

HEC MONTRÉAL

Dans quelles circonstances macroéconomiques les grandes banques
canadiennes surperforment-elles l'indice composé *S&P/TSX* ?

par

Fabien Coraboeuf

Sciences de la gestion
(Option Finance)

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

Juin 2015

© Fabien Coraboeuf, 2015

SOMMAIRE

Le présent travail de recherche apporte des éléments de réponse à la question suivante : dans quelles circonstances macroéconomiques les grandes banques canadiennes surperforment-elles l'indice composé *S&P/TSX* ? La démarche méthodologique adoptée consiste à estimer plusieurs sous-spécifications d'un modèle économétrique dont la variable dépendante est un indicateur de rendements excédentaires d'un portefeuille composé d'actions des six plus grandes banques canadiennes. Pour tester la robustesse des résultats, nous introduisons également des variables dépendantes de rendements excédentaires ajustées respectivement pour le risque total, le risque baissier et le risque systématique. De tels ajustements sont inspirés de la mesure *M*-quadratique de Modigliani et Modigliani (1997). Les sous-spécifications du modèle sont estimées selon une méthode de régression robuste de type *M-estimator*. Les résultats empiriques, robustes à l'ajustement pour différents types de risque, sont en faveur d'un comouvement négatif entre les rendements excédentaires des grandes banques canadiennes et le cycle économique contemporain. Cette relation, asymétrique, tiendrait uniquement dans des circonstances macroéconomiques moroses. Dans le même esprit, nous montrons qu'en moyenne lorsque les prix à terme de l'or et, à un degré moindre, du pétrole diminuent, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX*. Nous stipulons que de telles relations trouvent leur fondement dans le phénomène *flight-to-safety*. Le caractère *safe* d'un titre de propriété d'une grande banque canadienne émanerait alors d'une garantie implicite *Too-Big-To-Fail* de la part du gouvernement fédéral canadien. Aussi, il est à noter que les épisodes de *flight-to-safety*, tels que nous les définissons, sont redondants, ce qui expliquerait pourquoi les rendements excédentaires des grandes banques canadiennes tendent à se prolonger dans le temps. Par ailleurs, nous mettons en évidence une relation négative entre le rendement de l'indice composé *S&P/TSX* et plusieurs indicateurs de rendements excédentaires des grandes banques canadiennes ainsi qu'une relation négative, certes ténue et potentiellement indirecte, entre les variations non anticipées du niveau des taux d'intérêt et les rendements excédentaires des grandes banques canadiennes non ajustée pour le risque. En somme, les éléments de réponses apportés dans cette étude pourraient guider un gestionnaire de portefeuille souhaitant ajuster son allocation tactique pour profiter de façon optimale de l'attractivité *a priori* manifeste des titres bancaires canadiens.

Mots clés : *banques canadiennes, réglementation, structure, performance ajustée pour le risque, rendement excédentaire, comouvement, cycle économique, matières premières, flight-to-safety, Too-Big-To-Fail.*

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE	II
TABLE DES MATIÈRES.....	III
LISTE DES ABRÉVIATIONS.....	V
LISTE DES TABLEAUX	VI
LISTE DES FIGURES.....	VII
REMERCIEMENTS.....	VIII
1. INTRODUCTION	1
2. MISE EN CONTEXTE ET REVUE DE LITTÉRATURE.....	5
2.1. PARTICULARITÉS DU MARCHÉ BANCAIRE AU CANADA.....	5
2.1.1. <i>Réglementation</i>	6
2.1.2. <i>Structure</i>	11
2.1.3. <i>Performance des grandes banques canadiennes</i>	16
2.2. FACTEURS MACROÉCONOMIQUES DE PERFORMANCE BANCAIRE	28
2.2.1. <i>Facteurs domestiques</i>	29
2.2.2. <i>Facteur supranational</i>	35
2.2.3. <i>Facteurs macroéconomiques et contexte canadien</i>	37
2.3. PERFORMANCE ET SURPERFORMANCE BOURSIÈRES	40
2.3.1. <i>Mesures de performance brute des banques</i>	40
2.3.2. <i>Mesures de performance boursière ajustées pour le risque</i>	42
2.3.3. <i>Mesures de surperformance boursière ajustées pour le risque</i>	46
3. FORMULATION DE LA QUESTION DE RECHERCHE.....	50
3.1. MISE EN PERSPECTIVE	50
3.2. HYPOTHÈSES DE RECHERCHE.....	51
3.2.1. <i>Hypothèses principales</i>	51
3.2.2. <i>Hypothèses secondaires</i>	54
4. MÉTHODOLOGIE	59
4.1. MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE	59
4.1.1. <i>Spécifications générales du modèle</i>	59
4.1.2. <i>Démarche empirique</i>	61
4.2. VARIABLES INDÉPENDANTES	62
4.2.1. <i>Quatre indicateurs alternatifs d'évolution du cycle économique</i>	63
4.2.2. <i>Indicateur avancé de croissance économique</i>	70
4.2.3. <i>Autres variables macroéconomiques</i>	70
4.3. VARIABLES DÉPENDANTES	74
4.3.1. <i>Quatre indicateurs alternatifs de surperformance boursière</i>	74
4.3.2. <i>Inférences statistiques préliminaires</i>	79
5. RÉSULTATS.....	81
5.1. PROPRIÉTÉS STATISTIQUES DE L'ÉCHANTILLON	81
5.1.1. <i>Statistiques descriptives</i>	81
5.1.2. <i>Stationnarité des variables</i>	83
5.1.3. <i>Multicolinéarité des variables indépendantes</i>	83
5.1.4. <i>Autocorrélation des variables dépendantes</i>	86
5.1.5. <i>Hétéroscédasticité des variables dépendantes</i>	87
5.1.6. <i>Ajustements économétriques et méthode de régression</i>	88

5.2. ANALYSES ET DISCUSSION	91
5.2.1. <i>Résultats par sous-spécification</i>	91
5.2.2. <i>Interprétations</i>	104
6. CONCLUSION	111
ANNEXES	114
BIBLIOGRAPHIE	120

LISTE DES ABRÉVIATIONS

BISN :	Banque d'importance systémique nationale
BMO :	Banque de Montréal
BNS :	Banque de Nouvelle-Écosse
BSIF :	Bureau du surintendant des institutions financières
CM :	Banque Canadienne Impériale de Commerce
<i>CRB :</i>	<i>Commodity Research Bureau</i>
<i>FTS :</i>	<i>Flight-to-safety</i>
KBW :	Keefe, Bruyette et Woods
MM2F :	Modèle de marché à deux facteurs
MP :	Matières premières
NA :	Banque Nationale du Canada
PEN :	Profit économique net
PIB :	Produit intérieur brut
PNW :	Procédure de Newey-West
RCP :	Rendement de capitaux propres
REGBC :	Rendements excédentaires des grandes banques canadiennes
RMC :	Ratio de la valeur au marché à la valeur comptable des actions
RTI :	Risque de taux d'intérêt
RY :	Banque Royale du Canada
SDAC :	Société d'assurance-dépôts du Canada
<i>TBTF :</i>	<i>Too-Big-To-Fail</i>
TD:	Banque Toronto-Dominion
VD :	Variable dépendante
VI :	Variable indépendante

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 2.1 : Les principales tâches des institutions publiques de régulation et de supervision du secteur financier canadien.....	7
Tableau 2.2 : La propriété croisée des grandes banques canadiennes, au 31 décembre 2014	23
Tableau 2.3 : Rendements annualisés (excluant les dividendes) des actions ordinaires des six plus grandes banques canadiennes en comparaison d'indices boursiers domestiques pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014.....	26
Tableau 4.1 : Moyennes arithmétiques de quatre indicateurs trimestriels et annualisés de surperformance boursière du portefeuille bancaire canadien pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014	79
Tableau 5.1 : Statistiques descriptives pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014.....	82
Tableau 5.2 : Diagnostic de Belsley pour les variables indépendantes des sous-spécifications n°1, 5, 9 et 13 de l'annexe 1	84
Tableau 5.3 : Diagnostic de Belsley pour les variables indépendantes des sous-spécifications n°1 (bis), 5 (bis), 9 (bis) et 13 (bis) de l'annexe 2.....	85
Tableau 5.4 : Tests de Ljung-Box effectués à partir des séries temporelles de résidus des variables dépendantes de surperformance des grandes banques canadiennes	87
Tableau 5.5 : Tests de Ljung-Box effectués à partir des séries temporelles de résidus au carré des variables dépendantes de surperformance des grandes banques canadiennes	88
Tableau 5.6 : Résultats de l'estimation des modèles de régression correspondant aux sous-spécifications n°1 à 4 de l'équation (5) (1983-2014).....	92
Tableau 5.7 : Résultats de l'estimation des modèles de régression correspondant aux sous-spécifications n°5 à 8 de l'équation (5) (1983-2014).....	96
Tableau 5.8 : Résultats de l'estimation des modèles de régression correspondant aux sous-spécifications n°9 à 12 de l'équation (5) (1983-2014).....	99
Tableau 5.9 : Résultats de l'estimation des modèles de régression correspondant aux sous-spécifications n°13 à 16 de l'équation (5) (1983-2014).....	102

LISTE DES FIGURES

Figure 1.1 – Rendements mensuels cumulatifs (excluant les dividendes) des actions ordinaires des six plus grandes banques canadiennes en comparaison de l'indice composé <i>S&P/TSX</i> pour la période allant du 1er octobre 2004 au 30 septembre 2014.....	1
Figure 1.2 – Rendements mensuels cumulatifs (excluant les dividendes) des actions ordinaires de grandes banques non canadiennes en comparaison de l'indice MSCI World pour la période allant du 1er octobre 2004 au 30 septembre 2014....	2
Figure 2.1 – Rendements trimestriels des actions de la Banque Royale du Canada et de l'indice composé <i>S&P/TSX</i> pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014.....	27
Figure 3.1 – Décomposition de la mesure M-quadratique selon Hopkins et Acton (1999)	47
Figure 4.1 – Écart de production trimestriel mesuré en milliards de dollars canadiens pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014	64
Figure 4.2 – Croissance trimestrielle annualisée du PIB réel canadien pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014	66

REMERCIEMENTS

En préambule à ce mémoire, je souhaite adresser mes remerciements les plus sincères aux personnes qui m'ont apporté leur aide et qui ont contribué à l'élaboration de ce mémoire.

Je tiens à remercier tout particulièrement Monsieur Jean Roy et Madame Pascale Valéry, qui, en tant que directeurs de mémoire, se sont montrés disponibles tout au long de la réalisation de ce travail.

1. INTRODUCTION

Au Canada, le système bancaire présente des caractéristiques originales par rapport à d'autres pays développés. En particulier, il est conservateur (Knight, 2012), très concentré (Roy, Turk-Ariss et Redjah, 2011) et particulièrement résilient (Ratnovski et Huang, 2009). Plus encore, le gouvernement fédéral canadien identifie les six plus grandes banques canadiennes comme des institutions financières d'importance systémique. À ce titre, elles pourraient bénéficier de l'hypothèse implicite du *Too-Big-To-Fail (TBTF)*; une telle configuration devrait être valorisée par les investisseurs. La figure 1.1 illustre les rendements boursiers cumulatifs de l'indice composé *S&P/TSX* et des six plus grandes banques canadiennes entre le 1^{er} octobre 2004 et le 30 septembre 2014.

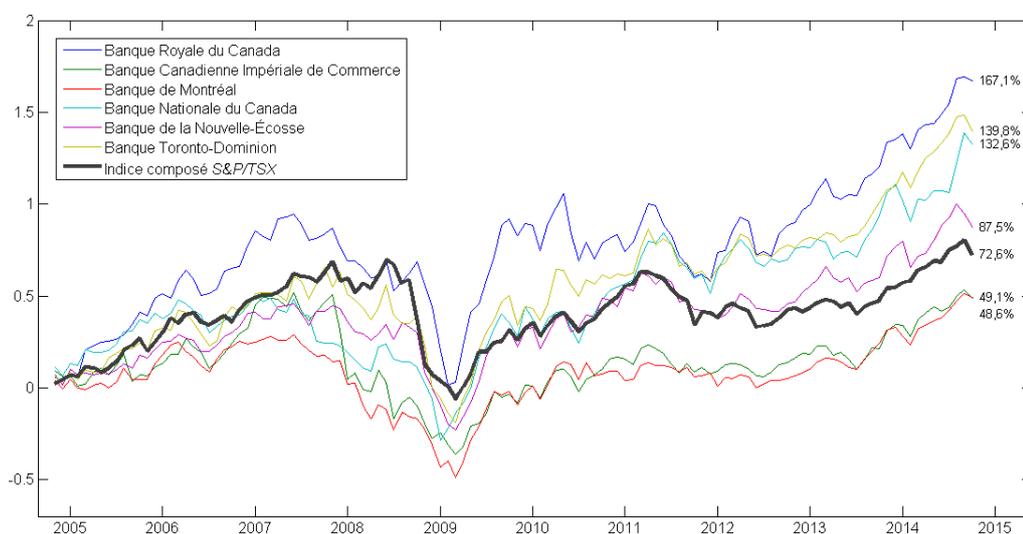


Figure 1.1 – Rendements mensuels cumulatifs (excluant les dividendes et mesurés en dollars canadiens) des actions ordinaires des six plus grandes banques canadiennes en comparaison de l'indice composé *S&P/TSX* pour la période allant du 1^{er} octobre 2004 au 30 septembre 2014

Données : Bloomberg

À titre comparatif, la figure 1.2 expose les rendements boursiers cumulatifs de l'indice *MSCI World* et de plusieurs grandes banques non canadiennes sur la même période. Entre le 1^{er} octobre 2004 et le 30 septembre 2014, quatre des six plus grandes banques canadiennes présentent des rendements cumulatifs nettement supérieurs à ceux des indices *S&P/TSX* et *MSCI World*, respectivement. À l'inverse, aucune des grandes banques non canadiennes ne surperforme largement l'indice *MSCI World* sur la même période. En outre, les rendements boursiers cumulatifs de quatre des six plus grandes banques canadiennes sont

nettement supérieurs à celui de la banque non canadienne la plus performante parmi celles présentées.

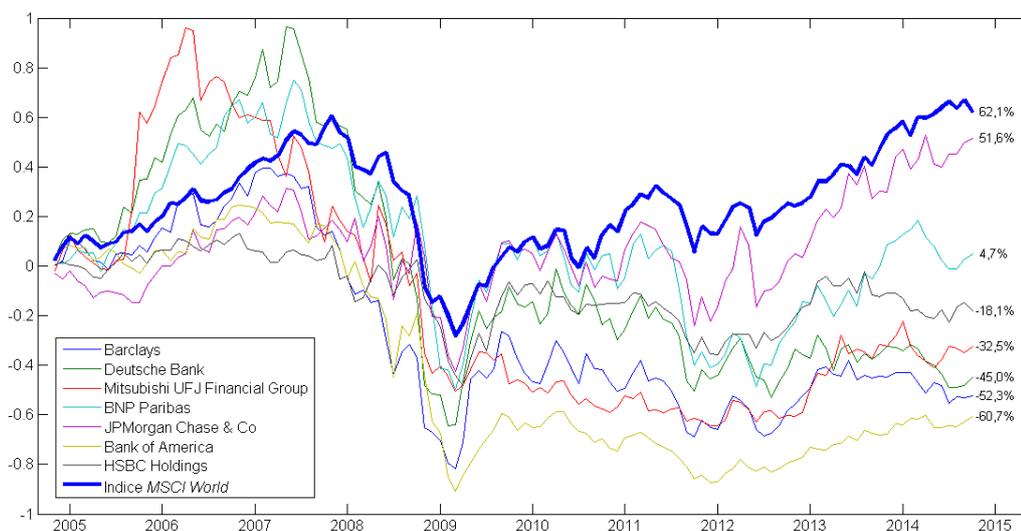


Figure 1.2 – Rendements mensuels cumulatifs (excluant les dividendes et mesurés en devise locale) des actions ordinaires de grandes banques non canadiennes en comparaison de l'indice *MSCI World* pour la période allant du 1er octobre 2004 au 30 septembre 2014

Données : Bloomberg

Dès lors, compte tenu de ces observations, les rendements excédentaires des grandes banques canadiennes (REGBC) –compris comme la performance boursière en excès d'un indice boursier représentatif du marché– semblent tout aussi évidents qu' uniques en leur genre. Il est à noter qu'un tel constat est d'autant plus vérifié que l'horizon temporel de calcul des rendements cumulatifs augmente.

Pour autant, quand et comment ces rendements excédentaires se manifestent-ils ? Plus encore, comment un gestionnaire de portefeuille peut-il ajuster son allocation tactique pour profiter de façon optimale de l'attractivité a priori manifeste des titres bancaires canadiens ? De telles questions soulèvent plusieurs pistes de réflexion. Dans le présent travail de recherche, nous nous focalisons sur l'une d'entre elles. En conséquence, nous nous demandons dans quelles circonstances macroéconomiques les grandes banques canadiennes surperforment l'indice composé *S&P/TSX*. Ces circonstances pourraient alors suggérer la surpondération du secteur bancaire dans les portefeuilles d'investissement sous gestion. Pour tenter de répondre à cette interrogation, nous étudions les différentes possibilités de comouvement entre les REGBC et le cycle économique. Aussi, nous portons

une attention particulière sur les relations entre les REGBC et les variations non anticipées de taux d'intérêt et entre les REGBC et les variations de prix des matières premières (MP).

La démarche méthodologique du présent travail de recherche consiste à estimer plusieurs sous-spécifications d'un modèle économétrique inspiré du modèle de marché à deux facteurs (Flannery et James, 1984 et Akella et Greenbaum, 1992, entre autres). Un premier ajustement consiste à substituer la variable dépendante (VD) de performance boursière brute par différents indicateurs de surperformance boursière d'un portefeuille équilibré, rééquilibré trimestriellement et composé des actions des six plus grandes banques canadiennes. Ces indicateurs sont, pour la plupart, ajustés pour le risque et inspirés de la mesure M-quadratique proposée par Modigliani et Modigliani (1997). Un second ajustement consiste à ajouter des variables indépendantes (VI) susceptibles de suivre plus ou moins rigoureusement le cycle économique ainsi que des VI de variations de prix des MP. Les sous-spécifications du modèle sont estimées selon une méthode de régression robuste de type *M-estimator*.

La littérature portant spécifiquement sur la performance bancaire, au Canada ou dans d'autres pays, se concentre majoritairement sur les déterminants spécifiques¹ de la rentabilité des banques (Short, 1979, Bourke, 1989, Molyneux et Thornton, 1992, Demirgüç-Kunt et Huizinga, 1999, Poghosyan et Hesse, 2009, Ratnovski et Huang, 2009, entre autres). Les variables macroéconomiques n'y sont généralement considérées que comme de simples éléments de contrôle. De plus, un gestionnaire de portefeuille souhaitant affiner sa stratégie d'allocation tactique vis-à-vis du secteur bancaire canadien devrait davantage se fier aux facteurs de REGBC qu'à des facteurs de performance comptable. Pour ces raisons, les VD du modèle économétrique proposé sont agrégées et calculées directement à partir de données boursières.

La procédure empirique du présent travail de recherche est conduite à partir de données boursières et macroéconomiques canadiennes couvrant la période de

¹ Par *déterminants spécifiques*, il faut ici comprendre à la fois facteurs propres à chaque banque (par exemple, le ratio de capitalisation, le risque de crédit ou le risque de liquidité) et facteurs propres à la structure du marché bancaire domestique (par exemple, la concentration du marché ou la réglementation).

1983 à 2014. Les résultats empiriques sont principalement en faveur d'un comouvement négatif entre les REGBC et le cycle économique contemporain. Cette relation, asymétrique, tiendrait uniquement dans des circonstances macroéconomiques moroses (i.e. un écart de production négatif et/ou une croissance négative du produit intérieur brut (PIB) réel). Dans le même esprit, nous montrons qu'en moyenne lorsque les prix à terme de l'or et, à un degré moindre, du pétrole diminuent, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX*.

Ces résultats tiennent lorsque l'indicateur de REGBC est ajusté respectivement pour le risque total, le risque baissier et, à un degré moindre, le risque systématique. Nous stipulons que de telles relations trouvent leur fondement dans le phénomène *flight-to-safety* (*FTS*). Le caractère *safe* d'un titre de propriété d'une grande banque canadienne émanerait alors d'une garantie implicite *Too-Big-To-Fail* (*TBTF*) de la part du gouvernement fédéral canadien. Aussi, il est à noter que les épisodes de *FTS*, tels que nous les définissons, sont redondants, ce qui expliquerait pourquoi les REGBC tendent à se prolonger dans le temps.

La suite de ce travail s'articule comme suit. Dans un chapitre de mise en contexte, nous proposons une revue de diverses caractéristiques pouvant justifier l'attractivité du secteur bancaire canadien, une recension des écrits portant sur les facteurs macroéconomiques de performance bancaire ainsi qu'une discussion portant sur différentes mesures de performance et de surperformance bancaire. Puis, une mise en perspective des éléments précédemment avancés nous permet de formuler plus en détail la question de recherche et les différentes hypothèses qui en découlent. Par la suite, nous développons un cadre méthodologique pour tester ces hypothèses. Les résultats empiriques sont ensuite discutés et interprétés. Dans un dernier chapitre, nous concluons la présente étude.

2. MISE EN CONTEXTE ET REVUE DE LITTÉRATURE

Dans une première section, nous prenons soin de préciser les différentes caractéristiques du marché bancaire canadien ainsi que leur impact sur la performance des grandes banques canadiennes. Ultimement, nous constaterons que, sur de longs horizons temporels, la performance boursière des grandes banques canadiennes est particulièrement élevée comparativement à certaines balises. La spécificité du marché bancaire canadien et des grandes banques qui le composent constitue une explication crédible à cette performance excédentaire à long terme. Néanmoins, sur des horizons plus courts, la performance boursière des grandes banques canadiennes n'est pas continuellement supérieure à celle du marché.

Dès lors, nous suggérons que certaines configurations macroéconomiques mettent en exergue la position préférentielle des grandes banques canadiennes sur leur marché domestique. Nous proposons donc, dans la section suivante, une recension des écrits portant sur les différents facteurs macroéconomiques ayant un lien potentiel avec la performance brute des banques. Les REGBC représentent la portion de rendements bruts en excès de la performance boursière du marché domestique. En ce sens, compte tenu des particularités du marché bancaire canadien, nous dégageons, à la fin de cette deuxième section, plusieurs mécanismes par lesquels certaines circonstances macroéconomiques pourraient favoriser un tel excédant.

Enfin, dans une troisième section, nous proposons une décomposition de mesures de surperformance boursière ajustées pour le risque ; nous utiliserons certaines d'entre elles dans la suite de ce travail de recherche.

2.1.Particularités du marché bancaire au Canada

Tout d'abord, nous présentons les points importants de la réglementation régissant le fonctionnement du marché bancaire canadien, ce qui nous mènera à une discussion portant sur la structure de ce dernier. Dans la continuité des éléments mis en avant dans les deux premières sous-sections, nous évoquons finalement les impacts –potentiels ou avérés– de la réglementation et de la structure de marché sur la performance agrégée des grandes banques canadiennes.

2.1.1. Réglementation

Implicitement, les banques canadiennes sont réglementées à deux niveaux. D'une part, les Accords de Bâle constituent un cadre réglementaire international que les banques canadiennes sont forcées de respecter. Ces accords sont articulés autour de trois piliers, à savoir la suffisance de capital, la supervision et la discipline de marché. D'autre part, les autorités publiques canadiennes fixent les règles de fonctionnement général du système financier domestique. Elles peuvent se réserver le droit de renforcer les normes internationales en vigueur.

Roy et al. (2011) suggèrent que l'architecture des institutions publiques de régulation et de supervision du secteur financier constitue une des forces du modèle canadien. Elle s'articule autour du Ministère des Finances, de la Banque du Canada, du Bureau du surintendant des institutions financières (BSIF), de la Société d'assurance-dépôts du Canada (SDAC), de l'Agence de la consommation en matière financière du Canada (ACMFC) et de la Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL). Le principe sous-jacent à une telle structure est « une fonction générale pour une institution » de sorte que les conflits d'intérêts inhérents à la concurrence entre institutions et/ou à l'atteinte d'objectifs multiples et potentiellement incompatibles peuvent être évités. Les tâches respectives qui incombent à ces institutions sont résumées dans le tableau 2.1.

Tableau 2.1 : Les principales tâches des institutions publiques de régulation et de supervision du secteur financier canadien

Institutions	Tâches principales
Ministère des Finances	<p>« [Préparer le] budget fédéral et la mise à jour des projections économiques et financières. »^a</p> <p>« [Préparer le] Rapport financier annuel du gouvernement du Canada et, en collaboration avec le Secrétariat du Conseil du Trésor du Canada et le receveur général du Canada, [les] Comptes publics du Canada. »^a</p> <p>« [Élaborer des] lois et [des] politiques fiscales et tarifaires. »^a</p> <p>« [Gérer les] emprunts fédéraux sur les marchés financiers. »^a</p> <p>« [Concevoir et administrer les] principaux paiements de transfert fédéraux aux provinces et aux territoires. »^a</p> <p>« [Élaborer des] politiques et [des] lois pour le secteur financier. »^a</p> <p>« [Représenter le] Canada au sein de diverses institutions et de divers groupes financiers internationaux. »^a</p>
Banque du Canada	<p>« Préserver la valeur de la monnaie en maintenant l'inflation à un niveau bas, stable et prévisible. »^b</p> <p>« Assurer [...] la sûreté et l'efficacité des principaux dispositifs du système financier. »^b</p> <p>« Fournir aux Canadiens des billets de banque qu'ils peuvent utiliser en toute confiance. »^b</p>
Bureau du surintendant des institutions financières	<p>« Rehausser la sûreté et la solidité du système financier canadien. »^c</p> <p>« Surveille[r] et régleme[n]te[r] les banques et les sociétés d'assurances, les sociétés de fiducie et de prêt, ainsi que les régimes de retraite privés de compétence fédérale. »^c</p>
Société d'assurance-dépôts du Canada	<p>« Protège[r] les épargnes des Canadiens et des Canadiennes en cas de faillite d'une banque ou d'une autre institution membre de la SADC. »^d</p>
Agence de la consommation en matière financière du Canada	<p>« Donner les moyens d'agir aux consommateurs canadiens de produits et services financiers. »^e</p> <p>« Promouvoir des pratiques responsables sur le marché financier. »^e</p>
Société canadienne d'hypothèques et de logement	<p>« Trouver des solutions novatrices aux problèmes actuels en matière d'habitation. »^f</p> <p>« Prévoir les besoins de demain. »^f</p> <p>« Améliorer la qualité de vie de tous les Canadiens. »^f</p>

Notes :

^a<http://www.fin.gc.ca/afc/index-fra.asp>

^b<http://www.banqueducanada.ca/grandes-fonctions/>

^c<http://www.osfi-bsif.gc.ca/Fra/Pages/default.aspx>

^d<http://www.sadc.ca/SADC/Fonction/Pages/default.aspx>

^e<http://www.fcac-acfc.gc.ca/fra/pages/home-accueil.aspx>

^f<https://www.cmhc-schl.gc.ca/>

On constate bien que ces dernières ont chacune un rôle unique, ce qui tend à promouvoir une saine collaboration. À ce titre, Knight (2012) stipule que tous les organismes gouvernementaux responsables de la stabilité et de l'efficacité du système financier canadien coopèrent étroitement au sein d'une structure de réglementation macroprudentielle particulièrement évoluée. Enfin, il est à noter que chaque province canadienne est dotée d'une autorité de réglementation du secteur financier chargée principalement d'encadrer les marchés financiers et d'assister les consommateurs.

Au Canada, La loi sur les banques constitue la pierre angulaire de la législation du système financier. Elle comporte une clause obligeant le gouvernement fédéral à revoir les lois tous les cinq ans. Une telle disposition vise à développer un système financier efficace, stable et compétitif à l'international. Roy et al. (2011) stipulent que La loi sur les banques contribue à renforcer la stabilité du système financier canadien : la réglementation peut être ajustée régulièrement, selon les évolutions de l'environnement macroéconomique et, *a fortiori*, sans provoquer de chocs.

Concrètement, dans un contexte de disparition graduelle des barrières à l'internationalisation de la finance à partir des années 1960, La loi sur les banques a permis aux autorités canadiennes de déréguler le système financier domestique plus rapidement qu'aux États-Unis (Knight, 2012). Dès 1980, dans la lignée de cette dérégulation des marchés financiers internationaux, les autorités canadiennes ont permis aux banques domestiques d'élargir leur champ d'activités. Par exemple, depuis la fin des années 1980, l'absorption par les banques des sociétés de fiducie, de prêts et de valeurs mobilières est autorisée au Canada. Dès lors, dans le cadre de ce processus de dérégulation, les banques canadiennes se sont « universalisées ».

Aussi, en réponse à la faillite de deux banques régionales d'importance mineure en 1985², le gouvernement canadien a créé le BSIF en 1987. En 1999, ce dernier exigeait des ratios de suffisance de capital bancaire de catégorie 1 et de capital bancaire total d'au moins 7 et 10 pour cent respectivement, alors même que

² Les deux banques régionales en question sont la Banque Commerciale du Canada et la Norbanque. Ensemble, ces deux institutions ne détenaient que 0,75% de l'ensemble des avoirs du système bancaire canadien. En dépit de tentative de recapitalisations, le gouvernement fédéral du Canada a finalement choisi de ne pas contrevenir à leur faillite respective.

l'Accord de Bâle II n'imposait que des valeurs de 4 et 8 pour cent. En outre, le BSIF insiste sur la qualité du capital de catégorie 1 puisque celui-ci doit être formé d'au moins 75 % d'actions ordinaires. Enfin, une contrainte de levier financier stipule que le ratio actif/fonds propres ne peut dépasser une valeur de 20.

