

# Table des matières

<b>Résumé</b>	<b>iii</b>
<b>Table des matières</b>	<b>v</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>vii</b>
<b>Remerciements</b>	<b>xiii</b>
<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>1 Revue de littérature</b>	<b>3</b>
<b>2 Le modèle factoriel</b>	<b>7</b>
2.1 Cadre théorique . . . . .	7
2.2 Équations de la théorie financière . . . . .	10
<b>3 Les données</b>	<b>13</b>
3.1 La série des rendements boursiers . . . . .	13
3.2 Le traitement des données brutes . . . . .	14
<b>4 Les variables macroéconomiques</b>	<b>15</b>
4.1 Les risques financiers . . . . .	15
4.2 Les risques macroéconomiques . . . . .	16
4.3 Les risques internationaux . . . . .	17
<b>5 La technique de régression par étapes</b>	<b>19</b>
5.1 Cas général . . . . .	19
5.2 Application dans le cadre particulier de l'étude . . . . .	20
5.3 Le calcul des statistiques de test . . . . .	22
<b>6 Les résultats</b>	<b>25</b>
6.1 Les résultats en séries temporelles . . . . .	26
6.2 Les résultats en coupe transversale . . . . .	27
<b>Conclusion</b>	<b>33</b>
<b>A</b>	<b>35</b>
<b>B</b>	<b>37</b>



# Liste des tableaux

6.1	Modèle incluant les risques liés au marché, à la structure à terme des taux d'intérêt et à la prime de défaut . . . . .	30
6.2	Modèle incluant les risques liés au marché, à la structure à terme des taux d'intérêt et aux prix des produits de base . . . . .	31
6.3	Modèle incluant les risques liés au marché, à la structure à terme des taux d'intérêt et au taux de change . . . . .	32
A.1	Modèle incluant les risques liés au marché et au taux d'inflation . . . . .	35
B.1	Modèle incluant les risques liés au marché et au taux de chômage . . . . .	37



*Je dédie ce mémoire à mes  
parents pour leurs  
encouragements à aller jusqu'au  
bout de ce projet.*



The function of education is to  
teach one to think intensively  
and to think critically.  
Intelligence plus character - that  
is the goal of true education.

---

Martin Luther King, Jr.





# Remerciements

Quand j'ai commencé à écrire les premiers mots de ce mémoire de maîtrise, je n'avais pas imaginé à quel point j'allais apprendre grandement au cours de ce processus de rédaction. En effet, j'ai eu le privilège d'être encadré par des personnes extraordinaires dont les compétences académiques et les qualités personnelles ne sont plus à démontrer.

Je tiens donc à remercier sincèrement mon directeur de recherche M. Benoît Carmichael pour sa patience et ses commentaires judicieux qui m'ont poussé à sortir de ma zone de confort, et à donner le meilleur de moi-même dans le cadre de mon projet de maîtrise. En effet, ce mémoire n'aurait jamais vu le jour sans son soutien constant, car M. Benoît Carmichael n'a pas épargné son temps et ses efforts afin de m'aider à apposer un point final à ce projet. En définitive, les mots me manquent pour qualifier une personne dont les aptitudes de pédagogue et les qualités personnelles ont forcé mon admiration toutes ces années.

Tout au long de mon cheminement universitaire, j'ai eu l'occasion unique de faire la connaissance des professeurs du département et de porter un jugement personnel sur l'excellence de leur enseignement. Il est donc naturel de reconnaître l'apport inestimable de chaque professeur à ma formation et, en particulier, à la rédaction de mon mémoire. Je réserve donc des remerciements sincères à tous les professeurs que j'ai eu le privilège et le plaisir de côtoyer au cours de ma formation universitaire.

Je réserve aussi un merci spécial à Michel Laberge pour son aide très appréciée pendant ma recherche de données, ce qui m'a évité beaucoup de soucis.



# Introduction

Les activités économiques se déroulent dans un environnement incertain sujet à des chocs affectant l'économie dans son ensemble. Pour contrer les effets liés à l'incertitude, les agents économiques ont imaginé plusieurs stratégies qui vont de la mise en place de mécanismes d'encadrement formels des activités économiques à des mesures de compensation financière. Sur les marchés financiers, ces mécanismes d'ajustement varient en fonction du niveau de risque auquel les agents économiques font face. C'est dans ce sens que les investisseurs exigent des taux de rendement sur les actifs financiers qui sont proportionnels au niveau de risque qu'ils contiennent.

Sur les marchés financiers, les risques économiques se présentent sous plusieurs formes. D'une part, nous avons les risques idiosyncrasiques qui sont spécifiques à une firme ou à un secteur d'activité. Étant donné qu'il est possible de réduire ou de complètement éliminer les effets du risque idiosyncrasique par le biais de la diversification, le rôle attribué à ce type de risque se retrouve très amoindri. Il ressort de cela que les rendements réalisés sur les actifs financiers sont en grande partie expliqués par des facteurs qui échappent au contrôle des agents économiques. D'autre part, les risques présents sur les marchés financiers peuvent aussi être de nature systémique. Étant donné que ces risques sont liés à la conjoncture économique, ils ont un impact sur tous les agents économiques et, en particulier, sur la performance des entreprises. À cet effet, le rendement attendu sur un actif financier correspond à la compensation financière de détenir l'actif en question compte tenu des risques anticipés. C'est dans ce sens qu'il est logique de penser que les changements anticipés dans les risques systémiques sont pris en compte dans les rendements des actifs financiers. Compte tenu de cette analyse, il ressort que les marchés financiers ont mis en place des mécanismes pour indemniser les détenteurs de titres pour les risques encourus.

À ce stade, il devient logique de se poser la question de savoir comment les marchés financiers se comportent en présence de changements non anticipés dans les risques systémiques. Cela se justifie surtout dans le sens où les actifs financiers génèrent souvent des rendements qui diffèrent des rendements prévus, compte tenu des risques que les investisseurs anticipent. Ainsi, si les rendements obtenus sur les actifs financiers sont par exemple plus élevés que les rendements attendus, cela implique dans une perspective fort probable que des changements

non anticipés dans les facteurs macroéconomiques systémiques influencent le niveau de risque implicite aux actifs financiers et, par le fait même, les rendements obtenus sur ces actifs. C'est dans cette mesure qu'il devient important de s'attarder sur ce dernier aspect afin de vérifier jusqu'à quel point cette analyse est justifiée en utilisant le modèle financier qui nous semble à même de remplir ce rôle, à savoir le modèle d'évaluation par arbitrage (APT).

Les modèles d'équilibre financier ont largement été étudiés au cours des années. C'est dans ce contexte que le modèle traditionnel d'équilibre qu'est le Capital Asset Pricing Model (CAPM) de Sharpe (1964), Lintner (1965) et Mossin (1966) soutient que les rendements des actifs financiers sont générés par un modèle à un seul facteur, où le facteur représente le portefeuille de marché regroupant tous les actifs risqués. Cependant, les études empiriques ont produit des résultats divergents, notamment à cause de la difficulté à obtenir une mesure de la valeur exacte du portefeuille de marché (Iqbal et collab., 2005). C'est pour cette raison que plusieurs modèles financiers ont été proposés dont le modèle APT que nous utilisons dans notre étude. Le modèle APT suppose qu'il y a plusieurs facteurs, outre le marché, qui affectent le rendement des actifs financiers. Étant donné que la diversification ne permet pas d'éliminer certains de ces risques, parce que ces derniers touchent l'économie dans son ensemble, l'avantage du modèle APT apparaît clairement. Contrairement au CAPM qui propose de calculer un seul  $\beta$  pour le marché, le modèle APT permet de calculer plusieurs  $\beta_k$  en estimant la sensibilité du rendement des actifs financiers suite à des changements dans chaque facteur. Compte tenu de ce qui précède, le modèle APT semble être l'outil adéquat pour faire l'analyse de l'impact des risques macroéconomiques sur la structure des rendements financiers.

La suite de ce mémoire se divise en sept parties. Le chapitre 1 est dédié à la revue de littérature. Le chapitre 2 présente le modèle multifactoriel sur lequel s'appuie notre étude empirique. Ce chapitre permet d'acquérir une meilleure compréhension du cadre théorique sur lequel repose le modèle factoriel. Dans ce chapitre, nous revenons aussi sur le concept de la théorie financière afin de comprendre exactement la mécanique sous-tendant la détermination du rendement d'un actif financier. Le chapitre 3 fait la présentation des données utilisées lors de cette étude en mettant en relief la manière dont nous avons traité les données brutes. Dans le chapitre 4, nous présentons les variables macroéconomiques sélectionnées pour l'application empirique en montrant avec plus de détails les calculs qui permettent de construire ces variables. Le chapitre 5 consiste d'abord à présenter la méthode de régression par étapes dans le cadre général et, par la suite, dans le contexte particulier de notre recherche. Le chapitre 6 présente les résultats de nos estimations empiriques des primes associées aux risques macroéconomiques systémiques tirées de la méthode d'estimation par étapes. Le dernier chapitre du travail consiste à faire une conclusion et une présentation des limites observées dans l'application empirique du modèle APT.

# Chapitre 1

## Revue de littérature

L'impact de la conjoncture économique sur les marchés financiers n'est plus à démontrer. En effet, les changements non anticipés dans la conjoncture économique génèrent de grands mouvements sur les marchés financiers. Il est généralement admis que les rendements sur les actifs financiers sont des réponses logiques aux chocs extérieurs.

Dans le contexte américain, l'étude de [Chen, Roll et Ross \(1986\)](#) montre que les rendements sur les marchés boursiers sont fonction des facteurs économiques systémiques et, par conséquent, la compensation financière de détenir un actif risqué dépend grandement du degré d'exposition de chaque actif financier aux risques macroéconomiques. Dans leur étude, les auteurs examinent l'influence de certains facteurs macroéconomiques, à savoir la production industrielle, la structure à terme des taux d'intérêt, l'inflation, le rendement du marché, la prime de défaut, la consommation de pétrole, et les prix du pétrole entre 1943 et 1984 sur les rendements boursiers. D'après leurs résultats, certains facteurs de risque macroéconomiques sont très significatifs pour expliquer les rendements espérés pendant la période de test, correspondant à la période de formation des facteurs de risque. De manière spécifique, les auteurs trouvent que les variables macroéconomiques, notamment les variations dans la structure à terme des taux d'intérêt, la composante non anticipée de l'inflation, les variations dans l'inflation espérée, la production industrielle et les changements dans la prime de défaut sont associées à des primes de risque élevées. Par ailleurs, ils trouvent que les risques associés à la consommation de pétrole, aux prix du pétrole et à l'indice du marché ne sont pas indemnisés sur le marché financier.

