ce qui a pour effet d'exclure certaines firmes de l'échantillon de départ. En effet, les données concernant les réserves pétrolières et gazières sont plus difficiles à obtenir pour ces compagnies et ces dernières sont souvent moins liquides, ce qui motive notre décision de considérer seulement les entreprises dont la capitalisation boursière est supérieure à 50 millions de dollars dans nos résultats principaux. Néanmoins, nous effectuons également le test de nos modèles sans ce

filtre pour vérifier la validité de nos résultats. Le tableau 4.3 présente un résumé des principales sous-périodes considérées ainsi que le nombre de firmes disponibles pour les tests.

Tableau 4.3 – Données et sous-périodes

Période de formation des portefeuilles	2000-06-01	2003-05-30
Période d'estimation des bêtas	2003-06-01	2008-05-30
Période de test	2008-06-01	2012-06-29
Titres disponibles <sup>a</sup>		958
Titres répondants aux besoins temporels		528
Titres dont la cap. boursière est supérieure à 50 M\$		250

<sup>a</sup> Titres dont les rendements sont disponibles pour le premier mois de la période de formation des portefeuilles.

Puisque nos données débutent en juin de l'année 2000, nous choisissons de faire une seule sous-période de test de 49 mois afin d'avoir suffisamment de données durant les étapes d'estimation des paramètres. Cependant, nous changerons cette période temporelle plus loin dans l'analyse de manière à vérifier la validité de nos résultats.

### 4.2.2 Variables indépendantes

Nos variables indépendantes comprennent des variables liées à l'ensemble du marché, soit le facteur de marché et les deux facteurs de Fama et French. Nous obtenons les rendements mensuels de ces facteurs dans la base de données de Kenneth French sur WRDS pour la période entre 2000/06 et 2012/06 inclusivement. Nous ajoutons également comme variables indépendantes les prix du pétrole et du gaz naturel ainsi que des facteurs de risque associés aux réserves de pétrole et de gaz naturel des firmes. Les rendements du pétrole et du gaz naturel proviennent de la base de données Bloomberg alors que nous détaillons la construction des facteurs de réserves dans une section subséquente.

**Facteur de marché** Nous utilisons comme facteur de marché le rendement excédentaire de l'indice S&P 500 sur le taux à un mois des bons du trésor américain. Proéminent dans la théorie du MÉDAF, ce facteur a été amplement documenté dans la littérature comme ayant un impact systématique sur le rendement des actions alors nous nous attendons à observer une relation positive entre celui-ci et les rendements des firmes du secteur de l'énergie. Toutefois, comme dans Fama et French (1992), il est possible que cette variable soit en fait une approximation pour diverses sources de risque et ne soit donc pas significatif en présence d'autres

facteurs de risque. Nous utilisons également un facteur lié au rendement du secteur de l'énergie (SECT), soit le rendement total du secteur énergie de l'indice S&P 500 tel que défini par la classification GICS.

**Facteur *Small-minus-Big*** Le facteur SMB représente le rendement d'un portefeuille qui investit dans des titres de faible capitalisation boursière en se finançant par la vente à découvert de titres de grande capitalisation. Il agit comme une approximation du risque lié à la taille de l'entreprise et a été utile par le passé pour expliquer le rendement des actions. L'inclusion de ce facteur de risque permet notamment d'expliquer l'anomalie remarquée dans les rendements des firmes de petite taille. Ainsi, celui-ci devrait être positivement relié aux rendements des firmes de notre échantillon.

**Facteur *High-minus-Low*** Construit de manière analogue au facteur SMB, le facteur HML représente le rendement d'un portefeuille investissant dans des titres avec un ratio VC/VM élevé en se finançant par la vente de titres ayant un ratio VC/VM faible. Ce facteur a notamment été utile dans l'étude de Boyer et Filion (2007) sur le secteur de l'énergie et nous pensons qu'il pourra contribuer à expliquer les rendements des firmes de notre échantillon. D'ailleurs, plusieurs études que nous avons présentées dans la revue de la littérature montraient l'importance de la valeur aux livres dans l'évaluation des firmes du secteur.

**Facteur pétrole** Un des facteurs propres au secteur de l'énergie que nous utilisons est le rendement mensuel sur le prix du pétrole *West Texas Intermediate* tel que transigé sur le NYMEX (OIL). En effet, puisqu'une hausse du prix du pétrole a un impact direct sur les ventes des firmes du secteur, il est logique qu'une hausse du prix de cette commodité se reflète directement par une hausse du prix des actions de ces firmes. Également, il ne faut pas oublier que les réserves de pétrole des entreprises sont évaluées à l'aide du prix actuel des commodités. De fait, cette corrélation entre le rendement des firmes et le prix du pétrole est largement documentée dans la littérature. Toutefois, nous cherchons à établir si le marché perçoit ce risque comme étant systématique pour les firmes, c'est-à-dire si en moyenne une sensibilité plus élevée au prix du pétrole est associée à des rendements plus élevés. Comme le prix du pétrole représente un facteur de risque global, c'est-à-dire que la plupart des firmes de l'économie y sont exposées, nous pensons

qu'une telle prime de risque pourrait exister. Tel que mentionné dans la revue de la littérature, l'évidence empirique supportant cette hypothèse est actuellement mitigée et dépendait de la période temporelle considérée.

Comme le faisaient Ramos et Veiga (2011), nous incluons également comme facteur de risque la volatilité du pétrole ( $V\_OIL$ ). Comme le faisaient les auteurs, nous calculons la volatilité à l'aide d'un modèle utilisant les rendements passés du pétrole. Ainsi,

$$V\_OIL_t = \left[ (m + 1)^{-1} \sum_{j=0}^m \epsilon_{t-j}^2 \right]^{0.5}$$

avec  $m = 4$ . Les  $\epsilon_t$  sont obtenus par l'estimation d'un modèle AR(1) des rendements du pétrole sur la période temporelle 2000/02 à 2012/06 tel que  $OIL_t = c + \phi OIL_{t-1} + \epsilon_t$ . Ce facteur permettra de déterminer si la sensibilité des firmes à la volatilité du pétrole a un impact sur leur rendement espéré.

**Facteur gaz** Le gaz naturel (NG) représente également une commodité que produisent souvent les firmes du secteur de l'énergie. De manière analogue au pétrole, une hausse du prix du gaz naturel a également un impact positif sur les résultats financiers des firmes, ce que confirment Boyer et Filion dans leurs recherches. Nous incluons le prix du gaz naturel dans nos facteurs pour déterminer si l'impact de cette commodité pourrait elle aussi être systématique. Nous utilisons le rendement mensuel sur le prix du gaz naturel transigé sur le NYMEX en tant que mesure du rendement de cette commodité.

**Facteur réserves** Nous incluons également un facteur de risque lié à la quantité de réserves qu'ont à leur disposition les entreprises du secteur. Plus précisément, nous définissons le risque de réserves comme étant le risque qu'une entreprise productrice de pétrole et de gaz naturel soit forcée de cesser sa production en raison d'un manque de réserves à exploiter. En effet, une des particularités du secteur de l'énergie est le fait que les entreprises doivent sans cesse découvrir et développer de nouvelles réserves afin d'assurer la pérennité de la firme. Plusieurs éléments propres à chaque entreprise peuvent influencer ce risque de réserves, mais nous pensons qu'un facteur particulièrement important est la durée des réserves de la firme. En effet, il est beaucoup plus important pour une firme qui a très peu de réserves d'en découvrir d'autres, alors que c'est la survie même de l'entreprise qui est en jeu, tandis que les firmes qui ont beaucoup de réserves mettent davantage d'emphase

sur le développement des réserves et la croissance de la production. Ainsi, les firmes qui ont peu de réserves peuvent subir des coûts de détresse financière, ce qui augmente le risque de réserves de l'entreprise. De plus, les entreprises du secteur de l'énergie sont actives dans les mêmes régions et les mêmes gisements, ce qui fait en sorte que la découverte de nouvelles ressources est forcément corrélée d'une entreprise à l'autre. Nous pensons que ce risque doit être considéré dans l'évaluation des actions des firmes du secteur de l'énergie et nous nous attendons à voir un lien positif entre le rendement des firmes et le risque de réserves. Nous détaillerons dans la prochaine section les variables utilisées pour décrire ce risque.

## 4.3 Indice réserves

Un des apports principaux de notre recherche est l'inclusion d'un facteur de risque lié aux réserves de produits pétroliers et gaziers des entreprises. Dans un premier temps, nous décrivons la méthode utilisée pour la construction de ce facteur, puis nous analyserons ensuite les propriétés de ce facteur de risque et en évaluerons les limites.

### 4.3.1 Construction de l'indice

Les firmes utilisées pour la construction du facteur de risque de réserves sont tirées de la base de données COMPUSTAT et regroupent toutes les firmes du secteur de l'énergie actives dans l'exploration et la production de pétrole et gaz naturel. Notre échantillon initial est composé de 696 firmes différentes pour un total de 4371 observations annuelles. Les informations qui nous intéressent pour la construction de l'indice sont les réserves prouvées de pétrole et de gaz naturel ainsi que la production annuelle de produits pétroliers. Nous avons manuellement recoupé les informations de la base de données COMPUSTAT avec celles disponibles sur Bloomberg pour trouver les informations manquantes en plus d'améliorer la fiabilité de ces données. Après ces manipulations et l'exclusion des firmes pour lesquelles les données n'étaient pas disponibles, l'échantillon final à partir duquel nous avons créé le facteur de réserves comporte 592 firmes différentes et 3719 firmes-années. Les données sur les réserves et la production ne sont disponibles qu'à partir de l'année fiscale 1999 dans les bases de données mentionnées, ce qui explique pourquoi notre échantillon comprend seulement les données de l'année

fiscale 1999 à l'année fiscale 2011. Les firmes de notre échantillon sont cotées sur le NYSE ou sur le TSE. Nous excluons toutefois de l'échantillon les firmes cotées sous la forme d'ADR.

La caractéristique que nous utilisons pour quantifier le risque de réserves est l'indice de vie des réserves (IVR). Défini comme le rapport entre les réserves prouvées de l'entreprise et sa production annuelle, ce ratio représente le nombre d'années auxquelles une firme pétrolière pourrait exploiter ses réserves avant que celles-ci ne soient épuisées, en supposant que la firme produise au même rythme que par le passé. On peut donc voir que des firmes ayant un IVR faible sont celles dont les réserves sont les plus basses et donc celles dont le risque de réserves est le plus grand. Nous avons également fait le choix de regrouper le pétrole et le gaz naturel dans le calcul de ce ratio, ce qui donne une meilleure représentation des ressources totales des firmes. Nous avons effectué la conversion entre le pétrole et le gaz naturel en utilisant un ratio de six mille pieds cubiques de gaz naturel pour un baril de pétrole, soit le ratio d'équivalence énergétique entre ces combustibles. C'est ce ratio qui est habituellement utilisé par les analystes de l'industrie pour faire la somme des volumes de ces deux commodités. Nous avons également inclus les liquides de gaz naturel, comme le butane ou bien le propane, dans l'évaluation des réserves de pétrole, un regroupement souvent effectué dans l'industrie. De manière à ce que le rendement de notre indice soit plus fiable, nous avons choisi de considérer uniquement les entreprises dont la production annuelle est supérieure à cent milliers de barils d'équivalents de pétrole (kbep). En effet, nous pensions que sous ce seuil, l'indice de vie des réserves avait le potentiel d'être hautement volatil d'une année à l'autre et de ne pas bien représenter la réalité de l'entreprise en ce qui a trait au risque de réserves. Le tableau 4.4 résume l'information quant aux différentes firmes disponibles pour la construction de l'indice réserves (IR). On constate donc que l'ajout de ce filtre au niveau de la production minimum n'a pas un impact trop marqué sur le nombre de firmes disponibles pour la formation de notre indice, alors que 170 à 249 firmes par année sont disponibles.