Plus encore, suite à la crise financière de 2008, une série de mesures a été entreprise pour sécuriser le système financier canadien. Celles-ci se concentrent principalement sur le capital bancaire et le risque de crédit. D'une part, en tenant compte du « Dispositif applicable aux banques d'importance systémique intérieure » publié en 2012 par le Comité de Bâle sur le contrôle bancaire, le BSIF a identifié six banques d'importance systémique nationale (BISN)³. La détermination de l'importance systémique nationale d'une banque repose sur l'évaluation de trois critères généraux : la taille de l'institution, ses interconnexions et sa substituabilité. Étant donné les conséquences possibles que la faillite d'une BISN pourrait entraîner, les BISN sont assujetties à plusieurs mesures additionnelles. En particulier, à compter du 1^{er} janvier 2016, le BSIF exige des BISN un supplément de capitalisation en actions ordinaires de 1%. D'autre part, dans le but de réduire l'exposition des banques au risque de crédit, le Ministère des Finances a pris soin, depuis 2008, de prévenir le développement d'une bulle immobilière⁴. En ce sens, plusieurs mesures ont été prises pour durcir les conditions d'accès des ménages au marché hypothécaire⁵. Même si de telles mesures semblent avoir eu un coût économique à court terme, elles ont été jugées nécessaires pour assurer la viabilité du secteur financier à long terme ainsi que la solvabilité des prêteurs hypothécaires.

Par ailleurs, en vertu de la réglementation actuelle, la participation maximale d'une entité au capital d'une grande banque canadienne est limitée à 20% pour des actions avec droits de vote, et à 30% pour des titres de propriété sans droit de

³ Ces six banques sont la Banque Royale du Canada, la Banque Canadienne Impériale de Commerce, la Banque de Nouvelle-Écosse, la Banque de Montréal, la Banque Toronto-Dominion et la Banque Nationale du Canada

⁴ Roy (2013) indique qu'au 31 octobre 2012, les six plus grandes banques canadiennes détenaient une valeur de 817.6 milliards de \$ de prêts hypothécaires résidentiels par rapport à un total des prêts de toutes catégories de 1 735 milliards de \$, soit une proportion de 47.1%.

⁵ Parmi ces mesures, nous retenons notamment l'augmentation à 5% de l'apport initial minimal, la réduction de la période d'amortissement à 25 ans, la réduction à 80% du plafond de refinancement, la réduction du ratio de remboursement maximal de 44% à 39%, et l'exigence que les emprunteurs soient admissibles à un prêt hypothécaire d'une durée de 5 ans à taux fixe.

vote. Deux grandes considérations générales motivent l'obligation de la participation multiple. La première est que l'absence d'actionnaire dominant tend à faciliter le maintien du contrôle canadien des banques domestiques. Cette considération est jugée importante pour au moins trois raisons :

« [Les] institutions sous contrôle canadien :

- présentent des avantages pour la société par le truchement de leur contribution d'ordre philanthropique et de leur participation à la vie de la collectivité ;
- constituent un fondement propice à l'établissement de centres financiers canadiens, qui représentent des débouchés hautement spécialisés pour les Canadiens et sont une source importante de recettes fiscales pour les gouvernements ;
- sont jugées plus sensibles que les entreprises sous contrôle étranger au climat du marché canadien, surtout en cas de récession. » (Haggart, Laurin, Kieley, Smith et Wrobel, 2001)

La seconde renvoie la participation multiple qui tend à faciliter la séparation des activités financières et commerciales. L'idée sous-jacente est ici de limiter l'influence d'un actionnaire ayant des intérêts commerciaux et qui pourrait être tenté d'« inciter une banque à accorder des prêts qui ne seraient pas dans le meilleur intérêt des déposants ou des autres actionnaires » (Haggart et al., 2001). Avant le 14 juin 2001, la participation maximale d'une entité dans une grande banque canadienne était limitée à seulement 10% du capital total. À l'époque, les objectifs de la loi régissant la structure de propriété des banques visaient à augmenter le niveau de concurrence sur le marché bancaire canadien tout en promouvant la fiabilité et la sécurité du système financier domestique. L'élargissement de la définition de « participation multiple », découlant de l'adoption de nouvelles dispositions dans la Loi sur les banques, permet d'intégrer un objectif additionnel, celui de permettre aux grandes banques d'établir des alliances ou des coentreprises⁶. Parallèlement, le pouvoir discrétionnaire du ministre des Finances se voit renforcé : ce dernier peut décider de qui constitue un

⁶ *A priori*, cet élargissement de la définition de « participation multiple » atténue la volonté initiale du gouvernement d'augmenter le niveau de concurrence sur le marché bancaire.

propriétaire convenable pour une banque et même, dans certaines circonstances, décider de geler les avoirs d'une banque à participation jugée trop restreinte.

2.1.2. Structure

Système financier

La Banque du Canada indique que le rôle du système financier domestique consiste à contribuer au bien-être des Canadiens. À ce titre, il est possible, par l'entremise d'un système financier solide, d'épargner, d'emprunter, d'investir ou d'acheter et de vendre au moyen de cartes de débit ou de crédit, de chèques ou d'argent électronique. Le système financier canadien est composé d'institutions financières, de marchés financiers et de systèmes de paiement, de compensation et de règlement. Selon le Fonds monétaire internationale (FMI), le système financier canadien est pleinement développé, très évolué et bien géré. Plus encore, pour établir un lien avec la sous-section précédente, nous notons que le FMI conclut que « la stabilité financière du pays repose sur de saines politiques macroéconomiques et un cadre de contrôle et de réglementation prudentielle robuste, et que l'assurance-dépôts et les mécanismes de gestion des crises et de résolution des défaillances dont il s'est doté sont bien conçus » (Banque du Canada, 2012). Ces conclusions du FMI font écho aux indicateurs de gouvernance de la Banque Mondiale. En particulier, le sous-indice mesurant la qualité de la réglementation au Canada était en croissance entre 1996 et 2013. Sa valeur atteignait 1.71 en 2013, soit le onzième meilleur total mondial, devant des pays comme les États-Unis, la France ou le Japon. Néanmoins, ces résultats probants sont à nuancer avec les classements fournis par *The Heritage Foundation* (2015). Si, en 2013, elle plaçait le Canada au sixième rang des pays les plus libres d'un point de vue économique général, le Canada était loin de figurer en tête de liste pour les sous-indices relatifs à l'efficacité de la réglementation⁷. Un tel constat est confirmé par les classements proposés en 2014 et 2015.

⁷ Ces sous-indices sont la *Business Freedom*, la *Labor Freedom* et la *Monetary Freedom* (cf. The Heritage Foundation, 2015).

Par ailleurs, Ratnovski et Huang (2009) suggèrent que le niveau de dépôt de base (*core deposits*)⁸ des grandes banques canadiennes est plus élevé que celui des grandes banques de pays développés. Ils expliquent ce surplus par la capacité des grandes banques canadiennes à fournir un service direct de gestion de patrimoine par l'intermédiaire de fonds communs de placement exclusifs. En effet, les grandes banques canadiennes ont tendance à être historiquement plus universelles que leurs pairs américains, entre autres. Plus encore, la compétition émanant de véhicules d'investissements alternatifs semble plus faible au Canada qu'ailleurs dans le monde. Une telle position est confirmée par Roy et al. (2011). Parallèlement, les autorités canadiennes appliquent des restrictions sur le financement à très court terme des banques dont la proportion de financement de gros (*wholesale funding*) dépasse 10% du financement total.

Aussi, comparativement à son équivalent américain, le système financier canadien est beaucoup plus orienté sur les banques que sur le marché. En 2008, les dépôts, prêts et actifs bancaires en pourcentage du PIB, étaient *grosso modo* deux fois supérieurs au Canada qu'aux États-Unis ; inversement, la proportion de titrisation était trois fois plus élevée aux États-Unis (Roy et al., 2011). Calmès et Liu (2009) apportent toutefois quelques précisions à ce sujet et montrent que la structure financière du Canada tend à s'orienter de plus en plus vers les marchés de capitaux. Cette mutation serait associée à l'évolution de la réglementation depuis les années 1980.

Enfin, les ménages canadiens sont moins incités à emprunter qu'au sud de la frontière : les intérêts hypothécaires ne sont pas déductibles d'impôts au Canada, contrairement aux États-Unis. À ce titre, Roy et al. (2011) indiquent que le capital des propriétaires canadiens représentait 70% des actifs immobiliers totaux en 2008; pour les propriétaires américains, cette proportion passait à 45%. Plus encore, la dette des ménages s'élevait, en 2008, à 120% du revenu disponible au Canada contre 190% aux États-Unis. En fait, au Canada, l'emprunt n'est pas déductible d'impôt pour éviter la propagation des prêts hypothécaires à risque (*subprimes mortgages*) dans les portefeuilles de crédit des banques domestiques. En somme, le marché de l'immobilier canadien est très conservateur et peu risqué.

⁸ Les dépôts de base sont inférieurs à 100 000\$, nettement moins volatiles que les dépôts de gros, et entièrement assurés par la SADC.

Pour confirmer ce point, Ratnovski et Huang (2009) mentionnent que 30% des hypothèques canadiennes sont titrisées et seulement 3% d'entre elles sont à risque ; à titre de comparaison ces proportions s'élèvent respectivement à 60% et 15% aux États-Unis.

Concentration et compétitivité du marché bancaire

Six grandes banques dominent le marché canadien⁹. À elles seules, ces institutions représentent plus de 90% de l'actif bancaire du pays. En termes de dépôts bancaires, quatre banques canadiennes détiennent environ 70% des parts de marché¹⁰. Les mesures officielles de l'indice d'Herfindhal-Hirschmann (IHH) indiquent que le niveau de concentration du marché bancaire canadien se situerait à un degré qualifié de « moyen à élevé » (Allen et Engert, 2007). Gottheil (2013) nuance ce constat et indique que l'IHH du secteur bancaire canadien est tout simplement hors norme. Pour autant, Allen et Engert (2007) insistent sur le fait qu'un indicateur de concentration est peu informatif lorsqu'il est considéré indépendamment de l'intensité concurrentielle. En effet, la croyance traditionnelle selon laquelle le niveau de concurrence est faible dans un secteur très concentré – le paradigme Structure-Conduite-Performance – n'est pas clairement vérifiée empiriquement. En l'occurrence, Bikker et Haaf (2002) et Claessens et Laeven (2005) trouvent des résultats contradictoires quant à la relation entre concentration et concurrence. Pour expliquer cette ambivalence, Claessens et Laeven (2005) introduisent la notion de contestabilité. Celle-ci peut être interprétée comme la propension d'une banque évoluant dans un marché concentré à accroître sa compétitivité et son efficacité compte tenu de l'arrivée potentielle de nouveaux concurrents. Il est possible qu'un marché concentré soit compétitif si la réglementation promeut l'ouverture de ce dernier et la réduction des barrières à l'entrée ou à la sortie. Dans le contexte canadien, la considération du concept de contestabilité apparaît souhaitable, dans la mesure où l'IHH du secteur bancaire

⁹ Ces six grandes banques sont la Banque Royale du Canada, la Banque Canadienne Impériale de Commerce, la Banque de la Nouvelle-Écosse, la Banque de Montréal, la Banque Toronto-Dominion et la Banque National du Canada.

¹⁰ Les quatre banques en question sont la Banque Royale du Canada, la Banque Canadienne Impériale de Commerce, la Banque de la Nouvelle-Écosse et la Banque Toronto-Dominion.

ne tient pas compte des pressions concurrentielles émanant des coopératives de crédit, des caisses populaires¹¹ et des compagnies d'assurance.

Deux alternatives existent pour mesurer l'intensité concurrentielle d'un marché : l'indice de Lerner (1934) et la statistique H de Panzar et Ross (1987). Le premier s'exprime comme le ratio de la différence du prix et du coût marginal sur le prix. Dans un marché parfaitement compétitif, le prix est égal au coût marginal de sorte que l'indice de Lerner est égal à zéro. Ainsi, plus l'indice de Lerner est élevé, moins le marché est compétitif. La statistique H, quant à elle, est définie comme la somme des élasticités des revenus par rapport aux intrants. Elle est également utilisée comme une mesure de degré de contestabilité. Dans un marché parfaitement concurrentiel, elle devrait être égale à 1. Dans un marché sans concurrence (i.e. un monopole), elle devrait être inférieure à 0. Une statistique H entre 0 et 1 indique une concurrence monopolistique et donc imparfaite, chaque firme détenant un certain pouvoir de marché. Enfin, la statistique H n'a de significativité précise que si elle est évaluée dans un marché à l'équilibre.

Roy et al. (2011) évaluent l'indice de Lerner moyen des six plus grandes banques canadiennes à 15.1%, ce qui semble suggérer un marché relativement concurrentiel¹², bien que concentré. En s'inspirant des travaux de Panzar et Ross (1987), plusieurs chercheurs (Nathan et Neave, 1989, Shaffer, 1993, Bikker et Haaf, 2002 et Claessens et Laeven, 2004) arrivent à une conclusion similaire¹³ : le marché bancaire canadien serait caractérisé par une concurrence monopolistique. Néanmoins, Bikker, Spierdijk et Finnie (2006) considèrent que les statistiques H obtenues par les auteurs susmentionnés sont surestimées puisque la méthodologie de calcul est mal appliquée, et ce, de façon systématique¹⁴. Leurs propres calculs indiquent que la statistique H du marché bancaire canadien entre 1987 et 2004 serait en fait égale à -0.001. Ce résultat est toutefois jugé peu précis puisque des tests préliminaires indiquent que le marché canadien n'était pas à l'équilibre durant la période d'analyse. En considérant la méthode de calcul alternative

¹¹ Les coopératives sont très présentes dans certaines régions du Canada, en particulier en Colombie-Britannique, en Saskatchewan et au Québec.

¹² A titre de comparaison, Roy et al. (2011) évalue à 23.1% l'indice de Lerner moyen des 17 plus grandes banques américaines.

¹³ Les valeurs de la statistique H trouvées par Nathan et Neave (1989), Shaffer (1993), Bikker et Haaf (2002) et Claessens et Laeven (2004) oscillent entre 0.56 et 1.06.

¹⁴ Allen et Liu (2007) discutent de ce problème en profondeur.

proposée par Bikker et al. (2006), Allen et Liu (2007) suggèrent que la statistique H du marché bancaire canadien se situe entre 0.18 et 0.35 pour la période allant de 2000 à 2006. De tels résultats, jugés plus fiables, sont confirmés par Bikker, Spierdijk et Finnie (2007), qui établissent une statistique H à 0.20 pour l'année 2004. En somme, même si Allen et Engert (2007) pointent les désaccords des spécialistes quant aux interprétations linéaires de la statistique H, force est de constater que les travaux récents portent à croire que le marché bancaire au Canada est faiblement contestable, en plus d'être particulièrement concentré.

Dans un tel contexte, on peut alors se demander comment se manifeste le pouvoir de marché dont semblent disposer les grandes banques canadiennes. Deux théories opposées prédominent.

D'une part, « l'hypothèse de la vie tranquille » de Sir John Hicks (1935) suggère qu'une firme détenant du pouvoir de marché ne cherchera pas uniquement à faire grimper ses profits, mais tentera également de réduire son exposition au risque. Dans cet esprit, en comparaison d'une configuration de compétition parfaite, Rhoades et Rutz (1982) indiquent qu'une entreprise peu concurrencée dispose d'une infinité de combinaisons efficaces associant diminution de risque et augmentation de rendement. Roy (2013) tend à penser que les gestionnaires de banques détenant du pouvoir de marché sont tentés de privilégier les combinaisons axées sur la diminution du risque plus que sur l'augmentation de rendement. Il invoque plusieurs raisons pour justifier son propos. Une augmentation de rendement est plus facilement perceptible par le public et les régulateurs qu'une diminution de risque. Plus encore, l'acceptation sociale de rendements excédentaires est nettement moins certaine que celle d'une réduction de la prise de risque. Par ailleurs, contrairement aux actionnaires, les gestionnaires disposent d'un capital humain non diversifié, ce qui peut limiter leur propension à prendre des risques. En somme, le pouvoir de marché des grandes banques canadiennes pourrait constituer un gage de stabilité pour l'ensemble du système bancaire domestique.

D'autre part, la théorie économique moderne propose une vision bien différente : un marché bancaire concentré et, *a fortiori*, peu compétitif est plus instable. Compte tenu de leur pouvoir de marché, les banques fixent des tarifs élevés qui

peuvent potentiellement mettre en exergue les phénomènes d'aléa moral¹⁵ et/ou de sélection adverse¹⁶.

Dans ce débat théorique, Berger, Klapper et Turk-Ariss (2008) adoptent une position nuancée, preuves à l'appui : si les banques disposant d'un plus grand pouvoir de marché ont empiriquement un risque global plus faible, leur portefeuille de crédit est généralement plus risqué. De hauts ratios de capitalisation pourraient expliquer une telle ambivalence.

En tout état de cause, la présente discussion et les éléments de réglementation mis en avant dans la sous-section précédente doivent nous permettre de mieux comprendre la performance agrégée des grandes banques canadiennes.

2.1.3. *Performance des grandes banques canadiennes*

Knight (2012) indique qu'à l'aube de la crise financière de 2008, l'évolution de la réglementation a fait du marché bancaire canadien un système bien capitalisé, peu complexe, faiblement interconnecté, supervisé de près, géré avec prudence et financé localement de façon stable. Toutefois, en renforçant le caractère oligopolistique du marché bancaire canadien, la dérégulation a, selon lui, grandement contribué à rendre les six plus grandes banques canadiennes *TBTF*. En fait, les autorités canadiennes de régulation et de supervision du marché bancaire font face un dilemme complexe¹⁷. D'une part, elles peuvent promouvoir la concurrence au sein du système bancaire, de façon à optimiser l'offre de crédit et ainsi améliorer le bien-être des consommateurs. Plus de concurrence impliquerait une prise de risque plus élevée des banques et, *a fortiori*, une complexification du système financier. Or un système complexe peut devenir particulièrement instable en temps de crise (Knight, 2012). D'autre part, les autorités canadiennes ont la possibilité de promouvoir la stabilité du système

¹⁵ Par exemple, l'aléa moral peut se manifester par une prise de risques inconsidérée des gestionnaires de compte, au motif que la banque dispose d'un pouvoir de marché.

¹⁶ Seuls les mauvais créditeurs emprunteraient à la banque ; les bons emprunteurs se sentiraient, eux, lésés par les tarifs élevés.

¹⁷ Ce dilemme force les autorités canadiennes à trancher entre stabilité du système et bien-être du consommateur, deux notions *a priori* incompatibles. Ainsi, en favorisant la stabilité, les autorités peuvent être saluées pour leur volonté de sécuriser le système financier ; parallèlement, on peut leur reprocher de ne pas considérer suffisamment le bien-être du consommateur. Cette ambivalence constitue une explication possible des conclusions divergentes émanant respectivement de la Banque Mondiale et de *The Heritage Foundation* concernant la qualité de la réglementation canadienne.

bancaire domestique, au détriment du bien-être des consommateurs. Depuis plusieurs dizaines d'années, c'est cette deuxième alternative qui semble privilégiée. Ultimement, il en résulte une structure de marché concentrée induite par l'évolution de la réglementation. Une telle structure se traduit par un pouvoir de marché des grandes banques canadiennes et par une garantie implicite *TBTF* du gouvernement fédéral. Ces deux éléments devraient favoriser la bonne performance des grandes banques canadiennes.

Ainsi, en nous appuyant sur les éléments mis en avant dans les deux sous-sections précédentes, nous présentons la performance des grandes banques canadiennes selon plusieurs grands axes : le respect des normes internationales, la stabilité, la résilience, la rentabilité par rapport à la prise de risque, la croissance, le profit économique net, l'impact potentiel de la structure de propriété sur la compétitivité des institutions bancaires et, enfin, la valorisation empirique par le marché.

Respect des normes internationales

Un premier indicateur de performance bancaire est le respect des normes internationales : des institutions performantes ne devraient pas avoir de difficultés à satisfaire les exigences du Comité de Bâle sur le contrôle bancaire.

Du fait d'une stricte réglementation locale, les grandes banques canadiennes n'ont pas d'historique de rappel à l'ordre de la part du Comité. En 2014, leur ratio de capitalisation dépassait largement les normes internationales. Plus encore, cinq des six plus grandes banques canadiennes étaient prêtes à satisfaire les exigences de l'Accord de Bâle III de 2015, dès le début de l'année 2014 (Kutum et Hussainey, 2014).

Stabilité

Depuis plus de 70 ans, le secteur bancaire au Canada ne présente aucun historique de sauvetage gouvernemental et apparaît donc comme particulièrement stable¹⁸. Plusieurs auteurs suggèrent qu'il bénéficie d'une garantie implicite de la part du

¹⁸ Il faut toutefois rappeler que deux petites banques de l'Ouest canadien –la Banque Commerciale du Canada et la Norbanque– ont fait faillite en 1985.

gouvernement depuis le milieu des années 1920, et ce, même si la SADC¹⁹ n'existe que depuis 1967 (Kane et Wilson, 2002, Brean, Kryzanowski et Roberts, 2011). Dans les faits, suite à la faillite d'une banque canadienne majeure en 1923²⁰, les gouvernements successifs se sont portés garants de fusions forcées plutôt que de se soustraire à accepter la faillite de banques en difficulté; ce qui se serait traduit par une garantie implicite *TBTF* pour les grandes banques survivantes (Beyhaghi, D'Souza et Roberts, 2013). En illustration, durant la Grande Dépression des années 1930, aucune banque canadienne n'a fait faillite en dépit de cas d'insolvabilité supposément manifestes (Kryzanowski et Roberts, 1993, 1999). Plus encore, la dérégulation financière initiée dès le début des années 1960 au Canada a favorisé l'émergence d'un nombre restreint de grandes institutions, au détriment du développement de la concurrence émanant de plus petits établissements bancaires. Cette stratégie gouvernementale, combinée au déploiement de solides réseaux de succursales à l'échelle nationale, est à l'origine de la structure actuelle du marché bancaire canadien, marquée par la domination sans appel de six grandes banques. Selon Beyhaghi et al. (2013), le phénomène *TBTF* explique cet historique de stabilité. Ils montrent que les six plus grandes banques canadiennes profitent d'un avantage de financement de l'ordre de 80 points de base pour les dépôts et de 70 points de base pour la dette subordonnée. Ils suggèrent également que le taux de financement par dette subordonnée est sujet à une certaine discipline de marché, ce qui ne semble pas être le cas pour les créances prioritaires. De tels résultats mettent en évidence le phénomène *TBTF* sur le marché de la dette. Cette garantie *TBTF* constitue alors une barrière à l'entrée non négligeable, ce qui corrobore le concept de faible contestabilité du marché bancaire canadien.

Résilience

Plusieurs articles associent la résilience du secteur bancaire canadien à des facteurs structurels, sans forcément attirer l'attention sur un éventuel effet *TBTF*. Wagster (2012) prend le contre-pied de Kryzanowski et Roberts (1993, 1999) et affirme que les banques canadiennes ont plutôt bien résisté à la Grande

¹⁹ La SADC offre une garantie explicite des dépôts de base –inférieurs à 100 000\$– en cas de faillite bancaire.

²⁰ L'institution en question est la Home Bank.

Dépression en raison d'une accumulation de capital au cours des années 1920. Dans les années 1930, elles détenaient même plus de capital de catégorie 1 que ne le requiert aujourd'hui l'Accord de Bâle III. En outre, pour Ratnovski et Huang (2009), la grande résilience des banques canadiennes durant la crise du crédit de 2008 est attribuable à une proportion élevée de financement en dépôt de base (comparativement au financement en dépôt de gros), de bons ratios de capitalisations et de liquidité, ainsi qu'un certain nombre de facteurs réglementaires et structurels qui ont réduit l'incitation à prendre des risques excessifs. Knight (2012) pointe, quant à lui, le caractère peu complexe du système bancaire domestique, la prudence des Canadiens et la réglementation très conservatrice pour expliquer la résilience des banques canadiennes durant l'épisode noir de 2008.

Rentabilité et prise de risque

Selon Knight (2012), les banques canadiennes sont, certes, plus robustes aux chocs macroéconomiques non attendus que les banques non canadiennes du fait des exigences de capitalisation particulièrement élevées que leur impose le BSIF. Toutefois, il nuance son propos en indiquant que les hauts ratios de capitalisation des banques canadiennes devraient se traduire par des cibles de rendements de capitaux propres (RCP) plus faibles qu'aux États-Unis, entre autres. Il ajoute que de faibles RCP sont soutenables au Canada dans la mesure où la loi sur les banques préconise la participation multiple. Une telle disposition rend l'acquisition d'une banque canadienne par une institution étrangère virtuellement impossible. Ce raisonnement théorique apparaît, somme toute, assez logique. Toutefois, les résultats empiriques que fournit Roy (2013) ne semblent pas corroborer la proposition de Knight. En effet, en 2012, s'il ne semble pas y avoir de différence importante dans les niveaux de capitalisation des grandes banques canadiennes et américaines ; le RCP moyen des six plus grandes banques canadiennes atteignait 19% contre 7.3% pour le RCP moyen des quatre plus grandes banques américaines. Plus encore, Roy montre que les grandes banques canadiennes ont tendance à être moins risquées que leurs pairs américains. Des données comptables (les ratios des prêts douteux) et boursières (les coefficients bêta de risque systématique par rapport à l'indice de la bourse de New York) permettent d'arriver à cette conclusion. De tels résultats ne sont pas sans rappeler

« l'hypothèse de la vie tranquille » de Hicks (1935), à ceci près que la plus faible prise de risque des grandes banques canadiennes est accompagnée d'un RCP moyen nettement plus élevé qu'aux États-Unis. Dès lors, en accord avec les éléments avancés par Hicks (1935) et Rhoades et Rutz (1982), les grandes banques canadiennes semblent profiter de l'environnement peu concurrentiel dans lequel elles évoluent pour réduire leur exposition au risque sans toutefois renoncer à l'intégralité du rendement excédentaire maximal qu'elles peuvent potentiellement générer grâce à leur pouvoir de marché.

Si les banques canadiennes semblent moins risquées que leurs pairs à l'étranger et, en particulier, aux États-Unis, il reste à déterminer comment évolue la prise de risque des banques canadiennes. Dans cet esprit, Calmès et Liu (2009) indiquent que la variance de la croissance du revenu d'exploitation agrégé des banques canadiennes augmente du fait de la contribution croissante du revenu autre que d'intérêts. Or, ce dernier, généré par l'intermédiaire des marchés de capitaux, ne se traduirait pas nécessairement par des bénéfices de diversification explicites. Plus encore, Calmès et Théoret (2010) suggèrent que, depuis 1997, le revenu autre que d'intérêts généré par des activités hors bilan semble faire émerger une prime de risque supplémentaire.

Croissance

La croissance est un élément important de la performance bancaire, car elle mesure le dynamisme et la compétitivité d'une organisation. Au cours de ces dernières années, la croissance des actifs des grandes banques canadiennes semble supérieure à celle des banques américaines. Néanmoins, bien que le progrès technologique et l'évolution de la réglementation aient permis aux banques canadiennes de réduire leur coût d'exploitation entre 1983 et 2003, Allen et Liu (2007) rejettent l'hypothèse de rendements constants à l'échelle : en moyenne, une banque canadienne pourrait réaliser des économies de coût d'au moins de 6% en doublant son volume d'exploitation. De tels résultats confirment l'idée selon laquelle les grandes banques canadiennes utilisent leur pouvoir de marché pour réduire leur risque : les possibilités d'investissement et, *a fortiori*, de croissance, sources de risque, ne semblent pas être exploitées à leur plein potentiel. Plus encore, Allen et Liu (2007) ajoutent que l'efficience-coût des grandes banques est

supérieure à celle des petites banques. Un tel résultat peut être interprété comme une barrière à l'entrée assez manifeste, ce qui corroborerait, une fois encore, le concept de faible contestabilité du marché bancaire canadien.

Profit économique net

Selon la théorie économique moderne, une firme présente sur un marché en libre concurrence devrait avoir un profit économique net (PEN) nul à long terme. Autrement dit, le potentiel de création de valeur économique d'une firme sur un marché en libre concurrence est limité et, qui plus est, amené décroître.

En 2013, la Banque de Montréal (BMO) publiait, dans son rapport annuel, une analyse de PEN. En 2013, ce dernier atteignait 1 298 millions de dollars contre 818 millions de dollars en 2010, d'autant plus que certaines hypothèses de calcul restaient très conservatrices. En particulier, la BMO calculait une charge au titre du capital à partir d'un coût du capital évalué à 10,5%, ce qui semble particulièrement élevé au regard du coefficient de risque systématique bêta de la BMO²¹. Sans conteste, la croissance du PEN depuis 2010 indique qu'il est peu probable que le marché bancaire canadien soit très concurrentiel. Nous mettons ici en évidence un autre argument en faveur de la faible contestabilité du marché bancaire canadien.

Il est à noter que, parmi les six plus grandes banques canadiennes, seule la BMO a présenté une analyse de PEN dans son rapport annuel de 2013. Une telle analyse n'est proposée dans aucun rapport annuel de grandes banques canadiennes en 2014. Ces observations confirment que l'acceptation sociale de rendements élevés dans un contexte de marché peu concurrentiel peut poser problème.

Aussi, l'obligation de participation multiple établie par le gouvernement fédéral permet une redistribution plus équitable des profits bancaires aux actionnaires. Une telle disposition semble cruciale dans la mesure où elle empêche un seul actionnaire de s'accaparer l'intégralité de profits réalisés dans un contexte de marché peu concurrentiel.