D'autres auteurs ont testé le modèle de Chen, Roll et Ross dans différents cadres d'étude. C'est dans ce sens que [Hamao \(1988\)](#) fait une investigation empirique du modèle APT en utilisant les données sur l'économie japonaise. L'auteur utilise certaines variables présentes dans le modèle de [Chen, Roll et Ross \(1986\)](#), à savoir la production industrielle, l'inflation, le taux d'intérêt et les prix du pétrole ; cependant, il ajoute deux variables supplémentaires dans son étude, à savoir la confiance des investisseurs et le taux de change, car le Japon est

une économie qui dépend beaucoup des échanges internationaux. Son approche permet de tester la solidité de la théorie APT sur le plan international et de comparer les résultats de l'étude avec ceux trouvés dans le cadre du marché financier américain. L'auteur trouve que les changements non prévus dans l'inflation, les variations non anticipées dans la prime de défaut et les changements non anticipés dans la pente de la structure à terme des taux d'intérêt ont un effet important sur le marché boursier japonais. Cependant, il trouve qu'il y a peu d'évidences sur la présence de primes de risque associées aux facteurs comme les changements mensuels dans la production industrielle, les variations du prix du pétrole et les changements dans les termes de l'échange. En d'autres mots, ces facteurs de risque macroéconomiques ne sont pas indemnisés sur le marché boursier japonais.

En restant dans la même logique que l'étude de [Hamao \(1988\)](#), [Kaneko et Lee \(1995\)](#) analysent l'influence de certains risques systémiques sur les marchés boursiers japonais et américains ; cependant, les auteurs utilisent une méthodologie basée sur le vecteur autoregressif (VAR) pour mesurer leur impact sur les rendements boursiers. Ils trouvent que les facteurs de risque comme la prime de défaut, la prime à terme et le taux de croissance dans la production industrielle sont statistiquement significatifs sur les deux marchés boursiers. Contrairement à l'étude de [Hamao](#), les auteurs trouvent que les facteurs internationaux, tels que les changements dans les prix du pétrole, ont un effet plus important sur les rendements du marché boursier japonais. Ils expliquent cette différence avec les résultats obtenus par [Hamao \(1988\)](#) par la méthodologie empirique utilisée et par la différence dans la période à l'estimation de leur échantillon.

Certains auteurs comme [Poon et Taylor \(1991\)](#) ont choisi de reconsidérer les résultats de l'étude de [Chen, Roll et Ross \(1986\)](#) et de vérifier si ces résultats sont toujours valides dans le contexte du marché boursier au Royaume-Uni. En d'autres termes, les auteurs font des tests similaires à ceux de [Chen, Roll et Ross](#) en utilisant les données du marché boursier au Royaume-Uni ; ainsi, ils sont capables de vérifier si les résultats de l'étude de [Chen, Roll et Ross](#) peuvent être généralisés au marché boursier anglais. Dans leurs résultats, ils trouvent que les variables similaires à ceux de [Chen, Roll et Ross](#) n'affectent pas la valeur des titres financiers au Royaume-Uni de la même manière qu'aux États-Unis. Dans leur critique de la méthodologie de [Chen, Roll et Ross](#), les auteurs mettent en avant l'idée que les facteurs macroéconomiques de [Chen, Roll et Ross](#) ont un effet limité sur le marché boursier. En outre, [Poon et Taylor \(1991\)](#) ont montré que ces facteurs macroéconomiques n'influencent pas le marché boursier au Royaume-Uni de la même façon qu'ils influencent le marché boursier américain. Les auteurs expliquent ce résultat par les différences dans la réglementation entre les deux pays, par la présence de facteurs macroéconomiques non pris en compte dans leur étude qui ont un effet important sur le marché boursier anglais, ou par des limites dans la méthodologie de [Chen et collab. \(1986\)](#) de capter toutes les forces en présence dans la détermination des rendements boursiers.

Dans une autre étude, [Rjoub et collab. \(2009\)](#) testent la performance du modèle APT sur

le marché boursier d'Istanbul. Les auteurs utilisent les mêmes facteurs de risque que ceux présentés dans l'étude de [Chen, Roll et Ross](#) pour le marché boursier américain. Par contre, ils développent aussi des variables supplémentaires, à savoir le taux de chômage qui a une relation avec les rendements boursiers et l'offre de monnaie. Leurs résultats montrent qu'il y a un lien entre les rendements boursiers et les variables macroéconomiques testées, en particulier l'offre de monnaie, la structure à terme des taux d'intérêt, la prime de défaut et le taux d'inflation non anticipé qui ont un effet important dans la détermination des rendements du marché boursier dans différents portefeuilles d'actifs financiers. Cependant, les auteurs admettent l'existence de limites dans leurs résultats dans la mesure où des variables macroéconomiques, autres que celles testées dans leur étude, semblent affecter les rendements du marché boursier de façon encore plus significative.

Dans le même ordre d'idées, [Pilinkus \(2009\)](#) propose dans son étude d'analyser la relation entre l'indice du marché boursier lituanien (indice Vilnius OMX) et un groupe de variables macroéconomiques. Ainsi, l'auteur cherche à vérifier si le groupe de variables macroéconomiques en question peut servir comme un indicateur majeur pour les rendements boursiers en Lituanie. Contrairement à [Chen, Roll et Ross \(1986\)](#), l'auteur utilise des tests de causalité à la Granger pour mettre en évidence le lien de causalité entre l'indice boursier et 40 variables macroéconomiques reflétant l'état de l'économie lituanienne. Ses résultats montrent que certaines variables macroéconomiques, notamment le déflateur du PIB, les exportations nettes et les investissements étrangers directs déterminent grandement les rendements du marché boursier lituanien. Par ailleurs, l'indice boursier influence les variables macroéconomiques telles que PIB, l'indice du volume de construction et l'investissement en matériel tandis que d'autres variables, à savoir l'offre de monnaie et la balance de paiement s'influencent mutuellement selon le test de causalité à la Granger.

En allant dans un sens différent de l'étude de [Chen, Roll et Ross \(1986\)](#), certains auteurs notamment [Martinez et collab. \(2005\)](#) considèrent les chocs systémiques de liquidité comme déterminants du comportement des agents économiques sur les marchés financiers. En effet, les auteurs utilisent trois facteurs de risque de liquidité pour analyser empiriquement les variations de rendements sur le marché boursier espagnol. Dans leur étude, les facteurs de risque de liquidité comprennent les changements temporaires de tendance dans les fluctuations des prix ([Pastor et Stambaugh, 2003](#)), le facteur de liquidité du marché dans son ensemble, défini ici comme la différence entre les rendements très sensibles et les rendements peu sensibles aux changements dans le cours des titres financiers et, pour terminer, le ratio agrégé des rendements boursiers sur le volume d'euro ([Amihud, 2002](#)). D'après leurs résultats empiriques, les risques systémiques de liquidité sont indemnisés sur le marché boursier en Espagne. En d'autres termes, ces facteurs systémiques présentent des primes de risque très élevées par rapport aux facteurs de risque non liquides quand la quantité de risque est mesurée en se basant sur les changements dans les prix, suite à une variation d'un euro dans le volume d'échanges.

Dans les différentes études, certains facteurs de risque macroéconomiques apparaissent toujours comme étant des variables significatives dans la détermination des rendements boursiers. Dans cette catégorie, nous retrouvons les facteurs de risque tels que la structure à terme des taux d'intérêt, les changements dans la prime de défaut et les variations non prévues dans l'inflation qui sont associés à des primes de risque élevées. Compte tenu de ce qui précède, il semble justifier d'ajouter ces variables macroéconomiques aux autres facteurs de risque que nous jugeons pertinents pour notre étude.



## Chapitre 2

# Le modèle factoriel

### 2.1 Cadre théorique

Dans la littérature, Richard Roll et Stephen A. Ross apparaissent comme les pionniers du modèle factoriel. Les auteurs ont posé la base théorique de la recherche dans le domaine en utilisant l'approche du modèle de l'évaluation par arbitrage (APT) dans la planification stratégique des portefeuilles. Le modèle d'évaluation par arbitrage a été proposé par Ross (1976) comme modèle concurrent au Capital Asset Pricing Model (CAPM) pour expliquer les rendements des actifs financiers. L'hypothèse principale du modèle est que les rendements des actifs financiers seraient fonction d'un certain nombre de facteurs économiques indépendants. Il est à noter que les facteurs en cause semblent difficiles à identifier parce que leur nombre et leur nature changent en fonction des études empiriques (Morissette, 2011).

C'est dans cette optique que Chen et collab. (1986) proposent d'utiliser un modèle factoriel pour expliquer ce phénomène. Dans leurs recherches, les auteurs cherchent à vérifier si les changements dans les variables macroéconomiques sont des risques indemnisés sur les marchés financiers. Ils se basent sur la théorie financière pour justifier le choix des variables macroéconomiques qui influencent les rendements sur les actifs financiers. En d'autres mots, les auteurs utilisent une approche théorique pour déterminer les variables pertinentes dans leur analyse. Ces facteurs comprennent notamment :

- Les variations non anticipées dans le niveau de la production industrielle.
- Les variations du taux d'inflation.
- Les variations non anticipées du taux d'inflation.
- Les variations inattendues dans la prime de défaut c'est-à-dire l'écart entre les obligations gouvernementales et corporatives.
- Les variations non prévues dans la pente de la structure des taux d'intérêt.

De façon plus spécifique, ils vérifient si l'exposition des portefeuilles d'actifs financiers à des changements dans ces variables systémiques explique les rendements attendus (Morissette,

2011)

La théorie financière enseigne que la valeur d'une action correspond à la valeur actualisée des flux monétaires anticipés. Il devient donc possible de justifier les variables que Chen, Roll et Ross ont trouvé significatives d'un point de vue économique. En effet, les variations non anticipées dans le niveau de la production industrielle influencent la rentabilité de l'entreprise tandis que les autres variables exercent une influence sur le taux de rendement exigé par les investisseurs (Morissette, 2011).