Notre méthode de construction du facteur de risque s'inspire de celle utilisée par FF pour la construction des facteurs SMB et HML. Ainsi, au 31 mai de chaque année, nous classons les entreprises dans un portefeuille de titres à réserves faibles ou dans un portefeuille de titres à réserves élevés selon l'indice de vie des réserves reporté l'année fiscale précédente. Notre raison pour rebalancer les portefeuilles à cette date est que la plupart des firmes terminent leur exercice financier le 31

Tableau 4.4 – Firmes disponibles pour la construction de l'indice réserves

Année	Firmes disponibles	Firmes dont la production excède 100 kbep	Firmes dont la production excède 1000 kbep
1999	190	170	115
2000	208	187	117
2001	212	189	125
2002	219	191	134
2003	242	212	142
2004	249	217	144
2005	256	223	154
2006	286	247	160
2007	285	249	167
2008	276	240	169
2009	260	230	157
2010	264	236	169
2011	251	222	166

décembre. Cela fait en sorte que l'information contenue dans le rapport annuel, dont celle sur les réserves et la production, est souvent disséminée sur les marchés financiers au printemps. L'utilisation de la date du 31 mai pour rebalancer les portefeuilles permet donc au marché d'avoir complètement assimilé l'information par rapport au risque de réserves de chaque firme. Plus spécifiquement, le rendement de notre facteur de risque est défini comme le rendement d'un portefeuille à investissement nul qui investit de manière équipondérée dans le 30% des firmes ayant l'indice de vie des réserves le plus faible (PFRF), en vendant à découvert le 30% des firmes dont l'indice de vie des réserves est le plus élevé (PFRÉ). Notre utilisation du 30% plus élevé et du 30% plus faible est un choix fait de manière subjective, mais nous pensons que l'utilisation des firmes présentant un profil nettement différent au niveau des réserves permettra de déterminer plus clairement le rôle de ce facteur de risque. L'indice réserves peut toutefois ne pas bien représenter la quantité de réserves détenues par certaines entreprises dans certains cas. Par exemple, on peut obtenir un indice de réserves artificiellement élevé lorsque la production est très faible durant une année particulière. C'est pourquoi nous choisissons d'utiliser le 30% des firmes dont le ratio est élevé ou faible, plutôt qu'un nombre plus restreint de firmes. Suite à la formation des portefeuilles, nous utilisons les rendements mensuels de chacun des titres, disponibles sur la base de données COMPUSTAT, pour calculer le rendement de l'indice réserves.

Nous répétons également la même procédure, mais en considérant cette fois-ci les réserves de pétrole et de gaz naturel de manière séparée. Nous créons donc un indice se basant sur l'indice de vie des réserves de pétrole et un autre indice se basant sur l'indice de vie des réserves de gaz naturel.

### 4.3.2 Propriétés de l'indice

Dans cette section, nous décrivons les propriétés de notre facteur de risque de réserves et établissons le profil d'entreprises faisant partie de chacun des portefeuilles. En effet, la première étape de notre analyse est d'établir s'il y a une différence significative entre les rendements des firmes ayant peu ou beaucoup de réserves. Ainsi, le tableau 4.5 présente plusieurs statistiques sur les rendements mensuels des différents portefeuilles de réserves.

Tableau 4.5 – Statistiques descriptives des portefeuilles de réserves

	PFRF	PFRÉ	IR
Moyenne (%)	1.55	1.90	-0.35
Médiane (%)	2.18	2.08	-0.45
Écart-type (%)	9.01	9.50	4.40
Coefficient d'asymétrie ( <i>Skewness</i> )	-0.24	0.04	-0.64
Coefficient d'aplatissement ( <i>Kurtosis</i> )	3.58	5.00	6.00
Ratio de Sharpe	0.15	0.18	-

Ainsi, on peut constater que sur la période temporelle considérée, les firmes du PFRÉ ont surperformé les firmes du PFRF, ce qui fait en sorte que le rendement mensuel moyen de l'indice réserves est négatif. L'écart-type et le coefficient d'aplatissement du PFRÉ est également plus grand, ce qui peut nous indiquer que le risque total des firmes à réserves élevées est plus grand. Également, le ratio de Sharpe du PFRÉ est supérieur à celui du PFRF. En raison des rendements négatifs de l'indice réserves, nous ne pouvons pas calculer de ratio de Sharpe pour celui-ci.

Selon notre hypothèse initiale, les firmes du PFRF sont associées à un risque de réserves plus élevé et devraient commander une prime de risque par rapport aux firmes du PFRÉ. Toutefois, le tableau 4.5 ne montre pas cette relation, alors qu'on observe un rendement légèrement plus élevé pour les firmes du PFRÉ. Cela pourrait être dû à une exposition différente aux autres facteurs de risque. C'est pourquoi nous effectuons également une analyse économétrique pour tenter d'expliquer cette différence de rendements. Cela permet aussi de quantifier la sensibilité de l'indice réserves aux autres facteurs de risque que nous utilisons dans notre analyse. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.6.

Ainsi, on constate que les quatre facteurs de risque testés pour expliquer le rendement des deux portefeuilles de réserves sont significatifs. Les portefeuilles sont notamment très exposés aux facteurs du risque de marché ainsi qu'aux variations du prix du pétrole. La surperformance du PFRÉ peut ainsi être partiellement ex-

Tableau 4.6 – Analyse économétrique des portefeuilles de réserves

Ce tableau présente l'analyse économétrique du modèle  $r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta_1 RMRF_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 OIL_t + \epsilon_t$  pour le rendement de chacun des portefeuilles de réserves, où  $RMRF_t$  représente le rendement excédentaire du facteur de marché sur le taux sans risque.  $SMB_t$ ,  $HML_t$  et  $OIL_t$  représentent respectivement les rendements mensuels des facteurs *Small-minus-Big*, *High-minus-Low* et du prix du pétrole. Le rendement de l'indice réserves n'est pas diminué du taux sans risque puisque le rendement de l'indice est la différence entre les rendements de PFRF et PFRÉ.

	Coefficients			t-stats		
	PFRF	PFRÉ	IR	PFRF	PFRÉ	IR
Alpha	0.003	0.007	-0.004	0.638	1.296	-0.976
RMRF	0.787***	0.918***	-0.131	6.854	7.642	-1.550
SMB	0.402**	0.357*	0.045	2.122	1.801	0.324
HML	0.562***	0.534***	0.028	3.646	3.314	0.244
OIL	0.389***	0.380***	0.008	6.943	6.498	0.199

\*, \*\*, \*\*\* : Variable significative à un niveau de confiance de 10%, 5%, 1%.

pliquée par un alpha plus élevé ainsi qu'une plus grande sensibilité au facteur de marché, bien que ces différences ne soient pas significatives, comme nous pouvons le voir en regardant l'exposition de l'indice réserves aux différents facteurs. Un élément intéressant à souligner est également le fait qu'aucun des quatre facteurs employés n'explique de manière satisfaisante les rendements de l'indice réserves. Cela signifie que l'effet de ce facteur ne se fait pas à travers l'influence des autres facteurs de risque, ou à tout le moins que ce lien n'est pas linéaire. Le rôle du risque de réserves sera étudié plus en profondeur lors des tests utilisant la procédure Fama-MacBeth dans une section subséquente.

Il est également intéressant de présenter quel est le profil des firmes qui composent les deux portefeuilles de réserves. Le tableau 4.7 résume les différentes caractéristiques de ces firmes.

On remarque que les firmes des deux portefeuilles semblent assez différentes. En moyenne, les firmes du PFRF sont nettement de plus petite taille que celles du PFRÉ, que ce soit au niveau des actifs, de la valeur au marché, des ventes ou bien du bénéfice net. On constate qu'en moyenne, ces mesures sont 9.4 fois plus grandes pour le PFRÉ. L'utilisation de la médiane confirme cette tendance pour les quatre mesures, mais cette fois-ci les mesures sont en moyenne 2.4 fois plus élevées. Cela peut être expliqué par le fait qu'en général, les entreprises intégrées de très grande taille font partie du PFRÉ. On peut également qualifier les firmes à réserves basses comme étant davantage des firmes de croissance, alors que celles-ci montrent un ratio VM/VC ainsi qu'un ratio Cours/Bénéfices supérieur aux firmes à réserves élevées. Sur l'ensemble de la période d'étude, ces ratios sont respectivement de 4.3 et 15.7 pour les firmes du portefeuille à réserves faibles et de 2.8 et 15.1 pour les firmes à réserves élevées. Du côté de la structure de capital, nous n'observons pas de différence marquée dans le ratio d'endettement total (Dette/Actifs).



Au niveau de la production et des réserves, nous constatons plusieurs différences entre les deux portefeuilles. Tout d'abord, tel que nous le voulions en formant ces deux portefeuilles, les réserves mesurées par l'indice de vie sont nettement plus élevées pour le PFRÉ, soit en moyenne de 30.3 années contre 5.6 années pour le PFRF. Encore une fois, la différence est moins marquée en utilisant la médiane, alors que les ratios sont respectivement de 19.8 et de 5.9. De plus, on observe que cette différence est causée par les réserves plutôt que par le niveau de production. En effet, le PFRÉ a une production 1.9 fois plus élevée et des réserves totales 11.9 fois plus élevées. Au niveau des ressources produites, les firmes à réserves faibles sont davantage orientées vers l'exploitation du pétrole puisque 70% (57%) des ressources extraites sont du pétrole pour les entreprises à réserves faibles (élevées).

Les firmes des deux portefeuilles ont également montré un profil différent quant à la croissance de la production et des réserves lors de notre période d'étude. En effet, alors que les firmes du PFRF ont augmenté leur production et leurs réserves prouvées à un rythme annualisé de respectivement 1.6% et 2.7%, le contraire s'est produit pour les firmes composant le PFRÉ, qui ont vu ces éléments décroître à un rythme annuel de 5.8% et 2.2% respectivement. Également, les firmes à réserves faibles ont un écart-type de 54.0% pour ce qui est de la croissance annuelle des réserves en pourcentage contre 71.4% pour les firmes dont les réserves sont élevées.

En somme, les firmes contenues dans le portefeuille à réserves élevées semblent être plutôt des entreprises de grande taille dont les opérations sont plus stables et qui concentrent leurs activités dans l'exploitation de leurs réserves volumineuses. D'un autre côté, les firmes à réserves faibles semblent s'orienter davantage vers les activités d'exploration de manière à augmenter la taille de leurs réserves et pouvoir les exploiter par la suite.