²¹ À ce titre, Roy (2013) évalue le bêta de la BMO par rapport à l'indice de la bourse de Toronto à 0,61. Une telle valeur implique, en accord avec le modèle d'évaluation d'actifs financiers, un rendement espéré nettement inférieur au rendement du marché. En ce sens, il est possible que le coût du capital de 10,5% choisi par la BMO soit surestimé.

Structure de propriété et compétitivité

Dans un article mis en ligne par la Banque du Canada, Lai et Solomon (2008) cherchent à déterminer si l'encadrement de la structure de propriété des banques limite la concurrence sur le marché bancaire et diminue la valeur des banques. Pour cela, ils formalisent les problèmes opérationnels associés aux restrictions en matière d'actionnariat via un modèle dont la solution repose sur la théorie des jeux²². En somme, celui-ci suggère, entre autres, que la présence de blocs de contrôle dans le secteur bancaire a deux conséquences, à savoir une augmentation de la concurrence sur le marché du crédit et une appréciation de la valeur des banques²³ par le recours à la dette « disciplinaire ». À la lumière de ces informations, les dispositions légales en vigueur au Canada semblent, de prime abord, aller à l'encontre du modèle proposé par Lai et Solomon (2008). D'une part, le plafonnement de la participation au capital des grandes banques canadiennes limite la formation de blocs de contrôle. D'autre part, les exigences en matière de ratio de capitalisation peuvent potentiellement restreindre les possibilités d'endettement.

Toutefois, un examen plus approfondi de la situation nuance cette première impression. La bonne rentabilité des grandes banques canadiennes se traduit par une accumulation de bénéfices réinvestis. Ces derniers constituent une source de capital de catégorie 1 et contribuent donc au maintien de hauts ratios de

²² Dans le cadre du modèle de Lai et Solomon (2008), le secteur bancaire est virtuellement composé de deux banques. S'ils en ont les moyens, les deux principaux actionnaires en présence peuvent prendre le contrôle de leur banque respective, auquel cas c'est à eux que revient le choix de la structure de capital. Lorsqu'un de ces actionnaires refuse ou échoue à prendre le contrôle d'une banque, les décisions relatives à la structure de capital reviennent alors au gestionnaire. Lai et Solomon établissent qu'un gestionnaire détenant le contrôle tend à contracter invariablement moins de dettes qu'un actionnaire détenant le contrôle, ce qu'ils justifient par le rôle disciplinaire de la dette: un actionnaire détenant le contrôle a recours à l'emprunt de façon à réduire le montant des flux de trésorerie que le gestionnaire peut s'approprier. Plus encore, un actionnaire ayant recours à l'endettement crée un effet stratégique sur le marché de crédit, à l'encontre de l'autre banque (Brander et Lewis, 1986) : si l'endettement de la banque rivale reste inchangé, une hausse des emprunts de l'une des banques incite celle-ci à octroyer davantage de prêts tout en amenant l'autre banque à en accorder moins. Une telle mécanique trouve son explication dans les fonctions de réaction à pente négative du jeu de Cournot. À l'équilibre symétrique de Nash, les deux banques émettent des emprunts, et chaque opération de crédit rapporte moins que si les deux établissements fusionnaient. Pour autant, une augmentation potentielle de l'endettement des deux banques aurait pour effet d'accroître leur valeur respective tout en augmentant le niveau de compétitivité du secteur bancaire.

²³ Il est à noter que la relation positive entre concentration actionnariale et valeur des banques est corroborée par Morck, Shleifer et Vishny (1988), Barclay et Holderness (1991) et Caprio, Laeven et Levine (2004), entre autres.

capitalisation exigés par la réglementation fédérale. En fonction de leur ampleur, ces bénéfices réinvestis permettent aux grandes banques de réduire les émissions de capital et/ou d'augmenter les émissions de dette « disciplinaires ». De plus, l'évolution de la réglementation semble indiquer un encadrement de moins en moins strict de la structure de propriété des banques canadiennes. En effet, depuis le 14 juin 2001, la participation d'une entité dans une grande banque canadienne ne doit pas dépasser 20% des titres avec droits de vote, contre 10% auparavant.

Par ailleurs, pour mieux cerner l'applicabilité du modèle de Lai et Solomon (2008) au marché bancaire canadien, nous proposons d'examiner la structure de propriété des grandes banques canadiennes. Une observation revient avec insistance : chaque grande banque canadienne détient une portion subséquente du capital de chacune de ses concurrentes²⁴. À ce titre, le tableau 2.2 présente la propriété croisée des grandes banques canadiennes au 31 décembre 2014.

Tableau 2.2 : La propriété croisée des grandes banques canadiennes, au 31 décembre 2014

Banques →						
Groupe de Propriétaires ↓	RY	TD	BNS	CM	BMO	NA
RY et principales filiales	5,11%	8,48%	8,47%	9,46%	8,57%	1,14%
TD et principales filiales	7,00%	3,16%	7,75%	10,32%	8,39%	1,53%
BNS et principales filiales	4,69%	3,89%	1,12%	4,74%	4,15%	0,15%
CM et principales filiales	5,45%	5,74%	5,56%	2,17%	5,90%	0,15%
BMO et principales filiales	4,61%	4,68%	4,71%	4,71%	2,38%	1,52%
NA et principales filiales	0,14%	0,17%	0,15%	0,16%	0,06%	0,07%
Total	27,00%	26,12%	27,76%	31,56%	29,45%	4,56%
Reste de l'actionariat	Diffus	Diffus	Diffus	Diffus	Diffus	Très Diffus

Données : Bloomberg

²⁴ Ce constat est toutefois plus nuancé pour la Banque Nationale du Canada, l'institution la plus petite, et de loin, parmi les six plus grandes banques canadiennes.

On constate que le capital des cinq plus grandes banques canadiennes est systématiquement détenu à plus de 25% par un groupe formé des cinq plus grandes institutions bancaires canadiennes ainsi que leurs principales filiales. Or, dans un contexte de marché oligopolistique, on peut supposer que les cinq plus grandes banques canadiennes ont des intérêts communs ; maintenir leur pouvoir de marché, par exemple. Dès lors, un groupe d'actionnaires dominant pourrait émerger sur le marché bancaire canadien. Compte tenu du caractère diffus du reste de l'actionnariat, il est raisonnable d'envisager que ce groupe soit parvenu à prendre le contrôle (au sens de Lai et Solomon, 2008) des cinq plus grandes banques canadiennes. Ce contrôle se traduit notamment par le recours à la dette « disciplinaire »²⁵.

D'une part, en accord avec Lai et Solomon (2008), ce recours à la dette « disciplinaire », rendu possible par la prise de contrôle d'un groupe d'actionnaires dominant, fait grimper la valeur des grandes banques canadiennes. D'autre part, la présence d'un **même** groupe d'actionnaires dominant au capital des cinq plus grandes banques canadiennes renforce la structure oligopolistique du marché bancaire domestique, laquelle ne peut se traduire par plus de concurrence. Il est à noter qu'une telle configuration peut également être valorisée par le marché. En somme, en appliquant le modèle de Lai et Solomon (2008) au système bancaire canadien, nous concluons que la structure de propriété des grandes banques canadiennes tend à valoriser ces dernières tout en les rendant paradoxalement moins compétitives.

Une telle configuration est implicitement admise par le gouvernement, puisque celui-ci n'a pas recours à son pouvoir d'intervention discrétionnaire. Cette tolérance n'est pas sans rappeler que les autorités canadiennes semblent privilégier la stabilité du système bancaire –avec tous les bienfaits que cela a pour le reste de l'économie– au bien-être des consommateurs. Aussi, Roy (2013) rappelle que tout consommateur est également contribuable et investisseur. Si un

²⁵ Deux arguments principaux soutiennent ce recours à la dette disciplinaire. Le premier est empirique : les montants en dollars des différentes catégories de dettes sont en augmentation dans l'ensemble des grandes banques canadiennes depuis plusieurs années ; parallèlement, les bénéfices réinvestis élevés facilitent l'atteinte de hauts ratios de capitalisation de sorte que l'émission de dette constitue une possibilité de financement régulièrement envisageable. Le second fait référence aux conclusions de Beyhaghi et al. (2013) : les grandes banques canadiennes disposent d'un avantage de financement sur le marché de la dette.

système bancaire oligopolistique pénalise le consommateur (via sa tarification), il bénéficie au contribuable (via sa stabilité) et, surtout, à l'investisseur (via sa valorisation par le marché).

Valorisation empirique par le marché

Selon Roy (2013), le ratio de la valeur au marché à la valeur comptable des actions (RMC) constitue une bonne mesure de valorisation des banques par le marché, car il « agrège [...] les perceptions des investisseurs quant à la plus-value que créent et créeront les gestionnaires d'une entreprise ». Au 30 septembre 2014, le RMC moyen des six plus grandes banques canadiennes atteignait 2.08 contre 1.08 pour les quatre plus grandes banques américaines. Les grandes banques canadiennes semblent donc mieux valorisées que leurs équivalents américains. Dans le même ordre d'idée, la valeur à risque historique à 3 mois d'un portefeuille composé de six grandes banques canadiennes, avec un intervalle de confiance de 99%, atteint seulement -7% au cœur de la crise du crédit de 2008, contre -14% pour un portefeuille de banques américaines (Roy et al., 2011). Les grandes banques canadiennes semblent donc moins pénalisées par le marché en cas de chocs particulièrement négatifs.

Par ailleurs, le tableau 2.3 présente les rendements annualisés des actions ordinaires des six plus grandes banques canadiennes entre le 31 mars 1983 et le 30 septembre 2014 ainsi que les rendements des indices *S&P/TSX* composé et *S&P/TSX 60* sur la même période.

Tableau 2.3 : Rendements annualisés (excluant les dividendes) des actions ordinaires des six plus grandes banques canadiennes en comparaison d'indices boursiers domestiques pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014

	<i>Rendement annualisé</i>
Banque Royale du Canada	9,93%
Banque Toronto-Dominion	11,20%
Banque de Nouvelle-Écosse	9,94%
Banque Canadienne Impériale de Commerce	7,94%
Banque de Montréal	7,92%
Banque Nationale du Canada	9,56%
<i>Moyenne des six plus grandes banques</i>	9,42%
Indice Composé S&P/TSX	6,34%
Indice S&P/TSX 60	6,43%
<i>Moyenne des indices boursiers</i>	6,39%

Données : Bloomberg

On constate très clairement que, sur un horizon temporel conséquent²⁶, les grandes banques canadiennes performant mieux que le marché. En moyenne, le rendement annualisé des grandes banques canadiennes s'élève à 9.42% contre 6.39% pour les indices de marché²⁷. Toutefois, sur de plus courts horizons, le précédent constat devient plus nuancé. La figure 2.1 présente les rendements trimestriels des actions de la Banque Royale du Canada et de l'indice Composé S&P/TSX.

²⁶ Il est à noter que la période du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014 couvre plusieurs cycles économiques

²⁷ Cette surperformance n'est pourtant pas attribuable à une prise de risque hors norme de la part des banques; à ce titre, Roy (2013) évalue à 0.68 le bêta moyen des six grandes banques canadiennes par rapport à l'indice composé S&P/TSX.

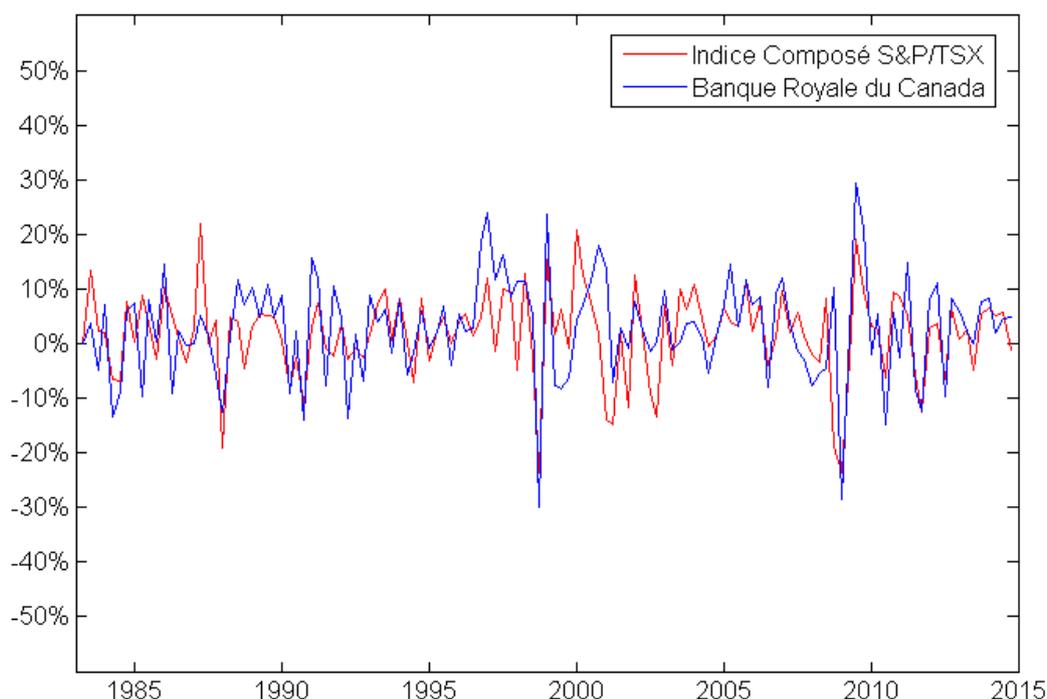


Figure 2.1 – Rendements trimestriels des actions de la Banque Royale du Canada et de l'indice composé S&P/TSX pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014

Données : Bloomberg

En accord avec les valeurs du tableau 2.3, sur une base trimestrielle, les rendements des actions de la Banque Royale du Canada ont tendance à battre régulièrement ceux de l'indice composé *S&P/TSX*. Toutefois, cette configuration n'est pas exclusive dans la mesure où il reste assez fréquent de voir les rendements du marché égalier ou même battre ceux de la Banque Royale du Canada. Des observations similaires peuvent être présentées pour les cinq autres grandes banques canadiennes.

Au cours des dernières décennies, l'évolution de la réglementation, dont le but avoué a toujours été de stabiliser/sécuriser le système financier domestique, a eu un impact certain sur la structure du marché bancaire canadien. Celui-ci est aujourd'hui très concentré et, surtout, peu contestable. Le pouvoir de marché et la garantie *TBTF* qui a résulté de cette mutation progressive offrent aux grandes banques canadiennes une position confortable sur le marché domestique. Sur de longs horizons temporels, cette position est clairement valorisée par les investisseurs, que ce soit par rapport aux grandes banques américaines ou par rapport au marché canadien. Néanmoins, comme l'indique la figure 2.1, la situation semble plus complexe pour des horizons plus courts. Nous suggérons, à

ce titre, que certaines circonstances macroéconomiques mettent en exergue la position préférentielle des grandes banques canadiennes. Ainsi, dans les prochaines sections, nous apporterons des éléments visant à expliquer pourquoi les banques canadiennes peuvent potentiellement devenir (ou être perçues comme) plus ou moins attractives dans des configurations macroéconomiques données.

2.2.Facteurs macroéconomiques de performance bancaire

Cette deuxième section propose une revue non exhaustive de plusieurs articles scientifiques ouvrant sur des facteurs macroéconomiques ayant un lien potentiel avec la performance boursière des banques. Nous nous concentrons essentiellement sur des facteurs pertinents dans le cadre du présent travail de recherche. Autrement dit, nous présentons des facteurs macroéconomiques de performance bancaire qui, dès lors qu'ils sont considérés dans le contexte canadien, pourraient avoir un impact sur les rendements excédentaires des grandes banques domestiques²⁸.

Aussi, compte tenu de la relation positive entre les indicateurs comptables de profitabilité et le prix des actions (c.f. Hagerman, Zmijewski et Shah, 1984, Anthony et Ramesh, 1992, Kumar et Sopariwala, 1992, Bernard, 1995, Fairfield, Whisenant et Yohn, 2003, Gallizo et Salvador, 2006, Kordestani et Roudneshin, 2006 et Saeidi et Okhli, 2012, entre autres), des mesures de performance aussi bien comptables que boursières sont évoquées dans les deux premières sous-sections. Par ailleurs, aucune restriction d'ordre géographique ou sectoriel n'est établie pour sélectionner les articles de références. Une première sous-section met en avant l'impact potentiel de facteurs macroéconomiques internes ; une deuxième porte sur l'effet éventuel d'un facteur macroéconomique supranational (i.e. qui ne se retreint pas à l'économie domestique). Ultiment, compte tenu des particularités du marché bancaire canadien, nous discutons de plusieurs

²⁸ Nous ne développerons pas plusieurs facteurs macroéconomiques de performance bancaire, car nous jugeons que leur impact respectif est identique d'un secteur à l'autre de l'économie, et ce, même en tenant compte des particularités du marché bancaire canadien. Dès lors, ces facteurs ne peuvent être source de REGBC. Nous pensons notamment à l'orientation budgétaire (Poghosyan et Hesse, 2009), au rendement d'un indice marché immobilier (He, Myer et Webb, 1996) à la croissance économique mondiale (Franses et Mees, 2011), à l'inflation mondiale (Ferson et Harvey, 1994) et aux effets de propagations de la politique monétaire américaine (Bredin, Gavin et O'Reilly, 2004, Craine et Martin, 2008 et Yin et Yang, 2013).

mécanismes par lesquels certaines circonstances macroéconomiques pourraient favoriser les REGBC.

2.2.1. Facteurs domestiques

Activité économique locale

Tout d'abord, il est à noter que le lien entre l'activité économique et le secteur financier constitue un sujet de vif désaccord au sein des économistes (Levine, 2005). D'une part, Miller (1998) soutient même l'idée selon laquelle la contribution des marchés financiers à la croissance économique est trop évidente pour être discutée sérieusement. Une telle position est appuyée empiriquement par des auteurs comme Demirgüç-Kunt et Levine (1996) et Levine et Zervos (1996, 1998) qui stipulent que le rendement des indices boursiers constitue un indicateur de croissance économique anticipée par le marché. À ce titre, Atindéhou et Gueyie (2001) notent une corrélation positive entre les rendements du principal indice boursier canadien et les rendements boursiers des grandes banques canadiennes. De plus, Cole, Moshirian et Wu (2008) se concentrent spécifiquement sur le milieu bancaire et suggèrent une relation positive entre la performance boursière des banques et la croissance économique future, ce qui n'est pas sans rappeler le caractère avancé de nombreux indicateurs boursiers. D'autre part, Meier et Seers (1984) et Lucas (1988) n'incluent pas le système financier –considéré dans son ensemble– dans les principaux déterminants de la croissance économique. Plus encore, Robinson (1952) soutient une position diamétralement opposée à celle de Miller (1998) ; selon lui, « *where enterprise leads finance follows* »²⁹.

Lorsque le débat est porté plus spécifiquement sur la relation entre l'activité économique et l'activité bancaire, de nombreux spécialistes s'accordent pour considérer le comportement de crédit des banques comme procyclique³⁰. En effet, en période de forte croissance économique, ces dernières sont tentées de prêter en plus grande quantité à des emprunteurs plus risqués, ce qui se traduit, dans un premier temps, par une augmentation des marges bénéficiaires réalisées. Or, les

²⁹ « Lorsque l'entreprise mène, la finance suit. » (Traduction libre).

³⁰ Depuis que l'Accord de Bâle II est en vigueur, ce comportement est d'autant plus vérifié (c.f. Cosandey et Wolf, 2002, Ervin et Wilde, 2001, Catarineu-Rabell, Jackson et Tsomocos, 2005, Kashyap et Stein, 2004, entre autres).

effets néfastes de tels prêts se font ressentir pendant la période de contraction qui suit : le ratio des prêts non performants tend à augmenter, les bénéfices des banques diminuent et les politiques de crédit de ces dernières se resserrent de sorte que l'octroi de prêts (risqués) chute nettement. Un tel phénomène exacerbe les cycles économiques³¹ et n'est pas sans rappeler que les pires prêts bancaires sont octroyés au plus haut du cycle économique (Greenspan, 2001, cité dans Berger et Udell, 2004). Si un mécanisme essentiellement macroéconomique pouvait suffire à expliquer ce comportement de crédit procyclique, il est à noter que Berger et Udell (2004), entre autres, tentent d'expliquer ce dernier par des facteurs plus spécifiques aux banques en introduisant notamment l'hypothèse de mémoire institutionnelle³².

Parallèlement, plusieurs articles mettent en évidence le caractère procyclique de la rentabilité et *a fortiori* de la capitalisation des banques. Selon Bikker et Metzmakers (2005), l'activité économique affecte les revenus d'intérêt par l'intermédiaire des provisions sur prêts et de l'offre de crédit au secteur privé. Aussi, Demirgüç-Kunt et Huizinga (2000) et Bikker et Hu (2002) mettent en lumière une relation positive entre la croissance du PIB réel et la rentabilité des banques. Dans le même ordre d'idée, Athanasoglou, Brissimis et Delis (2008) se concentrent sur les écarts par rapport à la tendance du PIB réel grecque de 1985 à 2001 pour conclure que le cycle de production affecte, de façon asymétrique³³, la rentabilité des banques grecques, et ce, même en contrôlant pour des facteurs à impact direct sur la performance, comme les pertes pour créances irrécouvrables, les provisions pour prêts non performants ou même la structure de marché. Plus encore, les travaux de Demirgüç-Kunt et Huizinga (2000) indiquent que le niveau de PIB réel *per capita* est positivement corrélé au taux de rendement comptable des banques. Neely et Wheelock (1997) suggèrent, quant à eux, que le revenu *per capita* par état permet d'expliquer les différences de performance des banques

³¹ Il faut savoir que les mesures inhérentes à l'Accord de Bâle III visent à atténuer la procyclicité du comportement de crédit des banques en obligeant la formation d'un capital tampon durant les périodes d'expansion économique de façon à permettre aux institutions financières bancaires d'octroyer plus de prêts en période de récession.

³² L'hypothèse de mémoire institutionnelle suggère que la procyclicité du crédit bancaire s'explique par la détérioration des aptitudes des directeurs de compte au cours du cycle de prêt, i.e. depuis la dernière crise de crédit.

³³ Cette asymétrie se manifeste par une relation positive et significative en haut du cycle uniquement entre les écarts par rapport à la tendance du PIB réel et la rentabilité des banques grecques.

américaines d'un état à l'autre, entre 1980 et 1995. Ils notent à ce titre une relation significativement positive entre le revenu *per capita* et la profitabilité des banques. Enfin, Guidara, Lai, Soumaré et Tchana (2013) montrent que le capital-tampon des six plus grandes banques canadiennes présente un comouvement positif avec les cycles économiques entre 1982 et 2010; l'adoption des accords de Bâle (I puis II) cumulée à la stricte réglementation gouvernementale n'ayant jamais renversé cette procyclicité.

Plus généralement, l'ajout d'un indicateur de croissance futur du PIB dans le modèle proposé par Fama & French (1992) est tel que deux des trois facteurs du modèle initial perdent leur significativité aux dépens du facteur nouvellement introduit, ce qui suggère que la croissance future du PIB a un impact sur le rendement des actifs financiers domestiques (Vassalou, 2003). Ces résultats font écho à ceux de Liew et Vassalou (2000). McQueen et Roley (1993) précisent cette relation et montrent que, dans une économie forte et dynamique, des nouvelles annonçant une activité économique réelle plus élevée que prévue sont associées à une baisse des valeurs boursières. *A contrario*, dans des périodes de morosité économique, des nouvelles similaires ont effet positif sur le prix des actions. Les flux monétaires espérés semblent être la source de ces réactions divergentes. Veronesi (1999) nuance toutefois ces résultats en suggérant que les bonnes nouvelles économiques dans des économies moroses et les mauvaises nouvelles économiques dans des économies dynamiques sont généralement associées à une plus grande incertitude qui se traduit par une augmentation de la prime de risque des fonds propres.

Taux de chômage

Traditionnellement, la relation causale du taux de chômage vers le prix des actions est considérée comme négative. En effet, à court terme, un taux de chômage croissant peut se traduire par une diminution de la demande de biens et services qui entraîne la chute des profits des entreprises et, *a fortiori*, des valeurs boursières. Compte tenu d'une éventuelle corrélation positive entre les variations du PIB réel et les rendements boursiers d'un pays donné, la relation causale négative du taux de chômage vers le prix des actions peut faire écho à la loi d'Okun (1962). En effet, cette dernière stipule entre autres que lorsque la

croissance du PIB réel dépasse celle de son potentiel, alors le taux de chômage est amené à décroître.

Toutefois, Farsio et Fazel (2013) remettent en question l'existence d'une relation causale à long terme entre le taux de chômage et le prix des actions. En ce sens, leurs résultats empiriques –obtenus par une analyse logique de données américaines, chinoises et japonaises– indiquent que cette relation n'est pas stable sur de longs horizons temporels. Il serait alors inapproprié de se fier au taux de chômage pour prendre des décisions d'investissement.

Blanchard (1981) stipule, quant à lui, que des nouvelles identiques concernant l'évolution du taux de chômage ont des effets variables en fonction de l'état de l'économie. Orphanides (1992) soutient cette position en montrant que les effets d'annonces relatives au taux de chômage sur le prix des actions sont fortement dépendants du taux de chômage de l'année précédente. En outre, Boyd, Hu et Jagannathan (2005) soutiennent qu'en moyenne une annonce d'augmentation du taux de chômage est plutôt bien perçue par les marchés boursiers en période d'expansion économique alors qu'elle apparaît plutôt comme une mauvaise nouvelle en période de contraction économique.

Par ailleurs, en analysant des données de pays industrialisés de 1982 à 2011, Feldmann (2011) montre que l'activité boursière –mesurée par le volume des opérations boursières en proportion du PIB– est négativement corrélée au taux de chômage. Cette relation, certes modeste, s'explique par le fait que l'activité boursière contribue à mobiliser l'épargne et à canaliser cette dernière vers les investissements les plus productifs, ce qui se traduit par un contrôle plus efficace des entreprises.

Taux de change

Si plusieurs études empiriques (c.f. Jorion, 1990, Bodnar et Gentry, 1993, Choi et Prasad, 1995, Chow, Lee et Solt, 1997, He et Ng, 1998, Allayannis et Ofek, 2001, Griffin et Stulz, 2001, entre autres) font état d'une relation fragile, voire quasi inexistante entre la valeur d'une entreprise et son exposition à des variations de taux de change, c'est parce qu'elles présupposent, dans la grande majorité des cas, que cette relation est linéaire/symétrique (Bartov et Bodnar, 1994).

En ce sens, Atindehou et Gueyie (2001) mettent en évidence une exposition asymétrique des banques canadiennes au risque de taux de change, dans la mesure où les pertes attribuables à des variations adverses de taux de change ont un effet plus prononcé sur les rendements boursiers que les gains attribuables à des variations favorables de taux de change. Ils soutiennent, de plus, que la grande majorité de cette exposition résulte des variations du dollar américain relativement au dollar canadien. Tai (2005), lui aussi, suggère une relation non linéaire/asymétrique significative entre la valeur actionnariale de plusieurs banques individuelles américaines et leur exposition au risque de taux de change : les résultats empiriques indiquent que plus de 80% des banques américaines de l'échantillon analysé sont exposées asymétriquement à des variations de taux de change aussi bien contemporaines que retardées. Par asymétrie, il faut comprendre, là encore, que l'impact du risque de taux de change sur les rendements boursiers des banques n'a pas la même amplitude pour des mouvements de taux de change adverses. De telles conclusions permettent de mieux caractériser la nature de la relation entre le risque de taux de change et la valeur actionnariale des banques américaines. Elles font écho aux travaux de Choi et Elyasiani (1997), et Tai (2000), qui, eux, ne prennent pas en compte la possibilité d'une exposition asymétrique. Choi et Elyasiani (1997) se concentrent sur l'horizon temporel 1975-1992 et montrent que 80% des plus grandes banques américaines sont significativement exposées aux variations du taux de change. Sur la période 1987-1998, les travaux de Tai (2000) indiquent que cette proportion passe à 45%.

Par ailleurs, lorsqu'il s'agit de mettre en évidence une relation entre le risque de taux de change et la valeur actionnariale d'une entreprise, Dominguez et Tesar (2001) soulèvent le problème de l'agrégation des données empiriques au niveau sectoriel : les expositions aux variations de taux de change de chaque entreprise incluse dans un secteur donné peuvent être significatives sans pour autant être homogènes, auquel cas une analyse agrégée offrirait des résultats biaisés.

Taux d'intérêt

De façon générale, de bas taux d'intérêt ont tendance à exercer une pression à la baisse sur les marges opérationnelles des banques, surtout si celles-ci évoluent

dans des marchés compétitifs. En ce sens, plusieurs articles de recherches font état d'une relation positive entre les taux d'intérêt et la profitabilité des banques. Short (1979) associe les taux d'intérêt des obligations gouvernementales à long terme et le taux d'escompte de la banque centrale à des indicateurs de pénurie de capital et fait état d'une relation positive entre ceux-ci et le taux de profit des banques. Il explique alternativement cette relation de la façon suivante : consécutivement à une augmentation du taux d'escompte et *a fortiori* des taux obligataires gouvernementaux, les banques auraient tendance à augmenter leur taux de prêt plus rapidement que leur taux de rémunération des dépôts. Bourke (1989) remet en question l'utilisation par Short (1979) de données nominales comme indicateurs de pénuries de capital. Il montre pourtant que les mesures de performance comptable des banques sont positivement corrélées aux taux obligataires à long terme. De telles conclusions sont confirmées par Molyneux et Thornton (1992). En outre, Claeys et Vander Vennet (2008) utilisent les taux d'intérêt réels à court terme des obligations gouvernementales en tant qu'indicateurs de l'orientation de la politique monétaire et mettent en évidence une relation positive entre ces derniers et la marge d'intérêt nette réalisée par les banques domestiques. Ces résultats renvoient à ceux de Demirgüç-Kunt et Huizinga (1999).