Pour une meilleure compréhension du modèle APT, il est pertinent de l'écrire sous sa forme algébrique. Selon le modèle, le taux de rendement observé de l'actif  $i$  pour une période donnée peut s'exprimer de la manière suivante :

$$R_i = E[R_i] + F_1\beta_{i1} + F_2\beta_{i2} + \cdots + F_K\beta_{iK} + e_i$$

Avec  $R_i$  qui représente le rendement observé du titre  $i$  au cours d'une période donnée,  $E[R_i]$  renvoie au rendement espéré du titre  $i$ , les variables  $F_1, F_2, \cdots F_K$  correspondent aux variations inattendues pour la période des facteurs 1 à  $K$  communs à tous les actifs, les variables  $\beta_{i1}, \beta_{i2}, \cdots \beta_{iK}$  représentent les coefficients de sensibilité de l'actif  $i$  aux facteurs 1 à  $K$  et le terme d'erreur  $e_i$  correspond au rendement résiduel du titre  $i$  pour la période. Il est à noter que la valeur espérée de chacun des facteurs  $F_1, F_2, \cdots F_K$  est nulle car le marché rémunère seulement les variations imprévisibles dans ces facteurs (Morissette, 2011).

La logique du modèle d'évaluation par arbitrage est que deux titres présentant un profil de risque identique doivent aussi posséder la même espérance de rendement dans une situation d'équilibre. À titre d'illustration, si nous considérons uniquement la situation où il n'y a que deux facteurs générateurs des rendements des actifs financiers, deux titres ayant une sensibilité identique à chacun de ces facteurs doivent avoir le même rendement espéré. Dans le cas contraire, un investisseur aurait la possibilité de réaliser un profit d'arbitrage. Ainsi, si nous supposons que le rendement d'un des deux titres est supérieur à l'autre, l'investisseur se retrouve avec la possibilité de construire un portefeuille comportant un rendement espéré positif en misant une somme nulle (Morissette, 2011).

En considérant le principe qu'à l'équilibre, un portefeuille comportant un risque systémique nul et nécessitant une mise de fonds égale à zéro doit, dans une situation d'équilibre, procurer à un investisseur un rendement espéré nul, Ross a pu démontrer que le rendement espéré d'un actif financier peut se calculer ainsi :

$$\begin{aligned} E[R_i] &= \lambda_0 + \beta_{i1}\lambda_1 + \beta_{i2}\lambda_2 + \cdots + \beta_{iK}\lambda_K \\ &= \lambda_0 + \sum_{k=1}^K \beta_{ik}\lambda_k \end{aligned}$$

Où  $\lambda_0$  représente le taux de rendement d'un actif sans risque et  $\lambda_k$  correspond à la prime de risque associée aux facteurs économiques  $k$ . La prime de risque  $\lambda_k$  est égale à l'écart entre le rendement espéré d'un portefeuille  $p$  ayant une sensibilité unitaire par rapport au facteur  $k$  (c'est-à-dire un coefficient  $\lambda_{pk}$  de 1), et nulle par rapport à tous les autres facteurs et le rendement d'un actif sans risque. Pour terminer,  $K$  et  $\sum_{k=1}^K \beta_{ik} \lambda_k$  représentent respectivement le nombre de facteurs économiques communs à tous les actifs et la prime de risque exigée sur l'actif  $i$  (Morissette, 2011).

Dans l'équation ci-dessus, le paramètre  $\beta_{ik}$  mesure la sensibilité du rendement obtenu sur l'actif  $i$  suite à une variation dans le facteur économique  $k$ . Une façon alternative de cerner le rôle joué par le paramètre  $\beta_{ik}$  est de le considérer comme la quantité de risque  $k$  contenu dans l'actif  $i$ ; dans ce cas, le paramètre  $\lambda_k$  représente le prix du risque  $k$ . Ainsi, le taux de rendement espéré de l'actif  $i$  devient simplement une fonction du prix et de la quantité de chacun des  $K$  risques associés à l'actif  $i$ .

Notre recherche va se poursuivre sur la même lancée que les études de Chen, Roll et Ross, car nous utilisons les rendements boursiers pour évaluer les effets des changements non anticipés dans les facteurs macroéconomiques suivants :

- Le risque de marché à savoir les variations dans l'indice du marché boursier de Toronto.
- Les variations non anticipées dans la pente de la structure à terme des taux d'intérêt, à savoir la différence entre les rendements des obligations gouvernementales à long terme et les rendements des bons du Trésor à 1 mois et à 3 mois.
- Les variations non prévues dans la prime de défaut c'est-à-dire la différence entre le taux du papier de premier choix des sociétés non financières à 1 mois et les rendements des obligations gouvernementales à long terme.
- Les variations imprévisibles dans le taux de chômage.
- Les variations non anticipées dans le taux de change réel.
- Les changements imprévisibles dans les prix des produits de base.
- Les variations non prévues dans l'inflation.

Il est important de rappeler que ces variables macroéconomiques apparaissent toujours comme étant des variables significatives dans la littérature. Par ailleurs, il faut noter que le taux de chômage remplace le PIB dans cette étude, car les données sur ce dernier ne sont pas disponibles en fréquence mensuelle au Canada. Ainsi, le taux de chômage sert à capter l'état de la conjoncture économique (c'est-à-dire l'économie réelle).

Pour faire l'estimation du modèle APT, nous utilisons la méthode "Two Pass Regression" qui est traduit ici comme la méthode de régression par étapes. Historiquement, Fama et MacBeth ont été les premiers à proposer une méthode d'estimation par étapes; cependant, des lacunes ont été observées dans leur approche, à savoir que les écart-types de Fama et MacBeth

n'incluent pas des corrections pour le fait que les  $\beta_{ik}$  sont aussi des variables explicatives estimées. Dans ce cas, l'approche de la régression par étapes est une version plus moderne de la méthode d'estimation de Fama et MacBeth ; cependant, cette méthode inclue aussi des corrections dans le calcul des écart-types afin de corriger les biais engendrés par l'estimation des  $\beta_{ik}$ .

## 2.2 Équations de la théorie financière

La technique de régression par étapes permet de calculer les primes de risque associées aux différentes variables macroéconomiques qui influencent le rendement des actifs financiers. Cette méthodologie s'appuie sur les rendements des portefeuilles classés selon des critères précis comme la capitalisation boursière et le  $\beta$  du marché. Le but visé est d'acquérir une meilleure compréhension de la structure et de l'évaluation des portefeuilles d'actifs financiers. Ce faisant, il serait possible d'améliorer la composition des portefeuilles ainsi que leurs rendements. D'après la théorie financière, le rendement d'un actif financier  $i$  relativement à un actif sûr  $f$  est donné par la formule suivante :

$$R_i - R_f = E[R_i - R_f] + \epsilon_i$$

Dans ce cas, le terme d'erreur regroupe l'effet de tous les facteurs de risque qui n'ont pu être prévus au moment de la formation de la prévision du rendement excédentaire de l'actif  $i$ . À titre d'illustration, si le titre  $i$  générerait un rendement plus élevé ou plus faible que le rendement prévu, cela signifie que le terme d'erreur a une valeur différente de zéro. Dans ce cas, le terme d'erreur s'écrit de la manière suivante :

$$\epsilon_i = \sum_{k=1}^K \beta_{ik} F_k + e_i$$

Le premier terme dans l'expression ci-dessus correspond aux risques systémiques. Ils sont interprétés comme des changements non anticipés dans les facteurs macroéconomiques qui touchent l'économie dans son ensemble et qui expliquent les variations dans les rendements réalisés sur l'actif  $i$ . Le deuxième terme correspond aux risques idiosyncratiques. Ils sont définis comme des risques diversifiables qui sont spécifiques à une entreprise ou à un secteur d'activité. Étant donné que la diversification permet de réduire ou d'éliminer complètement les effets des risques non systémiques, les rendements espérés sur les actifs financiers sont en grande partie expliqués par les facteurs systémiques uniquement.

Lorsque que les marchés financiers sont efficaces, les agents économiques exploitent tous les gains possibles. Nous pouvons donc montrer que les rendements attendus sur les actifs financiers obéissent à la relation suivante :

$$E[R_i - R_f] = \sum_{k=1}^K \beta_{ik} \lambda_k$$

L'exposition du portefeuille aux variables macroéconomiques sera estimée en faisant une régression de leurs rendements suite à une variation non anticipée dans les variables économiques pour la période à l'étude. Cette régression permet de déterminer les variables qui sont utilisées comme variables explicatives dans une deuxième série de régressions pour trouver la prime de risque.



# Chapitre 3

## Les données

### 3.1 La série des rendements boursiers

Dans le cadre de notre étude, les données brutes sur les rendements individuels couvrent la période allant de décembre 1979 à avril 2014. Afin d'être cohérent avec l'esprit de la technique de régression par étapes, notre échantillon est réduit à une période d'estimation allant de janvier 1980 à décembre 2013. La série des rendements boursiers de 1624 entreprises canadiennes du TSX (bourse de Toronto) a été extraite de la base de données Datastream. En outre, il semble judicieux de mentionner que certaines entreprises n'existaient pas au début de la période d'estimation, ce qui nous a poussé à faire des ajustements par rapport au nombre effectif d'entreprises utilisées dans notre recherche.

De façon similaire à l'approche de Fama et MacBeth, 10 portefeuilles sont formés en classant les titres en fonction des  $\beta$  du marché boursier. La décision de former les portefeuilles en fonction des  $\beta$  du marché boursier semble justifier par les études empiriques. En effet, le marché boursier est un sous-ensemble de la richesse totale de l'économie. Dans un monde idéal, les portefeuilles seraient formés en fonction des  $\beta$  de la richesse totale de l'économie ; cependant, il est difficile d'obtenir une estimation sans biais de cette richesse totale. Dans ce cas, il est préférable d'utiliser le marché boursier relativement à d'autres indicateurs de la richesse de l'économie, car l'indice du marché boursier représente une mesure suivant de près l'évolution de la richesse totale des agents économiques. Par contre, il paraît important de noter que certains auteurs comme Poon et Taylor (1991) ont choisi d'autres critères de formation des portefeuilles. Ainsi, les auteurs ont choisi d'utiliser la taille des firmes pour former les portefeuilles d'actifs financiers, étant donné que ce choix est aussi basé sur les recherches empiriques. En effet, les auteurs affirment dans leur étude qu'il n'y a aucun raisonnement théorique pour justifier le classement des entreprises selon leur taille. C'est dans cette logique que plusieurs chercheurs soutiennent que la taille des entreprises est fortement corrélée aux rendements espérés. Dans ce cas, Banz (1981), Reinganum (1981) et Levis (1985) ont démontré que les petites firmes ont tendance à présenter des rendements excédentaires moyens plus élevés que

les grandes firmes. Dans leur étude, [Poon et Taylor \(1991\)](#) présentent les résultats de [Chen, Roll et Ross](#) en rapport au classement des portefeuilles selon d'autres critères comme les  $\beta$  du marché. D'après leurs résultats, les deux premières techniques n'arrivent pas à répartir correctement les rendements des portefeuilles tandis que la troisième technique semble faire une répartition égale des rendements entre les portefeuilles. Par contre, les variables macroéconomiques sont marginalement significatives dans la dernière technique tandis que les indices de marché demeurent très peu significatifs.