### 4.3.3 Limites de l'indice

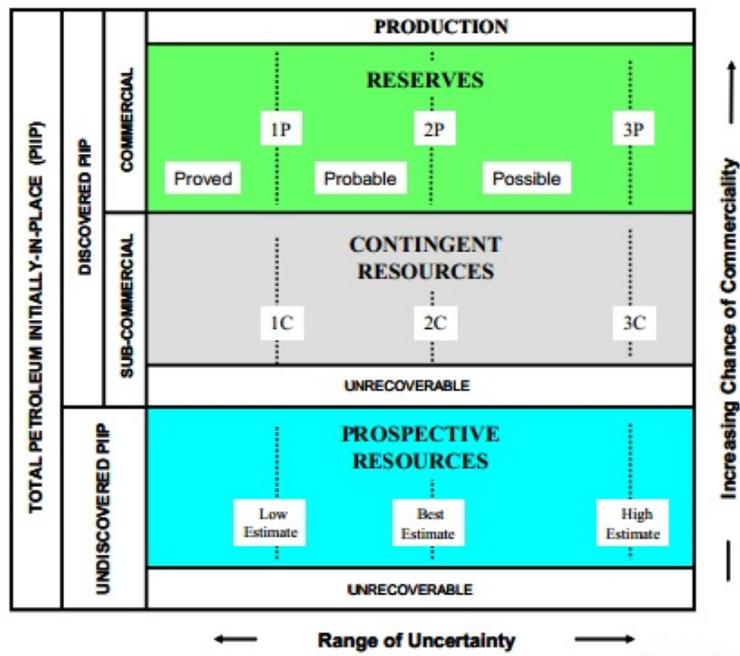
Dans cette section, nous établirons quelques-unes des limites de notre facteur de risque de réserves. Tout d'abord, tout comme les facteurs de Fama et French dont il est inspiré, notre facteur ne représente qu'une approximation du risque de réserves. En effet, nous avons vu précédemment que notre indice est tout de même légèrement exposé aux autres facteurs de risque que nous employons dans notre étude. De plus, on peut avancer que le risque de réserves ne dépend pas uniquement

du niveau de réserves de l'entreprise, mais également d'éléments propres à chaque firme.

Une des principales limites de notre indice est le fait qu'il ne considère que les réserves prouvées de l'entreprise. Cette catégorie de réserves représente les réserves dont la probabilité de recouvrement excède les 90%. Les autres catégories de réserves sont les réserves probables et possibles, qui ont respectivement environ 50% et 10% de probabilité de recouvrement. Cette distinction est liée au fait que les caractéristiques techniques et géologiques des réservoirs font en sorte que toutes les ressources n'ont pas la même probabilité d'être recouvrées. Cependant, les réserves ne constituent pas les seules ressources de la firme, alors qu'il y a également les ressources contingentes et les ressources prospectives. Pour être classifiées en tant que réserves, les ressources doivent être économiquement recouvrables et il ne doit pas y avoir d'embûches majeures à leur développement, que ce soit au niveau technologique ou réglementaire. De plus, il doit y avoir une volonté de la part des dirigeants de l'entreprise pour développer ces réserves dans un délai raisonnable (environ cinq ans). Les ressources ne répondant pas à ces critères sont classifiées comme ressources contingentes et leur probabilité de recouvrement est donc plus faible. Finalement, les ressources prospectives sont les ressources qui n'ont pas encore été officiellement découvertes et où il n'y a pas encore eu de forage. Ces ressources sont des estimations et sont hautement spéculatives. La figure 4.1 résume les différentes catégories de ressources.

Bien que les réserves prouvées soient les plus importantes et celles sur lesquelles les marchés financiers mettent le plus d'emphasis, elles représentent un portrait sommaire seulement de la situation d'une entreprise et il faut aussi prendre en considération les autres types de ressources lorsqu'on évalue une entreprise du secteur de l'énergie. Cependant, la divulgation d'information au sujet de ces ressources est beaucoup moins étendue que celle des réserves prouvées, ce qui fait en sorte que nous ne pouvons pas les inclure dans l'analyse. En somme, le risque de réserves inclut diverses sources de risque, qu'il s'agisse d'un risque d'exploration, où les firmes doivent découvrir de nouvelles ressources, ou bien d'un risque de développement alors que la firme détient les ressources, mais où leur développement est contingent à des facteurs réglementaires et technologiques. Il est donc ardu de créer un facteur qui capte bien l'ensemble des facettes du risque de réserves.

FIGURE 4.1 – Classification des ressources pétrolières et gazières



Source: Society of Petroleum Engineers

## 5 Résultats

Cette section présente les résultats des tests utilisant la procédure Fama-MacBeth. Nous explorons également certains des modèles présentés plus en profondeur et effectuons des tests de robustesse pour confirmer les résultats de notre étude. Finalement, nous concluons cette section par une discussion plus approfondie sur les résultats obtenus et leurs implications.

### 5.1 Tests Fama-MacBeth

Tout d'abord, nous présentons les statistiques descriptives des facteurs de risque utilisés dans le tableau 5.1 ainsi que les coefficients de corrélation entre ces différents facteurs de risque dans le tableau 5.2.

Tableau 5.1 – Statistiques descriptives des rendements mensuels des facteurs

	RMRF	SMB	HML	OIL	NG	IR	IR OIL	IR NG	RSECT	V_OIL
Moyenne (%)	0.17	0.48	0.46	1.20	1.18	-0.35	0.02	-0.17	0.88	8.85
Médiane (%)	0.87	0.07	0.23	2.06	0.35	-0.45	-0.31	-0.20	0.89	8.57
Écart-type (%)	4.96	2.89	3.30	9.51	17.66	4.40	4.30	3.80	6.05	3.24
Coefficient d'asymétrie	-0.55	0.77	0.40	-0.31	0.71	-0.64	1.06	0.17	-0.23	0.94
Coefficient d'aplatissement	3.70	5.08	6.15	3.59	4.06	6.00	6.80	4.68	3.70	4.17

Tableau 5.2 – Matrice de corrélation des facteurs

	RMRF	SMB	HML	OIL	NG	IR	IR OIL	IR NG	SECT	V_OIL
RMRF	1.00	0.38	-0.10	0.33	0.05	-0.13	-0.11	0.09	0.66	-0.18
SMB		1.00	-0.16	0.15	0.01	-0.03	-0.04	0.08	0.13	0.02
HML			1.00	0.01	0.08	0.03	0.12	-0.02	0.10	-0.03
OIL				1.00	0.31	-0.03	-0.11	0.12	0.56	-0.15
NG					1.00	-0.03	0.13	-0.13	0.33	-0.00
IR						1.00	0.54	0.72	-0.15	0.03
IR OIL							1.00	0.30	-0.10	0.15
IR NG								1.00	-0.03	0.07
RSECT									1.00	-0.15
VOL OIL										1.00

Tout d'abord, on peut voir que les facteurs de risque traditionnels, soit les facteurs RMRF, SMB et HML, sont assez peu corrélés entre eux, alors que la corrélation la plus élevée est celle entre le facteur RMRF et le facteur SMB. Le facteur OIL montre quant à lui une corrélation positive avec le facteur de marché et dans une moindre mesure avec le facteur SMB. On observe également une corrélation

positive entre les facteurs OIL et NG, ce qui n'est pas surprenant puisque ces deux facteurs ont tous deux la particularité d'être des commodités liées au secteur de l'énergie. Contrairement au facteur OIL, le facteur NG n'est pas corrélé avec les trois facteurs de risque traditionnels. Finalement, les trois facteurs de risque de réserves sont positivement corrélés entre eux mais on n'observe pas de corrélation importante entre ceux-ci et les autres facteurs de risque que nous utilisons. Les facteurs de risque de réserves pourraient donc contenir de l'information additionnelle et montrer un certain pouvoir explicatif. On note également une corrélation positive entre le rendement du secteur énergie et le prix des commodités, alors que la volatilité du pétrole a une faible corrélation négative avec le rendement du secteur et le rendement du pétrole.

Le tableau 5.3 présente les résultats de la régression transversale de la procédure Fama-MacBeth. Nous utilisons les facteurs de risque mentionnés précédemment pour tester plusieurs modèles et ainsi vérifier la relation entre les rendements et l'exposition aux différents facteurs de risque.

Tout d'abord, on remarque que les modèles utilisant uniquement les facteurs traditionnels, soit le MÉDAF (Modèle 1) et le modèle à trois facteurs de FF (Modèle 2) semblent ne pas être bien adaptés pour le secteur de l'énergie. Dans le modèle 1, le facteur de marché n'est pas significatif et le coefficient  $R^2$  est excessivement bas alors que dans le modèle 2, seul le coefficient HML est significatif et il représente une prime de risque négative. De manière générale, le facteur RMRF ne semble pas avoir un grand pouvoir explicatif, alors que cette prime de risque est significative seulement dans certains modèles. De plus, ce facteur représente une prime de risque négative dans plusieurs des modèles où il est significatif, ce qui est contraire à la théorie du MÉDAF ainsi qu'à la plupart des résultats obtenus dans la littérature sur les modèles de tarification des actions. Toutefois, on note qu'on obtient une prime de risque positive et significative pour ce facteur lorsque l'on contrôle pour l'effet du secteur dans les modèles 11,12 et 16. Quant au facteur SMB, celui-ci représente une prime de risque positive, mais significative seulement dans le cadre du modèle 5. Nous pourrions déterminer si cela est dû au fait que nous utilisons seulement les firmes dont la capitalisation boursière est supérieure à 50 M\$ dans la prochaine sous-section. D'autre part, le facteur HML est significatif dans la plupart des modèles où il est utilisé et représente une prime de risque négative. Un autre élément à noter est que l'inclusion des facteurs de FF dans les modèles permet d'augmenter leur pouvoir explicatif, comme en témoigne



notamment la différence entre les coefficients  $R^2$  ajustés des modèles 1 et 2.

Ensuite, on constate également que les facteurs liés au prix des commodités, soit les facteurs OIL et NG, sont presque toujours négatifs et statistiquement significatifs. Ceci est surprenant puisque notre hypothèse était plutôt que les entreprises davantage exposées aux variations dans le prix des commodités auraient tendance à surperformer les autres firmes du secteur de l'énergie. On obtient toutefois une prime de risque positive pour le facteur pétrole lorsque le facteur de risque SECT est inclus dans les régressions. Le facteur de volatilité du pétrole semble également jouer un rôle, alors qu'il est significatifs dans les deux modèles où il est utilisé. Cependant, la prime de risque est positive dans le modèle 15, mais négative lorsque le facteur SECT est inclus dans le modèle, ce qui nous empêche de tirer des conclusions à ce sujet.

Du côté des facteurs de risque de réserves, ceux-ci représentent une prime de risque négative dans tous les modèles que nous testons. Toutefois, ils sont statistiquement significatifs seulement lorsqu'utilisés conjointement avec le facteur de marché. En effet, les modèles 9 et 10, qui utilisent seulement les facteurs de risque du secteur de l'énergie ne montrent pas des coefficients significatifs et leur pouvoir explicatif tel que mesuré par le  $R^2$  ajusté est très bas. On note que les résultats sont semblables pour tous les facteurs de risque de réserves, soit IR, IR OIL et IR NG.