A contrario, plusieurs auteurs font état d'une relation négative entre la performance des banques et le niveau des taux d'intérêt (cf. Booth et Officer (1985), Bae (1990), entre autres). Selon, Akella et Greenbaum (1992), la corrélation négative entre les chocs de taux d'intérêt à court terme et les rendements boursiers des banques américaines serait attribuable 1) à la couverture efficace des profits eu égard au risque de taux d'intérêt et 2) à l'absence de couverture des titres boursiers eu égard au risque de taux d'intérêt. Dès lors, les actions des banques se comporteraient comme des obligations à taux fixes. Les études les plus récentes semblent aller dans ce sens. Yin, Yang et Handorf (2007) montrent que l'annonce d'une augmentation (diminution) du taux cible des fonds fédéraux a un impact négatif (positif) sur le rendement à un jour de l'indice bancaire de Fama et French pondéré en fonction des cours. Aussi, en déployant un processus de régressions séquentielles, Moss et Moss (2010) indiquent que la différence première du taux des bons du Trésor américain à 13 semaines est

incluse dans les VI expliquant le mieux la différence première des valeurs de l'indice bancaire américain de référence Keefe, Bruyette et Woods (KBW). À ce titre, une corrélation négative est mise en évidence entre les deux variables.

Plus récemment encore, en se concentrant non plus seulement sur les titres bancaires, mais sur l'ensemble du marché, Chamberlain et Khokhar (2014) suggèrent que les taux d'intérêt nominaux canadiens n'ont pas de pouvoir prévisionnel quant aux rendements boursiers canadiens. Cette conclusion s'appuie sur un traitement de données par la méthode des moindres carrés à deux degrés. Ces résultats font écho à ceux de Sweeney et Warga (1986). Chamberlain et Khokhar (2014) notent également que la relation structurelle entre les rendements boursiers canadiens et les taux d'intérêt domestiques n'a pas changé de 1956:04 à 2008:06.

2.2.2. *Facteur supranational*

Prix des matières premières

Groenewold et Paterson (2013) montrent que, dans le contexte australien, le prix des actions, le taux de change (dollar américain : dollars australiens) et le prix des MP sont cointégrés. Une analyse de liens de causalité leur permet, en outre, de conclure qu'à court terme le taux de change a un effet significatif sur le prix des MP qui, à son tour, a un impact significatif sur le prix des actions australiennes. Parallèlement, Johnson et Soenen (2009) ont recours aux mesures de rétroaction de Geweke pour montrer que différents indices de prix des MP affectent significativement les rendements boursiers de plusieurs pays sud-américains, dont l'Argentine, le Brésil et le Pérou. De même, en déployant un processus de régressions séquentielles, Moss et Moss (2010) montrent que la différence première des valeurs de l'indice du *Commodity Research Bureau (CRB)* –qui constitue un indice de référence du prix des MP aux États-Unis– est comprise dans les VI expliquant le mieux la différence première des valeurs de l'indice bancaire KBW. À ce titre, une corrélation négative est mise en évidence entre ces deux indices. Une telle relation est confirmée par Zapata, Detre et Hanabuchi (2012).

Plus spécifiquement, Sadorsky (1999) suggère que les variations positives des prix (*spot* et à terme) du pétrole ont un impact négatif sur les rendements boursiers réels. Similairement, une augmentation de la volatilité du prix du pétrole tend à diminuer les rendements boursiers réels de plusieurs pays européens, à l'exclusion de la Norvège, entre autres, un pays exportateur de pétrole (Park et Ratti, 2008). En outre, Park et Ratti (2008) indiquent que, pour les États-Unis et plusieurs pays européens, la contribution des variations du prix du pétrole dans l'explication de la variabilité des rendements boursiers est plus grande que celle des taux d'intérêt. Aussi, en Norvège et aux États-Unis, leurs résultats révèlent une exposition asymétrique des rendements boursiers réels aux chocs dans le prix du pétrole. En revanche, ces chocs n'affectent pas significativement la plupart des indices boursiers chinois, si ce n'est les secteurs industriel et énergétique (Cong, Wei, Jiao et Fan, 2008). Par ailleurs, l'impact du prix du pétrole sur les rendements boursiers des pays de la zone BRIC (Brésil, Russie, Inde et Chine) varie selon que ces pays sont des importateurs nets ou exportateurs nets de pétrole (Bhar et Nikolova, 2009). Aussi, Nwosa (2014) révèle que, dans le contexte nigérian, le prix domestique du pétrole, le prix international du pétrole et les valeurs boursières domestiques sont cointégrés. Le test de cointégration multivariée de Johansen (1991) lui permet d'obtenir de tels résultats. Par l'intermédiaire d'une estimation de modèle vectoriel à correction d'erreurs, il met également en évidence des liens de causalité unidirectionnels à long terme du prix des actions domestiques vers le prix international du pétrole et du prix domestique du pétrole vers le prix des actions domestiques. Nath Sahu, Bandopadhyay et Mondal (2014) suggèrent des résultats très similaires sur le marché indien. Enfin, Poghosyan et Hesse (2009) analysent la relation entre les chocs dans le prix du pétrole et la rentabilité des banques au Moyen-Orient et en Afrique du Nord. Ils suggèrent que ceux-ci ont un impact indirect sur le rendement de l'actif des banques, par l'intermédiaire de facteurs macroéconomiques propres à chaque pays. De plus, les banques d'investissement semblent nettement plus sensibles aux variations du prix du pétrole que les banques commerciales ou islamiques.

Le cas de l'or est, lui, plus complexe. En effet, celui-ci est à la fois une matière première et un actif financier. Baur et Lucey (2010) stipulent que l'or constitue un outil de couverture et une valeur refuge pour les marchés boursiers britannique,

allemand et américain. Toutefois, le Canada est un grand producteur d'or à l'échelle mondiale. À ce titre, les travaux subséquents de Baur et McDermott (2010) suggèrent qu'au Canada l'or n'est ni un outil de couverture ni une valeur refuge. Dans les deux articles susmentionnés, une valeur refuge est définie comme un actif négativement corrélé ou non corrélé avec un portefeuille boursier en période de turbulences financières; un outil de couverture est, quant à lui, défini comme un actif en moyenne négativement corrélé ou non corrélé avec un portefeuille boursier.

2.2.3. *Facteurs macroéconomiques et contexte canadien*

Certes, les facteurs macroéconomiques présentés ci-dessus sont potentiellement liés à la performance boursière des grandes banques canadiennes. Compte tenu des particularités du marché bancaire canadien mises en évidence dans la section 2.1, ils pourraient également avoir un impact sur les rendements excédentaires des grandes banques domestiques. Nous présentons, dans les lignes qui suivent, deux arguments qui pourraient justifier un tel postulat.

Du fait de l'évolution de la réglementation au cours des dernières décennies, le marché bancaire canadien est très concentré, peu concurrentiel et particulièrement résilient. De telles caractéristiques impliquent une grande stabilité ainsi qu'une garantie implicite *TBTF* de la part du gouvernement fédéral. Il est possible que ces deux éléments soient particulièrement valorisés par le marché dans des configurations macroéconomiques moroses. Le phénomène de *flight-to-safety*³⁴ (*FTS*) peut être invoqué pour décrire un tel mécanisme, et c'est là notre premier argument.

Il existe quelques définitions, plus ou moins similaires, pour la notion de *FTS*. En illustration, pour Inghelbrecht, Bekaert, Baele, et Wei (2014), un épisode de *FTS* est défini comme une période d'incertitude élevée au cours de laquelle les rendements des obligations (considérées comme valeurs refuges) sont positifs et élevés alors que les rendements des marchés boursiers sont négatifs et élevés (en valeurs absolues). Toutefois, pour Baur et Lucey (2010), les valeurs refuges ne se limitent pas seulement aux titres à revenus fixes et peuvent faire référence à

³⁴ Exode vers des placements refuges (traduction libre). Vayanos (2004), De Grauwe et Moesen (2009) et Inghelbrecht et al., (2014), entre autres, discutent en détail du phénomène *FTS*.

n'importe quel type d'actif, tant et aussi longtemps que les rendements de ce dernier sont négativement corrélés (ou non corrélés) aux rendements d'un portefeuille d'investissement en période de détresse financière; le phénomène *FTS* ne se manifesterait donc pas exclusivement par un transfert des richesses des marchés boursiers vers les marchés obligataires. Dans le cadre du présent travail de recherche, nous privilégions la définition proposée par Baur et Lucey (2010). Plus encore, nous stipulons que le *FTS* ne se manifeste pas uniquement en période de détresse financière, mais plus largement dans des configurations macroéconomiques moroses (un écart de production négatif ou une croissance négative du PIB réel, par exemple).

Aussi, il est à noter qu'une surperformance boursière des grandes banques canadiennes positive dans des circonstances macroéconomiques moroses ne garantit pas inéluctablement une corrélation nulle ou négative entre les rendements boursiers des grandes banques canadiennes et les rendements de l'indice composé *S&P/TSX*. Tout au mieux, elle garantit une diminution de la corrélation entre les rendements boursiers des grandes banques canadiennes et les rendements de l'indice composé *S&P/TSX*. Le phénomène *FTS* se traduit majoritairement par une fuite vers les valeurs refuges traditionnelles que sont les obligations de certains gouvernements. De ce fait, dans des configurations macroéconomiques moroses, il est peu probable que la corrélation entre les rendements des grandes banques canadiennes et l'indice composé *S&P/TSX*, généralement positive³⁵, deviennent négative. Néanmoins, une diminution de corrélation s'inscrirait dans l'esprit de la définition de « valeur refuge » proposée par Baur et Lucey (2010). Dès lors, nous postulons que des REGBC positifs dans des configurations macroéconomiques moroses suffisent pour considérer les titres des grandes banques canadiennes comme des valeurs refuges.

En tout état de cause, dans le contexte canadien, le phénomène *FTS* pourrait se matérialiser, en partie, par un afflux de fonds en direction des actions de grandes banques. À l'échelle des investisseurs domestiques, cette fuite vers le secteur

³⁵ À ce titre, Atindéhou et Gueyie (2001) établissent une relation significativement positive entre les rendements boursiers journaliers des grandes banques canadiennes et l'indice boursier *TSE 300* entre 1988 et 1995.

bancaire pourrait être mise en exergue par le *home bias*³⁶ et/ou par les contraintes d'allocation en actions canadiennes établies dans les politiques de placement des compagnies de gestion patrimoniale³⁷. Dans le même esprit, les investisseurs institutionnels étrangers font également face à des contraintes de diversification et/ou de pondération dans le secteur bancaire ; dans des circonstances macroéconomiques moroses, ils pourraient donc être tentés de se tourner vers le secteur bancaire canadien.

Notre deuxième argument fait référence à la valorisation du pouvoir de marché par les investisseurs. Certaines configurations macroéconomiques pourraient faire valoir les bénéfices inhérents au pouvoir de marché dont disposent les grandes banques canadiennes. Grâce à ce pouvoir de marché « utile », ces dernières pourraient alors déployer des stratégies d'allocation plus rentables que celle du marché. *A contrario*, il pourrait exister d'autres circonstances macroéconomiques pour lesquelles détenir du pouvoir de marché n'aurait aucun intérêt notable. Dans le premier cas, les investisseurs valoriseraient davantage le secteur bancaire, au détriment du reste du marché. Dans le second, sur une base de valorisation du pouvoir de marché, les investisseurs n'auraient pas de préférence particulière entre le secteur bancaire et le reste du marché.

Dans la présente sous-section, nous avons choisi de ne pas détailler les configurations macroéconomiques dans lesquelles 1) le phénomène *FTS* serait mis en exergue 2) les investisseurs valoriseraient davantage le pouvoir de marché des grandes banques canadiennes. Nous nous consacrons à cette tâche dans le troisième chapitre du présent travail, à savoir la formulation de la question de recherche. D'abord, il nous semble important d'évoquer diverses mesures de (sur)performance bancaire.

³⁶ Le *home bias* (biais domestique, traduction libre) se définit comme la tendance des investisseurs à privilégier les titres domestiques, en dépit des bénéfices inhérents aux possibilités d'investissement à l'étranger. Dans le cadre du phénomène *FTS* au Canada, le *home bias* peut favoriser la fuite en avant des fonds vers les grandes banques domestiques dans la mesure où la recherche de valeurs refuges ne s'étend pas au-delà du marché canadien.

³⁷ Dans le cadre du phénomène *FTS* au Canada, l'obligation de détenir des actions canadiennes peut forcer les compagnies de gestion patrimoniale à s'orienter vers des valeurs refuges sous forme d'actions. Dès lors, les titres de propriété de grandes banques canadiennes deviennent potentiellement attractifs.

2.3. Performance et surperformance boursières

Tout d'abord, nous présentons différentes mesures de performance bancaire brute utilisées dans la littérature. Cette première sous-section ouvre sur deux carences majeures. D'une part, les mesures de performance boursière des banques ajustées pour le risque semblent délaissées, aux dépens de mesures alternatives et très souvent issues d'ajustements comptables. En ce sens, nous traitons, dans une deuxième sous-section, différentes possibilités d'ajustement pour le risque des rendements boursiers. D'autre part, nombre de travaux de recherche se concentrent sur l'explication de la performance brute des banques plus que sur les conditions de surperformance bancaire. Ainsi, nous proposons, dans une troisième sous-section, une discussion portant sur la performance boursière ajustée pour le risque et en excès d'une balise de référence. Il est à noter que les deux dernières sous-sections s'étendent au-delà du milieu bancaire.

2.3.1. Mesures de performance brute des banques

De nombreux chercheurs ont recours à des valeurs comptables en guise d'indicateurs de performance opérationnelle/comptable des banques. En illustration, le rendement de l'actif (Neely et Wheelock, 1997, Athanasoglou et al., 2008; Goddard, McKillop et Wilson, 2008, Alexiou et Sofoklis, 2009, Poghosyan et Hesse, 2009, Kanas, Eriotis et Vasiliou, 2012, Jara-Bertin, Arias et Rodriguez, 2013, entre autres), le rendement des capitaux propres (Neely et Wheelock, 1997, Athanasoglou et al., 2006, Athanasoglou et al., 2008, Alexiou et Sofoklis, 2009, Kanas et al., 2012, entre autres) et la marge d'intérêt nette (Demirgüç-Kunt et Huizinga, 1999, Jara-Bertin et al., 2013, Rachdi, 2013, Osuagwu, 2014, entre autres) reviennent avec insistance dans la littérature. En parallèle, certains auteurs cherchent à mesurer la création de valeur économique des banques en introduisant les concepts d'efficiences coût, revenue et profit (Hassan, 2006, Delis, Koutsomanoli-Fillipaki, Staikouras et Katerina, 2009, Fiordelisi, Marques-Ibanez et Molyneux, 2011, entre autres). Or, le présent travail de recherche vise, entre autres, à fournir un outil d'analyse à tout gestionnaire de portefeuille souhaitant affiner son allocation tactique vis-à-vis du secteur bancaire canadien. Pour cette raison, les mesures de performance boursière des banques

doivent être privilégiées, compte tenu du fait qu'elles constituent les principaux déterminants des mécanismes de rééquilibrage de portefeuille.

Dans cet esprit, les rendements bruts des titres bancaires en terme nominal, observés sur des intervalles de temps prédéterminés, sont très couramment utilisés (Flannery et James, 1984, Akella et Greenbaum, 1992, Madura et Zarruk, 1995, He, Atindéhou et Gueyie, 2001, Tai, 2005, entre autres). En général, pour déterminer des facteurs de performance boursière brute des banques, les différents travaux sur le sujet exposent une démarche méthodologique visant à améliorer le modèle traditionnel de marché à deux facteurs³⁸, par ajouts successifs de variables potentiellement explicatives. En illustration, He et al (1996) proposent l'ajout des rendements d'un indice immobilier pour améliorer le pouvoir de prédiction du modèle ; Atindéhou et Gueyie (2001) et Tai (2005) suggèrent quant à eux l'ajout des rendements d'un taux de change à déterminer, en prenant soin d'intégrer un facteur d'exposition asymétrique.

Néanmoins, en plus de ne fournir aucune indication sur la performance boursière en excès d'une certaine balise de référence, force est de constater que le rendement boursier brut des banques présente le désavantage de ne pas tenir compte du risque encouru pour être généré. À ce titre, les différentes possibilités d'ajustements des rendements ne sont que trop peu exploitées dans la littérature portant spécifiquement sur les facteurs de (sur)performance boursière des banques³⁹. Une première explication possible de ce manque assez manifeste pourrait être la nature même des rendements boursiers. En effet, les divers enjeux liés aux anticipations des investisseurs peuvent potentiellement altérer la relation des rendements boursiers avec différentes variables contemporaines. Quant à elles, les données comptables, ajustées ou non, ne présentent pas ce désavantage, et sont, par conséquent, plus régulièrement utilisées pour tenter d'expliquer les facteurs de performance bancaire.

³⁸ Il est à noter que le modèle traditionnel à deux facteurs cherche à expliquer les rendements boursiers des banques via les rendements respectifs d'un indice de marché et d'un indice de taux d'intérêt.

³⁹ Par exemple, à notre connaissance et au moment de la rédaction du présent travail de recherche, aucun article disponible ne tentait d'expliquer les rendements boursiers des banques, ajustés pour le risque et en excès d'une balise de référence, et ce, même si une telle étude pourrait constituer un support pertinent au processus d'allocation tactique d'un portefeuille d'investissement.

2.3.2. *Mesures de performance boursière ajustées pour le risque*

De nombreux travaux de recherche portent sur la performance bancaire ajustée pour le risque. Toutefois, la plupart d'entre eux font état de mesures de performance issues d'ajustements comptables. Le rendement des capitaux propres ajusté pour le risque (Saita, 2010, Milne et Onorato, 2012, Lima, Junior, Júnior et Gaio, 2014), la valeur économique ajoutée (Saita, 2010, Fiordelisi et Molyneux, 2010), le rendement des actifs pondérés par le risque (Böhm, 2012), ou encore la profitabilité ajustée pour le risque (Fredriksson et Moro, 2014) font partie des mesures les plus souvent utilisées. La littérature portant plus spécifiquement sur les facteurs de performance boursière des banques ajustée pour le risque semble, quant à elle, particulièrement peu développée. En plus des divers enjeux liés aux anticipations des investisseurs, qui altèrent la relation des rendements boursiers des banques avec différentes variables contemporaines, cette carence dans la littérature peut trouver une seconde explication potentielle dans l'usage récurrent qui est généralement réservé aux mesures de rendements boursiers ajustés pour le risque. Celles-ci sont utilisées, dans de nombreux cas, pour établir un classement, par ordre de rendements boursiers ajustés pour le risque, de différents types de fonds comparables entre eux. De telles études visent généralement à mesurer les compétences des gestionnaires de fonds ou bien à déterminer le potentiel d'une allocation stratégique/tactique donnée (Statman, 2000, Brooks et Tompkins, 2002, Rodriguez et Shapiro, 2008, Arugaslan, Edward et Samant, 2008, Higgins et Ng, 2009, Arugaslan et Samant, 2014, entre autres). Néanmoins, un tel constat semble insuffisant pour rejeter l'idée d'un recours à des rendements boursiers ajustés pour le risque pour évaluer la performance des grandes banques canadiennes. Plus encore, une performance boursière en excès du rendement d'un indice de référence pertinent semble avoir une portée d'autant plus significative dès lors que la comparaison des mesures est effectuée sur une base de risque identique. Ce point sera développé davantage dans la sous-section 2.3.3. En tout état de cause, il apparaît nécessaire de s'étendre au-delà du cadre bancaire pour mieux cerner les différentes possibilités d'ajustement pour le risque des rendements boursiers.

Quatre ajustements pour le risque semblent se dégager dans la littérature, à savoir, le ratio de Treynor (1965), le ratio de Sharpe (1965), l'alpha de Jensen (1968) et la mesure M-quadratique de Modigliani et Modigliani (1997). Treynor (1965)

suggère d'évaluer la performance d'un portefeuille en divisant le rendement brut de ce dernier en excès du taux sans risque par son degré de risque de marché sous-jacent, obtenu par l'intermédiaire du modèle de marché. Si la valeur du ratio est inférieure (supérieure) à la prime de risque du marché, alors, en contrôlant pour le degré de risque de marché, le portefeuille sous-performe (surperforme) l'indice de marché. Si le ratio est négatif, alors un investissement sans risque procurerait un rendement supérieur à celui du portefeuille. Sharpe (1965) propose d'améliorer le ratio de Treynor en remplaçant le degré de risque de marché par une mesure de risque total du portefeuille, c'est-à-dire la volatilité des rendements de ce dernier. Le ratio de Sharpe, particulièrement adaptée à des distributions normales de rendements, permet de déterminer si une certaine performance boursière est attribuable à des décisions d'investissement intelligentes plutôt qu'à une prise de risque excessive : plus la valeur du ratio est élevée, plus le portefeuille génère de rendement par unité de risque total. Jensen (1968), quant à lui, prend une direction légèrement différente. Il propose de soustraire au rendement réalisé d'un portefeuille le rendement implicite correspondant. Ce dernier est obtenu via le modèle d'évaluation d'actifs financiers (MÉDAF) de Sharpe (1964), qui tient compte du risque systématique. Un alpha négatif (positif) indique alors un rendement anormal négatif (positif) du portefeuille, et ce, en contrôlant pour le degré de risque systématique.

Dans la continuité logique des techniques proposées par Treynor (1965), Jensen (1968) et, surtout, Sharpe (1965), Franco Modigliani et Leah Modigliani (1997) proposent la mesure M-quadratique, fondée sur l'ajustement du rendement d'un portefeuille donné en fonction du risque total sous-jacent, de sorte qu'une comparaison directe avec le rendement d'un indice de référence soit possible. La mesure M-quadratique est le résultat de la somme du taux sans risque et du produit du rendement du portefeuille en excès du taux sans risque et d'un ratio dit de levier⁴⁰. Celui-ci s'exprime comme le rapport de la volatilité d'un indice de référence sur la volatilité du portefeuille. La mesure M-quadratique prend la forme mathématique suivante :

⁴⁰ Alternativement, la mesure M-quadratique peut être exprimée comme la somme du taux sans risque et du produit du ratio de Sharpe et de l'écart-type des rendements du portefeuille de référence. En fait, elle est inférée directement de la droite de marché. La mesure M-quadratique et le ratio de Sharpe sont donc directement proportionnels.

$$M_{j,t}^2 = R_{f,t} + \frac{\sigma_{M,t}}{\sigma_{j,t}} \times (R_{j,t} - R_{f,t}) \quad (1)$$

où $M_{j,t}^2$ est la mesure M-quadratique d'un portefeuille (ou d'un titre) j , $R_{f,t}$ le taux sans risque, $R_{j,t}$ le rendement du portefeuille (ou du titre) j et $\frac{\sigma_{M,t}}{\sigma_{j,t}}$ un ratio dit de levier (avec $\sigma_{j,t}$ l'écart-type des rendements du portefeuille (ou du titre) j et $\sigma_{M,t}$ l'écart-type des rendements de l'indice de référence).

Arugaslan et al. (2014) propose de décrypter le mécanisme sous-jacent au ratio de levier au travers de mises en situation fictives. Un ratio inférieur à 1 implique que le risque total du portefeuille est plus élevé que celui de l'indice de référence. Dans ce cas précis, pour atteindre le même risque total que l'indice de référence, un investisseur fictif dans le portefeuille devrait réduire sa position initiale d'une certaine proportion⁴¹ et investir le produit de la vente dans l'actif sans risque. Un raisonnement similaire s'applique lorsque le ratio de levier est supérieur à 1 : pour atteindre le même risque total que l'indice de référence, un investisseur fictif dans le portefeuille devrait accroître sa position en empruntant, si possible au taux sans risque, une certaine proportion⁴² de sa position initiale. Dans cet esprit, Rodriguez et Shapiro (2008) suggèrent que la mesure M-quadratique constitue un outil visant à rendre objectif l'évaluation de la pertinence des actions d'un gestionnaire de portefeuille : une mesure M-quadratique significativement inférieure à un indice de référence pertinent indiquerait une prise de risque non récompensée, non adaptée et surtout abusive, et ce, sans qu'aucun jugement subjectif ne soit porté pour arriver à une telle conclusion.

En tant qu'outil d'analyse de la performance d'actifs financiers ajustée pour le risque, la mesure M-quadratique est assez populaire auprès des chercheurs universitaires. Entre autres, Arugaslan et al. (2008) proposent une analyse descriptive de la performance ajustée pour le risque de fonds mutuels internationaux. En ce sens, ils établissent, dans un premier temps, des classements de la performance de fonds selon plusieurs indicateurs, à savoir le ratio de Treynor, le ratio de Sharpe et l'alpha de Jensen. Surtout, ils montrent, dans un second temps, comment le classement de ces fonds évolue selon que ceux-ci sont

⁴¹ Cette proportion est, en fait, égale à $(1 - \text{ratio de levier})\%$ de la position initiale.

⁴² Là encore, cette proportion est égale à $(1 - \text{ratio de levier})\%$ de la position initiale.

comparés sur une base des rendements bruts ou bien sur une base de rendements ajustée pour le risque total, par l'intermédiaire de la mesure M-quadratique. Un tel parallèle leur permet de mettre en évidence l'enjeu relatif à la valeur du ratio de levier de chaque fonds contenu dans l'échantillon d'analyse. Arugaslan et al. (2014) reproduisent des travaux très similaires pour comparer la performance de fonds négociés en bourse répliquant les sous-indices sectoriels du S&P 500. Toutefois, il est à noter que ces deux articles ne cherchent pas à relever les facteurs de performance boursière ajustée pour le risque des divers fonds étudiés.

Brooks et Tompkins (2002), quant à eux, se concentrent sur la performance ajustée pour le risque total de fonds mutuels américains. Si leurs résultats ainsi que le contexte de recherche dépassent le cadre de la présente étude, la méthodologie adoptée retient notre attention. Les auteurs, qui choisissent de délaissier les ratios de Sharpe et Treynor, déjà utilisés dans les précédents travaux sur le sujet, optent pour la mesure M-quadratique de façon à ajuster les rendements boursiers des fonds mutuels pour le risque. Celle-ci est ensuite utilisée comme VD dans un modèle de régression détaillé : les auteurs cherchent à déterminer les facteurs de performance ajustée pour le risque des fonds mutuels américains.

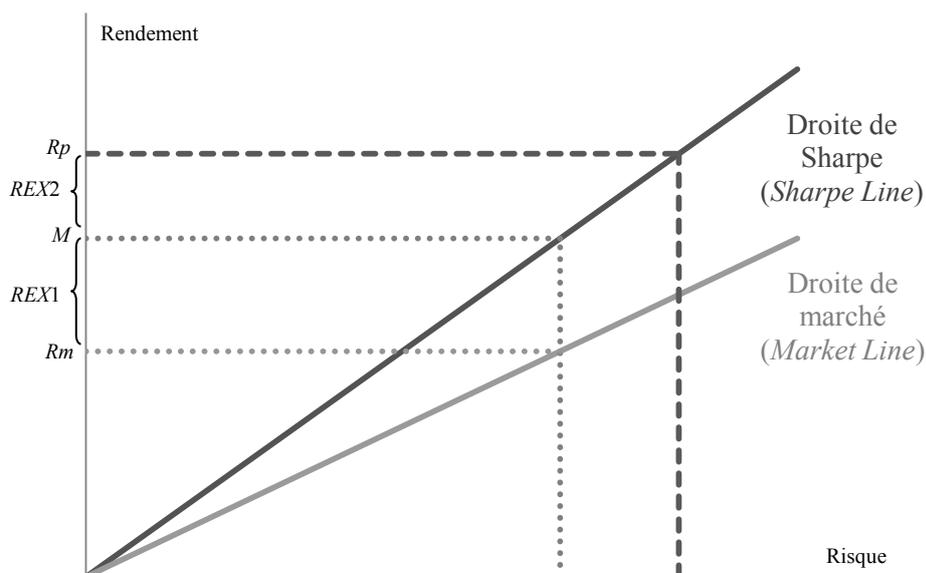
Pour compléter cette sous-section, il semble nécessaire d'évoquer un ajustement possible de la mesure M-quadratique. Scholz et Wilkens (2005) stipulent que le choix de l'écart-type comme mesure de risque pertinente est tel que la mesure M-quadratique n'a de sens que pour un investisseur plaçant l'ensemble de son épargne dans un seul titre financier. Or, la théorie moderne de gestion de portefeuille de Markowitz (1952) suggère, entre autres, que l'augmentation du nombre de titres dans un portefeuille procure des effets de diversification qui se traduisent par la mitigation du risque idiosyncratique. Compte tenu de ce constat, Scholz et Wilkens (2005) proposent une mesure de performance boursière ajustée uniquement pour le risque systématique en retravaillant la suggestion de Modigliani et Modigliani (1997). Pour ce faire, ils substituent, dans la formule originale, le ratio de levier par un ratio ne tenant pas compte du risque idiosyncratique. Dans le cadre de la présente étude, un tel ajustement semble pertinent dans la mesure où le secteur bancaire n'est, en théorie, qu'une composante partielle d'un portefeuille d'investissement bien diversifié.

Le présent travail de recherche visant à fournir un outil d'analyse à tout gestionnaire de portefeuille souhaitant affiner sa stratégie d'allocation tactique vis-à-vis du secteur bancaire, tenter de déterminer les circonstances de performance boursière ajustée pour le risque du secteur bancaire ne saurait suffire. En effet, sans comparaison avec une balise pertinente, la performance boursière des banques ajustée pour le risque n'est pas suffisamment informative.