Dans notre échantillon, nous formons les portefeuilles de telle sorte que le premier portefeuille (portefeuille 1) contienne les entreprises ayant les plus petits  $\beta$  du marché et le dernier portefeuille (portefeuille 10) contienne les entreprises présentant les  $\beta$  du marché les plus élevés. Étant donné le nombre d'entreprises disponibles dans l'échantillon, il n'est pas possible d'avoir le même nombre de titres financiers dans chaque portefeuille. Pour chaque fenêtre de 60 mois, nous distribuons le nombre d'actifs disponibles de manière égale entre les portefeuilles ; par la suite, nous évaluons le nombre d'actifs financiers excédentaires pour chaque fenêtre de calcul et nous répartissons les actifs financiers en excédent en donnant la priorité aux portefeuilles présentant les plus petits  $\beta$  du marché.

### 3.2 Le traitement des données brutes

Comme mentionné plus haut, il y a un problème d'observations manquantes dans notre base de données parce que les rendements ne débutent pas tous à la même période. C'est dans ce sens que nous nous sommes retrouvés dans l'obligation de procéder à des ajustements afin de faire les estimations. En restant dans cette logique, nous procédons par étape en commençant par identifier les titres présentant des observations manquantes. A cet effet, certains titres ne présentent pas de rendements à chaque période et, par conséquent, nous devons identifier les périodes avec rendements. En outre, nous observons aussi que notre échantillon contient des titres ne présentant aucun rendement pour toutes les périodes. Il semble donc logique d'ajuster la base de données en retirant tous les titres qui se retrouvent dans cette situation. De plus, nous avons constaté que tous les titres de la base de données présentant des observations vont jusqu'à la position 408 (décembre 2013) qui correspond au dernier mois de la période à l'estimation ; compte tenu de cela, seule l'information au début de la période à l'estimation est pertinente.



## Chapitre 4

# Les variables macroéconomiques

Dans notre étude, nous tenons compte de trois catégories de risque à savoir les risques financiers, les risques macroéconomiques et les risques internationaux.

### 4.1 Les risques financiers

D’après le Capital Asset Pricing Model (CAPM) de [Sharpe \(1964\)](#), [Lintner \(1965\)](#) et [Mossin \(1966\)](#), les rendements boursiers sont générés par un modèle à un seul facteur, où le facteur de risque est le portefeuille de marché comprenant tous les titres risqués. Le défi dans l’utilisation du CAPM réside dans la difficulté à mesurer le vrai portefeuille de marché. En effet, il est difficile de mesurer la richesse totale des agents économiques, car ces derniers possèdent plusieurs types d’actifs, à savoir les actifs financiers ainsi que des actifs physiques. Dans le cadre de notre étude, l’indice du marché boursier de Toronto apparaît donc comme un sous-ensemble de cette richesse que nous pouvons utiliser, à défaut d’avoir une estimation exacte de la richesse totale des agents économiques. La composante imprévisible du risque de marché provient simplement des variations dans l’indice de marché de la bourse de Toronto.

Dans les modèles d’évaluation des actifs financiers, l’utilisation de la pente de la structure à terme des taux d’intérêt à la place des taux d’intérêt est justifiée par le désir de palier au problème de corrélation avec les autres variables macroéconomiques ([Rjoub et collab., 2009](#)). La pente de la structure à terme des taux d’intérêt est mesurée en faisant la différence entre les rendements des obligations gouvernementales à long terme et les données sur les rendements des bons du Trésor à 1 mois. Les données sur les obligations gouvernementales canadiennes à long terme et sur les rendements des bons du Trésor proviennent de CANSIM, et couvrent la période allant de janvier 1980 à décembre 2013.

$$UTS_t = OGLT_t - TB_{t-1}$$

Où  $UTS_t$ , changements non anticipés dans la pente de la structure à terme des taux d’intérêt

pour la période  $t$  ;  $OGLT_t$ , obligations gouvernementales canadiennes à long terme pour la période  $t$  ;  $TB_{t-1}$ , bons du Trésor du gouvernement du Canada (à 1 mois pour la période  $t-1$ ). En faisant l'hypothèse de neutralité face au risque, nous avons :

$$E \left[ UTS_{t|t-1} \right] = 0$$

D'après [Chen et collab. \(1986\)](#), la variable UTS peut aussi être considérée comme une variable mesurant les rendements non anticipés obtenus sur les obligations à long terme. C'est à cet effet que l'hypothèse de neutralité face au risque est utilisée pour isoler les effets strictement liés à la structure à terme des taux d'intérêt.

La prime de défaut mesure le rendement requis par les investisseurs pour accepter un niveau de risque donné. Dans la forme originale utilisée dans l'étude de [Chen et collab. \(1986\)](#), la prime de défaut est mesurée en faisant la différence entre les rendements des obligations gouvernementales à long terme (à plus de 3 mois) pour la période  $t$  et le taux du papier commercial pour la période  $t$  selon la formule suivante :

$$UPR_t = LB_t - OGLT_t$$

Où,  $UPR_t$ , la prime de défaut pour la période  $t$  ;  $LB_t$ , taux du papier commercial pour la période  $t$  ;  $OGLT_t$ , obligations gouvernementales canadiennes à long terme pour la période  $t$ . Selon [Chen, Roll et Ross \(1986\)](#),  $UPR_t$  n'est pas formellement un changement ; cependant, la variable est suffisamment non corrélée parce qu'elle est obtenue en faisant la différence entre deux séries de rendements. C'est dans cette optique qu'il est possible de considérer  $UPR_t$  comme une variable non anticipée. Dans le cadre de cette étude, nous dévions légèrement de la méthode originale de calcul dans la mesure où la prime de défaut est calculée en faisant simplement la différence entre les taux obtenus sur les actifs sûrs et sur les actifs risqués, à savoir les obligations du gouvernement canadien à long terme (3 à 5 ans) et le papier de premier choix des sociétés non financières (à 3 mois). Les données sur le taux du papier commercial et sur les obligations gouvernementales proviennent également de CANSIM, et couvrent la période allant de janvier 1980 à décembre 2013.

## 4.2 Les risques macroéconomiques

Dans notre étude, le taux de chômage apparaît comme une variable pertinente étant donné que le taux de chômage est un indice représentatif de la vitalité d'une économie. C'est pour cette raison que nous avons choisi d'utiliser le taux de chômage officiel pour les 15 ans et plus pour les deux genres et, précisément, les variations dans le taux de chômage afin de capter la dimension non anticipée de ce facteur de risque. La série de données couvre la période allant de décembre 1979 à décembre 2013, et elle a été extraite de CANSIM.

Il est généralement admis que les rendements boursiers sont négativement corrélés à l'inflation (Asprn, 1989; Wasserfallen, 1989). En effet, les taux d'intérêt augmentent quand l'inflation augmente (Iqbal et collab., 2005). Compte tenu de ce qui précède, il semble tout à fait justifié d'inclure le taux d'inflation parmi nos facteurs de risque et, en particulier, le taux d'inflation non anticipée. De façon similaire au risque lié au taux de chômage, nous utilisons les changements dans l'inflation pour capter l'effet de la non anticipation de ce risque sur les rendements boursiers. Les données sur l'inflation couvrent la période allant de décembre 1979 à décembre 2013, et la série de données a été extraite de CANSIM.

### 4.3 Les risques internationaux

L'économie canadienne est grandement orientée vers les échanges internationaux. Dans ce cas, il est logique de penser que les variations dans le taux de change réel ont un impact important sur les cours boursiers. Pour cette étude, il semble justifié de considérer les fluctuations dans le taux de change réel comme des variations imprévisibles. Les données sur le taux de change proviennent du Federal Reserve Economic Data et couvrent la période allant de janvier 1980 à décembre 2013. Ces données donnent l'équivalent en dollar américain d'un dollar canadien.

Etant donné que l'économie canadienne est une économie qui exporte beaucoup de biens de commodités, il semble pertinent d'inclure dans la liste de variables macroéconomiques, une variable qui prend en compte l'importance des biens canadiens vendus à l'étranger pour expliquer les rendements obtenus sur les titres boursiers. Dès lors, nous utilisons l'indice de Fisher sur les prix des produits de base au Canada. De façon similaire au taux de change, les variations dans les prix des produits de base permettent d'inclure la dimension de la non anticipation dans la détermination des rendements boursiers. La série de données sur les prix des biens de commodités couvre également la période allant de janvier 1980 à décembre 2013, et les données proviennent de CANSIM.



## Chapitre 5

# La technique de régression par étapes

### 5.1 Cas général

La technique de régression par étapes utilisée dans l'étude de [Chen, Roll et Ross \(1986\)](#) découle des travaux de [Fama et MacBeth \(1973\)](#). [Chen et collab. \(1986\)](#) estiment les primes de risque en s'appuyant sur les rendements de  $P$  portefeuilles sur un échantillon de  $T$  périodes. Dans le cadre de notre étude, il convient d'expliquer la méthode de régression par étapes de façon plus générale afin de faciliter sa compréhension. De façon similaire à la méthode de Fama et MacBeth, la technique de régression par étapes propose une méthodologie en trois étapes pour faire l'estimation des paramètres  $\beta_{ik}$  et  $\lambda_k$ .

À la première étape, les titres individuels sont répartis en  $P$  portefeuilles distincts. Ces portefeuilles sont formés en classant les titres individuels par  $\beta$  du marché. Ce dernier est obtenu en faisant la régression en moindres carrés ordinaires (MCO) des rendements individuels sur le rendement du marché. Par la suite, les  $\beta_{pk}$  des portefeuilles sont estimés à l'aide de régressions en séries temporelles à la deuxième étape. Finalement, l'estimation des primes  $\lambda_k$  est effectuée à la troisième étape à l'aide de régressions en coupe transversale. Il est important de noter qu'au plan chronologique, ces étapes couvrent des périodes distinctes. Fama et MacBeth suggèrent des fenêtres d'estimation de 60 mois pour la première étape de formation des portefeuilles.