Finalement, on constate que les constantes  $\gamma_0$  associées aux modèles qui incluent les facteurs de risque de commodités et de réserves sont anormalement élevées en général, alors qu'elles sont statistiquement significatives à un niveau de 99% pour les modèles 3 à 8 ainsi que 12 et 15. Si nos modèles étaient bien spécifiés, ces constantes devraient normalement être nulles. D'ailleurs, l'inclusion du facteur sectoriel améliore nettement les résultats à ce niveau, puisque la constante de régression n'est pas significative dans les modèles où ce facteur est inclus, à l'exception du modèle 15.

Par souci de concision, nous poursuivrons la suite de l'analyse en mettant l'emphasis sur les résultats associés à deux modèles incluant les facteurs de l'énergie, soit le modèle à cinq facteurs (Modèle 4) ainsi que le modèle à trois facteurs (Modèle 8). Nous les comparerons au modèle de FF (Modèle 2) et tenterons d'identifier ce qui pourrait causer les anomalies au niveau des coefficients obtenus.

Une des faiblesses de la méthodologie Fama-MacBeth est que les résultats

peuvent varier en fonction du facteur de risque qui est utilisé pour former les portefeuilles. Ainsi, nous évaluons les résultats obtenus pour les trois modèles mentionnés précédemment en fonction du facteur utilisé pour classer les titres. Le tableau 5.4 résume les résultats.

Tableau 5.4 – Régressions Fama-MacBeth - Effet du facteur de classement

Classement	$\gamma_0$	$\gamma_{RMRF}$	$\gamma_{SMB}$	$\gamma_{HML}$	$\gamma_{OIL}$	$\gamma_{IR}$	$R^2$ Aj.	F-stat
<b>Modèle Fama-French</b>								
RMRF	0.065* (1.91)	-0.023 (-0.94)	0.006 (0.38)	-0.103*** (-6.44)			0.08	15.89***
SMB	-0.037 (-1.15)	0.05** (2.01)	0.002 (0.11)	-0.077*** (-6.27)			0.07	13.96***
HML	-0.002 (-0.05)	0.021 (0.83)	0.025 (1.15)	-0.077*** (-5.60)			0.06	11.49***
<b>Modèle à 5 facteurs</b>								
RMRF	0.158*** (4.66)	-0.073** (-2.44)	0.019 (1.1)	-0.079*** (-3.73)	-0.219*** (-3.05)	-0.098** (-2.36)	0.10	12.26***
SMB	0.076** (2.27)	-0.015 (-0.48)	0.082*** (3.76)	-0.077*** (-3.77)	-0.246*** (-2.80)	-0.227*** (-4.43)	0.13	15.79***
HML	0.195*** (4.00)	-0.174*** (-3.87)	-0.019 (-0.77)	-0.047*** (-2.91)	-0.085 (-0.94)	-0.153*** (-4.23)	0.10	12.39***
OIL	0.206*** (4.73)	-0.132*** (-4.50)	-0.039* (-1.89)	-0.038** (-2.25)	-0.222** (-2.29)	-0.191*** (-4.54)	0.11	13.61***
IR	0.141*** (3.79)	-0.061** (-2.31)	0.002 (0.14)	-0.074*** (-3.80)	-0.208*** (-2.95)	-0.131*** (-2.71)	0.11	13.58***
<b>Modèle à 3 facteurs</b>								
RMRF	0.146*** (4.45)	-0.068** (-2.11)			-0.237*** (-2.63)	-0.134*** (-4.11)	0.06	11.52***
OIL	0.234*** (5.87)	-0.188*** (-5.17)			-0.147** (-2.50)	-0.166*** (-5.25)	0.08	14.98***
IR	0.141*** (3.71)	-0.067* (-1.83)			-0.229*** (-3.07)	-0.142*** (-4.32)	0.06	12.17***

\*, \*\*, \*\*\* : Variable significative à un niveau de confiance de 10%, 5%, 1%.

De manière générale, les résultats du tableau 5.4 confirment ceux que nous avons obtenus précédemment, alors que les coefficients liés au risque de réserves sont toujours négatifs et statistiquement significatifs. C'est également le cas pour le facteur pétrole, sauf en utilisant le facteur HML pour classer les titres dans le cadre du modèle à cinq facteurs. On observe la même chose pour le facteur HML, qui représente une prime de risque négative dans tous les modèles et classements testés. Les résultats sont plus changeants pour les facteurs SMB et RMRF. En effet, dans le cadre du modèle à cinq facteurs, le facteur SMB représente une prime de risque positive lorsque le classement sur la base du  $\hat{\beta}_{SMB}$  est utilisé mais une prime de risque négative lorsque le  $\hat{\beta}_{OIL}$  est utilisé. Les résultats ne sont pas plus concluants au niveau du facteur de marché RMRF, puisque la prime positive trouvée lorsqu'on utilise le modèle de Fama et French et le classement par le facteur SMB est contredite par les autres résultats, qui montrent plutôt le risque de marché comme étant un risque dont la prime est négative pour les firmes du secteur de l'énergie. Un autre point d'intérêt est la constante de la régression, qui

reste significative pour tous les classements dans le cas des modèles utilisant les facteurs de risque OIL et IR.

Une hypothèse cruciale mise de l'avant par notre méthodologie est également le fait que les bêtas sont constants dans le temps. En effet, c'est cette hypothèse qui permet d'utiliser les bêtas estimés durant la deuxième étape de la procédure Fama-MacBeth dans les régressions transversales. Plus particulièrement, nous devons nous assurer qu'il y a une certaine cohérence entre le bêta utilisé pour classer les titres et le bêta utilisé dans la régression transversale. Par exemple, le bêta du portefeuille à bêta faible devrait continuer d'être celui dont le bêta est le plus faible et vice-versa pour les portefeuilles à bêta élevé. Toutefois, les bêtas estimés pour certains des facteurs de risque ont le potentiel d'être volatils, alors que la firme a un certain contrôle sur ceux-ci. Notamment, l'utilisation de contrats à terme sur les commodités permet aux firmes de mitiger leur risque de prix du pétrole. Le portrait des ressources exploitées et détenues peut également changer d'année en année, ce qui modifie l'exposition au risque de commodités et au risque de réserves des firmes. Dans le cas de ce dernier risque, on peut également penser qu'une entreprise dont le risque de réserves est élevé aura plus de chances de quitter notre échantillon si jamais elle ne réussit pas à découvrir d'autres réserves, ou bien elle deviendra moins risquée par rapport à ce facteur si jamais elle en découvre. Ces éléments font en sorte que nous devons vérifier si notre hypothèse au niveau de la stabilité des bêtas de portefeuille est vérifiée. Le tableau 5.5 présente des informations sur les bêtas utilisés par nos trois modèles principaux.

Les résultats montrent une cohérence dans les coefficients bêtas estimés par rapport au facteur RMRF ainsi qu'au facteur HML. Toutefois, dans le cas des facteurs SMB, OIL et IR, il y a très peu de lien entre le bêta utilisé pour former les portefeuilles et celui qui est finalement utilisé dans la régression transversale. Par exemple, bien que les bêtas du facteur pétrole soient très dispersés lors de la formation des portefeuilles, ceux-ci sont pratiquement égaux pour tous les portefeuilles lorsqu'on effectue les régressions transversales. Ces observations supportent l'idée selon laquelle l'entreprise dispose d'un plus grand contrôle par rapport à sa sensibilité aux facteurs de risque OIL et IR. Compte tenu de ces difficultés avec les coefficients bêtas, il est légitime de se questionner à savoir si les  $\hat{\beta}_{kpt}$  estimés avec 60 mois de rendements passés représentent vraiment le risque du portefeuille, surtout dans le cas des facteurs SMB, OIL et IR. Une façon de remédier partiellement à ce problème serait de prendre une période temporelle plus courte pour

Tableau 5.5 – Stabilité des bêtas de portefeuille

Ce tableau présente les coefficients bêtas des 10 portefeuilles par rapport au facteur de risque qui est utilisé pour classer les portefeuilles. Les  $\beta_C$  représentent les bêtas des portefeuilles calculés en utilisant les rendements de la sous-période de formation des portefeuilles. Les  $\beta_E$  sont estimés avec les rendements de la sous-période d'estimation des bêtas. Ce tableau présente les  $\beta_C$ ,  $\beta_E$  et l'erreur type associée à l'estimation des  $\beta_E$  pour le modèle Fama-French, le modèle à 5 facteurs et le modèle à 3 facteurs.

Portefeuille	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Bêtas classés selon le facteur RMRF										
$\beta_{C,ff}$	-0.59	0.20	0.37	0.59	0.78	0.95	1.10	1.32	1.55	2.22
$\beta_{E,ff}$	0.95	1.02	1.17	0.93	1.16	1.44	1.34	1.45	1.31	1.34
Erreur type( $\beta_{E,ff}$ )	0.63	0.22	0.23	0.27	0.27	0.28	0.25	0.27	0.27	0.29
$\beta_{C,5f}$	-0.61	0.23	0.41	0.63	0.82	0.99	1.16	1.34	1.60	2.35
$\beta_{E,5f}$	1.00	1.07	1.15	1.09	0.95	1.62	1.29	1.22	1.41	1.26
Erreur type( $\beta_{E,5f}$ )	0.63	0.18	0.15	0.17	0.27	0.20	0.26	0.19	0.21	0.26
$\beta_{C,3f}$	-0.41	0.12	0.30	0.42	0.56	0.72	0.90	1.09	1.32	2.22
$\beta_{E,3f}$	0.97	0.84	1.23	1.37	1.08	1.39	1.39	1.49	1.71	1.27
Erreur type( $\beta_{E,3f}$ )	0.67	0.21	0.16	0.20	0.19	0.30	0.21	0.26	0.23	0.25
Bêtas classés selon le facteur SMB										
$\beta_{C,ff}$	-0.77	-0.16	0.10	0.27	0.42	0.60	0.78	1.05	1.43	2.79
$\beta_{E,ff}$	0.41	0.25	0.64	0.17	0.24	0.34	0.50	1.20	0.40	0.11
Erreur type( $\beta_{E,ff}$ )	0.32	0.26	0.29	0.24	0.25	0.24	0.27	0.35	0.44	0.80
$\beta_{C,5f}$	-1.04	-0.29	0.00	0.19	0.36	0.53	0.75	1.06	1.44	2.93
$\beta_{E,5f}$	0.42	0.49	0.31	0.19	0.39	0.02	0.44	0.66	0.57	0.13
Erreur type( $\beta_{E,5f}$ )	0.30	0.26	0.24	0.18	0.24	0.19	0.19	0.26	0.29	0.78
Bêtas classés selon le facteur HML										
$\beta_{C,ff}$	-1.10	-0.15	0.10	0.28	0.43	0.60	0.74	0.93	1.22	2.01
$\beta_{E,ff}$	0.56	1.71	0.94	1.08	1.31	1.82	1.40	1.43	1.95	2.29
Erreur type( $\beta_{E,ff}$ )	1.14	0.53	0.33	0.36	0.39	0.48	0.39	0.37	0.45	0.52
$\beta_{C,5f}$	-1.03	-0.06	0.15	0.32	0.48	0.64	0.79	0.97	1.25	2.08
$\beta_{E,5f}$	0.46	1.15	1.04	1.07	0.88	1.43	1.14	1.11	1.82	2.11
Erreur type( $\beta_{E,5f}$ )	1.14	0.43	0.32	0.23	0.33	0.36	0.32	0.27	0.37	0.46
Bêtas classés selon le facteur OIL										
$\beta_{C,5f}$	-0.58	-0.12	-0.01	0.04	0.10	0.16	0.24	0.30	0.43	1.06
$\beta_{E,5f}$	0.36	0.37	0.36	0.31	0.33	0.36	0.44	0.49	0.32	0.42
Erreur type( $\beta_{E,5f}$ )	0.21	0.07	0.10	0.07	0.05	0.06	0.06	0.07	0.07	0.13
$\beta_{C,3f}$	-0.41	-0.09	-0.01	0.08	0.14	0.19	0.25	0.33	0.47	1.10
$\beta_{E,3f}$	0.34	0.41	0.38	0.38	0.31	0.45	0.48	0.34	0.55	0.48
Erreur type( $\beta_{E,3f}$ )	0.21	0.06	0.06	0.06	0.07	0.07	0.07	0.08	0.14	0.13
Bêtas classés selon le facteur RI										
$\beta_{C,5f}$	-1.43	-0.43	-0.20	-0.08	0.04	0.16	0.29	0.47	0.75	1.78
$\beta_{E,5f}$	0.02	0.03	0.13	0.22	0.02	0.06	-0.13	0.01	0.01	-0.10
Erreur type( $\beta_{E,5f}$ )	0.21	0.16	0.13	0.13	0.10	0.10	0.13	0.14	0.13	0.46
$\beta_{C,3f}$	-1.63	-0.62	-0.32	-0.17	-0.03	0.08	0.19	0.31	0.56	1.34
$\beta_{E,3f}$	0.11	-0.02	0.14	0.27	0.10	0.02	0.07	-0.19	0.24	-0.19
Erreur type( $\beta_{E,3f}$ )	0.24	0.15	0.19	0.11	0.14	0.12	0.13	0.17	0.15	0.46