2.3.3. *Mesures de surperformance boursière ajustées pour le risque*⁴³

Présentée dans le cadre d'une analyse de performance boursière de Sociétés civiles de placement immobilier (SCPI) américaines, la décomposition graphique de la mesure M-quadratique que proposent Hopkins et Acton (1999) permet de mettre en évidence une mesure de performance boursière ajustée pour le risque et en excès d'un indice de référence. La figure 3.1 présente le graphique original en question.

⁴³ Il semble ici nécessaire de différencier rendement ajusté pour le risque en excès d'une balise de référence et rendement anormal. Ce dernier fait référence au rendement réalisé d'un portefeuille ou d'un titre donné en excès de son rendement espéré, généralement obtenu via le modèle de marché ou certaines de ses déclinaisons (Aharony et Saunders, 1986, entre autres). Ces deux mesures, de natures pourtant bien différentes, peuvent parfois prêter à confusion. En illustration, dans le cadre d'une étude d'évènement traitant de l'impact des erreurs de prévisions des bénéfices trimestriels sur les rendements boursiers de diverses firmes américaines, Hagerman et al. (1984) considèrent que la somme des rendements quotidiens réalisés en excès de leur valeur espérée aux alentours d'un évènement constitue une mesure de rendement cumulatif ajusté pour le risque. Or, il semble plus convenable d'assimiler cette mesure à un rendement anormal étant donné que les rendements quotidiens réalisés sont comparés à leur valeur attendue, sans qu'aucun ajustement relatif au risque, quelle que soit sa nature, ne soit effectué.



Notes : R_p = Rendement boursier d'une SCPI, M^2 = Mesure M-quadratique de la SCPI, R_m = Rendement d'un indice de marché immobilier, $REX1$ = Rendement excédentaire attribuable aux choix d'allocation, $REX2$ = Rendement excédentaire attribuable aux choix d'exposition au risque

Figure 3.1 – Décomposition de la mesure M-quadratique selon Hopkins et Acton (1999)

D'après la figure 3.1, la performance boursière en excès d'un indice de référence et sans ajustement pour le risque ($R_p - R_m$) est égale à la somme de deux composantes distinctes ($REX1 + REX2$).

Selon Hopkins et Acton (1999), la positivité des rendements boursiers d'une SCPI, ajustés pour le risque et en excès d'un indice sectoriel ($REX1$), serait attribuable à une meilleure allocation des ressources par la SCPI que par le secteur immobilier. Dans le cadre du présent travail de recherche, un raisonnement similaire peut être transposé au secteur bancaire, mais nécessite quelques précisions supplémentaires. Si elle est positive, la performance boursière du secteur bancaire, ajustée pour le risque et en excès d'un indice de marché, pourrait indiquer une meilleure allocation des ressources par les banques (et, en particulier leurs gestionnaires) que par le marché. Comme nous le mentionnons dans la sous-section 2.2.3, cette meilleure allocation serait une conséquence directe de l'exercice « utile » du pouvoir de marché des grandes banques canadiennes⁴⁴. Alternativement, la performance boursière du secteur bancaire, ajustée pour le risque et en excès d'un indice de marché, pourrait être la résultante des

⁴⁴ Il est à noter que cette meilleure allocation peut être perçue de façon contemporaine par les investisseurs, via la publication de résultats comptables excédentaires se répercutant sur la performance boursière (Hagerman et al., 1984). Elle peut également être le fruit des anticipations des investisseurs, considérant le caractère avancé des indicateurs boursiers.

mécanismes inhérents au *FTS*. Certaines conditions macroéconomiques (à préciser) devraient exacerber ces mécanismes et nous y revenons dans les sections suivantes.

Par ailleurs, il est à noter que Hopkins et Acton (1999) associent la différence entre le rendement brut réalisé d'un actif financier et son équivalent ajusté pour le risque (*REX2*) à une mesure de performance boursière excédentaire provenant du différentiel de risque entre l'indice de référence et l'actif financier. Un tel raisonnement pourrait être transposé au secteur bancaire. Toutefois, le présent travail de recherche ne se focalise pas spécifiquement sur la mesure *REX2*.

Les travaux d'Hopkins et Acton (1999), repris plus tard par Higgins et Ng (2009) pour le marché immobilier australien, illustrent une technique simple d'ajustement des rendements de *SPCI* pour le risque. Mieux, ils exposent différents canaux de rendements excédentaires⁴⁵. Toutefois, de telles analyses se limitent à l'utilisation de mesures ajustées pour évaluer la performance de fonds comparables entre eux ; ni Hopkins et Acton (1999), ni Higgins et Ng (2009) ne cherchent à mettre en évidence les facteurs de (sur)performance des divers fonds étudiés.

Dans la continuité de la décomposition proposée par Hopkins et Acton (1999), Statman (2000) suggère que le *Domini Social Index*, un indice composé de titres boursiers américains socialement responsables ne sous-performe pas l'indice *S&P 500*. Pour ce faire, l'auteur montre, entre autres, que la mesure M-quadratique en excès du rendement de l'indice *S&P500* est proche de zéro. Plus encore, il compare les mesures M-quadratique en excès du rendement de l'indice *S&P500* de fonds mutuels américains socialement responsables avec celles de fonds mutuels américains conventionnels et conclut, par l'intermédiaire d'un test de Student, que la différence de leur moyenne respective n'est pas statistiquement différente de zéro. Cet article retient particulièrement notre attention puisque l'utilisation qui est faite de la mesure M-quadratique en excès d'un indice de référence est légèrement différente de ce que proposent Hopkins et Acton (1999) ou Higgins et Ng (2009). Ces derniers ont recours à la mesure M-quadratique en excès d'un indice de référence pour comparer les rendements boursiers de titres

⁴⁵ Ces canaux sont le rendement excédentaire attribuable aux choix d'allocation et le rendement excédentaire attribuable aux choix d'exposition au risque (c.f. figure 3.1).

spécifiques (des SCPI) par rapport à ceux de l'indice sectoriel correspondant (un indice représentatif du marché immobilier). Quant à lui, Statman (2000) utilise cette mesure pour comparer la performance boursière d'un indice sectoriel (le *Domini Social Index*, ainsi que chaque fond mutuel le répliquant plus ou moins rigoureusement) avec un indice de marché (l'indice *S&P500*). Pour autant, Statman ne se risque ni à déterminer ni à interpréter les mécanismes relationnels sous-jacents à la mesure excédentaire ajustée qu'il utilise. Il se contente, et c'est de toute façon l'unique but de sa recherche, de fournir des preuves chiffrées de l'équivalence des performances boursières attribuables respectivement aux investissements socialement responsables et au marché.

En tout état de cause, la mesure excédentaire ajustée que propose Statman (2000) suscite notre intérêt et, une fois adaptée au secteur bancaire, devrait être utilisée comme VD d'un modèle de régression à préciser. En effet, l'objectif du présent travail consiste à déterminer les circonstances macroéconomiques de performance boursière ajustée pour le risque des grandes banques canadiennes et en excès d'un indice de référence. L'anticipation de ces circonstances pourra alors suggérer la surpondération du secteur bancaire dans les portefeuilles d'investissement sous gestion.

3. FORMULATION DE LA QUESTION DE RECHERCHE

Ce chapitre vise dans un premier temps à mettre en perspective les différents éléments présentés dans le chapitre précédent. Il en découle ultimement la question de recherche de la présente étude. Dans un second temps, en considérant les différents facteurs macroéconomiques de performance bancaire relevés dans la section 2.2 dans le contexte canadien, nous présentons différentes hypothèses de recherche ainsi qu'une brève argumentation des éléments pouvant supporter chacune d'entre elles.

3.1. Mise en perspective

À long terme, la performance boursière des grandes banques canadiennes semble supérieure à celle du marché ; toutefois, sur un horizon trimestriel, elle n'est pas continuellement supérieure à celle du marché, loin de là (cf. figure 2.1). Ce simple constat suggère que certaines configurations macroéconomiques pourraient favoriser l'attrait des investisseurs pour les grandes banques canadiennes plutôt que pour le marché.

Une part importante de la littérature portant spécifiquement sur les banques se concentre sur la détermination de facteurs macroéconomiques de performance brute. Compte tenu des particularités du marché bancaire canadien et de la valorisation empirique des grandes banques domestiques, nous postulons que certains de ces facteurs peuvent avoir un impact sur les rendements excédentaires de ces dernières. Nous proposons, à ce titre, deux mécanismes pouvant supporter une telle position : le phénomène *FTS* et la valorisation du pouvoir de marché des grandes banques canadiennes par les investisseurs. Il est à noter que ces deux mécanismes expliqueraient pourquoi les REGBC tendent à se prolonger dans le temps (cf. tableau 2.3). En effet, si les grandes banques canadiennes étaient intrinsèquement plus attractives que le marché, alors on pourrait s'attendre à ce que les investisseurs intègrent cette information dans le prix des actions une bonne fois pour toutes, ce qui ne semble pas être le cas empiriquement.

Par ailleurs, pourquoi s'intéresser aux fluctuations des REGBC à court terme si l'on suppose que ceux-ci sont positifs sur des horizons temporels couvrant au moins un cycle économique ? La réponse à cette interrogation est assez intuitive.

D'une part, l'horizon de placement varie d'un investisseur à l'autre. D'autre part, les politiques de placement des sociétés de gestion patrimoniale offrent la possibilité de sous ou surpondérer temporairement certains secteurs d'investissement ⁴⁶, en fonction des changements dans l'environnement macroéconomique. À court terme, les gestionnaires de portefeuille peuvent alors optimiser leurs allocations en anticipant la surperformance boursière de certains secteurs. Par exemple, ils ont tout intérêt à surpondérer (sous-pondérer) les grandes banques canadiennes dans leurs portefeuilles d'investissement si une configuration macroéconomique donnée suggère que la performance boursière de ces dernières sera supérieure (inférieure) à celle du marché au cours des prochains mois.

En somme, à la lumière des éléments susmentionnés, il convient de se demander dans quelles circonstances macroéconomiques les grandes banques canadiennes surperforment l'indice composé *S&P/TSX*. Techniquement, cette question de recherche revient à déterminer quelles variables macroéconomiques ont un impact sur les différents indicateurs de surperformance boursière présentés à la fin de la section 2.3.

3.2. Hypothèses de recherche

La présente étude propose de déployer une démarche économétrique visant à vérifier empiriquement plusieurs hypothèses. Les hypothèses principales font référence au cycle économique ; les hypothèses secondaires se concentrent sur des facteurs macroéconomiques plus spécifiques.

3.2.1. Hypothèses principales

Les trois principales hypothèses du présent travail de recherche concernent la relation entre les REGBC et le cycle économique. Elles se présentent comme suit.

H0_a : il n'y a pas de comouvement entre les REGBC et le cycle économique.

H1_{a1} : il y a un comouvement positif entre les REGBC et le cycle économique

⁴⁶ On parle, à ce titre, d'allocation tactique.

H1_{a2} : il y a un comouvement négatif entre les REGBC et le cycle économique, en particulier dans des configurations macroéconomiques moroses.

H0_a suggère que le cycle économique canadien n'aurait aucun pouvoir informatif quant aux REGBC. Autrement dit, eu égard au cycle économique, les REGBC ne représenteraient que du « bruit ».

La valorisation du pouvoir de marché des grandes banques canadiennes par les investisseurs pourrait constituer une explication crédible à H1_{a1}. En effet, en période d'expansion économique, la demande de prêts augmente et les provisions pour prêts douteux diminuent (Athanasoglou, Daniilidis et Delis, 2014). Dans de telles circonstances, le pouvoir de marché des grandes banques canadiennes serait valorisé dans la mesure où ces dernières peuvent augmenter leur marge d'intérêt sur une quantité croissante de prêts accordés. Parallèlement, via leur pouvoir de marché, les grandes banques canadiennes ont également la possibilité de réduire leur risque *ex ante* ; toutefois, une telle entreprise n'aurait qu'un impact négatif limité sur le niveau de rentabilité global étant donné qu'en période d'expansion 1) le risque de crédit des emprunteurs chute drastiquement et 2) les revenus autres que d'intérêts⁴⁷ tendent à augmenter (Athanasoglou et al., 2014). En somme, le pouvoir de marché des grandes banques canadiennes, qui découle de la réglementation et, *a fortiori*, de la structure du marché bancaire domestique, est « utile » en période d'expansion économique. Compte tenu de cette information, les titres de grandes banques canadiennes deviendraient, *de facto*, plus attractifs aux yeux des investisseurs.

À l'inverse, en période de contraction économique, la demande de crédit s'effondre (Athanasoglou et al., 2014) de sorte qu'il devient de plus en plus difficile pour les grandes banques canadiennes de s'appuyer sur leur pouvoir de marché pour charger des primes élevées sur les nouveaux prêts accordés. Plus encore, les provisions pour prêts douteux et les créances irrécouvrables s'accumulent sans que les grandes banques canadiennes ne puissent intervenir : le pouvoir de marché dont elles disposent n'est d'aucune utilité pour réduire le risque *ex post* des portefeuilles de crédit alors que la réglementation conservatrice

⁴⁷ Les revenus autres que d'intérêts comprennent en particulier les frais de transactions et les revenus de négociation. Ceux-ci ont tendance à croître en période d'expansion (Athanasoglou et al., 2013).

en vigueur limite le recours à la titrisation⁴⁸. Aussi, du fait de l'incertitude grandissante dans le marché, une contraction économique s'accompagne généralement d'un recul de l'offre de crédit. Ce phénomène est particulièrement vérifié dans le contexte canadien puisque les grandes banques peuvent user de leur pouvoir de marché afin de minimiser leur exposition au risque *ex ante*. En plus de grever le potentiel d'augmentation des profits, une telle stratégie exacerbe la contraction économique, car les banques ne prêtent plus (ou très peu), ce qui ne favorise pas un retournement de conjoncture (Bernanke et Gertler, 1989)⁴⁹. Or, le prolongement d'une contraction économique n'a guère d'effets positifs sur la performance des banques, et ce, même si ces dernières disposent d'un certain pouvoir de marché. En somme, la capacité des grandes banques canadiennes à générer du profit grâce à leur pouvoir de marché pourrait s'effriter en période de contraction économique, auquel cas, sur une base de valorisation du pouvoir de marché, les investisseurs n'auraient plus de préférence particulière entre le secteur bancaire et le reste du marché.

Par ailleurs, $H1_{a2}$ pourrait trouver son explication dans le phénomène *FTS*. Dans des périodes de contraction économique, généralement marquées par une certaine incertitude, les investisseurs sont à la recherche de produits financiers peu risqués. Or, la plupart de ces investisseurs doivent respecter les limites tactiques des allocations stratégiques établies dans les politiques de placements. Dès lors, le recours aux valeurs refuges traditionnelles⁵⁰ est, en théorie, limité. Du fait de leur grande stabilité historique et de la garantie implicite *TBTF* dont elles semblent disposer, les grandes banques canadiennes constitueraient alors une alternative crédible aux valeurs refuges traditionnelles. En somme, il est possible qu'en période de contraction économique le phénomène *FTS* se traduise, en partie, par un afflux de fonds vers les actions des grandes banques canadiennes. Il en résulterait une surperformance boursière de ces dernières. Naturellement, en période d'expansion économique, un tel mécanisme serait plus nuancé.

⁴⁸ Dans ce contexte, la titrisation consisterait à créer des produits financiers structurés à partir du portefeuille de crédit de la banque pour ensuite les redistribuer dans le marché. Ainsi, la banque pourrait faire disparaître de son bilan certains prêts à risque.

⁴⁹ Pour décrire un tel mécanisme, Bernanke et Gertler (1989) parlent d'accélérateur financier.

⁵⁰ Les valeurs refuges traditionnelles incluent généralement les obligations gouvernementales de plusieurs pays développés, dont les États-Unis, la Suisse, le Canada ou le Japon. Or, les limites tactiques des allocations stratégiques établies dans les politiques de placements fixent, en théorie, une pondération maximale de titres à revenu fixes dans les portefeuilles d'investissement.

La présentation des éléments supportant respectivement $H1_{a1}$ et $H1_{a2}$ soulève une question importante : comment caractériser les concepts d'expansion économique, de contraction économique, et, *a fortiori*, de cycle économique? Nous introduisons, dans la section 4.3, plusieurs variables susceptibles de décrire ces derniers. Celles-ci regroupent notamment l'écart de production en terme réel, la croissance du PIB réel, la croissance du taux de chômage, le rendement du taux de change *CAD:USD* ainsi qu'un indicateur avancé de la croissance économique, à savoir les rendements boursiers du marché domestique. En somme, chacune de ces variables devrait donner des indications quant à la position du Canada dans le cycle économique⁵¹.

3.2.2. Hypothèses secondaires

Les hypothèses secondaires du présent travail de recherche portent sur les relations entre les REGBC et les variations non anticipées de taux d'intérêt domestique et entre les REGBC et les variations de prix des matières premières (MP).

Taux d'intérêt domestique et surperformance boursière des grandes banques canadiennes

Une part importante de la littérature suggère une relation positive entre la variation du niveau des taux d'intérêt et la performance des banques. En particulier, Short (1979) suggère que, suite à une augmentation du niveau des taux d'intérêt, les banques auraient tendance à augmenter leur taux de prêt plus rapidement que leur taux de rémunération des dépôts. *A priori*, une telle proposition n'est valable que si les pressions concurrentielles du marché bancaire sont peu intenses. Or, comme nous le détaillons dans la section 2.1., les grandes banques canadiennes disposent d'un fort pouvoir de marché, ce qui pourrait renforcer l'intérêt des investisseurs pour ces dernières dans un contexte d'augmentation du niveau des taux d'intérêt. Plus encore, Short (1979) stipule que le niveau des taux d'intérêt constituerait un bon indicateur de pénurie de capital : un haut niveau de taux d'intérêt devrait correspondre à une pénurie de capital élevée et, *a fortiori*, à un fort taux de profit pour l'ensemble de l'économie. Or,

⁵¹ Nous revenons plus en détail sur ce point dans la section 4.3.

nous avons suggéré en H1_{a1} que les investisseurs étaient susceptibles de valoriser davantage le pouvoir de marché des grandes banques canadiennes dans des périodes d'expansion économique. Dès lors, il est possible que la corrélation entre le niveau des taux d'intérêt et les REGBC soit positive.

Le pouvoir de marché des grandes banques canadiennes devrait permettre à ces dernières de mitiger efficacement l'impact du risque de taux d'intérêt (RTI) sur leurs profits respectifs. D'une part, elles peuvent « sélectionner » leurs emprunteurs et leurs déposants de façon à réduire l'écart de durée entre passifs et actifs bancaires. D'autre part, elles disposent d'une certaine marge de manœuvre pour ajuster les taux chargés respectivement aux déposants et aux emprunteurs en réponse à des mouvements adverses de taux d'intérêt. Il est à noter que ces deux mécanismes favorisent la couverture naturelle, gratuite, et limitent le recours aux produits dérivés de couverture, coûteux. Or, plus une banque couvre efficacement son bénéfice net du RTI (Flannery, 1981, Simonson, Stowe et Watson, 1983), plus ses actions devraient, en théorie, se comporter comme des obligations à coupon fixe, puisque, par ailleurs, les titres boursiers ne se sont pas couverts contre le RTI (Akella et Greenbaum, 1992). Il en résulterait ainsi une corrélation négative entre la performance boursière des grandes banques canadiennes et les variations du niveau des taux d'intérêt. Par ailleurs, la relation entre la performance boursière et les variations du niveau des taux d'intérêt semble plus mitigée pour le reste du marché (Sweeney et Warga, 1986, Chamberlain et Khokhar, 2014). Dès lors, la relation entre les REGBC et les variations du niveau des taux d'intérêt pourrait être négative. Aussi, dans le contexte canadien, cette même relation pourrait s'expliquer de façon alternative. Une baisse du niveau des taux d'intérêt pourrait encourager les investisseurs à sous-pondérer les titres à revenus fixes gouvernementaux⁵² dans leur portefeuille tout en surpondérant les grandes banques canadiennes, le but étant de maintenir un rendement élevé sans perdre la garantie gouvernementale. Naturellement, un raisonnement symétrique s'appliquerait dans le cas d'une augmentation du niveau des taux d'intérêt.

⁵² Une baisse du niveau des taux d'intérêt n'a pas d'effet notable pour un détenteur à terme d'obligations émises par le passé. Toutefois, dans une telle configuration, les obligations nouvellement émises sont moins attractives, car moins payantes et les obligations émises par le passé et disponibles sur le marché coutent plus cher, ce qui se traduit par un taux de rendement à échéance plus faible pour un potentiel acheteur.

En somme, compte tenu des éléments susmentionnés, nous émettons trois hypothèses alternatives.

H_{0b} : Il n'y a pas de comouvement entre les variations du niveau des taux d'intérêt et les REGBC.

H_{1b1} : il y a un comouvement positif entre les variations du niveau des taux d'intérêt et les REGBC.

H_{1b2} : il y a un comouvement négatif entre les variations du niveau des taux d'intérêt et les REGBC.

Prix des matières premières et surperformance boursière des grandes banques canadiennes

La production/extraction de MP occupe une place importante dans l'économie canadienne. À ce titre, au 31 décembre 2014, au moins 43% des entreprises incluses dans l'indice *S&P/TSX* 60 déployaient des activités liées à la production/extraction de MP, soit environ 31% de la capitalisation boursière de l'indice⁵³. Dès lors, dans le contexte canadien, l'interprétation des variations du prix des MP est ambivalente. D'une part, de plus faibles prix de MP impliquent un revenu disponible plus élevé pour les consommateurs et une meilleure performance des entreprises utilisant les MP comme intrants. D'autre part, plus le prix des MP diminue, moins les entreprises de production/extraction de MP sont performantes et, par conséquent les mises à pied se multiplient. Dans le premier cas, l'impact sur la croissance économique est positif et les projets d'investissement financés par les banques devraient s'accumuler. Dans le second, l'impact sur la croissance économique est négatif et les projets d'investissement devraient être repoussés dans le futur. À ce titre, dans une entrevue accordée au *Financial Times* britannique le 30 mars 2015, Stephen Poloz, gouverneur de la Banque du Canada, décrivait, au travers d'une illustration simplifiée, l'impact sur l'économie canadienne de la chute de plus de 50% du prix du pétrole entre la fin du mois de juin 2014 et le début de l'année 2015.

⁵³ Cette proportion de 31% peut paraître faible et s'explique principalement par la chute du prix du pétrole depuis la fin du mois de juin 2014.

« In theory lower oil prices mean [putting] more money in consumers' pockets, but . . . if an oil company cancels [an investment] project, laying off a worker, that guy will not have the money to buy a new pick-up truck. That spreads pretty quickly. » (Poloz, cité dans Giugliano, 2015)

Ainsi, compte tenu des éléments mis en évidence ci-dessus, nous avançons quatre hypothèses.

H0_c : il n'y a pas de comouvement entre les variations du prix des MP et les REGBC. Autrement dit, possiblement, les variations du prix des MP ont des effets similaires sur le secteur bancaire canadien et sur le marché domestique.

H1_{c1} : il y a un comouvement négatif entre les variations du prix des MP et les REGBC. Comme nous le mentionnons plus haut, les effets de chocs sur le prix des MP peuvent être mitigés sur le marché. Or, les grandes banques canadiennes pourraient tirer profit d'une diminution du prix des MP dans la mesure où les bénéfices d'une telle diminution outrepasseraient ses dommages. Par bénéfices, il faut ici comprendre augmentation de la demande de financement de certains ménages et/ou des entreprises ayant recours aux MP comme intrant. Par dommages, il faut ici comprendre augmentation des prêts non performants et diminution de la demande de financement émanant d'autres ménages et/ou des entreprises productrices de MP. Un raisonnement symétrique s'appliquerait dans le cas d'une augmentation du prix des MP. Il en résulte que les investisseurs valoriseraient davantage les banques dans un contexte de chute du prix des MP. Alternativement, ils valoriseraient davantage le marché lorsque le prix des MP augmente.

H1_{c2} : il y a un comouvement positif entre les variations du prix des MP et les REGBC. Les grandes banques canadiennes pourraient tirer profit d'une augmentation du prix des MP dans la mesure où les bénéfices d'une telle augmentation outrepasseraient ses dommages. Par bénéfices, il faut cette fois-ci comprendre augmentation de la demande de financement de certains ménages et/ou des entreprises productrices de MP. Par dommages, il faut comprendre augmentation des prêts non performants et diminution de la demande de financement émanant d'autres ménages et/ou des entreprises ayant recours aux MP comme intrants. Un raisonnement symétrique s'appliquerait dans le cas d'une

diminution du prix des MP. Compte tenu des effets mitigés des chocs sur le prix des MP sur le marché, il en résulte que les investisseurs valoriseraient davantage les banques lorsque le prix des MP augmente. Alternativement, ils valoriseraient davantage le marché dans un contexte de chute du prix des MP.

$H1_{c3}$: il y a un comouvement négatif entre les variations négatives anticipées du prix des MP et les REGBC. Cette relation pourrait s'expliquer par le phénomène *FTS* : si le marché anticipe une chute du prix des MP, alors les investisseurs pourraient envisager de rediriger une portion de leurs placements dans des titres d'entreprises canadiennes productrices de MP vers des actions de grandes banques domestiques.

Enfin, il est à noter que les paires ($H1_{c1}$, $H1_{c3}$) et ($H1_{c2}$, $H1_{c3}$) ne sont pas mutuellement exclusives. Les spécifications du modèle économétrique déployé dans la section 4.1 doivent tenir compte de cette remarque.

4. MÉTHODOLOGIE

Nous proposons, dans ce chapitre, une description détaillée de la démarche méthodologique employée dans le présent travail de recherche. Tout d'abord, nous présentons le modèle économétrique visant à tester les hypothèses émises dans la section 3.2., ses spécifications générales et la démarche empirique qui l'accompagne. Subséquemment, nous détaillons la structure des VI introduites dans les différentes sous-spécifications du modèle. Enfin, nous réutilisons les éléments mis en avant dans la sous-section 2.3 pour construire plusieurs VD alternatives.

4.1. Modèle économétrique

Nous exposons, dans un premier temps, les spécifications générales du modèle économétrique visant à tester les hypothèses émises dans la section 3.2. La sous-section suivante est consacrée à la présentation de la démarche empirique par l'intermédiaire de laquelle nous souhaitons implémenter le modèle.

4.1.1. Spécifications générales du modèle

Notre point de départ est le modèle de marché à deux facteurs (MM2F), proposé notamment par Flannery et James (1984) et Akella et Greenbaum (1992). Dans le contexte du présent travail de recherche, il prend la forme suivante :

$$R_t = \alpha + \beta_M \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

où R_t est le rendement trimestriel annualisé d'un portefeuille composé de grandes banques canadiennes (le portefeuille bancaire canadien, ci-après)⁵⁴, α une constante, $R_{M,t}$ le rendement trimestriel annualisé d'un indice de marché canadien, $R_{i,t}$ le rendement d'un indice de taux d'intérêt et ε_t un terme d'erreur. Les coefficients β_M et β_i représentent la sensibilité des rendements du portefeuille bancaire R_t aux rendements du marché $R_{M,t}$ et aux rendements de l'indice de taux d'intérêt $R_{i,t}$, respectivement. L'estimation de l'équation (2) peut poser problème dans la mesure où $R_{M,t}$ et $R_{i,t}$ sont potentiellement très corrélés. Pour outrepasser cet obstacle, Flannery et James (1984) et Booth et Officer (1985) ont recours à la technique d'orthogonalisation. Les premiers régressent la variable de rendement

⁵⁴ Nous revenons en détail sur la composition du portefeuille bancaire canadien dans la section 4.3.

de marché sur la variable de taux d'intérêt et introduisent les résidus dans l'équation (2) en lieu et place du rendement brut de l'indice de marché. Les seconds régressent la variable de taux d'intérêt sur la variable de rendement de marché et introduisent les résidus dans l'équation (2) en lieu et place du rendement brut de l'indice de taux d'intérêt. Toutefois, Atindéhou et Gueyie (2001) suggèrent que de tels ajustements ne sont pas nécessaires dans le contexte canadien. Ils invoquent trois arguments pour soutenir ce choix. Tout d'abord, il est difficile de déterminer lequel du rendement du marché et du rendement de l'indice de taux d'intérêt détermine l'autre (Kane et Unal, 1988). Ensuite, l'orthogonalisation peut procurer des statistiques t de Student biaisées (Giliberto, 1985). Enfin, la corrélation entre les rendements du marché et les rendements de l'indice de taux d'intérêt, très faible au Canada⁵⁵, ne devrait pas induire de problème économétrique important (Kwan, 1991). Compte tenu de ces différents éléments, nous avons choisi de ne pas orthogonaliser les différents indices de l'équation (2).