À la deuxième étape, les paramètres  $\beta_{pk}$  mesurant l'exposition des dix portefeuilles, classés par  $\beta$  du marché, aux facteurs de risque macroéconomiques sont obtenus en faisant une première série de régressions des données en séries temporelles des rendements de chaque portefeuille sur les variables macroéconomiques. Contrairement à l'approche de Fama et MacBeth qui effectue des régressions en séries temporelles à l'aide d'une fenêtre mobile de 60 mois, permettant une variation des  $\beta_{pk}$  sur l'ensemble de l'échantillon, nous adoptons l'hypothèse suggérée par [Cochrane \(2005\)](#) que les  $\beta_{pk}$  sont constants pour toute la période d'estimation.

À l'instar de [Poon et Taylor \(1991\)](#), et pour conserver le maximum de degrés de liberté à l'étape



trois, nous allons estimer des modèles ayant un maximum de trois facteurs macroéconomiques ( $K = 3$ ) :

$$R_{pt} = a_p + \beta_{p1}X_{1t} + \beta_{p2}X_{2t} + \beta_{p3}X_{3t} + e_{pt} \quad (5.1)$$

Où,  $R_{pt}$ , le rendement du portefeuille  $p$  à la période  $t$ ;  $p = 1, \dots, 10$ ;  $a_p$ , le terme constant;  $X_{1t}$ ,  $X_{2t}$  et  $X_{3t}$ , les changements non anticipés dans les variables macroéconomiques; et  $e_{pt}$ , le terme d'erreur regroupant les effets de tous les autres facteurs non modélisés sur le rendement du portefeuille  $p$ .

À la troisième étape, les  $\beta_{pk}$  estimés à la deuxième étape sont ensuite utilisés comme variables explicatives dans une série de régressions transversales, une régression pour chaque mois avec les rendements des  $P = 10$  portefeuilles comme variables dépendantes. Contrairement à [Chen, Roll et Ross \(1986\)](#), les  $\beta$  sont maintenus constants pour toute la période d'estimation.

$$R_t = \beta_1\lambda_{1t} + \beta_2\lambda_{2t} + \beta_3\lambda_{3t} + \alpha_t \quad (5.2)$$

Où,  $R_t = (R_{1t}, \dots, R_{10t})^T$  est le vecteur colonne des rendements des  $P$  portefeuilles durant le mois  $t$ ,  $\beta_k = (\beta_{1k}, \dots, \beta_{Pk})^T$  est le vecteur colonne des  $\beta$  du facteur  $k$  des  $P$  portefeuilles étudiés, et  $\alpha_t = (\alpha_{1t}, \dots, \alpha_{Pt})$  est l'erreur d'évaluation des  $P$  portefeuilles pour le mois  $t$ . Chaque coefficient de la régression transversale fournit une estimation de la prime de risque  $\lambda_{kt}$  associée aux facteurs de risque macroéconomiques pour le mois  $t$ . L'étape trois est répétée pour chaque mois dans l'échantillon, conduisant ainsi à une série chronologique des estimations de la prime de risque associée à chaque variable macroéconomique. Les primes de risque de chacun des facteurs sont ensuite obtenues en calculant la moyenne des  $\lambda_{kt}$ .

En résumé, la première étape consiste donc à régresser en séries temporelles les rendements des titres individuels sur les facteurs de risque d'intérêt. Cette première étape, basée sur les titres individuels, sert à classer ces derniers. La deuxième étape couvre l'échantillon complet alors que la troisième étape est en coupe transversale mois par mois.

## 5.2 Application dans le cadre particulier de l'étude

Comme nous avons mentionné à l'étape du traitement des données brutes, nos observations mensuelles couvrent la période allant de décembre 1979 à avril 2014. Pour les besoins de la technique de régression par étapes, notre échantillon a été réduit à la période allant de janvier 1980 à décembre 2013.

### 5.2.1 L'étape 1 : La formation des portefeuilles

Les portefeuilles sont formés en regroupant les titres individuels en dix catégories ( $P=10$ ) en fonction des  $\beta$  du marché. La composition des portefeuilles est réévaluée tous les 12 mois et cette composition est maintenue constante pour un an. Pour une année donnée, les classements des titres dans chaque portefeuille sont obtenus en faisant une série de régressions des rendements des titres individuels sur le rendement du marché au cours des 60 mois précédents. Les  $\beta$  estimés du marché, en utilisant par exemple les observations 1 à 60 (janvier 1980 à décembre 1984), servent à former les portefeuilles valides pour les douze mois de l'année 1985. Cette procédure est appliquée de manière récursive jusqu'à la fin de notre échantillon en décembre 2013. Cette étape permet d'obtenir les rendements mensuels des dix portefeuilles qui sont obtenus en calculant les moyennes des rendements des titres contenus dans les portefeuilles. Ces rendements mensuels des portefeuilles serviront à l'estimation des primes factorielles.

Cependant, il faut noter que certains auteurs comme [Sylvain \(2013\)](#) se basent sur des critères, autres que le  $\beta$  du marché des titres, pour faire le classement des actifs financiers. En effet, les auteurs utilisent les coefficients  $\beta$  des titres et l'écart-type du terme d'erreur comme critères de classement des portefeuilles. De plus, le nombre de portefeuilles n'est pas identique à celui de l'étude de [Fama et MacBeth \(1973\)](#) à cause de la quantité de données disponibles. Ainsi, Fama et MacBeth forment pas moins de 20 portefeuilles selon le classement des  $\beta$  du marché des titres. Étant donné que nous avons un échantillon plus réduit que celui des auteurs, il est difficile de respecter ce critère sans compromettre nos résultats. Pour la première fenêtre de notre échantillon, il y a seulement 69 titres qui présentent des rendements. En formant 20 portefeuilles comme dans l'étude de Fama et MacBeth, nous aurions obtenu trois titres en moyenne par portefeuille. C'est pour cette raison que nous avons choisi de former dix portefeuilles dans cette étude afin d'augmenter le nombre de titres disponibles dans chaque portefeuille.

### 5.2.2 L'étape 2 : L'estimation des $\hat{\beta}_{pk}$ des facteurs en séries temporelles

Cette étape consiste à estimer les  $\hat{\beta}_{pk}$  des facteurs en faisant une régression en séries temporelles des rendements des dix portefeuilles sur les facteurs macroéconomiques. Elle permet l'évaluation des  $\hat{\beta}_{pk}$  des facteurs qui sont utilisés à l'étape suivante pour l'estimation des primes factorielles. À la suggestion de [Cochrane \(2005\)](#), nous avons travaillé sous l'hypothèse que les  $\hat{\beta}_{pk}$  sont constants sur tout l'échantillon. À l'opposée, [Fama et MacBeth \(1973\)](#) permettent aux  $\hat{\beta}_{pk}$  de changer au cours du temps en procédant à l'aide de fenêtres glissantes de 60 mois. Ce choix de Fama et MacBeth rend plus difficile l'ajustement des statistiques *t de Student* de l'étape suivante afin de tenir compte de l'utilisation de régresseurs engendrés ( $\hat{\beta}_{pk}$ ).

Les résultats de l'étape deux, notamment le niveau de significativité des coefficients  $\hat{\beta}_{pk}$  nous informent dans quelle mesure chacun des facteurs  $k$  aide à évaluer les portefeuilles étant donné

les autres facteurs.

### 5.2.3 L'étape 3 : L'estimation des primes de risque en coupe transversale

La troisième étape régresse les rendements des portefeuilles de chacun des mois sur les  $\hat{\beta}_{pk}$  des facteurs qui sont considérés comme des variables explicatives. Les coefficients estimés (la coupe transversale) de ces régressions constituent des échantillonnages des prix des risques considérés ( $\lambda_k$ ). Les  $\hat{\beta}_{pk}$  sont les coefficients estimés lors de la régression en séries temporelles à l'étape précédente. Dans le cas des  $\beta$  du marché des portefeuilles, il serait également possible d'utiliser comme  $\beta$  du marché la moyenne des  $\beta$  calculés à l'étape 1 de formation des portefeuilles. L'estimation des primes de risque donne une mesure de la compensation financière associée aux variations imprévisibles dans les facteurs de risque à l'étude. Les primes sont estimées chaque mois en utilisant les  $\hat{\beta}_{pk}$  comme variables explicatives et les rendements mensuels des portefeuilles comme variables à expliquer. En procédant de cette manière, nous conservons l'esprit de la méthode de Fama et MacBeth tout en permettant une recombinaison plus fréquente des portefeuilles. Les résultats de l'étape trois permettent de faire deux types d'évaluation. Premièrement, les résultats permettent d'évaluer l'importance et le niveau de significativité des primes de risque. Deuxièmement, ils permettent de tester l'hypothèse nulle ( $\bar{\alpha}_p = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \alpha_{pt} = 0, \forall p$ ) d'absence d'erreurs d'évaluation.

## 5.3 Le calcul des statistiques de test

Les écarts-types et les statistiques *t de Student* des paramètres estimés par la méthode des MCO sont calculés sous l'hypothèse que les variables explicatives sont fixes, c'est-à-dire qu'elles ne sont pas soumises à des aléas. Dans le cadre de notre étude, les variables explicatives des régressions en coupe transversale (étape 3) ne satisfont pas cette hypothèse puisque les  $\beta$  sont engendrés lors de la régression en séries temporelles ; par conséquent, les  $\beta$  ne sont pas des variables fixes et sont contaminés par des erreurs d'estimation. Les écarts-types et les statistiques *t de Student* tirés des formules standards des MCO sont donc biaisés. Dans ce contexte, ils ne peuvent être utilisés pour évaluer l'absence d'erreurs d'évaluation et l'importance des primes de risque. Nous contournons ce problème en appliquant les corrections suggérées par Gibbons, Ross et Shanken (1989). Ceci permet d'inclure des corrections dans le calcul des écart-types qui tiennent compte du fait que les  $\beta$  sont des régresseurs engendrés. Les matrices de variance-covariance de Gibbons, Ross et Shanken des erreurs d'évaluation et des primes estimées prennent les formes suivantes :

$$cov(\hat{\alpha}) = \frac{1}{T} \left[ I_N - \hat{\beta}(\hat{\beta}'\hat{\beta})^{-1}\hat{\beta}' \right] \hat{\Sigma} \left[ I_N - \hat{\beta}(\hat{\beta}'\hat{\beta})^{-1}\hat{\beta}' \right] (1 + \hat{\lambda}'\hat{\Sigma}_f^{-1}\hat{\lambda}) \quad (5.3)$$