l'estimation des bêtas, mais cela aurait aussi pour effet de nuire à la fiabilité des coefficients obtenus.

Également, une caractéristique de la méthodologie Fama-MacBeth est le fait que les portefeuilles sont formés sur la base du coefficient bêta estimé par rapport à un certain facteur de risque et non pas par rapport aux caractéristiques véritables des entreprises. En effet, plusieurs de nos facteurs de risque s'appuient sur l'hypothèse que des firmes présentant certaines caractéristiques seront plus risquées. C'est le cas des facteurs SMB et HML, qui sont bâtis en triant les firmes selon respectivement leur taille et leur ratio VC/VM et en formant des portefeuille

à investissement nul sur la base de ces classements. Notre facteur de réserves est construit de manière semblable, alors que nous posons l'hypothèse selon laquelle les firmes dont l'indice de vie des réserves est bas auront un risque de réserves plus élevé. Si cette hypothèse est vérifiée, on devrait observer que les firmes à réserves faibles se retrouvent pour la plupart dans un des portefeuilles dont le  $\hat{\beta}_{IR}$  est élevé, mais rien dans la méthodologie n'oblige que ce soit le cas. Le tableau 5.6 présente quelques caractéristiques des portefeuilles formés sur la base des bêtas estimés afin de vérifier si on semble observer de telles tendances dans les portefeuilles utilisés pour la régression transversale.

Tableau 5.6 – Caractéristiques comptables des portefeuilles

Portfeuille	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>Bêtas classés selon le facteur SMB</b>										
Cap. moyenne (M\$ US)	1 153	16 930	3 060	5 243	1 332	1 621	1 206	511	300	185
Cap. médiane (M\$ US)	53	1 214	926	597	617	364	428	177	177	21
Données disponibles	17	20	20	25	20	22	19	24	18	14
<b>Bêtas classés selon le facteur HML</b>										
Ratio VM/VC moyen	-2.23	1.67	1.89	2.54	3.99	2.18	18.70	1.74	1.32	1.36
Ratio VM/VC médian	-0.26	1.77	1.73	1.83	2.60	1.93	1.96	1.74	1.35	1.32
Données disponibles	4	9	5	11	12	8	9	8	8	6
<b>Bêtas classés selon le facteur IR</b>										
IVR moyen	8.3	12.7	9.7	29.0	11.8	14.8	15.3	11.5	8.0	12.5
IVR médian	7.1	8.5	9.1	10.0	13.3	10.4	14.4	10.8	7.4	14.2
Données disponibles	8	8	11	13	8	9	10	4	8	5

Pour le facteur SMB, on observe que les portefeuilles à bêta élevé contiennent des titres de plus petite taille que celles dans les portefeuilles à bêta faible, ce qui semble confirmer l'utilité de ce classement dans la construction des facteurs de risque. Cependant, pour ce qui est des facteurs de risque HML et IR, nous n'observons pas un tel lien entre les caractéristiques utilisées pour construire les facteurs de risque, soit les caractéristiques VC/VM et l'indice de vie des réserves respectivement, et le bêta du portefeuille par rapport au facteur de risque. Cependant, le faible nombre de titres pour lesquels nous disposons des informations comptables à ce sujet nous empêche de dresser un portrait clair de la situation.

En somme, nous trouvons que les facteurs HML, OIL et IR représentent des primes de risque négatives dans la plupart des modèles que nous avons estimés. Toutefois, les constantes élevées associées à ces modèles nous indiquent que ceux-ci sont peut-être mal-spécifiés et nous avons également vu que les bêtas estimés ne sont pas toujours représentatifs du véritable bêta de l'entreprise. Pour vérifier la validité de nos résultats, la prochaine sous-section effectuera quelques tests de robustesse. Par la suite, nous pourrions discuter plus globalement de nos résultats et des implications de ceux-ci pour l'évaluation des actions du secteur de l'énergie.

## 5.2 Tests de robustesse

Un des éléments pouvant influencer nos résultats est le fait que nous utilisons seulement les entreprises dont la capitalisation boursière est supérieure à 50 M\$. Nous avons fait ce choix, car les firmes de très petite taille sont souvent fortement influencées par des éléments idiosyncratiques et l'effet des facteurs systématiques n'est donc pas aussi clair. En contrepartie, il est possible que les effets que nous avons identifiés précédemment soient valides seulement pour ces firmes dont la capitalisation boursière est supérieure à 50 M\$. Nous présentons les résultats pour nos trois modèles principaux lorsque toutes les firmes sont incluses dans les tests dans le tableau 5.7. Tel que nous l'avions présenté dans le tableau 4.3, le retrait du filtre de taille fait en sorte que nous disposons de 528 entreprises pour faire les tests au lieu de 250 comme c'était le cas dans les résultats de la section précédente.

Tableau 5.7 – Régressions Fama-MacBeth - Effet du filtre de taille

Modèle	$\gamma_0$	$\gamma_{RMRF}$	$\gamma_{SMB}$	$\gamma_{HML}$	$\gamma_{OIL}$	$\gamma_{IR}$	$R^2$ Aj.	F-stat
Modèle FF	0.049*** (3.10)	-0.001 (-0.28)	-0.002 (-0.64)	-0.001 (-0.29)			0.001	1.11
Modèle 5f	0.049*** (2.96)	-0.003 (-0.85)	-0.001 (-0.24)	-0.006* (-1.70)	0.006 (0.80)	-0.005 (-1.44)	0.004	1.42
Modèle 3f	0.041** (2.50)	0.003 (1.18)			0.001 (0.09)	-0.004 (-0.91)	0.005	1.79

\*, \*\*, \*\*\* : Variable significative à un niveau de confiance de 10%, 5%, 1%.

Ainsi, suite à l'inclusion dans notre échantillon des firmes de très petite taille, nous constatons que les résultats sont beaucoup moins concluants, alors que seul le facteur HML demeure significatif lors de l'estimation de notre modèle à cinq facteurs. De plus, ces trois modèles semblent mal spécifiés puisqu'on y associe une ordonnée à l'origine fortement significative. Finalement, les ratios  $R^2$  ajustés sont très faibles et les modèles dans leur ensemble ne sont pas significatifs.

Également, la période temporelle utilisée lors des tests est un élément à considérer pour nos tests de robustesse. En effet, une des critiques liée aux modèles inspirés de la TPA est le manque d'intuition économique au niveau de l'identification des facteurs de risque. Ce faisant, ces modèles s'appuient fortement sur les tests empiriques et sont donc plus susceptibles de succomber à des biais d'exploration de données. Pour nous assurer que les résultats ne soient pas le produit de la période de test considérée, nous séparons celle-ci en deux sous-périodes en plus de raccourcir les périodes de formation des portefeuilles et d'estimation des bêtas. Nous effectuons ensuite les tests sur les deux sous-périodes de manière séparée. Les tableaux 5.8 et 5.9 présentent les résultats de ces tests.

Tableau 5.8 – Données et sous-périodes - Effet de la période temporelle

	Sous-période 1		Sous-période 2	
Période de formation des portefeuilles	2000-06-01	2002-05-31	2003-07-01	2005-06-30
Période d'estimation des bêtas	2002-06-01	2006-05-31	2005-07-01	2009-06-30
Période de test	2006-06-01	2009-06-30	2009-07-01	2012-06-29
Titres disponibles <sup>a</sup>		958		1 011
Titres répondants aux besoins temporels		609		686
Titres dont la cap. boursière est supérieure à 50 M\$		293		315

<sup>a</sup> Titres dont les rendements sont disponibles pour le premier mois de la période de formation des portefeuilles.

Tableau 5.9 – Régressions Fama-MacBeth - Effet de la période temporelle

Modèle	$\gamma_0$	$\gamma_{RMRF}$	$\gamma_{SMB}$	$\gamma_{HML}$	$\gamma_{OIL}$	$\gamma_{IR}$	$R^2$ Aj.	F-stat
<b>Sous-période 1</b>								
Modèle FF	-0.015 (-0.70)	0.021 (1.15)	0.007 (0.38)	-0.008 (-1.11)			0.01	2.53*
Modèle 5f	-0.038 (-1.28)	0.066* (1.73)	0.008 (0.39)	-0.023* (-1.77)	-0.055 (-1.13)	-0.056 (-1.41)	0.01	1.62
Modèle 3f	0.010 (0.47)	-0.004 (-0.13)			-0.001 (-0.01)	-0.004 (-0.17)	-0.01	0.04
<b>Sous-période 2</b>								
Modèle FF	0.012 (0.22)	0.001 (0.02)	0.000 (0.02)	-0.012 (-1.22)			0.00	1.08
Modèle 5f	0.182*** (2.99)	-0.074* (-1.70)	-0.015 (-0.70)	0.013 (0.60)	-0.266*** (-2.67)	-0.153*** (-2.44)	0.02	2.83**
Modèle 3f	0.099** (1.96)	-0.022 (-0.60)			-0.180* (-1.83)	-0.094*** (-2.37)	0.01	2.73**

\*, \*\*, \*\*\* : Variable significative à un niveau de confiance de 10%, 5%, 1%.