Un des objectifs du présent travail de recherche consiste à déterminer des configurations macroéconomiques dans lesquelles un gestionnaire de portefeuille devrait surpondérer les grandes banques canadiennes. Dans cet esprit, il devient primordial de substituer la variable R_t de l'équation (2) par un indicateur de surperformance boursière :

$$R_t - R_{M,t} = \alpha + (\beta_M - 1) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

\Leftrightarrow

$$REX_t = \alpha + \gamma_M \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

où REX_t est le rendement trimestriel et annualisé du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement trimestriel annualisé d'un indice de marché canadien. Le coefficient γ_M représente la sensibilité de la mesure de REGBC REX_t aux rendements du marché $R_{M,t}$. Par rapport à l'équation (2), la nature de la VD de l'équation (4) change. Plus encore, nous devons tester l'ensemble des

⁵⁵ La corrélation entre les rendements trimestriels annualisés de l'indice composé *S&P/TSX* et la croissance du taux des obligations gouvernementales canadiennes à cinq ans s'élève à 0.0934 entre mars 1983 et septembre 2014. Elle n'est pas significativement différente de zéro au seuil de significativité 10%.

hypothèses formulées dans la section 3.2. En ce sens, il est nécessaire d'ajouter à l'équation (4) un certain nombre de VI :

$$\begin{aligned}
 REX_t = & \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{MP} \times MP_t \\
 & + \beta_{CE} \times CE_t + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Où D_M^- est une variable muette prenant la valeur 1 lorsque le rendement trimestriel annualisé de l'indice composé S&P/TSX est négatif (0 sinon), MP_t est une matrice d'indicateurs de variations contemporaines et anticipées du prix des MP, CE_t une matrice de variables susceptibles de suivre les cycles économiques. Le coefficient γ_M^- représente la sensibilité de la mesure de REGBC REX_t à la variable $D_M^- \times R_{M,t}$. Les matrices de coefficients β_{MP} et β_{CE} représentent la sensibilité de la mesure de REGBC REX_t aux variations du prix des MP et au cycle économique, respectivement. Il est à noter que l'équation (5) n'inclut pas de variable spécifique aux banques⁵⁶, car la VD est agrégée (i.e. elle constitue un indicateur de surperformance boursière des six plus grandes banques canadiennes). L'équation (5) n'inclut pas non plus de variable spécifique au marché bancaire canadien⁵⁷, car la VD concerne uniquement les grandes banques au Canada.

4.1.2. Démarche empirique

Le présent travail de recherche couvre la période allant de mars 1983 à septembre 2014. D'une part, nous avons cherché à couvrir un maximum de cycles économiques. D'autre part, nous avons dû respecter la contrainte de disponibilité des séries temporelles de données. Par ailleurs, la dérégulation du système bancaire canadien a été initiée en 1960 (Knight, 2012); la période d'analyse finalement retenue ne devrait donc pas souffrir de bris structurels manifestes. En somme, l'échantillon d'analyse est composé de 125 observations trimestrielles par variable.

⁵⁶ Le ratio des prêts non performants, le ratio de capitalisation, le ratio de productivité de la main-d'œuvre sont des exemples de variables spécifiques aux banques.

⁵⁷ Le niveau de concentration (mesuré par l'indice d'Herfindhal-Hirschman) et le niveau de contestabilité (mesuré par la statistique H de Panzar et Ross) sont des exemples de variables spécifiques au marché.

Les données boursières et les taux de change utilisés pour déployer le modèle économétrique présenté en 4.1.1. proviennent d'un terminal Bloomberg. Les différents indicateurs économiques canadiens ont été obtenus par l'intermédiaire de Statistiques Canada. Les taux des obligations gouvernementales canadiennes sont issus du bureau des données et statistiques de la Banque du Canada.

Notre démarche expérimentale consiste à décliner le modèle économétrique correspondant à l'équation (5) selon plusieurs sous-spécifications. Les VI relatives aux rendements de l'indice de marché ($R_{M,t}$), aux rendements de l'indice de taux d'intérêt ($R_{i,t}$) et aux indicateurs de prix des MP (MP_t) sont incluses dans l'ensemble de ces sous-spécifications. Puisque l'échantillon d'analyse n'est composé que de 125 observations par variable, nous choisissons, à des fins de parcimonie, d'introduire des VI relatives à un seul type d'indicateurs de l'évolution du cycle économique (CE_t) par sous-spécification. Aussi, nous comparons les résultats des sous-spécifications avec un modèle référence inspiré du MM2F et prenant la forme de l'équation (4).

Enfin, pour tester la robustesse des résultats, la démarche présentée ci-dessus est répétée pour quatre VD différentes : le rendement brut en excès du rendement de l'indice de marché, le rendement ajusté pour le risque total en excès du rendement de l'indice de marché, le rendement ajusté pour le risque baissier en excès du rendement de l'indice de marché et le rendement ajusté pour le risque systématique en excès du rendement de l'indice de marché.

L'annexe 1 expose les seize sous-spécifications ainsi que les quatre modèles références découlant du modèle présenté dans la sous-section 4.1.1. Par ailleurs, la méthode de régression employée et les divers ajustements économétriques qui l'accompagnent sont présentés dans la sous-section 5.1.6., après avoir détaillé les propriétés statistiques l'échantillon de données empiriques.

4.2. Variables indépendantes

Les différentes VI proposées en Annexe 1 sont discutés dans la présente section.

4.2.1. Quatre indicateurs alternatifs d'évolution du cycle économique

Différents types d'indicateurs d'évolution du cycle économique canadien (CE_t) sont présentés dans la présente sous-section. Comme nous le mentionnons ci-dessus, nous choisissons, à des fins de parcimonie, d'introduire des VI relatives à un seul type d'indicateurs d'évolution du cycle économique par sous-spécification.

Écart de production trimestriel au Canada

En théorie, l'écart de production (*Output gap*) est égal à la différence entre le PIB réel observé et le PIB réel potentiel. En nous inspirant des travaux d'Athanasoglou et al. (2008), nous approximons la série temporelle de PIB réel potentiel en appliquant le filtre d'Hodrick-Prescott (1997) à la série temporelle de PIB réel. La série temporelle d'écart de production est obtenue selon la procédure décrite dans les lignes qui suivent.

Une fois les séries temporelles de PIB nominal en termes de dépenses et d'indice des prix à la consommation (IPC, 2002=100) collectées via Statistiques Canada, nous calculons la croissance trimestrielle annualisée du PIB nominal puis l'inflation trimestrielle annualisée de l'IPC. Nous en déduisons la croissance du PIB réel (cf. Feldstein, 1980 et Jamal et Quayes, 2008, entre autres) :

$$g_t^{PIBN} = (1 + g_t^{PIBR}) \times (1 + \pi_t) - 1 \Leftrightarrow g_t^{PIBR} = \frac{1 + g_t^{PIBN}}{1 + \pi_t} - 1 \quad (6)$$

où g_t^{PIBN} est la croissance trimestrielle annualisée du PIB nominal, g_t^{PIBR} la croissance trimestrielle annualisée du PIB réel et π_t l'inflation trimestrielle annualisée de l'IPC. La série temporelle de PIB réel est alors calculée comme suit :

$$PIBR_t = \begin{cases} PIBN_t & \text{si } t = 0 \\ PIBR_{t-1} \times \left[(1 + g_t^{PIBR})^{1/4} \right] & \text{sinon} \end{cases} \quad (7)$$

où $PIBR_t$ est la valeur du PIB réel (en dollars canadiens de mars 1983) au trimestre t et $PIBN_t$ la valeur du PIB nominal au trimestre t . Le filtre d'Hodrick-Prescott est ensuite appliqué à la série temporelle de PIB réel. Dès lors, l'écart de production prend la forme suivante :

$$EP_t = PIBR_t - PIBR_t^{HP} \quad (8)$$

où EP_t est l'écart de production au trimestre t et $PIBR_t^{HP}$ est le PIB réel potentiel au trimestre t (approximé par le filtre d'Hodrick-Prescott).

L'écart de production permet de situer le Canada dans le cycle économique. En période d'expansion (de contraction) économique, on peut s'attendre à ce que l'écart de production soit positif (négatif). Théoriquement, le PIB réel observé et le PIB réel potentiel doivent coïncider à long terme; des écarts de production non nuls devraient donc être temporaires et un comportement de retour vers une moyenne de zéro devrait être observable. La figure 4.1 présente la série temporelle d'écart de production obtenue.

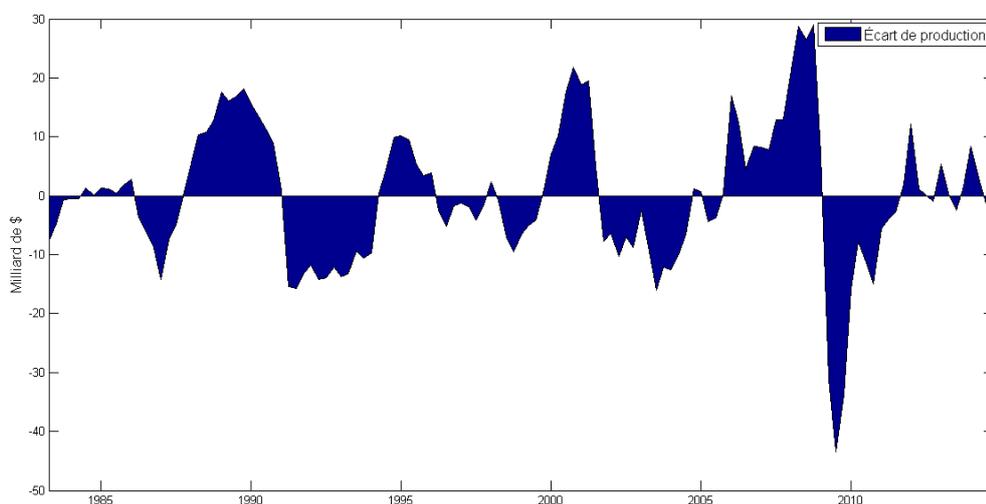


Figure 4.1 – Écart de production trimestriel mesuré en milliards de dollars canadiens pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014

Les données relatives au PIB nominal canadien en termes de dépenses sont publiées trimestriellement et peuvent être sujettes à un retard de publication d'au moins un mois. Les données relatives à l'IPC canadien sont publiées, quant à elles, mensuellement et peuvent également être sujettes à retard de publication d'au moins un mois. Pour ces raisons, il est nécessaire d'introduire l'écart de production retardé d'un trimestre (en plus de la valeur contemporaine) dans les VI des sous-spécifications économétriques concernées. Plus encore, pour tenter d'isoler les effets attribuables à $H1_{a1}$ et $H1_{a2}$ respectivement, nous ajoutons les termes d'asymétrie $D_{EP_t}^- \times EP_t$ et $D_{EP_{t-1}}^- \times EP_{t-1}$ où $D_{EP_t}^-$ et $D_{EP_{t-1}}^-$ sont des variables muettes égales à 1 pour un écart de production trimestriel négatif et 0 sinon.

En somme, pour les sous-spécifications n° 1, 5, 9 et 13 de l'Annexe 1, on a :

$$\beta_{CE} \times CE_t = \begin{bmatrix} \beta_{EP_t} \\ \beta_{EP_{t-1}} \\ \beta_{EP_t}^- \\ \beta_{EP_{t-1}}^- \end{bmatrix} \times [EP_t \quad EP_{t-1} \quad D_{EP_t}^- \times EP_t \quad D_{EP_{t-1}}^- \times EP_{t-1}] \quad (9)$$

où les coefficients β_{EP_t} , $\beta_{EP_{t-1}}$, $\beta_{EP_t}^-$ et $\beta_{EP_{t-1}}^-$ représentent la sensibilité de la mesure de REGBC aux variables EP_t , EP_{t-1} , $D_{EP_t}^- \times EP_t$ et $D_{EP_{t-1}}^- \times EP_{t-1}$, respectivement.

S'ils sont significativement positifs (négatifs), les coefficients β_{EP_t} et $\beta_{EP_{t-1}}$ devraient soutenir H1_{a1} (H1_{a2}). S'ils sont significativement négatifs, les coefficients $\beta_{EP_t}^-$ et $\beta_{EP_{t-1}}^-$ devraient soutenir H1_{a2}.

Croissance trimestrielle annualisée du PIB réel canadien

La croissance du PIB réel canadien permet également de suivre l'évolution du cycle économique, mais de façon moins rigoureuse que l'écart de production (Athanasoglou et al., 2008). Intuitivement, une croissance positive (négative) du PIB réel indique une expansion (contraction) économique. Dans le cadre du présent travail de recherche, la variable g_t^{PIBR} représente la croissance annualisée du PIB réel canadien. La figure 4.2 présente la série temporelle de croissance du PIB réel obtenue.

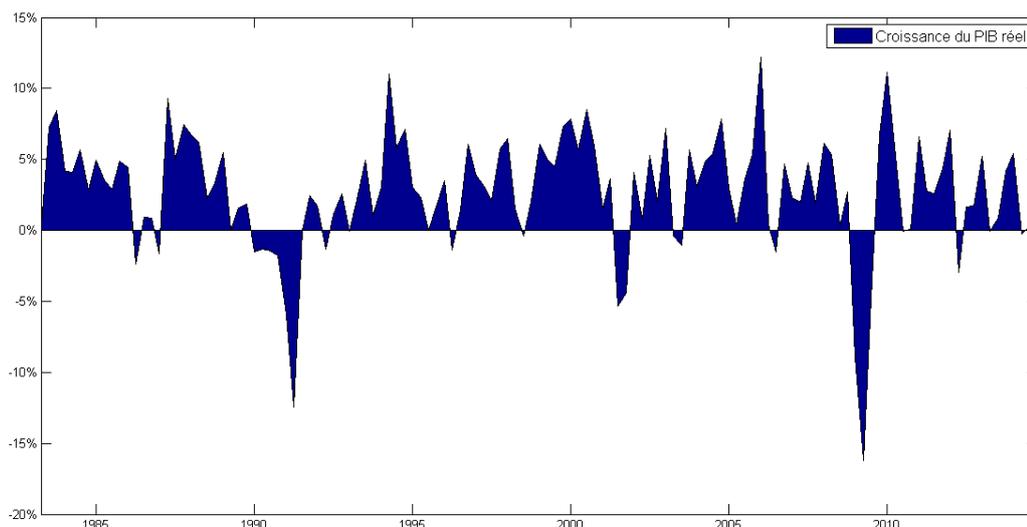


Figure 4.2 – Croissance trimestrielle annualisée du PIB réel canadien pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014

En comparant les figures 4.1 et 4.2, on constate que les cycles économiques sont plus lisses lorsqu'ils sont approximés par l'écart de production plutôt que par la croissance du PIB réel.

Pour les mêmes raisons que pour l'écart de production, il est nécessaire d'introduire la croissance du PIB réel retardée d'un trimestre (en plus de la valeur contemporaine) dans les VI des sous-spécifications économétriques concernées. Plus encore, pour tenter d'isoler les effets attribuables à $H1_{a1}$ et $H1_{a2}$ respectivement, nous ajoutons les termes d'asymétrie $D_{g_t^{PIBR}}^- \times g_t^{PIBR}$ et $D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$ où $D_{g_t^{PIBR}}^-$ et $D_{g_{t-1}^{PIBR}}^-$ sont des variables muettes égales à 1 pour une croissance trimestrielle annualisée du PIB réel négative et 0 sinon.

En somme, pour les sous-spécifications n°2, 6, 10 et 14 de l'Annexe 1, on a :

$$\beta_{CE} \times CE_t = \begin{bmatrix} \beta_{g_t^{PIBR}} \\ \beta_{g_{t-1}^{PIBR}} \\ \beta_{g_t^{PIBR}}^- \\ \beta_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \end{bmatrix} \times [g_t^{PIBR} \quad g_{t-1}^{PIBR} \quad D_{g_t^{PIBR}}^- \times g_t^{PIBR} \quad D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}] \quad (10)$$

où les coefficients $\beta_{g_t^{PIBR}}$, $\beta_{g_{t-1}^{PIBR}}$, $\beta_{g_t^{PIBR}}^-$ et $\beta_{g_{t-1}^{PIBR}}^-$ représentent la sensibilité de la mesure de REGBC aux variables g_t^{PIBR} , g_{t-1}^{PIBR} , $D_{g_t^{PIBR}}^- \times g_t^{PIBR}$ et $D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$, respectivement.

S'ils sont significativement positifs (négatifs), les coefficients $\beta_{g_t^{PIBR}}$ et $\beta_{g_{t-1}^{PIBR}}$ devraient soutenir H1_{a1} (H1_{a2}). S'ils sont significativement négatifs, les coefficients $\beta_{g_t^{PIBR}}^-$ et $\beta_{g_{t-1}^{PIBR}}^-$ devraient soutenir H1_{a2}.

Croissance trimestrielle annualisée du taux de chômage au Canada

La loi d'Okun (1962) suggère que lorsque la croissance du PIB réel dépasse celle de son potentiel, alors le taux de chômage est amené à décroître. Ainsi, en accord avec l'interprétation de l'écart de production, une croissance négative (positive) du taux de chômage devrait indiquer une expansion (contraction) économique. En ce sens, nous calculons la croissance trimestrielle annualisée du taux de chômage au Canada (g_t^{TC}). Les données relatives au taux de chômage au Canada sont publiées mensuellement par Statistiques Canada et peuvent être sujettes à un retard de publication d'au moins un mois. Pour cette raison, il est nécessaire d'introduire la croissance du taux de chômage retardée d'un trimestre (en plus de la valeur contemporaine) dans les VI des sous-spécifications économétriques concernées. Là encore, pour tenter d'isoler les effets attribuables à H1_{a1} et H1_{a2} respectivement, nous ajoutons également les termes d'asymétrie $D_{g_t^{PIBR}}^- \times g_t^{PIBR}$ et $D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$ où $D_{g_t^{PIBR}}^-$ et $D_{g_{t-1}^{PIBR}}^-$ sont des variables muettes égales à 1 pour une croissance trimestrielle annualisée positive du taux de chômage et 0 sinon.

En somme, pour les sous-spécifications n°3, 7, 11 et 15 de l'annexe 1, on a :

$$\beta_{CE} \times CE_t = \begin{bmatrix} \beta_{g_t^{TC}} \\ \beta_{g_{t-1}^{TC}} \\ \beta_{g_t^{TC}}^+ \\ \beta_{g_{t-1}^{TC}}^+ \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} g_t^{TC} & g_{t-1}^{TC} & D_{g_t^{TC}}^+ \times g_t^{TC} & D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times g_{t-1}^{TC} \end{bmatrix} \quad (11)$$

où les coefficients $\beta_{g_t^{TC}}$, $\beta_{g_{t-1}^{TC}}$, $\beta_{g_t^{TC}}^-$ et $\beta_{g_{t-1}^{TC}}^-$ représentent la sensibilité de la mesure de REGBC aux variables g_t^{TC} , g_{t-1}^{TC} , $D_{g_t^{TC}}^- \times g_t^{PIBR}$ et $D_{g_{t-1}^{TC}}^- \times g_{t-1}^{TC}$, respectivement.

S'ils sont significativement négatifs (positifs), les coefficients $\beta_{g_t^{TC}}$ et $\beta_{g_{t-1}^{TC}}$ devraient soutenir H1_{a1} (H1_{a2}). S'ils sont significativement positifs, les coefficients $\beta_{g_t^{TC}}^-$ et $\beta_{g_{t-1}^{TC}}^-$ devraient soutenir H1_{a2}.

Le rendement trimestriel annualisé du taux de change CAD:USD

Les fluctuations du taux de change *CAD:USD* résultent de l'interaction de plusieurs mécanismes. L'un d'entre eux retient particulièrement notre attention : en période de contraction économique, les investisseurs étrangers fuient le marché canadien⁵⁸. Dans de telles circonstances, le dollar canadien devrait se déprécier, d'autant plus que les réserves en devises étrangères de la Banque du Canada sont finies (i.e. le dollar canadien ne peut être maintenu à une valeur élevée indéfiniment). À l'inverse, en période d'expansion économique, les agents économiques étrangers investissent massivement au Canada⁵⁹. Le dollar canadien devrait, cette fois-ci, s'apprécier. Ce mécanisme apparaît d'autant plus important que le dollar canadien peut être considéré comme une monnaie-marchandise (Chaban, 2009). En effet, des prix de MP en baisse impliquent une chute de profitabilité des nombreuses entreprises canadiennes engagées dans la production de MP. Il en résulte alors une fuite des investisseurs étrangers et, ultimement, une croissance économique locale plus faible.

Les États-Unis sont le principal partenaire commercial du Canada et le dollar américain est la principale monnaie utilisée comme moyen d'échange dans le monde. Pour ces deux raisons, nous jugeons que le rendement du taux de change *CAD:USD* (valeur en dollar américain d'un dollar canadien) devrait raisonnablement bien refléter la valeur du huard. Dans le cadre du présent travail de recherche, le rendement trimestriel annualisé du taux de change *CAD:USD* ($R_{CADUSD,t}$) pourrait constituer un indicateur alternatif d'évolution du cycle économique canadien. En effet, au regard des éléments mis en évidence dans le paragraphe précédent, une expansion (contraction) économique se traduirait par une appréciation (dépréciation) du dollar canadien, i.e. un rendement positif (négatif) du taux de change *CAD:USD*. Toutefois, la qualité de cette relation peut être altérée, entre autres, par les interventions ponctuelles de la Banque du Canada pour revaloriser artificiellement le dollar canadien.

⁵⁸ Les investisseurs étrangers s'orientent vers des marchés plus attractifs et, par conséquent, se séparent de leurs dollars canadiens.

⁵⁹ Les investisseurs étrangers quittent les marchés étrangers, moins attractifs, pour investir au Canada. Par conséquent, ils vendent leurs devises étrangères contre des dollars canadiens.

Les données relatives au taux de change $CAD:USD$ sont cotées en temps réel et de façon continue. Pour cette raison, il n'est pas nécessaire d'introduire la croissance du taux de change retardée d'un trimestre (en plus de la valeur contemporaine) dans les VI des sous-spécifications économétriques concernées. Par ailleurs, pour tenter d'isoler les effets attribuables à $H1_{a1}$ et $H1_{a2}$ respectivement, nous ajoutons également le terme d'asymétrie $D_{R_{CADUSD,t}}^- \times R_{CADUSD,t}$ où $D_{R_{CADUSD,t}}^-$ est une variable muette égale à 1 pour un rendement trimestriel annualisé positif du taux de change $CAD:USD$ et 0 sinon (cf. Atindéhou et Gueyie, 2001 et Tai, 2005, entre autres).

En somme, pour les sous-spécifications n°4, 8, 12 et 16 de l'Annexe 1, on a :

$$\beta_{CE} \times CE_t = \begin{bmatrix} \beta_{R_{CADUSD,t}} \\ \beta_{R_{CADUSD,t}}^- \end{bmatrix} \times [R_{CADUSD,t} \quad D_{R_{CADUSD,t}}^- \times R_{CADUSD,t}] \quad (12)$$

où les coefficients $\beta_{R_{CADUSD,t}}$ et $\beta_{R_{CADUSD,t}}^-$ représentent la sensibilité de la mesure de REGBC aux variables $R_{CADUSD,t}$, et $D_{R_{CADUSD,t}}^- \times R_{CADUSD,t}$, respectivement.

S'il est significativement positif (négatif), le coefficient $\beta_{R_{CADUSD,t}}$ devrait soutenir $H1_{a1}$ ($H1_{a2}$). S'il est significativement négatif, le coefficient $\beta_{R_{CADUSD,t}}^-$ devrait soutenir $H1_{a2}$.

Dans le cadre du présent travail de recherche, les variations de $R_{CADUSD,t}$ ne sont pas traitées sous forme de chocs non anticipés⁶⁰. Cette volonté de ne pas extraire de composante non attendue s'explique par la double cotation de cinq des six plus grandes banques canadiennes. En effet, la Banque Royale du Canada, la Banque Toronto-Dominion, la Banque Canadienne Impériale de Commerce, la Banque de Nouvelle-Écosse et la Banque de Montréal sont cotées à la fois à la bourse de Toronto et à la bourse de New York. En raisonnant par absence d'opportunité d'arbitrage, les variations de valeur du dollar américain et du dollar canadien, qu'elles soient anticipées ou non, devraient avoir un impact sur le rendement des actions des grandes banques canadiennes. *A fortiori*, elles pourraient également expliquer, en partie, les rendements excédentaires de ces dernières.

⁶⁰ $R_{CADUSD,t}$ est construit à partir de rendements bruts non ajustés.

4.2.2. Indicateur avancé de croissance économique

Le rendement de l'indice de marché

L'équation (5) a pour origine le modèle de marché à deux facteurs. Nous introduisons donc une VI de rendement d'un indice boursier de référence dans l'ensemble des sous-spécifications du modèle présenté en 4.1.1. Dans le cadre du présent travail de recherche, le rendement de l'indice boursier de référence équivaut au rendement trimestriel annualisé de l'indice composé *S&P/TSX*, noté $R_{M,t}$, conformément aux notations de l'équation (5). Plus encore, pour tenter d'isoler les effets attribuables à $H1_{a1}$ et $H1_{a2}$ respectivement, nous ajoutons le terme d'asymétrie $D_{R_{M,t}}^- \times R_{M,t}$ où $D_{R_{M,t}}^-$ est une variable muette égale à 1 pour une croissance trimestrielle annualisée du PIB réel négative et 0 sinon.

La variable $R_{M,t}$ peut être interprétée comme un indicateur avancé de croissance économique (Demirgüç-Kunt et Levine, 1996, et Levine et Zervos, 1996, 1998, entre autres). Compte tenu de cette interprétation, nous notons que chaque sous-spécification économétrique présentée à l'annexe 1 est composée de VI relatives à l'évolution à la fois actuelle (CE_t) et anticipée ($R_{M,t}$) du cycle économique. Une telle configuration devrait nous permettre de tester les hypothèses $H1_{a1}$ et $H1_{a2}$ en considérant le comportement contemporain des investisseurs ainsi que leurs anticipations. Il est tout de même à noter que la qualité de la relation entre performance des marchés boursiers et croissance économique future peut être altérée par les changements dans la perception du risque des flux monétaires actionnariaux (Harvey, 1989).

En somme, en référence à l'équation (5), s'il est significativement positif (négatif), le coefficient γ_M devrait soutenir $H1_{a1}$ ($H1_{a2}$). S'il est significativement négatif, le coefficient γ_{M^-} devrait soutenir $H1_{a2}$.

4.2.3. Autres variables macroéconomiques

Niveau des taux d'intérêt

Pour maintenir l'inflation à un niveau stable et prévisible, la Banque du Canada dispose de plusieurs leviers. Entre autres, elle peut modifier, ponctuellement et au besoin, son taux officiel d'escompte. De ce fait, elle contrôle indirectement le

niveau des taux d'intérêt domestiques. À défaut d'être particulièrement stables, ces derniers devraient donc être prévisibles et les différentes valeurs boursières canadiennes devraient s'ajuster en conséquence.

Compte tenu de cette observation, nous créons une série temporelle de croissance non anticipée du niveau des taux d'intérêt. Tout d'abord, nous postulons que le taux des obligations gouvernementales canadiennes à 5 ans est un bon proxy du niveau des taux d'intérêt. Ensuite, nous calculons la croissance trimestrielle annualisée, g_t^i , de ces taux, obtenus via le bureau des données et statistiques de la Banque du Canada. *A priori*, le niveau des taux d'intérêt canadiens devrait être moins stable que l'inflation; économétriquement parlant, la structure de retard optimale de g_t^i devrait donc être plus courte que celle de l'inflation. Or, dans un papier publié par la Banque du Canada, Crawford et Kasumovich (1996) stipulent qu'entre 1916 et 1994 la structure de retard optimale de l'inflation canadienne est composée de quatre valeurs trimestrielles retardées⁶¹. Dès lors, en nous inspirant des travaux d'Akella et Greenbaum (1992), nous posons l'*AR*(1) suivant⁶² :

$$g_t^i = \delta_1 \times g_{t-1}^i + \eta_t \quad (13)$$

avec $\eta_t = g_t^{i, choc}$ et où g_t^i est la croissance trimestrielle annualisée du taux des obligations gouvernementales canadiennes à 5 ans au trimestre t , η_t un terme d'erreur et $g_t^{i, choc}$ la croissance, trimestrielle, annualisée et non anticipée du taux des obligations gouvernementales canadiennes à 5 ans au trimestre t . Pour obtenir la série temporelle d'inflation trimestrielle, annualisée et non anticipée ($g_t^{i, choc}$), il suffit de soustraire les valeurs estimées via le modèle *AR*(1) de l'équation (13) aux valeurs g_t^i observées.

Atindéhou et Gueyie (2001) établissent le rendement d'un indice de taux d'intérêt comme la croissance d'un certain taux d'intérêt d'une période à l'autre. Nous décidons de suivre une démarche similaire, à ceci près que nous focalisons notre

⁶¹ Le critère d'information d'Akaike, calculé sur plusieurs sous-périodes de l'échantillon, permet systématiquement d'arriver à une telle conclusion.

⁶² Il est à noter que l'analyse de la fonction d'autocorrélation de la croissance trimestrielle annualisée du taux des obligations gouvernementales canadiennes à 5 ans confirme l'absence de composante à moyenne mobile alors que l'analyse de la fonction d'autocorrélation partielle suggère, conformément à la proposition d'Akella et Greenbaum (1992), une structure de retard optimale très courte.

attention sur la croissance non anticipée du niveau des taux d'intérêt. Ultimement, en référence à l'équation (5), nous posons :

$$R_{i,t} = g_t^{i, choc} \quad (14)$$

La variable $R_{i,t}$ est incluse dans les VI de l'ensemble des sous-spécifications économétriques présentées à l'annexe 1.

En somme, en référence à l'équation (5), s'il est significativement positif (négatif), le coefficient β_i devrait soutenir $H1_{b1}$ ($H1_{b2}$).

Prix des matières premières

Pour mettre en évidence une relation entre le prix des MP et la valeur actionnariale des grandes banques canadiennes, la prise en compte d'un indice global de prix des MP⁶³ peut poser problème. En effet, ce dernier agrège des variations de prix possiblement non homogènes. Par ailleurs, le Canada se positionne depuis plusieurs décennies comme un grand producteur mondial de pétrole et d'or, deux produits transigés de façon intensive sur les marchés internationaux. Compte tenu de ces observations, nous postulons que, dans le contexte canadien, les variations respectives du prix du pétrole et du prix de l'or constituent des indicateurs pertinents de variations du prix des MP.