Et



$$cov(\hat{\lambda}) = \frac{1}{T} \left[ (\hat{\beta}'\hat{\beta})^{-1} \hat{\beta}'\hat{\Sigma}\hat{\beta}(\hat{\beta}'\hat{\beta})^{-1} (1 + \hat{\lambda}'\hat{\Sigma}_f^{-1}\hat{\lambda}) + \hat{\Sigma}_f \right] \quad (5.4)$$

Où  $\hat{\Sigma}$  et  $\hat{\Sigma}_f$  sont les matrices de variance-covariance des résidus de la première étape et des facteurs macroéconomiques.<sup>1</sup>

Comme mentionné un peu plus tôt, plusieurs études s'appuyant sur la méthode de Fama et MacBeth n'incluent pas de facteurs de correction dans le calcul des écart-types. En effet, la méthode de Fama et MacBeth nécessite d'avoir une quantité importante de données afin de réduire les erreurs d'estimation. Lorsque Fama et MacBeth (1973) ont fait leurs estimations, ils disposaient de milliers de données sur les rendements des titres boursiers aux États-Unis. À titre d'illustration, chaque portefeuille contenaient des centaines de titres financiers pour la première période d'estimation, contrairement à notre étude où le nombre de titres est considérablement réduit du fait des données manquantes. C'est aussi pour cette raison qu'il est difficile d'obtenir le même nombre de portefeuilles que dans l'étude de Fama et MacBeth, et cela peut également causer des biais dans les estimations de la prime de risque. De plus, l'échantillon utilisé par Fama et MacBeth dans leur étude couvre une période beaucoup plus longue. Dans la mesure où ces critères ne peuvent être respectés pour cette étude, il semble judicieux de trouver un test qui tient compte des biais présents dans les estimations.

---

1. Les lecteurs intéressés peuvent aller consulter le chapitre 12 de Cochrane (2005) pour obtenir plus d'information sur ces formules.



## Chapitre 6

# Les résultats

Dans cette section, l'approche utilisée pour présenter les résultats consiste d'abord à déterminer les variables macroéconomiques significatives en se basant sur la validation empirique de leurs estimations. Dans ce but, nous avons construit des modèles à deux facteurs de risques incluant le marché ( $M$ ) et, à tour de rôle, l'un des facteurs de risque identifié au chapitre 4. À la suite de ces estimations, nous avons trouvé que deux facteurs de risque macroéconomiques, à savoir les variations non anticipées dans le taux de chômage ( $U$ ) et les variations imprévisibles dans l'inflation ( $\pi$ ) ne sont pas statistiquement significatifs d'un point de vue empirique. Les tableaux de résultats en ce qui a trait aux modèles à deux facteurs de risque pour les variables macroéconomiques mentionnées sont présentés dans les annexes. Par la suite, nous avons appliqué la technique de régression à trois étapes en utilisant uniquement les variables macroéconomiques qui sont validées empiriquement par cette analyse préliminaire des données.

Même si nos résultats empiriques suggèrent que l'inflation et le taux de chômage ne sont pas des facteurs de risque statistiquement significatifs dans la détermination des rendements boursiers, il est néanmoins utile de faire quelques remarques. En effet, les estimations des  $\beta$  à la deuxième étape et de la prime de risque mensuelle  $\lambda_\pi$  à la troisième étape (voir annexe A) montrent clairement que l'inflation n'est pas significative. Étant donné que les résultats sur l'inflation ne sont pas significatifs, il est logique de conclure que ce n'est pas un élément important pour expliquer les rendements boursiers au Canada. Ce résultat semble contre-intuitif dans un premier temps, car certains auteurs, notamment [Iqbal et collab. \(2005\)](#) semblent affirmer que les taux d'intérêt sont positivement corrélés avec l'inflation. Dans ce sens, les variations dans l'inflation ont un effet indirect sur les rendements boursiers, car cet effet passe par le truchement des taux d'intérêt. En ce qui a trait au taux de chômage, les estimations montrent également des résultats peu significatifs statistiquement (voir annexe B). En effet, la prime de risque mensuelle  $\lambda_U$  associée aux variations non prévues du taux de chômage a une valeur négative, ce qui implique que le marché financier canadien ne considère pas que les détenteurs de titres boursiers doivent être indemnisés pour supporter ce risque.

Etant donné que la section s'attarde un peu plus sur les variables macroéconomiques significatives, il est important de souligner que les résultats empiriques sont vus avec plus de détails dans la section suivante. Afin de faciliter la compréhension des résultats, nous allons présenter ces derniers à chaque étape pour chaque facteur de risque significatif. Dans cette catégorie, nous retrouvons les risques systémiques internes à l'économie, à savoir le risque de marché, le risque lié aux variations non anticipées dans la pente de la structure à terme des taux d'intérêt ( $T$ ), le risque associé aux changements imprévisibles dans la prime de défaut ( $D$ ) et les risques liés aux changements non prévus dans la conjoncture internationale, notamment les variations non prévues dans les prix des produits de base ( $B$ ) et le taux de change ( $E$ ). Pour préserver le maximum de degrés de liberté, étant donné que notre analyse s'appuie sur un nombre limité de 10 portefeuilles, il n'est pas utile de considérer simultanément tous les facteurs de risque. C'est pour cette raison que nous nous limitons à former trois modèles comprenant uniquement trois variables macroéconomiques significatives que sont le risque de marché, les variations dans la pente de la structure à terme des taux d'intérêt et un facteur de risque financier ou international. Nous avons choisi d'utiliser la pente de la structure à terme des taux d'intérêt comme risque financier dans les trois modèles parce que le calcul de cette variable repose sur la formule originale utilisée par [Chen, Roll et Ross \(1986\)](#) dans leur étude tandis que le calcul de la prime de défaut dévie légèrement de la formule initiale à cause de la disponibilité des données. Ce choix a donc pour objectif de présenter des résultats qui sont moins sujettes à des erreurs de calculs.

## 6.1 Les résultats en séries temporelles

Pour les modèles comprenant le marché, les variations dans la pente de la structure à terme des taux d'intérêt et un risque financier ou international, les résultats de la série de régressions en séries temporelles des rendements des titres financiers sur les variables macroéconomiques significatives sont présentés dans la partie A des Tableaux 6.1 à 6.3.

Dans la partie A de ces tableaux, la première ligne représente les estimations des  $\beta$  associés aux facteurs de risque macroéconomiques tandis que la deuxième ligne présente les statistiques  $t$  de [White \(1980\)](#), qui sont robustes en présence d'hétéroscédasticité, pour chaque portefeuille. Compte tenu des informations qui précèdent, il est logique de conclure que les estimations des  $\beta$  des facteurs macroéconomiques obtenus lors de la première série de régressions temporelles sont significatives dans les trois modèles. Dans le cadre de cette étude, il est pertinent de rappeler que les  $\beta$  peuvent également être considérés comme la quantité de risque associée aux facteurs macroéconomiques à laquelle chaque portefeuille fait face.

En considérant le risque de marché, il est possible de constater que la quantité de risque  $\beta$  est significative dans les trois modèles. Ce résultat implique que les titres financiers sont très exposés au risque de marché, car ce risque est présent dans tous les portefeuilles. A quelques

exceptions près, les  $\beta$  liée à la pente de la structure à terme des taux d'intérêt et à la prime de défaut ne sont pas significatifs. En effet, ce résultat peut être expliqué par l'existence d'une corrélation forte entre les deux variables. Étant donné que ces deux variables sont de nature financière, il est logique de croire qu'elles captent probablement la même information. Dans les modèles à deux facteurs de risque, comprenant uniquement le marché et une variable macroéconomique, nous avons trouvé que les  $\beta$  associés aux risques de la pente de la structure à terme des taux d'intérêt et à la prime de défaut sont statistiquement significatifs. Pour l'estimation des  $\beta$  liés au risque de taux de change et aux prix des produits de base, les résultats montrent l'importance de la conjoncture internationale dans la détermination de la quantité de risque à laquelle chaque actif financier fait face. En effet, les estimations des  $\beta$  sont statistiquement significatives pour l'ensemble des portefeuilles.

De façon générale, la partie A des Tableaux 6.1 à 6.3 montre que les facteurs macroéconomiques, à savoir le marché, la pente de la structure à terme des taux d'intérêt, la prime de défaut, les prix des produits de base et le taux de change sont importants pour l'évaluation des rendements des 10 portefeuilles considérés. La prochaine section évalue dans quelle mesure des primes de risque significatives sont associées à chacun des facteurs.

## 6.2 Les résultats en coupe transversale

La partie B des Tableaux 6.1 à 6.3 rapporte les résultats des régressions en coupe transversale. La première ligne correspond à l'estimation des différentes primes de risque mensuelles associées aux variables macroéconomiques tandis que la deuxième ligne présente les statistiques *t de Student* calculés en incorporant la correction de Gibbons, Ross et Shanken donnée à l'équation (5.4).

Dans le cas du modèle à trois facteurs de risque, nos estimations montrent que le risque de marché est significatif pour toute la période à l'estimation, et cette prime est dans le même ordre de grandeur dans les trois modèles. En effet, la prime de risque associé au marché  $\lambda_M$  a une valeur positive, ce qui traduit la nécessité pour les investisseurs de s'assurer contre le risque systémique de marché. Il est aussi possible de considérer cette prime comme la compensation financière que devrait recevoir un investisseur en acceptant de supporter le risque de marché. À titre d'illustration, si nous considérons uniquement le premier modèle composé du marché, de la pente de la structure à terme des taux d'intérêt et de la prime de défaut, une hausse d'une unité du  $\beta$  associé au marché entraîne une hausse de 13.02% du rendement espéré annuel obtenu sur les portefeuilles, toutes chose étant égales par ailleurs. Compte tenu de ces résultats, nous pouvons logiquement affirmer que le risque de marché demeure un élément majeur dans la détermination des rendements boursiers. Ce résultat confirme également le CAPM qui met en avant l'idée que le risque de marché est le seul risque à même d'expliquer les rendements des actifs financiers.