On peut constater que les résultats diffèrent grandement d'une sous-période à l'autre. Ainsi, durant la sous-période s'étendant de juin 2006 à juin 2009, seuls les facteurs RMRF ainsi que HML sont significatifs et ceux-ci représentent des primes de risque respectivement positive et négative. Contrairement à ce que nous trouvons dans nos résultats principaux, on ne peut confirmer la présence de primes de risque au niveau du prix du pétrole et des réserves. Du côté de la sous-période allant de juillet 2009 à juin 2012, on obtient une prime de risque négative pour le facteur de marché dans l'évaluation de notre modèle à cinq facteurs, ce qui est contradictoire avec les résultats de la première sous-période. Également, on observe que pour cette sous-période, les facteurs OIL et IR sont des primes de risque négatives et fortement significatives dans les deux modèles prenant en compte ces facteurs. Quant à eux, les facteurs de Fama et French ne sont pas significatifs au cours de cette sous-période. Finalement, ces modèles présentent des ordonnées à l'origine anormalement élevées.

Un autre test de robustesse que nous effectuons est de séparer notre échantillon en deux sous-échantillon sur la base du pays d'incorporation des firmes. Ainsi, nous évaluons nos modèles séparément pour les entreprises américaines et pour les entreprises du reste du monde. Nous présentons les résultats de ces tests dans les tableaux 5.10 et 5.11.

Tableau 5.10 – Données et sous-périodes - Séparation géographique

	État-Unis		Reste du monde	
	2000-06-01	2003-05-30	2000-06-01	2003-05-30
Période de formation des portefeuilles	2000-06-01	2003-05-30	2000-06-01	2003-05-30
Période d'estimation des bêtas	2003-06-01	2008-05-30	2003-06-01	2008-05-30
Période de test	2008-06-01	2012-06-29	2008-06-01	2012-06-29
Titres disponibles <sup>a</sup>	484		474	
Titres répondants aux besoins temporels	264		264	
Titres dont la cap. boursière est supérieure à 50 M\$	192		58	

<sup>a</sup> Titres dont les rendements sont disponibles pour le premier mois de la période de formation des portefeuilles.

Tableau 5.11 – Régressions Fama-MacBeth - Séparation géographique

Modèle	$\gamma_0$	$\gamma_{RMRF}$	$\gamma_{SMB}$	$\gamma_{HML}$	$\gamma_{OIL}$	$\gamma_{IR}$	$R^2$ Aj.	F-stat
<b>États-Unis</b>								
Modèle FF	0.064** (1.98)	-0.020 (-0.83)	-0.036* (-1.85)	-0.079*** (-5.94)			0.07	13.28***
Modèle 5f	0.175*** (5.10)	-0.072*** (-2.82)	-0.051* (-1.93)	-0.066*** (-2.88)	-0.199*** (-2.66)	-0.106* (-1.89)	0.09	10.64***
Modèle 3f	0.207*** (5.92)	-0.123*** (-3.66)			-0.263*** (-3.30)	-0.233*** (-5.56)	0.09	17.72***
<b>Reste du monde</b>								
Modèle FF	0.027* (1.66)	-0.012 (-1.05)	-0.010 (-1.20)	-0.065*** (-4.79)			0.05	10.31***
Modèle 5f	0.025 (1.29)	-0.050*** (-3.05)	0.008 (0.86)	-0.062*** (-4.91)	0.068 (1.37)	-0.061*** (-2.68)	0.06	7.10***
Modèle 3f	0.039** (2.01)	-0.009 (-0.45)			-0.093** (-1.97)	-0.042** (-2.50)	0.01	3.34***

\*, \*\*, \*\*\* : Variable significative à un niveau de confiance de 10%, 5%, 1%.

Une des premières choses que nous remarquons est le plus grand nombre de firmes américaines disponibles pour les tests. En effet, celles-ci sont en général d'une taille supérieure et parviennent donc à passer l'étape du filtre au niveau de la capitalisation boursière. Comme nous l'avons montré dans le tableau 4.1, les firmes appartenant au sous-échantillon «Reste du monde» sont surtout situées au Canada, ce qui explique leur taille plus faible et donc le nombre plus bas de firmes répondant à nos exigences pour les tests. Du côté des primes de risque estimées, on constate que les résultats de ce test de robustesse confirment pour la plupart ceux observés dans nos résultats principaux. Pour les firmes américaines, les facteurs HML, OIL et IR sont toujours associés à des primes de risque négatives alors que le facteur RMRF est associé à une prime de risque négative pour le modèle à cinq facteurs et le modèle à trois facteurs. La principale différence pour ce sous-échantillon est par rapport au facteur SMB, qui devient significatif à un seuil de 10%. Les résultats pour les firmes du sous-échantillon «Reste du monde» diffèrent légèrement, alors qu'on observe que le facteur OIL est seulement significatif dans le cadre du modèle à trois facteurs. Les constantes de régression sont également de magnitude moins importante et même non-significative pour le modèle à cinq facteurs. Comme dans nos résultats originaux, on observe toujours une prime de risque négative pour les facteurs HML et IR. Toutefois, le faible nombre de titres

dans les tests utilisant ce sous-échantillon peut impacter la précision des bêtas de portefeuille aux facteurs de risque et nous nous devons d'interpréter les résultats avec prudence.

## 5.3 Discussion et interprétation

Les résultats montrés jusqu'ici ne sont pas toujours faciles à interpréter, alors que chacun des tableaux ne présente qu'un portrait fragmentaire de la situation et que certains tests renvoient des résultats contradictoires. Toutefois, nous tenterons dans cette sous-section d'offrir une interprétation cohérente des résultats présentés dans ce mémoire. Également, nous discuterons plus en profondeur de certains des problèmes et limitations liés à nos travaux.

Premièrement, en ce qui a trait au facteur de marché, on remarque que celui-ci n'est significatif qu'en présence du facteur de réserves ou lorsqu'on contrôle pour la sensibilité au rendement du secteur de l'énergie. On trouve que la prime de risque est positive lorsque le facteur du rendement sectoriel est inclus dans les régressions et négative lorsque ce facteur n'est pas inclus. De plus, les résultats varient fortement en fonction du facteur utilisé pour la formation des portefeuilles. En effet, le tableau 5.4 montre que cette prime de risque est parfois négative, parfois positive, ou bien non-significative dépendamment du modèle utilisé et du facteur de classement choisi. Il faut ajouter que ces résultats ne sont pas robustes lorsqu'on ajoute les firmes de très petite taille à notre échantillon. Également, un des points intéressants dans les résultats au sujet de ce facteur de risque se dégage du tableau 5.9, où on utilise deux périodes de test distinctes. À ce moment, on observe une prime de risque positive lors de la première sous-période (2006/06 à 2009/06) et négative lors de la deuxième sous-période (2009/07 à 2012/06). De tels résultats sont très surprenants, mais il faut se souvenir que les années 2008-2009 ont été marquées par une crise financière d'importance qui a eu un impact majeur sur les rendements de tous les titres. Cela peut avoir eu un impact sur le calcul des  $\hat{\beta}_{k,p,t_2}$ , particulièrement pour la deuxième sous-période alors que les années 2008-2009 font partie intégrante de la période d'estimation des bêtas. En somme, la grande variabilité des résultats nous empêche de conclure à la présence d'un facteur de risque de marché dans l'évaluation des titres du secteur de l'énergie. Nous notons toutefois que la période temporelle utilisée pour nos tests et la présence ou non d'un facteur de rendement sectoriel dans les régressions semble avoir eu un

impact particulier pour ce qui est des résultats à ce niveau.

L'interprétation est plus simple en ce qui a trait aux deux facteurs de Fama et French, soit SMB et HML. En effet, dans presque tous les tests effectués, le facteur SMB n'est pas significatif et nous ne pouvons donc pas prouver la présence de ce facteur de risque pour les firmes du secteur de l'énergie. Nous remarquons que les résultats à ce sujet ne changent pas avec l'inclusion des firmes dont la capitalisation boursière est inférieure à 50 M\$. L'utilisation des firmes américaines comme échantillon permettait toutefois d'isoler une prime de risque pour les firmes de grande taille, mais ces résultats sont une figure isolée par rapport à l'ensemble de nos travaux. Pour ce qui est du facteur HML, on peut y associer une prime de risque négative dans presque tous les modèles estimés. C'est donc dire que contrairement à ce que trouvaient Fama et French dans leurs études, les titres de type croissance ont tendance à surperformer les titres de type valeur dans le secteur de l'énergie. Cela peut être dû au fait que la croissance des firmes de l'énergie a tendance à dépendre de facteurs systématiques tel la croissance économique, le prix du pétrole ou bien les avancements technologiques, ce qui fait en sorte que les investisseurs exigent un rendement plus élevé des firmes dont le ratio VC/VM est faible. Les résultats demeurent les mêmes indépendamment du facteur choisi pour le classement des titres et sont robustes à la séparation des firmes en deux sous-échantillons. Dans le cas du modèle à cinq facteurs, la prime de risque observée est également présente lorsqu'on inclut les firmes de faible capitalisation dans les régressions. Toutefois, ce facteur de risque est significatif seulement lors de la première sous-période lors de notre test de robustesse présentant deux sous-périodes différentes. Tel que mentionné précédemment, la non-significativité du facteur de risque dans la deuxième sous-période pourrait être due à l'effet de la crise financière de 2008-2009, qui a un effet négatif sur la fiabilité de l'estimation des bêtas.

Un des points d'intérêts de notre étude était de tester si les prix du pétrole et du gaz naturel pouvaient agir comme des risques systématiques pour les firmes du secteur de l'énergie. Ainsi, nous trouvons que l'exposition au prix du pétrole a représenté une prime de risque pour les firmes du secteur de l'énergie au cours de la période de 2008/06 à 2012/06. Toutefois, plusieurs de nos résultats sont contradictoires, alors que la prime de risque obtenue est négative dans certain de nos modèles et positive dans d'autres. En effet, la prime de risque est positive lorsqu'on inclue le rendement sectoriel comme facteur et négative dans les mo-

dèles qui excluent ce facteur. Le facteur choisi pour classer les portefeuilles a peu d'impact sur les résultats, alors que le facteur est significatif pour tous les classements excepté lorsqu'on utilise le facteur HML comme facteur de classement dans le cas du modèle à cinq facteurs. Cependant, les résultats ne sont pas robustes à l'inclusion des firmes de faible capitalisation et le facteur est significatif seulement dans la deuxième sous-période (2009/07 à 2012/06). Pour le gaz naturel, nous trouvons que ce facteur représente une prime de risque négative en présence du facteur de marché. Les résultats pour ces deux facteurs sont surprenants, puisque nous attendions plutôt une prime de risque positive pour ces facteurs. En effet, une firme dont la sensibilité au prix du pétrole est élevée aurait dû être reliée à un rendement espéré plus grand, alors que le risque additionnel engendré par la variabilité du prix des commodités peut entraîner des difficultés financières pour la firme ou bien compromettre le développement de certains projets. Tout comme Al-Mudhaf et Goodwin, nous trouvons que le pétrole représente un risque systématique seulement après un choc pétrolier, puisque les années 2007-2008 ont été marquées par un tel choc et que nous observons que le facteur de risque devient significatif dans la sous-période suivant ce choc (2009/07 à 2012/06). Toutefois, nos résultats diffèrent puisque nous trouvons parfois une prime de risque négative associée à ce facteur de risque tandis qu'Al-Mudhaf et Goodwin trouvaient une prime de risque positive. Nos résultats quant à une prime de risque pour la volatilité du pétrole sont également contradictoires, alors que la prime de risque est négative lorsqu'on inclut le rendement sectoriel et positive autrement.