L'or et le pétrole, ainsi que leurs produits dérivés respectifs, sont transigés globalement, en temps réel et de façon continue. De plus, les MP (en particulier, l'or et le pétrole) sont bien plus souvent transigées sur le marché à terme que sur le marché *spot*. Ainsi, nous ne focalisons pas exclusivement notre attention sur les prix *spot* du pétrole et de l'or. À ce titre, nous introduisons d'abord deux VI de chocs contemporains pour tester $H1_{c1}$ et $H1_{c2}$. Inspirées des travaux de Poghosyan et Hesse (2009), celles-ci sont établies à partir de la différence entre le prix *spot* et sa valeur espérée 3 mois plus tôt (approximée par le prix à terme à 3 mois observé le trimestre précédent⁶⁴) :

⁶³ L'Indice des prix des produits de base de la Banque du Canada ou l'indice américain du *Commodity Research Bureau* sont des exemples d'indices globaux de prix des MP.

⁶⁴ Dans le cadre du présent travail de recherche, le prix à terme à 3 mois est approximé par le troisième contrat générique.

$$OR_t^{choc} = PRIXOR_t^{spot} - PRIXOR_{t-1}^{3m} \quad (15)$$

où OR_t^{choc} est une mesure de chocs contemporains du prix d'une once troy brute d'or au trimestre t , $PRIXOR_t^{spot}$ le prix *spot* de l'or au trimestre t et $PRIXOR_{t-1}^{3m}$ le prix à terme à 3 mois d'une once troy brute d'or au trimestre $t - 1$.

$$OIL_t^{choc} = PRIXOIL_t^{spot} - PRIXOIL_{t-1}^{3m} \quad (16)$$

où OIL_t^{choc} est une mesure de chocs contemporains du prix du baril pétrole *WTI Cushing* au trimestre t , $PRIXOIL_t^{spot}$ le prix *spot* du baril de pétrole *WTI Cushing* au trimestre t et $PRIXOIL_{t-1}^{3m}$ le prix à terme à 3 mois du baril de pétrole *WTI Cushing* au trimestre $t - 1$.

Par ailleurs, pour tester l'hypothèse $H1_{c3}$, nous calculons, dans un premier temps, les séries temporelles de croissance trimestrielle annualisée des prix à terme à 1 an de l'or et du pétrole (OR_t^{12m} et OIL_t^{12m} respectivement). Dans un second temps, nous créons les variables muettes $D_{OR_t^{12m}}^-$ et $D_{OIL_t^{12m}}^-$ qui prennent les valeurs 1 pour les valeurs négatives de OR_t^{12m} et OIL_t^{12m} respectivement, et 0 sinon. Les séries temporelles $D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$ et $D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$ sont finalement calculées.

En somme, pour l'ensemble des sous-spécifications présentées en annexe 1, on a :

$$\begin{aligned} \beta_{MP} \times MP_t = & \begin{bmatrix} \beta_{OR_t^{choc}} \\ \beta_{OR_t^{12m}} \\ \beta_{OIL_t^{choc}} \\ \beta_{OIL_t^{12m}} \end{bmatrix} \\ & \times [OR_t^{choc} \quad D_{OR_t^{3m}}^- \times OR_t^{12m} \quad OIL_t^{choc} \quad D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}] \end{aligned} \quad (17)$$

où les coefficients $\beta_{OR_t^{choc}}$, $\beta_{OR_t^{12m}}$, $\beta_{OIL_t^{choc}}$ et $\beta_{OIL_t^{12m}}$ représentent la sensibilité de la mesure de REGBC aux variables OR_t^{choc} , $D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$, OIL_t^{choc} et $D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$ respectivement.

S'ils sont significativement positifs (négatifs), les coefficients $\beta_{OR_t^{choc}}$ et $\beta_{OIL_t^{choc}}$ devraient soutenir $H1_{c2}$ ($H1_{c1}$). S'ils sont significativement négatifs, les coefficients $\beta_{OR_t^{12m}}$ et $\beta_{OIL_t^{12m}}$ devraient soutenir $H1_{c3}$.

Il est à noter que des indicateurs de variations de prix des MP et de taux de change sont introduits simultanément dans les VI des sous-spécifications n°4, 8, 12 et 16 de l'Annexe 1. Des problèmes de multicollinéarité pourraient alors survenir (Groenewold et Paterson, 2013, entre autres)⁶⁵. Dans le cinquième chapitre, nous prenons soin de tester l'absence de colinéarité entre ces deux variables.

4.3. Variables dépendantes

Les différentes VD proposées en Annexe 1 sont discutées dans la présente section.

4.3.1. Quatre indicateurs alternatifs de surperformance boursière

Rendement brut en excès du rendement de l'indice de marché

Le rendement brut en excès du rendement de l'indice de marché correspond à la différence entre le rendement brut, trimestriel et annualisé du portefeuille bancaire canadien et le rendement brut, trimestriel et annualisé d'un indice de marché canadien. Le portefeuille bancaire canadien est équilibré, rééquilibré trimestriellement et composé des actions ordinaires des six plus grandes banques canadiennes⁶⁶. L'indice de marché canadien est l'indice composé *S&P/TSX*; ce dernier regroupe environ 70% de la capitalisation boursière des entreprises basées au Canada et cotées à la bourse de Toronto. Enfin, il est à noter que les six plus grandes banques canadiennes sont incluses dans l'indice composé *S&P/TSX*.

En somme, on a :

$$REX_t = R_t - R_{M,t} \quad (18)$$

où REX_t est le rendement trimestriel annualisé du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement de l'indice de marché, conformément aux notations de l'équation (5)⁶⁷.

⁶⁵ Une orthogonalisation aurait pu éventuellement modérer le problème éventuel de multicollinéarité. Toutefois, Giliberto (1985) indique qu'un tel ajustement procure des statistiques t de Student biaisées.

⁶⁶ Alternativement, nous aurions pu opter pour la série temporelle de l'indice composé *S&P/TSX – Banques* mais celle-ci n'est disponible qu'à partir de l'année 1988.

⁶⁷ Il est à noter que la variable REX_t et ses déclinaisons (présentées dans les paragraphes suivants) sont chacune construites à partir de la différence d'un indice bancaire équilibré et d'un indice de marché pondéré par la capitalisation boursière. Une telle stratégie se justifie par les éléments mis en évidence dans la partie 2 du présent mémoire. Entre autres, les grandes banques canadiennes sont soumises à une réglementation particulière qui tend à protéger leur part de

REX_t est la VD des sous-spécifications n°1 à 4 de l'Annexe 1.

Rendement ajusté pour le risque total en excès du rendement de l'indice de marché

Une meilleure mesure de surperformance boursière des banques consiste à ajuster le rendement brut, trimestriel et annualisé du portefeuille bancaire canadien pour le risque total sous-jacent avant d'y soustraire le rendement brut, trimestriel et annualisé de l'indice de marché.

Les travaux de Franco et Leah Modigliani (1997) exposent une mesure de performance boursière ajustée pour le risque particulièrement intéressante : la mesure M-quadratique. Cette dernière fait état d'un avantage majeur comparativement au ratio de Treynor (1965), au ratio de Sharpe (1965) ou à l'alpha de Jensen (1968) : elle se présente sous la forme d'un pourcentage directement comparable au rendement d'un indice de référence. Dans le cadre du présent travail de recherche, la mesure M-quadratique est appliquée au rendement trimestriel annualisé du portefeuille bancaire canadien et prend la forme suivante :

$$M_t^2 = R_{f,t} + \frac{\sigma_{M,t}}{\sigma_t} \times (R_t - R_{f,t}) \quad (19)$$

où M_t^2 est la mesure M-quadratique du portefeuille bancaire canadien, $R_{f,t}$ le taux sans risque (représenté par le taux des obligations gouvernementales canadiennes à 3 mois), et $\frac{\sigma_{M,t}}{\sigma_t}$ un ratio dit de levier (avec σ_t l'écart-type annualisé des rendements journaliers de l'indice bancaire canadien suivant la dernière date de rééquilibrage trimestriel du portefeuille bancaire canadien et précédant la prochaine date de rééquilibrage trimestriel et $\sigma_{M,t}$ l'écart-type annualisé des rendements journaliers de l'indice composé *S&P/TSX* sur la même période).

marché respective. Plus encore, l'analyse de leur structure de propriété respective nous amène à penser que la présence d'un même groupe d'actionnaires dominant (dont les intérêts sont identiques) au capital des grandes banques canadiennes renforce la structure oligopolistique du marché bancaire domestique. Compte-tenu de ces éléments, les six grandes banques canadiennes pourraient constituer, ensemble, un bloc relativement homogène. Dans le cadre de cette étude, il semble donc raisonnable d'accorder un poids similaire à chacune d'entre elles dans l'indice bancaire que nous proposons. En outre, le marché, considéré dans son ensemble, ne présente pas ces caractéristiques. Il convient donc d'appliquer une pondération par la capitalisation boursière pour construire l'indice de marché (cf. indice composé *S&P/TSX*).

On constate bien que plus le rendement brut d'un investissement est sujet à un niveau de risque total élevé, plus le rendement ajusté pour le risque total diminue, et vice versa. Dès lors, un portefeuille dont la mesure M-quadratique est supérieure au rendement du portefeuille de référence génère un rendement plus élevé par unité de risque total que l'indice de référence.

Le rendement trimestriel annualisé de l'indice composé *S&P/TSX* est ensuite soustrait à la mesure M-quadratique de l'équation (19) pour obtenir une mesure de surperformance boursière ajustée pour le risque total. En somme, on a :

$$REX_t^{aj} = M_t^2 - R_{M,t} \Leftrightarrow REX_t^{aj} = R_{f,t} + \frac{\sigma_{M,t}}{\sigma_t} \times (R_t - R_{f,t}) - R_{M,t} \quad (20)$$

où REX_t^{aj} est le rendement trimestriel, annualisé et ajusté pour le risque total du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement brut, trimestriel et annualisé de l'indice composé *S&P/TSX*. REX_t^{aj} est la VD des sous-spécifications n°5 à 8 de l'Annexe 1.

Rendement ajusté pour le risque baissier en excès du rendement de l'indice de marché

Comme nous le mentionnons dans la section 2.1.3., les rendements boursiers à long terme des grandes banques canadiennes tendent à être plus élevés que ceux du marché. Sur des horizons trimestriels, la surperformance boursière des grandes banques canadiennes est plus nuancée, même si les rendements boursiers trimestriels de ces dernières ont tendance à battre régulièrement ceux de l'indice composé *S&P/TSX*. Compte tenu de ces observations, le calcul de l'écart-type annualisé des rendements trimestriels du portefeuille bancaire canadien pourrait souffrir d'un « biais positif ». Nous craignons donc que cet écart-type surévalue le risque des grandes banques canadiennes.

Dans cet esprit, nous proposons une mesure M-quadratique similaire à celle de l'équation (19) à ceci près que le ratio de levier est calculé à partir d'écart-types baissiers. Dans le cadre du présent travail de recherche, nous définissons l'écart-type baissier comme la moyenne de la somme des différences négatives au carré

de chaque observation et d'un paramètre m fixé à zéro (cf. Eleutherios, 2010)⁶⁸.

La mesure M-quadratique modifiée prend alors la forme suivante :

$$M_t^{-2} = R_{f,t} + \frac{\sigma_{M,t}^-}{\sigma_t^-} \times (R_t - R_{f,t}) \quad (21)$$

$$\text{avec } \sigma_{M,t}^- = \frac{\sum_{k=1}^{n_t} \min(R_{M,k,t} - 0, 0)^2}{n_t} \text{ et } \sigma_t^- = \frac{\sum_{k=1}^{n_t} \min(R_{k,t} - 0, 0)^2}{n_t}.$$

$\sigma_{M,t}^-$ est l'écart-type baissier annualisé des rendements journaliers de l'indice composé *S&P/TSX* suivant la dernière date de rééquilibrage trimestriel du portefeuille bancaire canadien et précédant la prochaine date de rééquilibrage trimestriel, σ_t^- l'écart-type baissier annualisé des rendements journaliers du portefeuille bancaire canadien sur la même période, $R_{M,k,t}$ le rendement de l'indice composé *S&P/TSX* le jour k du trimestre t , $R_{k,t}$ le rendement du portefeuille bancaire le jour k du trimestre t et n_t le nombre de jours de cotation durant le trimestre t .

Le rendement trimestriel annualisé de l'indice composé *S&P/TSX* est ensuite soustrait à la mesure M-quadratique modifiée de l'équation (21) pour obtenir une mesure de surperformance boursière ajustée pour le risque baissier. En somme, on a :

$$REX_t^{-aj} = M_t^{-2} - R_{M,t} \Leftrightarrow REX_t^{-aj} = R_{f,t} + \frac{\sigma_{M,t}^-}{\sigma_t^-} \times (R_t - R_{f,t}) - R_{M,t} \quad (22)$$

où REX_t^{-aj} est le rendement trimestriel, annualisé et ajusté pour le risque baissier du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement brut, trimestriel et annualisé de l'indice composé *S&P/TSX*. REX_t^{-aj} est la VD des sous-spécifications n°9 à 12 de l'Annexe 1.

⁶⁸ Nous avons choisi de fixer le paramètre m à zéro plutôt qu'à la moyenne des rendements journaliers durant le trimestre pour deux raisons. D'une part, à des fins de comparaison, nous souhaitons que le paramètre m soit le même pour l'indice composé *S&P/TSX* et pour le portefeuille bancaire canadien. D'autre part, nous estimons que la non-considération des rendements positifs dans le calcul de l'écart-type baissier doit être compensée par un paramètre m égal à zéro étant donné qu'en moyenne les rendements du portefeuille bancaire canadien sont positifs.

Rendement ajusté pour le risque systématique en excès du rendement de l'indice de marché

Scholz et Wilkens (2005) stipulent que le choix de l'écart-type comme mesure de risque pertinente est tel que la mesure M-quadratique n'a de sens que pour un investisseur plaçant l'ensemble de son épargne dans un seul titre financier. Ainsi, l'ajustement qu'ils préconisent consiste à remplacer, dans l'équation (19) le ratio de levier $\frac{\sigma_{M,t}}{\sigma_t}$ par un ratio ne tenant pas compte du risque idiosyncratique, soit $\frac{\beta_{M,t}^{médaf}}{\beta_t^{médaf}}$, où $\beta_{M,t}^{médaf}$ fait référence au degré de risque systématique de l'indice composé *S&P/TSX*, fixé arbitrairement à 1, selon la procédure du MÉDAF ; $\beta_t^{médaf}$ représente le bêta du portefeuille bancaire canadien par rapport à l'indice composé *S&P/TSX*. Une telle substitution permet, par ailleurs, de conserver les propriétés de la mesure M-quadratique. Ainsi, dans le cadre du présent travail de recherche, la mesure de performance boursière ajustée pour le risque systématique que proposent Scholz et Wilkens (2005) prend la forme suivante :

$$M_t^{2,SW} = R_{f,t} + \frac{1}{\beta_t^{médaf}} \times (R_t - R_{f,t}) \quad (23)$$

où $M_t^{2,SW}$ est la mesure M-quadratique ajustée selon la proposition de Scholz et Wilkens (2005) du portefeuille bancaire canadien, $\beta_t^{médaf}$ le bêta trimestriel du portefeuille bancaire canadien par rapport à l'indice composé *S&P/TSX* selon la procédure du MÉDAF⁶⁹.

Un portefeuille dont la mesure M-quadratique ajustée selon la proposition de Scholz et Wilkens (2005) est supérieure au rendement de l'indice de référence génère un rendement plus élevé par unité de risque systématique que le portefeuille de référence.

Le rendement de l'indice composé *S&P/TSX* est ensuite soustrait à la mesure M-quadratique de Scholz et Wilkens (2005) de l'équation (23) pour obtenir une

⁶⁹ $\beta_t^{médaf} = \frac{Cov(R_t, R_{M,t})}{\sigma_{M,t}^2}$, où $Cov(R_t, R_{M,t})$ est la covariance des rendements journaliers du portefeuille bancaire canadien suivant la dernière date de rééquilibrage trimestriel du portefeuille bancaire canadien et précédant la prochaine date de rééquilibrage trimestriel avec les rendements journaliers de l'indice composé *S&P/TSX* sur la même période.

mesure de surperformance boursière ajustée pour le risque systématique. En somme, on a :

$$REX_t^{aj,SW} = M_t^{2,SW} - R_{M,t} \Leftrightarrow REX_t^{aj,SW} = R_{f,t} + \frac{1}{\beta_t^{médaaf}} \times (R_t - R_{f,t}) - R_{M,t} \quad (24)$$

où $REX_t^{aj,SW}$ est le rendement trimestriel, annualisé et ajusté pour le risque systématique du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement brut, trimestriel et annualisé de l'indice composé *S&P/TSX*. $REX_t^{aj,SW}$ est la VD des sous-spécifications n°13 à 16 de l'Annexe 1.

4.3.2. Inférences statistiques préliminaires

Le tableau 4.1 présente les valeurs moyennes des quatre VD présentées dans la sous-section précédente.

Tableau 4.1 : Moyennes arithmétiques de quatre indicateurs trimestriels et annualisés de surperformance boursière du portefeuille bancaire canadien pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014

Indicateurs	REX_t	REX_t^{aj}	REX_t^{-aj}	$REX_t^{aj,SW}$
Valeur moyenne	5,71%	2,45%	4,11%	9,13%
Statistique <i>t</i>	2,0452	1,005	1,4976	2,5565
<i>p-Value</i>	0,0215	0,1584	0,0684	0,0059

Notes :

Les statistiques *t* et *p-Values* correspondantes proviennent de tests *t*. L'hypothèse nulle stipule que les indicateurs en question proviennent d'une distribution normale de moyenne inférieure ou égale à zéro ($H_0 : \bar{X} \leq 0$); l'hypothèse alternative suggère une moyenne supérieure à zéro ($H_1 : \bar{X} > 0$).

REX_t : Rendement trimestriel annualisé en excès du rendement de l'indice de marché.

REX_t^{aj} : Rendement trimestriel annualisé et ajusté pour le risque total en excès du rendement de l'indice de marché.

REX_t^{-aj} : Rendement trimestriel annualisé et ajusté pour le risque baissier en excès du rendement de l'indice de marché.

$REX_t^{aj,SW}$: Rendement trimestriel annualisé et ajusté pour le risque systématique en excès du rendement de l'indice de marché.

Les valeurs présentées peuvent paraître élevées. Plusieurs raisons expliquent cette première impression. Tout d'abord, il est à noter les rendements excédentaires ont été annualisés. De plus, les différents indicateurs sont calculés sur un horizon

trimestriel, d'où une grande variabilité qui pourrait gonfler les résultats⁷⁰. Enfin, les moyennes présentées sont arithmétiques : les trimestres de larges REGBC ont un impact nettement plus positif sur la moyenne arithmétique que sur la moyenne géométrique.

Comme prévu, les moyennes respectives des quatre indicateurs de surperformance boursière du portefeuille bancaire canadien sont positives. La moyenne de $REX_t^{aj,SW}$ (9,13%) est supérieure à la moyenne de REX_t (5,71%), ce qui suggère que les grandes banques canadiennes ont un risque systématique inférieur à celui du marché. *A contrario*, les moyennes respectives de REX_t^{aj} (2,45%) et REX_t^{-aj} (4,11%) sont inférieures à la moyenne de REX_t , ce qui semble indiquer, compte tenu de la précédente proposition, que les grandes banques canadiennes ont un risque idiosyncratique supérieur à celui du marché⁷¹. Pour confirmer les deux propositions susmentionnées, nous notons que 1) la moyenne arithmétique des bêtas trimestriels du portefeuille bancaire canadien relativement à l'indice composé *S&P/TSX* s'élève à 0,948 entre mars 1983 et septembre 2014 et 2) la moyenne arithmétique de l'écart-type annualisé des rendements journaliers par trimestre du portefeuille bancaire canadien est égal à 0,172 contre 0.131 pour l'indice composé *S&P/TSX* sur la même période⁷².

Par ailleurs, REX_t et $REX_t^{aj,SW}$ sont statistiquement supérieurs à zéro à un seuil de signification inférieur à 5%. Aussi, REX_t^{aj} n'est pas statistiquement significatif⁷³ alors que REX_t^{-aj} l'est à un seuil de significativité inférieur à 7%, ce qui confirme notre inquiétude initiale quant au « biais positif » de l'écart-type annualisé des rendements trimestriels du portefeuille bancaire canadien.

⁷⁰ En illustration, les écarts-types et bêtas calculés pour établir respectivement REX_t^{aj} et $REX_t^{aj,SW}$ sont trimestriels, ce qui tend à introduire une plus grande variabilité des indicateurs de surperformance boursière (et, *a fortiori*, plus de valeurs extrêmes).

⁷¹ Pour confirmer ce point, l'écart-type des rendements trimestriels annualisés du portefeuille bancaire canadien s'élève à 41.29% entre 1983 et 2014 contre 32.38% pour l'écart-type des rendements trimestriels annualisés de l'indice composé *S&P/TSX*. À titre comparatif, Atindéhou et Gueyie (2001) trouvent un écart-type des rendements journaliers des grandes banques canadiennes supérieur à celui de l'indice *TSE 300* entre 1988 et 1995.

⁷² De même, la moyenne arithmétique de l'écart-type baissier annualisé des rendements journaliers par trimestre du portefeuille bancaire canadien est égale à 0,114 contre 0.0925 pour l'indice composé *S&P/TSX* entre mars 1983 et septembre 2014.

⁷³ Il est à noter que REX_t^{aj} est statistiquement supérieur à zéro au seuil de significativité 10% s'il est calculé à partir d'un indice de marché correspondant au *S&P/TSX 60*.

5. RÉSULTATS

Dans le présent chapitre, nous discutons, tout d'abord, des différentes propriétés statistiques de l'échantillon utilisé pour tester les hypothèses de ce travail de recherche. Nous employons, par la suite, une technique de régression et des ajustements économétriques adaptés aux caractéristiques de l'échantillon. Ultimement, nous présentons et interprétons les résultats des régressions effectuées.

5.1. Propriétés statistiques de l'échantillon

Après avoir présenté les statistiques descriptives de l'échantillon de données empiriques, nous sommes amené à discuter des caractéristiques de ce dernier. Nous évoquerons notamment la stationnarité des séries temporelles de données empiriques, la multicolinéarité des groupes de VI ainsi que l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité des VD. Subséquemment, des ajustements d'ordre économétrique apparaissent nécessaires et nous les présentons dans la section 5.1.6., en même temps que la technique de régression privilégiée dans le présent travail de recherche.

5.1.1. *Statistiques descriptives*

Le tableau 5.1 présente les statistiques descriptives des données utilisées dans le cadre du présent travail de recherche.

Tableau 5.1 : Statistiques descriptives pour la période allant du 31 mars 1983 au 30 septembre 2014

(Les taux de rendement et de croissance sont annualisés).

	Variables	Description	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum	Asymétrie	Kurtose	Jarque Bera <i>p-Value</i>
Variables dépendantes	REX_t	Rendement trimestriel en excès de l'indice composé <i>S&P/TSX</i>	5,71%	31,33%	-78,18%	142,66%	0,71	5,45	0,00
	REX_t^{aj}	M ² trimestriel en excès de l'indice composé <i>S&P/TSX</i> – Risque total	2,45%	27,35%	-94,52%	104,47%	0,27	6,13	0,00
	REX_t^{-aj}	M ² trimestriel en excès de l'indice composé <i>S&P/TSX</i> – Risque baissier	4,11%	30,82%	-100,17%	143,41%	0,90	8,05	0,00
	$REX_t^{aj,sw}$	M ² trimestriel en excès de l'indice composé <i>S&P/TSX</i> – Risque systématique	9,13%	40,09%	-115,42%	192,32%	1,13	7,49	0,00
Variables indépendantes	$R_{M,t}$	Rendement trimestriel de l'indice composé <i>S&P/TSX</i>	11,45%	32,38%	-66,27%	121,23%			
	$R_{i,t}$	Croissance trimestrielle non anticipée du taux des obligations gouvernementales à 5 ans	0,05%	55,73%	-99,61%	306,18%			
	OR_t^{hoc}	Écart entre prix spot d'une once troy brute d'or et valeur espérée 3 mois plus tôt	1,48	56,80	-361,17	166,95			
	OR_t^{12m}	Croissance trimestrielle du prix <i>forward</i> à 1 an d'une once troy brute d'or	6,54%	28,21%	-65,13%	129,44%			
	OIL_t^{hoc}	Écart entre prix spot du baril de pétrole <i>WTI Cushing</i> et valeur espérée 3 mois plus tôt	0,54	9,36	-55,91	39,44			
	OIL_t^{12m}	Croissance trimestrielle du prix <i>forward</i> à 1 an du baril de pétrole <i>WTI Cushing</i>	16,77%	64,60%	-88,89%	385,57%			
	EP_t	Écart de production trimestriel	0,06	11,68	-43,46	29,01			
	g_t^{PIBR}	Croissance trimestrielle du PIB réel	2,71%	4,12%	-16,19%	12,22%			
	g_t^{TC}	Croissance trimestrielle du taux de chômage	-0,45%	18,44%	-32,42%	89,91%			
	$R_{CADUSD,t}$	Croissance trimestrielle du taux de change <i>USD:CAD</i>	1,18%	13,53%	-41,83%	40,93%			

En moyenne, comme nous le détaillons également dans le tableau 4.1, les mesures de surperformance boursière trimestrielles sont positives. Par ailleurs, leurs écarts-types ont un ordre de grandeur similaire à celui de l'indice de marché, même si $REX_t^{aj,SW}$ semblent un peu plus volatile que ses pairs. Les indicateurs de rendements excédentaires des grandes banques canadiennes ont une asymétrie positive proche de zéro et un coefficient d'aplatissement peu éloigné de 3. Pourtant, ils ne semblent pas suivre de loi normale si l'on se réfère aux résultats des tests de Jarque-Bera (1987).

La moyenne arithmétique des rendements trimestriels annualisés de l'indice composé *S&P/TSX* (11,45%) est nettement plus élevée que la valeur proposée dans le tableau 2.3 (6,34%), car cette dernière est obtenue via le calcul d'une moyenne géométrique. On remarque également que la portion non anticipée des variations du niveau des taux d'intérêt est particulièrement volatile. Aussi, les prix à terme à 3 mois de l'or et du pétrole seraient de bons indicateurs des prix *spot* de l'or et du pétrole 3 mois plus tard puisque les moyennes de OR_t^{choc} et OIL_t^{choc} sont proches de zéro. Ce constat semble toutefois plus nuancé au regard des écarts-types de ces variables (respectivement 56,80 et 9,36), qui suggèrent des variations extrêmes non attendues relativement fréquentes. Enfin, les quatre indicateurs d'évolution du cycle économique (l'écart de production, la croissance trimestrielle annualisée du PIB réel, la croissance trimestrielle annualisée du taux de chômage et le rendement trimestriel annualisé du taux de change *CAD:USD*) indiquent qu'en moyenne les phases d'expansion économique dominent les phases de contraction au Canada.

5.1.2. Stationnarité des variables

Les variables présentées dans le tableau 5.1 sont toutes stationnaires. Un test de Dickey-Fuller augmenté (1979) effectué sur chacune d'entre elles permet d'arriver à cette conclusion.

5.1.3. Multicolinéarité des variables indépendantes

Pour l'ensemble des sous-spécifications présentées à l'annexe 1, il est nécessaire de tester la multicolinéarité des VI. Pour ce faire, nous implémentons la procédure de Belsley (Belsley, Kuh et Welsch, 1980) pour chaque groupe de VI.

Belsley indique que des indices de condition (calculés à partir des valeurs singulières) inférieurs à 10 reflètent des dépendances faibles à négligeables. Plus encore, les proportions de décomposition de variance indiquent à quel point les dépendances entre les VI dégradent la qualité des résultats de la régression impliquant ces mêmes VI. Dans le cas où les indices de conditions seraient supérieurs à 10, Belsley suggère un seuil de tolérance de 0.5 pour les proportions de décomposition de variance, valeur au-delà de laquelle la multicolinéarité des VI pose problème d'un point de vue économétrique.

Nous présentons dans le tableau 5.2, les résultats du diagnostic de Belsley et al. pour les VI des sous-spécifications n° 1, 5, 9 et 13.