En ce qui a trait aux variations dans la pente de la structure à terme des taux d'intérêt, les résultats sont marginalement significatifs pour toute la période à l'estimation. La prime de risque  $\lambda_T$  associée au risque de la structure à terme des taux d'intérêt a une valeur positive. Par exemple, si nous considérons uniquement le modèle comprenant trois variables, à savoir le marché, la pente de la structure à terme des taux d'intérêt et les prix des produits de base, il est possible d'observer qu'une hausse d'une unité du  $\beta$  associé à la pente de la structure à terme des taux d'intérêt entraîne une augmentation du rendement espéré annuel obtenu sur les portefeuilles de 6.89%, toutes choses étant égales par ailleurs. Dans ce cas, il est naturel de croire que c'est un facteur majeur dans la détermination des rendements boursiers. De façon similaire au risque de marché, la valeur positive de la prime de risque  $\lambda_T$  traduit l'importance que le marché financier canadien accorde à ce type de risque. C'est pour cette raison que les investisseurs sont indemnisés sur le marché financier lorsqu'ils font face à ce risque systémique.

Les estimations des  $\beta$  à la deuxième étape de la régression et de la prime de risque à la troisième étape montrent clairement que la prime de défaut est significative pour toute la période à l'estimation. En effet, la prime de risque  $\lambda_D$  associée à la prime de défaut a une valeur positive pour la période à l'estimation. Toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation d'une unité du  $\beta$  associé aux changements non anticipés dans la prime de défaut entraîne une hausse de 6.42% du rendement espéré annuel obtenu sur les portefeuilles. Compte tenu de ce résultat, il est logique de penser que les investisseurs sont indemnisés pour le risque lié à la prime de défaut. En d'autres termes, il est naturel de conclure que c'est un élément important pour expliquer les rendements boursiers au Canada.

Les estimations empiriques montrent que le risque lié aux prix des produits de base est significatif pour toute la période à l'estimation. En effet, la prime de risque associée aux variations non anticipées dans les prix des produits de base  $\lambda_B$  a une valeur positive, et cette prime est plus élevée que les primes associées aux autres facteurs de risque. Ce résultat permet de conclure qu'une hausse d'une unité du  $\beta$  associé aux changements non prévus dans les prix des produits de base entraîne une augmentation de 33.27% du rendement espéré annuel obtenu sur les portefeuilles, toutes choses étant égales par ailleurs. Par conséquent, le marché financier canadien indemnise les investisseurs qui font face aux variations non anticipées dans les prix des produits de base.

En ce qui a trait au taux de change réel, les résultats semblent indiquer que ce facteur de risque est indemnisé sur le marché financier canadien, car la prime de risque  $\lambda_E$  associée aux variations non anticipées dans le taux de change réel a une valeur positive. Étant donné que le taux de change mesure le nombre de dollars américains pour 1 dollar canadien, une augmentation du taux de change équivaut à une appréciation de la monnaie canadienne. Compte tenu de la valeur positive de la prime de risque  $\lambda_E$ , une hausse d'une unité du  $\beta$  associé au taux de change entraîne une augmentation du rendement espéré annuel obtenu sur les portefeuilles de 10.73%, toutes choses étant égales par ailleurs. En outre, une baisse du taux de change, qui équivaut

à une dépréciation de la monnaie canadienne, entraîne une baisse du rendement obtenu sur les portefeuilles. Ainsi, il est possible de conclure que les investisseurs sont indemnisés sur le marché financier pour le risque supplémentaire lié au taux de change.

En ce qui a trait à l'hypothèse d'absence d'erreurs d'évaluation pour le modèle comprenant le risque de marché, la pente de la structure à terme des taux d'intérêt et la prime de défaut, la valeur calculée du  $\chi^2$  est égale à 7.34 tandis que la valeur critique au seuil de signification de 5% est égale à 14.07. Dans ce cas, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle selon laquelle l'erreur d'évaluation  $\hat{\alpha}$  de ce modèle est égal à zéro. Pour le modèle comprenant les facteurs de risque, à savoir le marché, la pente de la structure à terme des taux d'intérêt et les prix des produits de base, le  $\chi^2$  est égal à 1.48 tandis que la valeur critique au seuil de signification de 5% est égale à 14.07. Dans ce cas, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle selon laquelle l'erreur d'évaluation  $\hat{\alpha}$  de ce modèle est égal à zéro. Pour le dernier modèle comprenant les variables de risque, notamment le marché, la pente de la structure à terme des taux d'intérêt et le taux de change, le  $\chi^2$  est égal à 4.25 tandis que la valeur critique au seuil de signification de 5% est égale à 14.07. Dans ce cas également, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle selon laquelle l'erreur d'évaluation  $\hat{\alpha}$  de ce modèle est égal à zéro. Compte tenu de ce qui précède, il est possible de conclure que les erreurs d'évaluation  $\hat{\alpha}$  dans les trois modèles ne sont pas statistiquement différentes de zéro ; par conséquent, le modèle a été bien spécifié.

TABLE 6.1: Modèle incluant les risques liés au marché, à la structure à terme des taux d'intérêt et à la prime de défaut

Partie A : Régressions en séries temporelles				
	$\beta_{pM}$	$\beta_{pT}$	$\beta_{pD}$	$a$
$R_1$	0.6982	0.5467	0.5462	0.0047
	10.3913	0.4822	0.8111	0.7769
$R_2$	0.4455	0.1194	0.7060	0.0039
	6.8647	0.3371	1.2381	0.9224
$R_3$	0.5240	0.2713	0.3990	0.0029
	8.0898	0.8665	0.8160	0.7488
$R_4$	0.6406	-0.1856	0.8209	0.0079
	8.9237	0.5060	1.5286	1.9328
$R_5$	0.8349	-0.1317	0.5525	0.0091
	15.2909	0.3746	1.0354	2.3411
$R_6$	0.8316	0.3873	0.1045	0.0022
	12.5346	1.0925	0.2017	0.5263
$R_7$	0.9637	-0.0022	0.8814	0.0024
	12.9236	0.0047	1.3957	0.3924
$R_8$	1.0054	0.1475	0.2423	0.0096
	11.8256	0.3355	0.3876	1.9326
$R_9$	1.1839	-0.8723	1.9799	0.0191
	12.4577	1.5459	2.1389	3.1551
$R_{10}$	1.0764	-0.6735	0.9359	0.0180
	11.1248	1.1678	1.1375	2.5131
Partie B : Régressions en coupe transversale				
	$\lambda_M$	$\lambda_T$	$\lambda_D$	
	0.0109	0.0061	0.0054	
	2.7390	1.6080	1.8880	



TABLE 6.2: Modèle incluant les risques liés au marché, à la structure à terme des taux d'intérêt et aux prix des produits de base

Partie A : Régressions en séries temporelles				
	$\beta_{pM}$	$\beta_{pT}$	$\beta_{pB}$	$a$
$R_1$	0.5927	0.5467	0.2578	0.0041
	8.0198	2.5070	3.6403	0.7975
$R_2$	0.5131	0.6554	0.0592	-0.0023
	8.2967	3.4286	1.0638	0.5855
$R_3$	0.5896	0.5619	0.0942	-0.0001
	8.4361	4.2906	1.7164	0.0295
$R_4$	0.5988	0.3261	0.1072	0.0027
	10.9535	2.8001	1.5550	1.0680
$R_5$	0.7558	0.3886	0.1280	0.0067
	13.1811	2.2608	1.9913	2.0162
$R_6$	0.8530	0.1264	0.0335	0.0064
	14.1035	0.6140	0.5864	1.1789
$R_7$	0.9324	0.3879	0.1215	0.0038
	12.5718	2.4522	1.9372	1.0210
$R_8$	0.9477	0.4036	0.0875	0.0036
	11.9729	2.2115	1.0525	0.8120
$R_9$	1.1156	0.2545	0.1960	0.0093
	11.1922	1.2025	2.2237	1.9053
$R_{10}$	1.0823	-0.1220	0.1792	0.0149
	11.2483	0.5182	1.8897	2.4872
Partie B : Régressions en coupe transversale				
	$\lambda_M$	$\lambda_T$	$\lambda_B$	
	0.0086	0.0057	0.0277	
	2.1340	1.5440	1.6130	

TABLE 6.3: Modèle incluant les risques liés au marché, à la structure à terme des taux d'intérêt et au taux de change

Partie A : Régressions en séries temporelles				
	$\beta_{pM}$	$\beta_{pT}$	$\beta_{pE}$	$a$
$R_1$	0.6614	0.4599	0.9110	0.0060
	8.0745	2.0228	3.6084	1.1001
$R_2$	0.4085	0.5899	0.5957	-0.0013
	6.5636	3.1834	3.6834	0.3680
$R_3$	0.4933	0.3343	0.3517	0.0048
	7.2937	2.0135	2.8130	1.0744
$R_4$	0.6615	0.5411	0.5793	-0.0002
	10.3622	3.7415	3.0765	0.0683
$R_5$	0.7488	0.2689	0.5085	0.0045
	11.8780	1.8583	4.0976	1.2927
$R_6$	0.8183	0.5317	0.3828	0.0015
	14.2714	3.4981	2.2904	0.5850
$R_7$	0.8751	0.4723	0.6146	0.0027
	10.5671	2.0815	2.4968	0.5036
$R_8$	0.9323	0.2202	0.5237	0.0092
	12.9296	1.3617	2.9610	2.5880
$R_9$	1.0718	0.4559	0.5237	0.0041
	10.3848	2.1949	2.5159	0.8897
$R_{10}$	1.0282	-0.1210	0.8030	0.0161
	10.2950	0.4736	3.5829	2.5519
Partie B : Régressions en coupe transversale				
	$\lambda_M$	$\lambda_T$	$\lambda_E$	
	0.0082	0.0023	0.0089	
	1.8520	0.5420	1.6510	

# Conclusion

En résumé, le mémoire a pour objectif d'utiliser les rendements boursiers pour expliquer le rôle de certains facteurs de risque macroéconomiques, notamment le marché, la pente de la structure à terme des taux d'intérêt, la prime de défaut, l'inflation, le taux de chômage, le taux de change réel et les prix des produits de base dans la détermination du rendement des actifs financiers. En d'autres mots, nous avons vérifié si les changements non anticipés dans les variables macroéconomiques mentionnées plus haut sont des risques indemnisés sur le marché financier canadien. Les rendements obtenus sur les actifs financiers sont fonction des facteurs qui sont à la fois systémiques et idiosyncratiques. Les rendements espérés des investisseurs sur les titres individuels prennent déjà en compte les événements anticipés et, par le fait même, ces événements sont incorporés dans les prix du marché. Cependant, nous sommes forcés de reconnaître que les changements non prévus expliquent en grande partie les rendements obtenus sur les actifs financiers. C'est dans ce sens que notre recherche nous pousse à mesurer la sensibilité des portefeuilles d'actifs financiers face aux changements dans les facteurs de risque qui composent notre modèle à plusieurs variables.