Pour ce qui est du risque de réserves, nous pouvons également associer une prime de risque négative à ce facteur lorsqu'il est utilisé conjointement avec le facteur de marché. On obtient ces résultats pour les trois différents facteurs de réserves ainsi que pour tous les classements utilisés. Toutefois, les résultats ne sont pas robustes à l'inclusion des firmes de petite taille et le facteur de risque est significatif seulement dans la deuxième sous-période lors du test de robustesse à cet effet. De plus, nous notons que la séparation des firmes en deux sous-échantillons n'impacte pas les résultats à ce sujet. À priori, ces résultats sont surprenants puisque le postulat de base de la théorie de tarification des actifs financiers est qu'un risque plus élevé devrait aller de pair avec un rendement plus élevé. Dans le cas du risque de réserves, nous avons posé l'hypothèse que les firmes qui disposaient de peu de réserves auraient un risque de réserves plus élevé, puisque celles-ci font face à un risque de détresse important si elles ne découvrent pas d'autres réserves et doivent cesser leurs activités. Cependant, il est possible que nous nous

soyons trompé à cet effet et que ce soit plutôt les firmes dont les réserves sont les plus grandes qui font face à un risque de réserves important. Même si celles-ci ne sont pas obligées de cesser la production si leurs activités d'exploration échouent, les réserves de ces entreprises sont beaucoup plus incertaines et variables. En effet, on constatait lors de la construction de notre indice de réserves que l'écart-type de la croissance annuelle des réserves était plus grand pour les firmes du portefeuille à réserves élevées que pour celles du portefeuille à réserves faibles. De plus, nous avons seulement considéré les variations des réserves prouvées dans nos calculs, mais nous pouvons penser que les firmes dont les réserves prouvées sont élevées font également face à un risque important pour ce qui est des ressources contingentes. En effet, lorsque l'exploitation de ressources pétrolières est prévue à long terme, il peut y avoir une grande différence entre l'évaluation actuelle de la quantité de réserves et la quantité qui est finalement extraite. La différence peut être due notamment à des changements dans le prix des commodités, qui peuvent rendre l'extraction économiquement faisable ou non, ou bien à des changements technologiques permettant l'accès à une plus grande partie du réservoir. Dans le cas des firmes dont l'indice de vie des réserves est bas, ces incertitudes sont moins importantes puisque l'extraction s'effectue à court terme et qu'il est plus facile de bien identifier de quelle quantité de réserves l'entreprise dispose. Ainsi, l'évidence empirique de notre étude suggère que les firmes dont l'indice de vie des réserves est élevé surperforme celles dont cet indice est faible et qu'on peut associer une prime de risque aux firmes sensibles à ce facteur de risque. Toutefois, l'interprétation d'un tel facteur n'est pas simple, alors que le risque de réserves peut être séparé en facettes distinctes. Pour certaines firmes, la découverte de ressources peut être le risque principal, alors que pour d'autres, c'est le développement des ressources et les révisions autour de la quantité de réserves détenues par la firme qui peuvent être le risque principal. L'utilisation de données liées aux ressources probables, possibles et contingentes dans la construction du facteur de risque permettrait peut-être d'obtenir de meilleurs résultats, mais la disponibilité des données à cet effet n'est pas satisfaisante.

Malgré le fait que plusieurs des primes de risque utilisées soient significatives, nous trouvons toutefois que les modèles en général ne performant pas très bien alors que les constantes de régression sont souvent anormalement élevées, surtout lorsque les facteurs du secteur de l'énergie sont utilisés dans les modèles. En effet, on devrait normalement observer une constante de régression nulle associée à des primes de risque positives, alors que le contraire se produit dans notre cas. Une

explication possible pourrait être que les modèles soient mal spécifiés et qu'on y trouve des facteurs de risque en trop ou omis. À ce chapitre, l'inclusion d'un facteur de risque sectoriel a pour effet de réduire les constantes de régression. Cependant, nous pensons que ces résultats sont plutôt dus aux particularités de la période temporelle étudiée. Tel que nous l'avons mentionné, la crise financière de 2008-2009 se retrouvait souvent dans la période d'estimation des bêtas, ce qui peut faire en sorte que ceux-ci comportent une erreur d'estimation importante. On observe souvent durant les périodes de crise que les corrélations entre les titres ont tendance à augmenter, ce qui a pu faire en sorte de biaiser nos calculs des coefficients  $\hat{\beta}_{k,p,t_2}$ . D'ailleurs, lorsque la période de test est divisée en deux sous-périodes, on observe que la constante de régression est significative seulement au cours de la deuxième sous-période, où les bêtas utilisés comme régresseurs ont été estimés durant la crise financière. Toutefois, il est difficile de tirer une conclusion définitive quant à la cause de nos constantes de régressions élevées. En effet, il aurait été préférable d'observer le comportement de nos facteurs de risque sur une plus longue période temporelle de manière à pouvoir choisir plusieurs sous-périodes de tests, ce que la disponibilité limitée des données sur les réserves nous empêchait d'accomplir. Une plus grande disponibilité de ces données à l'avenir devrait permettre une amélioration à ce niveau.

De manière générale, l'estimation des bêtas des titres par rapport aux facteurs de risque est très imprécise, ce qui explique le recours à la formation de portefeuilles de manière à minimiser l'erreur d'estimation et augmenter la fiabilité des tests. Cela illustre bien qu'une estimation fiable des bêtas est critique à l'utilisation de la procédure Fama-MacBeth. Tel que mentionné précédemment, la période de crise économique dans notre période d'estimation des bêtas peut avoir un impact néfaste sur la précision des coefficients estimés et expliquer en partie pourquoi nos modèles n'expliquent pas une partie importante de la variation dans les rendements des titres. En effet, on note que les coefficients  $R^2$  ajustés sont très faibles alors qu'ils se situent entre 0.10 et 0.15 dans les meilleurs modèles. De plus, nous observons auparavant que les bêtas utilisés pour la formation des portefeuilles n'étaient pas toujours persistants dans le temps, notamment pour les facteurs SMB, OIL et IR, ce qui peut être une cause additionnelle des coefficients  $R^2$  faibles. Nous notons également que ces coefficients sont particulièrement faibles lors de nos tests de robustesse alors que nous incluons les firmes de très petite taille ou bien lorsque nous utilisons deux sous-périodes de test. Dans le cas des firmes de petite taille, nous avons posé l'hypothèse qu'une grande partie du

rendement de celles-ci serait idiosyncratique et également que l'information au niveau de leur exposition aux facteurs de risque serait moins bonne, ce qui semble être confirmé par les coefficients  $R^2$  faibles obtenus et également les primes de risque non-significatives lorsque ces firmes sont incluses. Une autre cause pourrait être que les variables que nous utilisons comme facteurs ne sont en fait que des approximations pour les vrais facteurs de risque, ce qui peut contribuer à cette faible explication de la variation dans les rendements. En somme, bien qu'en partie causée par les problèmes d'estimation au niveau des bêtas, nous constatons qu'une partie importante de la variation demeure non-expliquée même lorsque les titres sont regroupés en portefeuille. Ainsi, il se pourrait que d'autres facteurs de risque aient été omis de notre analyse ou bien que le risque idiosyncrasique joue un grand rôle dans les rendements des firmes pétrolières et gazières.

## 6 Conclusion

L'objectif de ce mémoire était d'identifier quels étaient les facteurs ayant un impact sur le rendement espéré des firmes pétrolières et gazières. Plus précisément, nous nous sommes questionnés à savoir si l'exposition des firmes au prix du pétrole et du gaz naturel pouvait agir comme un risque systématique et donc justifier une prime de risque lors de l'évaluation des actions de ces firmes. Également, nous avons testé si le risque de réserves constituait un risque systématique pour les entreprises du secteur.

Pour ce faire, nous avons construit un facteur de risque de réserves en nous inspirant de la méthodologie de Fama et French, alors que notre facteur de risque est représenté par le rendement d'un portefeuille long/court qui investit dans le 30% des titres dont les réserves sont faibles en se finançant par la vente à découvert du 30% de titres dont les réserves sont élevées. La mesure que nous avons utilisée pour quantifier le niveau de réserves est l'indice de vie des réserves, soit le ratio des réserves prouvées de l'entreprise sur sa production annuelle. Suite à la formation de notre indice de réserves, nous remarquons également que sur la période temporelle étudiée, le portefeuille de firmes à réserves élevées a surperformé le portefeuille de firmes à réserves faibles. De plus, on constatait que les firmes de ces deux portefeuilles différaient significativement, alors que les firmes à réserves élevées étaient plutôt des firmes de grande taille davantage orientées vers l'exploitation de leurs ressources, tandis que les firmes à réserves faibles étaient de plus petite taille et plus actives dans les activités d'exploration. Finalement, on notait que la croissance des réserves était plus volatile pour les firmes dont les réserves étaient élevées.

Utilisant la méthodologie Fama-MacBeth, nous avons trouvé une prime de risque négative pour notre facteur de risque de réserves tel que défini précédemment. En effet, nous pensions au départ que les firmes dont le niveau de réserves était faible auraient un risque de réserves plus élevé puisque la découverte de nouvelles réserves est plus urgente pour ces firmes. Cependant, avec l'analyse des données sur les firmes des différents portefeuilles de réserves ainsi que de nos résultats de régression, nous avons montré qu'il s'agit plutôt de l'inverse puisque les

---

ressources des firmes à réserves élevées sont plus volatiles. Nous trouvions donc une prime de risque positive pour les compagnies dont les réserves sont élevées. Toutefois, il était nécessaire d'utiliser le facteur de réserves conjointement avec le facteur de marché pour isoler cette prime de risque. De plus, nous n'avons pas été en mesure de confirmer la présence de cette prime de risque lorsque nous ajoutions les firmes dont la capitalisation boursière est inférieure à 50 M\$ dans notre échantillon et nous observions que la présence de cette prime de risque dépend de la période temporelle considérée.

Nous avons également trouvé que les facteurs liés aux commodités, soit les prix du pétrole et du gaz naturel, représentaient des primes de risque pour les firmes du secteur de l'énergie. Nos résultats n'étaient pas clairs pour le facteur du prix du pétrole, alors que la prime de risque était parfois positive, parfois négative, tout dépendant de si on contrôlait pour la présence d'un facteur sectoriel. La prime de risque pour le prix du gaz naturelle était quant à elle négative. Ainsi, les firmes dont la sensibilité au prix du gaz naturel est plus élevée auraient un rendement espéré plus faible. Il est difficile d'interpréter de tels résultats alors qu'en théorie, l'exposition aux différentes primes de risque devrait aller de pair avec un rendement espéré plus élevé. Toutefois, nous avons noté que les imprécisions dans l'estimation des bêtas, qui était particulièrement problématique pour le facteur OIL, pouvait être l'une des causes de ces résultats. Également, la crise financière peut avoir joué un rôle à ce niveau puisque ce facteur était seulement significatif dans la sous-période suivant la crise.

Nous observions également que les facteurs traditionnels ne semblent pas bien expliquer les rendements des firmes du secteur de l'énergie. En effet, nous ne sommes pas parvenus à prouver la présence d'un facteur de risque de marché, alors que la prime de risque négative observée dans certains modèles était contredite par l'observation d'une prime positive ou bien non-significative dans d'autres cas. Toutefois, le facteur HML a semblé avoir un bon pouvoir explicatif pour les firmes du secteur puisque nous observions une prime de risque négative pour la grande majorité des modèles testés. Cela signifierait que les firmes se rapprochant davantage d'un style croissance seraient plus risquées que celles de type valeur dans le secteur de l'énergie et se verraient donc attribuer une prime de risque dans leur évaluation par les investisseurs.

Au niveau de la performance générale des modèles, nous avons noté que l'ordonnée à l'origine de nos modèles était souvent hautement significative. Ces ré-

---

sultats sont incohérents avec la théorie financière puisqu'un titre qui n'est pas exposé aux primes de risque devrait d'ordinaire rapporter le taux sans risque. Nous avons observé l'inverse, alors qu'une constante élevée était associée à des primes de risque qui étaient parfois négatives, comme dans le cas du facteur pétrole. Ces résultats surprenants nous empêchent d'interpréter les résultats avec un haut degré de confiance, puisqu'un tel comportement n'est pas cohérent avec des marchés financiers qui sont relativement efficaces. Toutefois, il est possible que la constante de régression élevée soit due au fait que nos modèles aient été mal spécifiés et que ceux-ci n'incorporaient pas toutes les primes de risque ayant un impact sur le rendement espéré des firmes pétrolières et gazières.

Par rapport à nos contributions principales à la littérature, nous notons que nos travaux permettent de mieux comprendre le rôle de facteurs de risque liés aux réserves et au prix des commodités dans l'évaluation des entreprises du secteur de l'énergie. Toutefois, il y a plusieurs pistes que la recherche future pourrait emprunter pour améliorer nos travaux. Tout d'abord, nous notons précédemment les limites de notre facteur réserves en tant qu'approximation du véritable risque de réserves. Des améliorations pourraient être faites à ce niveau, notamment en incluant les réserves probables, possibles et contingentes dans l'évaluation de ce risque. Il serait utile également de distinguer le risque de découverte de ressources de celui lié au développement de celles-ci, ce que notre indice ne permet pas de faire à l'heure actuelle. La plus grande disponibilité sur les réserves des entreprises devraient permettre des améliorations à ce sujet dans le futur. Également, nous nous sommes heurtés à une période temporelle difficile pour procéder à des tests de tarification des actifs financiers en raison de la crise financière de 2007-2008. L'utilisation d'une période temporelle plus étendue pourrait se traduire par une plus grande fiabilité des résultats et permettra également de déterminer si les primes de risque que nous avons identifiées seront persistantes dans le futur ou bien n'étaient causées que par des inefficiences de marché temporaires.

# Références

- AL-MUDHAF, Anwar et GOODWIN, Thomas H. (1993). *Oil shocks and oil stocks : evidence from the 1970s*, Applied Economics, vol. 25, p. 181–190.
- BANZ, Rolf W. (1981). *The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks*, Journal of Financial Economics, vol. 9, p. 3–18.
- BASU, Sanjoy (1977). *Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios : A Test of the Efficient Market Hypothesis*, The Journal of Finance, vol. 32, n° 3, p. 663–682.
- BASU, Sanjoy (1983). *The Relationship Between Earnings' Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks : Further Evidence*, Journal of Financial Economics, vol. 12, p. 129–156.
- BLACK, Fischer, JENSEN, Michael C. et SCHOLÉS, Myron S. (1972). *The Capital Asset Pricing Model : Some Empirical Tests*, Studies in the Theory of Capital Markets, Praeger Publishers Inc.
- BOYER, Martin et FILION, Didier (2007). *Common and fundamental factors in stock returns of Canadian oil and gas companies*, Energy Economics, vol. 29, p. 428–453.
- BRENNAN, Michael J. et SCHWARTZ, Eduardo S. (1985). *Evaluating Natural Resource Investments*, The Journal of Business, vol. 58, n° 2, p. 135–157.
- BROWN, Philip, KLEIDON, Allan W. et MARSH, Terry A. (1983). *New Evidence on the Nature of Size-Related Anomalies in Stock Prices*, Journal of Financial Economics, vol. 12, p. 33–56.
- CHAN, Louis K. C., KARCESKI, Jason et LAKONISHOK, Josef (1998). *The Risk and Returns from Factors*, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol. 33, n° 2, p. 159–188.
- CHEN, Nai-Fu, ROLL, Richard et ROSS, Stephen A. (1986). *Economic Forces and the Stock Market*, The Journal of Business, vol. 59, n° 3, p. 383–403.

- COOK, Thomas J. et ROZEFF, Michael S. (1984). *Size and Earnings/Price Ratio Anomalies : One Effect or Two ?*, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol. 19, n° 4, p. 449–466.
- EL-SHARIF, Idris, BROWN, Dick, BURTON, Bruce, NIXON, Bill et RUSSELL, Alex (2005). *Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK*, Energy Economics, vol. 27, p. 819–830.
- ELYASIANI, Elyas, MANSUR, Iqbal et ODUSAMI, Babatunde (2011). *Oil price shocks and industry stock returns*, Energy Economics, vol. 33, p. 966–974.
- FAFF, Robert et CHAN, Howard (1998). *A multifactor model of gold industry stock returns : evidence from the Australian equity market*, Applied Financial Economics, vol. 8, p. 21–28.
- FAFF, Robert W. et BRAILSFORD, Timothy J. (1999). *Oil price risk and the Australian stock market*, Journal of Energy Finance and Development, vol. 4, p. 69–87.
- FAMA, Eugene F. et FRENCH, Kenneth R. (1992). *The Cross-Section of Expected Stock Returns*, The Journal of Finance, vol. 47, n° 2, p. 427–465.
- FAMA, Eugene F. et FRENCH, Kenneth R. (1993). *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, Journal of Financial Economics, vol. 33, p. 3–56.
- FAMA, Eugene F. et FRENCH, Kenneth R. (1997). *Industry costs of equity*, Journal of Financial Economics, vol. 43, p. 153–193.
- FAMA, Eugene F. et MACBETH, James D. (1973). *Risk, Return and Equilibrium : Empirical Tests*, The Journal of Political Economy, vol. 81, n° 3, p. 607–636.
- GHICAS, Dimitrios et PASTENA, Victor (2000). *The acquisition value of oil and gas firms : The role of historical costs, reserve recognition accounting, and analysts' appraisals*, Contemporary Accounting Research, vol. 6, n° 1, p. 125–142.
- HAMAQ, Yasushi (1988). *An Empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory*, Japan and the World Economy, vol. 1, p. 45–61.
- HARRIS, Trevor S. et OHLSON, James A. (1987). *Accounting Disclosures and the Market's Valuation of Oil and Gas Properties*, The Accounting Review, vol. 62, n° 4, p. 651–670.

- HARRIS, Trevor S. et OHLSON, James A. (1990). *Accounting Disclosures and the Market's Valuation of Oil and Gas Properties : Evaluation of Market Efficiency and Functional Fixation*, *The Accounting Review*, vol. 65, n° 4, p. 764–780.
- HENRIQUES, Irene et SADORSKY, Perry (2001). *Multifactor risk and the stock returns of Canadian paper and forest products companies*, *Forest Policy and Economics*, vol. 3, p. 199–208.
- JAFFE, Jeffrey, KEIM, Donald B. et WESTERFIELD, Randolph (1989). *Earnings Yield, Market Values, and Stock Returns*, *The Journal of Finance*, vol. 44, n° 1, p. 135–148.
- JONES, Charles M. et KAUL, Gautam (1996). *Oil and the Stock Markets*, *The Journal of Finance*, vol. 51, n° 2, p. 463–491.
- KANEKO, Takashi et LEE, Bong-Soo (1995). *Relative Importance of Economic Factors in the U.S. and Japanese Stock Markets*, *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 9, p. 290–307.
- KEIM, Donald B. (1983). *Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality : Further Empirical Evidence*, *Journal of Financial Economics*, vol. 12, p. 13–32.
- KEIM, Donald B. et STAMBAUGH, Robert F. (1986). *Predicting Returns in the Stock and Bond Markets*, *Journal of Financial Economics*, vol. 17, p. 357–390.
- KRYZANOWSKI, Lawrence et TO, Minh C. (1983). *Models and the Structure of Security Returns*, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 18, n° 1, p. 31–52.
- LINTNER, John (1965). *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 47, n° 1, p. 13–37.
- MOHANTY, Sunil K. et NANDHA, Mohan (2011). *Oil Risk Exposure : The Case of the U.S. Oil and Gas Sector*, *The Financial Review*, vol. 46, p. 165–191.
- NURAYAN, Paresh K. et SHARMA, Susan S. (2011). *New evidence on oil price and firm returns*, *Journal of Banking and Finance*, vol. 35, p. 3253–6262.
- PADDOCK, James L., SIEGEL, Daniel R. et SMITH, James L. (1988). *Option Valuation of Claims on Real Assets : The Case of Offshore Petroleum Leases*, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 103, n° 3, p. 479–508.

- QUIRIN, Jeffrey J., BERRY, Kevin T. et O'BRYAN, David (2000). *A Fundamental Analysis Approach to Oil and Gas Firm Valuation*, Journal of Business Finance and Accounting, vol. 27, p. 785–820.
- RAMOS, Sofia B. et VEIGA, Helena (2011). *Risk Factors in oil and gas industry returns : International evidence*, Energy Economics, vol. 33, p. 525–542.
- RAMOS, Sofia B., VEIGA, Helena et WANG, Chih-Wei (2012). *Asymmetric long-run effects in the oil industry*, Working Paper 12-05.
- REINGANUM, Marc R. (1981). *Misspecification of Capital Asset Pricing : Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values*, Journal of Financial Economics, vol. 9, p. 19–46.
- ROLL, Richard (1977). *A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests*, Journal of Financial Economics, vol. 4, p. 129–176.
- ROLL, Richard (1981). *A Possible Explanation of the Small Firm Effect*, The Journal of Finance, vol. 36, n° 4, p. 879–888.
- ROLL, Richard et ROSS, Stephen A. (1980). *An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory*, The Journal of Finance, vol. 35, n° 5, p. 1073–1103.
- ROSS, Stephen A. (1976). *The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing*, Journal of Economic Theory, vol. 13, p. 341–360.
- SADORSKY, Perry (2001). *Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies*, Energy Economics, vol. 23, p. 17–28.
- SHARPE, William F. (1964). *Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, The Journal of Finance, vol. 19, n° 3, p. 425–442.
- TREYNOR, Jack L. (1961). *Toward a Theory of Market Value of Risky Assets*, Unpublished manuscript.