Pour atteindre ce but, l'étude se base sur la technique de régression par étapes développée dans l'étude de [Cochrane \(2005\)](#) sur l'évaluation des actifs financiers. Cette méthode d'estimation par étapes permet de déterminer la quantité de risque et le prix du risque implicites à chaque variable macroéconomique. Ce prix du risque devient donc la rémunération du marché pour chaque variation non prévue dans les facteurs de risque macroéconomiques. Avec les estimations de la prime de risque, nous avons une mesure précise du niveau de compensation financière dont bénéficie chaque investisseur en supportant les risques systémiques en question. Les résultats de notre étude montrent que certains risques systémiques, à savoir les risques associés au marché, aux variations non anticipées dans la pente de la structure à terme des taux d'intérêt, aux changements non prévus dans la prime de défaut, aux variations non anticipées dans les prix des produits de base et aux changements imprévisibles dans le taux de change réel sont des risques indemnisés sur les marchés financiers. C'est aussi pour cette raison que nous observons naturellement une prime de risque plus élevée pour ces risques en question, comparativement à d'autres types de risque macroéconomiques qui ont fait l'objet de notre étude.

Cependant, la rigueur scientifique exige de prendre ces résultats avec une certaine distance dans la mesure où la technique de régression par étapes présente certaines lacunes dans son application. Etant donné que la technique de régression par étapes est basée sur la méthode historique d'estimation à deux étapes de Fama et MacBeth, l'application rigoureuse de cette technique de régression nécessite de disposer d'une grande quantité de données sur les rendements des titres boursiers afin d'obtenir des résultats plus solides; sauf que, les données ne sont pas toujours accessibles. Dans leur critique de la structure du modèle APT, [Dhrymes et collab. \(1984\)](#) soutiennent qu'une analyse de facteurs dans un groupe de 30 titres n'équivaut pas à une analyse similaire utilisant un échantillon plus grand, car la présence d'un plus grand nombre d'observations augmentent les probabilités que le modèle APT tienne. De plus, les auteurs soutiennent qu'il est possible d'obtenir des résultats plus significatifs pour les variables macroéconomiques en faisant une sélection à priori de variables reconnues comme étant importants dans la détermination des rendements boursiers. En suivant cet ordre d'idées, les auteurs affirment qu'en augmentant la taille de l'échantillon dans le cadre d'analyse factoriel, le nombre de facteurs significatifs augmente également. C'est pour cette raison que nos résultats divergent avec d'autres études à cause de la taille de l'échantillon des rendements boursiers utilisé.

Il semble judicieux de rappeler que l'objectif de notre mémoire n'est pas non plus de faire une analyse subjective de tous les risques systémiques de l'économie canadienne, mais de vérifier si les variables macroéconomiques sélectionnées sont significatives dans le cadre du modèle APT. C'est dans cette logique que nous encourageons l'approfondissement des recherches sur les facteurs de risque systémiques en élaborant par exemple une approche plus standardisée de sélection des variables macroéconomiques. En outre, les résultats obtenus sont à même de contribuer au débat sur les avantages de privilégier un modèle financier plus qu'un autre dans les études empiriques et, dans notre contexte, ce débat se situe surtout entre les modèles CAPM et APT. D'après certains auteurs notamment [Dhrymes et collab. \(1984\)](#), le modèle APT a l'avantage de présenter un cadre d'étude plus flexible que le modèle CAPM, car le premier modèle repose sur des hypothèses plus plausibles. En outre, les auteurs affirment que le modèle APT semble facilement testable, car ce dernier n'exige pas d'avoir une mesure exacte du portefeuille de marché et il est plus à même d'expliquer les défaillances observées dans le modèle CAPM. Cependant, ils montrent aussi dans leur recherche que les problèmes associés au modèle CAPM sont aussi présents dans le modèle APT, notamment la difficulté de ce dernier à expliquer les évidences empiriques importantes. À cet effet, il est recommandé d'utiliser l'un ou l'autre de ces modèles en gardant à l'esprit que tous ces modèles sans exception présentent des limites.

# Annexe A

TABLE A.1: Modèle incluant les risques liés au marché et au taux d'inflation

Partie A : Régressions en séries temporelles			
	$\beta_{pM}$	$\beta_{p\pi}$	$a$
$R_1$	0.6738	0.5224	0.0110
	10.1879	0.6297	3.1858
$R_2$	0.4743	0.0490	0.0102
	7.8199	0.0596	3.9249
$R_3$	0.5876	0.0481	0.0137
	9.3044	0.0708	6.2350
$R_4$	0.7099	1.0687	0.0067
	11.3338	1.6579	3.2029
$R_5$	0.8021	0.7374	0.0105
	13.7984	1.3917	5.0223
$R_6$	0.8273	0.8022	0.0082
	12.6817	1.3195	3.1166
$R_7$	0.9583	0.8228	0.0088
	12.8929	0.9285	2.4012
$R_8$	1.0789	0.8105	0.0104
	13.3056	0.9121	3.2196
$R_9$	1.1904	-0.3949	0.0171
	12.1684	0.3251	3.9124
$R_{10}$	1.0815	1.3106	0.0102
	10.8888	1.2036	2.3261
Partie B : Régressions en coupe transversale			
	$\lambda_M$	$\lambda_\pi$	
	0.0160	-0.0026	
	3.9130	-1.2010	



## Annexe B

TABLE B.1: Modèle incluant les risques liés au marché et au taux de chômage

Partie A : Régressions en séries temporelles			
	$\beta_{pM}$	$\beta_{pU}$	$a$
$R_1$	0.6992	0.4036	0.0129
	9.7022	0.7303	4.0615
$R_2$	0.4712	0.5564	0.0110
	7.4939	1.0694	4.0626
$R_3$	0.6201	-0.1244	0.0110
	11.8511	0.3559	6.0560
$R_4$	0.6497	0.1259	0.0084
	9.2275	0.3415	4.2816
$R_5$	0.8390	0.2399	0.0098
	13.7742	0.6011	4.7140
$R_6$	0.8232	0.7087	0.0114
	12.3147	1.3639	4.2222
$R_7$	0.9380	0.5377	0.0102
	11.3286	0.8232	3.8542
$R_8$	1.0823	0.5019	0.0131
	13.6750	0.7832	4.0459
$R_9$	1.1216	0.4176	0.0149
	12.4934	0.6026	4.0486
$R_{10}$	1.1196	1.8372	0.0139
	10.0888	2.4529	3.5706
Partie B : Régressions en coupe transversale			
	$\lambda_M$	$\lambda_U$	
	0.0146	-0.0003	
	4.210	-0.1230	





## Bibliographie

- Amihud, Y. 2002, «Illiquidity and Stock Returns : Cross-section and Time-series Effects», *Journal of Financial Markets*, vol. 5, p. 31 – 56.
- Asprn, M. 1989, «Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries», *Journal of Banking and Finance*, vol. 13, p. 589–612.
- Banz, R. W. 1981, «The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks», *Journal of Financial Economics*, vol. 9, n° 1, p. 3 – 18.
- Chen, N.-F., R. Roll et S. A. Ross. 1986, «Economic Forces and the Stock Market», *The Journal of Business*, vol. 59, n° 3, p. 383–403.
- Cochrane, J. H. 2005, *Asset Pricing*, Princeton University Press.
- Dhrymes, P. J., I. Friend et N. B. Gultekin. 1984, «A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory», *The Journal of Finance*, vol. 39, n° 2.
- Fama, E. F. et J. D. MacBeth. 1973, «Risk, Return and Equilibrium : Empirical Tests», *The Journal of Political Economy*, vol. 81, n° 3, p. 607 – 636.
- Gibbons, M., S. A. Ross et J. Shanken. 1989, «A Test of the Efficiency of a Given Portfolio», *Econometrica*, vol. 57, p. 1121–1152.
- Hamao, Y. 1988, «An Empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory : Using Japanese Data», *Japan and the World Economy*, vol. 1, n° 1, p. 45 – 61.
- Iqbal, Javed et Haider. 2005, «Arbitrage Pricing Theory : Evidence from an Emerging Stock Market», *Lahore Journal of Economics*, vol. 10, n° 1, p. 123–140.
- Kaneko, T. et B.-S. Lee. 1995, «Relative Importance of Economic Factors in the U.S. and Japanese Stock Markets», *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 9, n° 3, p. 290 – 307.
- Levis, M. 1985, «Are Small Firms Big Performers?», *Investment Analyst*, vol. 76, p. 21–26.

- Lintner, J. 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.
- Martinez, M. A., B. N. Nieto, G. Rubio et M. Tapia. 2005, «Asset Pricing and Systematic Liquidity Risk : An Empirical Investigation of the Spanish Stock Market», *International Review of Economics and Finance*, vol. 14, n° 1, p. 81 – 103.
- Morissette, D. 2011, *Valeurs Mobilières et Gestion de Portefeuille*, 4e éd., Les éditions SMG, Trois-Rivières.
- Mossin, J. 1966, «Equilibrium in a Capital Asset Market», *Econometrica*, vol. 34, n° 4, p. 768–783.
- Pastor, L. et R. Stambaugh. 2003, «Liquidity Risk and Expected Stock Returns», *Journal of Political Economy*, vol. 111, p. 642–685.
- Pilinkus, D. 2009, «Stock Market and Macroeconomic Variables : Evidences from Lithuania», *Economics and Management*, vol. 14, p. 884–891.
- Poon, S. et S. J. Taylor. 1991, «Macroeconomic Factors and the U.K. Stock Market», *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 18, n° 5, p. 619–636.
- Reinganum, M. R. 1981, «Misspecification of Capital Asset Pricing : Empirical Anomalies Based on Earnings, Yield and Market Values», *Journal of Financial Economics*, p. 19–46.
- Rjoub, H., T. Türsoy et N. Günsel. 2009, «The Effects of Macroeconomic Factors on Stock Returns : Istanbul Stock Market», *Studies in Economics and Finance*, vol. 26, n° 1, p. 36–45.
- Ross, S. A. 1976, «The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing», *Journal of Economic Theory*, vol. 13, n° 3, p. 341 – 360.
- Sharpe, W. 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.
- Sylvain, S. 2013, *Fama-MacBeth 1973 : Replication and Extension*, University of Chicago.
- Wasserfallen, W. 1989, «Macroeconomic News and the Stock Market. Evidence from Europe», *Journal of Banking and Finance*, vol. 13, p. 613– 626.
- White, A. 1980, «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica*, vol. 48, p. 817–38.