Tableau 5.2 : Diagnostic de Belsley pour les variables indépendantes des sous-spécifications n° 1, 5, 9 et 13 de l'annexe 1

Valeur singulière	Indice de condition	Proportion de décomposition de variance										
		$R_{M,t}$	$D_M^- \times R_{M,t}$	$R_{i,t}$	OR_t^{choc}	$D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$	OIL_t^{choc}	$D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$	EP_t	EP_{t-1}	$D_{EP_t}^- \times EP_t$	$D_{EP_{t-1}}^- \times EP_{t-1}$
1,85	1,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01
1,56	1,18	0,00	0,03	0,00	0,00	0,02	0,03	0,05	0,00	0,00	0,00	0,00
1,28	1,44	0,01	0,01	0,12	0,10	0,06	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
1,03	1,79	0,22	0,02	0,10	0,01	0,01	0,00	0,03	0,01	0,00	0,00	0,00
0,97	1,91	0,00	0,08	0,07	0,05	0,00	0,16	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00
0,76	2,43	0,04	0,00	0,62	0,03	0,06	0,13	0,10	0,00	0,00	0,00	0,00
0,53	3,50	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,12	0,07	0,09	0,06	0,06	0,10
0,52	3,57	0,05	0,01	0,00	0,00	0,00	0,45	0,61	0,00	0,06	0,06	0,00
0,46	3,99	0,33	0,43	0,03	0,47	0,48	0,02	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00
0,39	4,77	0,34	0,41	0,02	0,30	0,34	0,01	0,13	0,06	0,03	0,07	0,10
0,17	10,70	0,00	0,00	0,02	0,02	0,00	0,06	0,00	0,82	0,82	0,80	0,78

Notes :

$R_{M,t}$: Rendement trimestriel annualisé de l'indice composé S&P/TSX

D_M^- : Variable muette prenant la valeur 1 lorsque le rendement trimestriel annualisé de l'indice composé S&P/TSX est négatif, 0 sinon

$R_{i,t}$: Croissance trimestrielle annualisée du taux des obligations gouvernementales canadiennes à 5 ans

OR_t^{choc} : Écart entre le prix *spot* de l'or et sa valeur espérée 3 mois plus tôt

OR_t^{12m} : Croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an de l'or

$D_{OR_t^{12m}}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque la croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an de l'or est négative, 0 sinon

OIL_t^{choc} : Écart entre le prix *spot* du pétrole *WTI Cushing* et sa valeur espérée 3 mois plus tôt

OIL_t^{12m} : Croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an du pétrole *WTI Cushing*

$D_{OIL_t^{12m}}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque la croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an du pétrole *WTI Cushing* est négative, 0 sinon

EP_t : Écart de production trimestriel au Canada

$D_{EP_t}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque l'écart de production est négatif, 0 sinon

On constate un indice de condition légèrement supérieur à 10 au niveau de la dernière ligne du tableau 5.2. Or, au niveau de cette même ligne, les quatre dernières VI, (à savoir, EP_t , EP_{t-1} , $D_{EP_t}^- \times EP_t$ et $D_{EP_{t-1}}^- \times EP_{t-1}$) ont chacune

une proportion de décomposition de variance supérieure à 0,5, ce qui signifie que leur dépendance mutuelle, non négligeable, altère la qualité des régressions correspondant aux sous-spécifications n°1, 5, 9 et 13. Ce léger problème de multicolinéarité suggère qu'une ou plusieurs de ces quatre variables sont redondantes. En ce sens, nous proposons quatre nouvelles sous-spécifications pour lesquels les variables EP_{t-1} et $D_{EP_{t-1}}^- \times EP_{t-1}$ sont volontairement retirées du groupe de VI. Les sous-spécifications 1 (bis), 5 (bis), 9 (bis) et 13 (bis) sont présentées en annexe 2. Le tableau 5.3 expose les résultats du diagnostic de Belsley pour ces dernières.

Tableau 5.3 : Diagnostic de Belsley pour les variables indépendantes des sous-spécifications n°1 (bis), 5 (bis), 9 (bis) et 13 (bis) de l'annexe 2

Valeur singulière	Indice de condition	Proportion de décomposition de variance								
		$R_{M,t}$	$D_M^- \times R_{M,t}$	$R_{i,t}$	OR_t^{choc}	$D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$	OIL_t^{choc}	$D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$	EP_t	$D_{EP_t}^- \times EP_t$
1,58	1,00	0,02	0,03	0,01	0,01	0,02	0,04	0,04	0,00	0,00
1,38	1,14	0,02	0,00	0,01	0,00	0,02	0,00	0,01	0,05	0,05
1,27	1,24	0,00	0,01	0,11	0,11	0,05	0,01	0,01	0,01	0,00
1,02	1,56	0,20	0,05	0,16	0,00	0,01	0,01	0,03	0,02	0,00
0,90	1,76	0,01	0,08	0,01	0,07	0,02	0,23	0,01	0,08	0,00
0,75	2,10	0,05	0,00	0,65	0,04	0,06	0,11	0,12	0,01	0,01
0,49	3,24	0,20	0,15	0,01	0,03	0,02	0,53	0,76	0,07	0,03
0,46	3,41	0,26	0,33	0,05	0,60	0,58	0,05	0,00	0,00	0,00
0,34	4,70	0,23	0,34	0,00	0,14	0,23	0,02	0,02	0,76	0,89

Notes :

$R_{M,t}$: Rendement trimestriel annualisé de l'indice composé S&P/TSX

D_M^- : Variable muette prenant la valeur 1 lorsque le rendement trimestriel annualisé de l'indice composé S&P/TSX est négatif, 0 sinon

$R_{i,t}$: Croissance trimestrielle annualisée du taux des obligations gouvernementales canadiennes à 5 ans

OR_t^{choc} : Écart entre le prix *spot* de l'or et sa valeur espérée 3 mois plus tôt

OR_t^{12m} : Croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an de l'or

$D_{OR_t^{12m}}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque la croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an de l'or est négative, 0 sinon

OIL_t^{choc} : Écart entre le prix *spot* du pétrole WTI Cushing et sa valeur espérée 3 mois plus tôt

OIL_t^{12m} : Croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an du pétrole WTI Cushing

$D_{OIL_t^{12m}}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque la croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an du pétrole WTI Cushing est négative, 0 sinon

EP_t : Écart de production trimestriel au Canada

$D_{EP_t}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque l'écart de production est négatif, 0 sinon

On remarque qu'aucun indice de condition n'est supérieur à 10. Les sous-spécifications 1 (bis), 5 (bis), 9 (bis) et 13 (bis) ne sont donc pas sujettes au problème de multicolinéarité.

Par ailleurs, nous accomplissons une démarche similaire pour les VI des autres sous-spécifications et nous ne notons aucun autre problème de multicolinéarité.

5.1.4. Autocorrélation des variables dépendantes

Pour tester la présence d'autocorrélation parmi les VD proposées dans la section 4.3., nous nous inspirons des travaux d'Atindéhou et Gueyie (2001). Nous calculons, tout d'abord, la série temporelle de déviation par rapport à la moyenne pour chaque VD. Nous effectuons ensuite des tests de Ljung-Box (1978) sur les séries de résidus obtenues. La statistique Q de Ljung-Box (QLB) teste l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation jusqu'à un certain nombre k de retards. Si la QLB est supérieure à une valeur critique à préciser, au moins une autocorrélation est significativement différente de zéro. Par ailleurs, la distribution de la QLB est asymptotiquement chi carrée. Pour autant, plus k est important relativement à la taille de la série temporelle analysée, plus la puissance du test de Ljung-Box diminue. Il est donc important de trouver un bon compromis quant à la valeur de k . Compte tenu de ces éléments, nous proposons, dans le tableau 5.4, les QLB des résidus de REX_t , REX_t^{aj} , REX_t^{-aj} et $REX_t^{aj,SW}$ pour des valeurs de k égales à 2, 4 et 16 trimestres.

Tableau 5.4 : Tests de Ljung-Box effectués à partir des séries temporelles de résidus des variables dépendantes de surperformance des grandes banques canadiennes

Variable testée	$REX_{t,residus}$			$REX_{t,residus}^{aj}$			$REX_{t,residus}^{-aj}$			$REX_{t,residus}^{aj,SW}$		
	2	4	16	2	4	16	2	4	16	2	4	16
Nombre de retards considérés	2	4	16	2	4	16	2	4	16	2	4	16
Statistique Q de Ljung-Box	4,79	5,12	25,62	2,41	4,15	21,75	1,49	2,56	21,91	3,76	4,94	29,98
Valeurs critique au seuil de significativité 1%	5,99	9,49	26,30	5,99	9,49	26,30	5,99	9,49	26,30	5,99	9,49	26,30
Présence d'autocorrélation?	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui

Notes :

$REX_{t,residus}$: déviations de REX_t par rapport à $\overline{REX_t}$, la moyenne de la série temporelle des REX_t .

$REX_{t,residus}^{aj}$: déviations de REX_t^{aj} par rapport à $\overline{REX_t^{aj}}$, la moyenne de la série temporelle des REX_t^{aj} .

$REX_{t,residus}^{-aj}$: déviations de REX_t^{-aj} par rapport à $\overline{REX_t^{-aj}}$, la moyenne de la série temporelle des REX_t^{-aj} .

$REX_{t,residus}^{aj,SW}$: déviations de $REX_t^{aj,SW}$ par rapport à $\overline{REX_t^{aj,SW}}$, la moyenne de la série temporelle des $REX_t^{aj,SW}$.

Les résultats présentés dans le tableau 5.4 suggèrent que les résidus des indicateurs de REGBC présentés dans la section 4.3 ont tendance à ne pas être autocorrélés. Cette absence d'autocorrélation suggère que les épisodes de REGBC trimestriels sont plutôt ponctuels. Les REGBC observés entre 1983 à 2014 (cf. tableaux 2.3 et 4.1) résulteraient donc de plusieurs épisodes ponctuels et non-corrélés de REGBC sur de courts horizons temporels. Un tel constat renforce l'idée selon laquelle certaines circonstances macroéconomiques seraient favorables à l'occurrence de ces épisodes.

5.1.5. Hétéroscédasticité des variables dépendantes

Pour tester la présence d'hétéroscédasticité parmi les VD proposées dans la section 4.3., nous nous inspirons, une fois encore, des travaux d'Atindéhou et Gueyie (2001). Nous effectuons des tests de Ljung-Box (1978) sur les séries temporelles de résidus au carré. Cette fois-ci, la statistique Q de Ljung-Box (QLB) teste l'hypothèse nulle d'absence d'hétéroscédasticité jusqu'à un certain nombre k de retards. Si la QLB est supérieure à une valeur critique à préciser, l'hypothèse d'absence d'hétéroscédasticité est rejetée. Nous reportons, dans le tableau 5.5, les QLB des résidus au carré de REX_t , REX_t^{aj} , REX_t^{-aj} et $REX_t^{aj,SW}$ pour des valeurs de k égales à 2, 4 et 16 trimestres.

Tableau 5.5 : Tests de Ljung-Box effectués à partir des séries temporelles de résidus au carré des variables dépendantes de surperformance des grandes banques canadiennes

Variable testée	$(REX_{t,residus})^2$			$(REX_{t,residus}^{aj})^2$			$(REX_{t,residus}^{-aj})^2$			$(REX_{t,residus}^{aj,SW})^2$		
Nombre de retards considérés	2	4	16	2	4	16	2	4	16	2	4	16
Statistique Q de Ljung-Box	0,01	5,43	11,32	0,83	8,88	15,93	0,54	5,08	10,02	20,68	20,87	25,55
Valeurs critique au seuil de significativité 1%	5,99	9,49	26,30	5,99	9,49	26,30	5,99	9,49	26,30	5,99	9,49	26,30
Présence d'hétéroscédasticité?	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non

Notes :

$(REX_{t,residus})^2$: déviations au carré de REX_t par rapport à $\overline{REX_t}$, la moyenne de la série temporelle des REX_t .

$(REX_{t,residus}^{aj})^2$: déviations au carré de REX_t^{aj} par rapport à $\overline{REX_t^{aj}}$, la moyenne de la série temporelle des REX_t^{aj} .

$(REX_{t,residus}^{-aj})^2$: déviations au carré de REX_t^{-aj} par rapport à $\overline{REX_t^{-aj}}$, la moyenne de la série temporelle des REX_t^{-aj} .

$(REX_{t,residus}^{aj,SW})^2$: déviations au carré de $REX_t^{aj,SW}$ par rapport à $\overline{REX_t^{aj,SW}}$, la moyenne de la série temporelle des $REX_t^{aj,SW}$.

Les résultats présentés dans le tableau 5.5 suggèrent que trois des quatre indicateurs de REGBC présentés dans la section 4.3 ne sont pas hétéroscédastiques. En revanche, l'hypothèse d'absence d'hétéroscédasticité semble rejetée pour la variable $REX_t^{aj,SW}$.

5.1.6. Ajustements économétriques et méthode de régression

Compte tenu des propriétés statistiques des données utilisées dans le cadre de notre démarche empirique, plusieurs ajustements économétriques sont nécessaires pour estimer adéquatement les sous-spécifications de l'équation (5).

Lorsque les variables d'un modèle ne sont pas cointégrées⁷⁴, les techniques de régression classiques requièrent la stationnarité des VI et des VD. Dans le cadre du présent travail de recherche, toutes les séries temporelles présentées dans le quatrième chapitre sont stationnaires. Le léger problème de multicollinéarité des sous-spécifications 1, 5, 9 et 13 a, par ailleurs, été traité en excluant les variables jugées redondantes dans les sous-spécifications additionnelles 1 (bis), 5 (bis), 9 (bis) et 13 (bis). Aussi, étant donné l'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité dans les résidus des VD REX_t , REX_t^{aj} et REX_t^{-aj} , il aurait été possible d'estimer les sous-spécifications n° 1 à 12 (au moins) par la méthode des

⁷⁴ Le test de Johansen (1991) rejette systématiquement l'hypothèse de cointégration des variables pour chacune des sous-spécifications présentées dans les annexes 1 et 2.

moindres carrées ordinaires (MCO). Néanmoins, les résultats des régressions obtenus via la méthode des MCO peuvent être instables dans le cas où des valeurs extrêmes isolées (*outliers*) seraient présentes dans l'échantillon de données empiriques. En effet, la méthode MCO cherche à minimiser la somme des erreurs ε_t au carré; toutefois, les valeurs extrêmes isolées ont un effet démesuré sur le processus de minimisation et les estimations qui en résultent peuvent être faussées. Dans le cadre du présent travail de recherche, nous notons que les valeurs maximales et minimales de chaque série temporelle présentées dans le tableau 5 sont bien souvent situées à plus de quatre écarts-types de leur moyenne respective, ce qui suggère la présence de valeurs extrêmes isolées. Plus encore, les résultats des tests de Jarque-Bera (1987) présentés dans le tableau 5 indiquent que les différentes VD ne semblent pas suivre de lois normales. Dès lors, pour réduire l'effet de distorsion des valeurs extrêmes isolées, nous proposons d'estimer l'ensemble des sous-spécifications et modèles-références présentés aux annexes 1 et 2 via la méthode de régression robuste de type *M-estimators* (méthode robuste ci-après).

La méthode robuste cherche à minimiser la somme d'une fonction des erreurs, notée ρ , différente de la fonction quadratique. La fonction ρ doit être symétrique, définie-positive avec un minimum unique en zéro et moins pentue que la fonction quadratique. Dans le cadre du présent travail de recherche, nous optons pour la calibration robuste *fair*, que Rey (1983), entre autres, présente en détail.

En illustration, la formulation mathématique de l'estimation du modèle référence A, présenté en annexe 1a, est détaillée dans les lignes qui suivent.

Pour rappel, le modèle référence A prend la forme suivante :

$$REX_t = \alpha + \gamma_M \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \varepsilon_t \quad (25)$$

La méthode robuste consiste à poser :

$$\min \sum_{t=1}^n \rho(\varepsilon_t) \quad (26)$$

où $\rho(x)$ est une fonction symétrique, infinie positive avec un minimum unique en zéro et moins pentue que la fonction quadratique. Sous la calibration robuste *fair*, $\rho(x)$ prend la forme suivante :

$$\rho(x) = c^2 \times \left[\frac{|x|}{c} - \log \left(1 + \frac{|x|}{c} \right) \right] \quad (27)$$

où c est une constante efficiente de réglage (*efficient tuning constant*) fixée par défaut à 1,3998 selon la procédure de calibration robuste *fair*.

Soit $\begin{bmatrix} \alpha \\ \gamma_M \\ \beta_i \end{bmatrix}$ le vecteur des paramètres à estimer. L'équation (26) se résout en posant le système suivant :

$$\begin{cases} \sum_t \psi(\varepsilon_t) \times \frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \alpha} = 0 \\ \sum_t \psi(\varepsilon_t) \times \frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \gamma_M} = 0 \\ \sum_t \psi(\varepsilon_t) \times \frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \beta_i} = 0 \end{cases} \quad (28)$$

avec $\psi(x) = \frac{\partial \rho(x)}{\partial x}$ et où $\psi(x)$ est une fonction d'influence mesurant l'impact d'une donnée observée dans l'échantillon de la VD sur la valeur estimée d'un paramètre. Sous la calibration robuste *fair*, $\psi(x)$ prend la forme suivante :

$$\psi(x) = \frac{1}{1 + |x|/c} \quad (29)$$

On constate alors que, sous la calibration robuste *fair*, l'impact d'une donnée observée dans l'échantillon de la VD sur la valeur estimée d'un paramètre est relativement faible lorsque la valeur absolue de son erreur est relativement grande. À titre de comparaison, sous la méthode MCO, l'impact d'une donnée observée dans l'échantillon de la VD sur la valeur estimée d'un paramètre augmente linéairement dans la taille de son erreur.

Ultimement, le système d'équations (28) est résolu à partir de l'échantillon de données empiriques et son extrant est le vecteur $\begin{bmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\gamma}_M \\ \hat{\beta}_i \end{bmatrix}$, où $\hat{\alpha}$, $\hat{\gamma}_M$ et $\hat{\beta}_i$ sont des estimées de α , γ_M et β_i , respectivement.

Enfin, il est à noter que les résidus de la variable $REX_t^{aj,SW}$ présentent une légère autocorrélation ainsi qu'une certaine hétéroscédasticité. Or, $REX_t^{aj,SW}$ est la VD des sous-spécifications 13, 14, 15 et 16. Pour surmonter ces problèmes d'ordre économétrique et ainsi rendre les erreurs standards plus consistantes, nous appliquons la procédure de Newey-West (PNW) (1987). Il est à noter que le nombre de retards retenus pour appliquer la PNW est conforme à la procédure *plug-in* proposée par Newey et West (1994).

5.2. Analyses et discussion

Dans un premier temps, nous examinons les résultats des régressions pour chaque sous-spécification. Dans un second temps, nous raisonnerons à partir des hypothèses formulées dans la section 3.2 pour interpréter ces résultats, l'objectif final étant d'apporter des éléments de réponse à la question de recherche du présent travail.

5.2.1. Résultats par sous-spécification

Sous spécifications n°1 à 4

Les sous-spécifications n°1 à 4 ont pour VD REX_t , soit le rendement trimestriel annualisé du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement de l'indice de marché. Pour les sous-spécifications 1, 1 (bis), 2, 3 et 4, les VI d'évolution du cycle économique (CE_t) sont relatives à l'écart de production, à la croissance du PIB réel, à la croissance du taux de chômage et au rendement du taux de change $CAD:USD$, respectivement. Le modèle référence A est inspiré du modèle de marché à deux facteurs. La VD de rendement brut y est substituée par la variable REX_t . Les annexes 1a et 2 présentent en détail les modèles susmentionnés. Les résultats des régressions pour le modèle référence A et les sous-spécifications n°1 à 4 sont retranscrits dans le tableau 5.6.

Tableau 5.6 : Résultats de l'estimation des modèles de régression correspondant aux sous-spécifications n°1 à 4 de l'équation (5) (1983-2014)

Variable dépendante →	REX_t											
	Référence A		Sous-spécification n°1		Sous-spécification n°1 (bis)		Sous-spécification n°2		Sous-spécification n°3		Sous-spécification n°4	
Variable indépendante ↓	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>
Constante	0,060**	0,025	-0,067	0,230	-0,076	0,159	-0,069	0,297	-0,046	0,490	-0,001	0,986
$R_{M,t}$	-0,141*	0,075	-0,192	0,106	-0,200*	0,089	-0,186	0,123	-0,127	0,285	-0,176	0,158
$D_M^- \times R_{M,t}$			0,358	0,188	0,362	0,177	0,330	0,219	0,140	0,606	0,227	0,440
$R_{i,t}$	-0,085*	0,061	-0,080	0,110	-0,083*	0,089	-0,106**	0,039	-0,078	0,141	-0,078	0,128
OR_t^{choc}			0,000	0,681	0,000	0,736	0,000	0,608	0,000	0,531	0,000	0,538
$D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$			-0,789**	0,015	-0,798**	0,013	-0,869***	0,007	-0,869***	0,008	-0,848**	0,011
OIL_t^{choc}			0,000	0,963	0,000	0,896	0,000	0,932	-0,001	0,879	-0,002	0,549
$D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$			-0,487***	0,006	-0,501***	0,004	-0,396**	0,024	-0,397**	0,027	-0,412**	0,027
EP_t			0,002	0,775	0,003	0,472						
EP_{t-1}			0,000	0,941								
$D_{EP_t}^- \times EP_t$			-0,015	0,112	-0,013**	0,046						
$D_{EP_{t-1}}^- \times EP_{t-1}$			0,004	0,671								
g_t^{PIBR}							0,045	0,962				
g_{t-1}^{PIBR}							0,886	0,345				
$D_{g_t^{PIBR}}^- \times g_t^{PIBR}$							-0,333	0,858				
$D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$							-4,676**	0,016				
g_t^{TC}									0,557	0,151		
g_{t-1}^{TC}									-0,277	0,453		
$D_{g_t^{TC}}^+ \times g_t^{TC}$									-0,938*	0,069		
$D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times g_{t-1}^{TC}$									1,103**	0,025		
$R_{CADUSD,t}$											0,604	0,230
$D_{R_{CADUSD,t}}^- \times R_{CADUSD,t}$											-0,613	0,355
Nombre d'observations	125		125		125		125		125		125	
R ² ajusté	0,049		0,213		0,223		0,216		0,230		0,194	
Test F - <i>p-Value</i>	0,018		0,000		0,000		0,000		0,000		0,000	

Spécifications générales du modèle : $REX_t = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{MP} \times MP_t + \beta_{CE} \times CE_t + \varepsilon_t$. Modèles estimés via la méthode de régression robuste de type *M-estimators* avec calibration *fair*. Estimations corrigées pour l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité lorsque nécessaire, via la procédure de Newey-West. *** significatif au seuil 1%, ** significatif au seuil 5%, * significatif au seuil 10%. Description des variables disponible à l'annexe 1e.

De prime abord, le modèle référence A peut sembler utile pour prédire les REGBC puisque tous les coefficients estimés sont statistiquement significatifs à un seuil inférieur à 10%. Des relations négatives sont ainsi mises en évidence entre les REGBC et le rendement du marché et entre les REGBC et la croissance non anticipée du niveau des taux d'intérêt. Toutefois, on remarque que le R^2 ajusté de la régression relative au modèle référence A (0.049) est très faible comparativement aux R^2 ajustés des régressions relatives aux sous-spécifications n°1 à 4, situés entre 0.194 et 0.230⁷⁵ : l'apport d'indicateurs de prix des MP et d'évolution du cycle économique améliore indéniablement le pouvoir explicatif du modèle. Plus encore, les résultats indiquent que les coefficients accompagnant $R_{M,t}$ et $R_{i,t}$ perdent ensemble leur significativité statistique dans les sous-spécifications n°1, 3 et 4. Les effets du rendement du marché et de la croissance non anticipée des taux d'intérêt sur les REGBC sont potentiellement indirects et canalisés par des indicateurs de prix des MP et/ou d'évolution du cycle économique.

Pour la sous-spécification n°1, qui souffre d'un léger problème de multicollinéarité, seuls les coefficients estimés accompagnant les variables $D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$ et $D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$ sont négatifs et statistiquement significatifs : en moyenne, lorsque le marché prévoit une diminution future du prix de l'or et du pétrole, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX*. De tels résultats sont encore plus significatifs dans la sous-spécification n°1 (bis), qui corrige le problème de multicollinéarité. De plus, dans cette même sous-spécification, les coefficients estimés accompagnant $R_{M,t}$ et $R_{i,t}$ sont négatifs et statistiquement significatifs, conformément au modèle référence A : en moyenne, lorsque le marché anticipe une croissance économique négative (positive)⁷⁶ ou que la croissance non anticipée du niveau des taux d'intérêt est négative (positive), les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer (sous-performer) l'indice composé

⁷⁵ Atindéhou et Guéyie (2001) introduisent des facteurs d'exposition asymétrique aux taux de change *CAD:USD* dans le MM2F pour caractériser l'exposition de chaque grande banque canadienne au risque de taux de change; à titre de comparaison, les R^2 ajustés des régressions qu'ils proposent varient entre 0.16 et 0.53.

⁷⁶ Pour rappel, le rendement de l'indice de marché peut être interprété comme un indicateur avancé de croissance économique (Demirgüç-Kunt et Levine, 1996, et Levine et Zervos, 1996, 1998, entre autres).

S&P/TSX. Enfin, tel qu'indiqué par le coefficient accompagnant la variable $D_{EP_t}^- \times EP_t$ –significativement négatif dans la sous-spécification n°1 (bis)–, lorsque l'écart de production est négatif, les grandes banques canadiennes ont, en moyenne, tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX*.

La régression relative à la sous-spécification n°2 offre des résultats similaires. Les coefficients accompagnant respectivement les variables $D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$ et $D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$ sont statistiquement significatifs et toujours négativement corrélés à la VD REX_t . Plus encore, le coefficient accompagnant la variable $D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$ est négatif et statistiquement significatif : en moyenne, lorsque la croissance du PIB est négative, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX*. Enfin, il est à noter que le coefficient accompagnant $R_{i,t}$ est significativement négatif, conformément au modèle référence A.

Les résultats de la régression relative à la sous-spécification n°3 s'inscrivent, en partie, dans la continuité des éléments précédemment avancés. Les inférences concernant les indicateurs de prix de MP restent les mêmes. Parallèlement, le coefficient accompagnant la variable $D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times g_{t-1}^{TC}$ est significativement positif : en moyenne, lorsque le taux de chômage du trimestre précédent augmente, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX*. Néanmoins, nous notons également que le coefficient accompagnant $D_{g_t^{TC}}^+ \times g_t^{TC}$ est significativement négatif ce qui suggère qu'en moyenne, lorsque le taux de chômage du trimestre contemporain augmente, les grandes banques canadiennes ont tendance à sous-performer l'indice composé *S&P/TSX*. Au regard des valeurs respectives des coefficients $\widehat{\beta_{g_t^{TC}}^+}$ et $\widehat{\beta_{g_{t-1}^{TC}}^+}$ (-0.938 contre 1.103), il semble que l'effet positif d'une croissance positive du taux de chômage sur les REGBC du trimestre suivant domine son effet négatif sur les REGBC contemporains.

Pour la sous-spécification n°4, les résultats de la régression confirment qu'en moyenne lorsque le marché prévoit une diminution future du prix de l'or et du pétrole, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice

composé *S&P/TSX*. Aucun des coefficients accompagnant les VI relatives à la croissance du taux de change n'est significatif. Il n'existerait donc pas de relations linéaires ou asymétriques entre le rendement du taux de change *CAD:USD* et les REGBC. Aussi, compte tenu des réserves émises dans la sous-section 4.2.1., le taux de change *CAD:USD* n'est potentiellement pas un bon indicateur d'évolution du cycle économique.

Sous spécifications n°5 à 8

Les sous-spécifications n°5 à 8 ont pour VD REX_t^{aj} , soit le rendement trimestriel, annualisé et ajusté pour le risque total du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement de l'indice de marché. Pour les sous-spécifications 5, 5 (bis), 6, 7 et 8, les VI d'évolution du cycle économique (CE_t) sont relatives à l'écart de production, à la croissance du PIB réel, à la croissance du taux de chômage et au rendement du taux de change *CAD:USD*, respectivement. Le modèle référence B est inspiré du modèle de marché à deux facteurs. La VD de rendement brut y est substituée par la variable REX_t^{aj} . Les annexes 1b et 2 présentent en détail les modèles susmentionnés. Les résultats des régressions pour le modèle référence B et les sous-spécifications n°5 à 8 sont retranscrits dans le tableau 5.7.

Tableau 5.7 : Résultats de l'estimation des modèles de régression correspondant aux sous-spécifications n°5 à 8 de l'équation (5) (1983-2014)

Variable dépendante →	REX_t^{aj}											
Modèle →	Référence B		Sous-spécification n°5		Sous-spécification n°5 (bis)		Sous-spécification n°6		Sous-spécification n°7		Sous-spécification n°8	
Variable indépendante ↓	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>
Constante	0,060***	0,003	-0,021	0,646	-0,029	0,508	-0,010	0,850	0,021	0,678	0,036	0,442
$R_{M,t}$	-0,380***	0,000	-0,491***	0,000	-0,495***	0,000	-0,498***	0,000	-0,438***	0,000	-0,496***	0,000
$D_M^- \times R_{M,t}$			0,389*	0,081	0,391*	0,074	0,372*	0,085	0,215	0,310	0,305	0,195
$R_{i,t}$	-0,032	0,336	-0,039	0,336	-0,043	0,278	-0,060	0,143	-0,035	0,396	-0,041	0,317
OR_t^{choc}			0,000	0,518	0,000	0,593	0,000	0,385	0,000	0,361	0,000	0,392
$D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$			-0,580**	0,028	-0,584**	0,025	-0,658**	0,011	-0,637**	0,013	-0,621**	0,020
OIL_t^{choc}			0,001	0,852	0,001	0,754	0,000	0,888	0,000	0,987	-0,001	0,831
$D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$			-0,232	0,104	-0,242**	0,082	-0,173	0,216	-0,163	0,240	-0,186	0,209
EP_t			0,005	0,312	0,005	0,130						
EP_{t-1}			-0,001	0,819								
$D_{EP_t}^- \times EP_t$			-0,016**	0,039	-0,013**	0,014						
$D_{EP_{t-1}}^- \times EP_{t-1}$			0,005	0,542								
g_t^{PIBR}							-0,098	0,898				
g_{t-1}^{PIBR}							0,755	0,316				
$D_{g_t^{PIBR}}^- \times g_t^{PIBR}$							0,416	0,780				
$D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$							-4,355***	0,005				
g_t^{TC}									0,488	0,108		
g_{t-1}^{TC}									-0,068	0,815		
$D_{g_t^{TC}}^+ \times g_t^{TC}$									-0,743*	0,066		
$D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times g_{t-1}^{TC}$									0,630	0,100		
$R_{CADUSD,t}$											0,313	0,437
$D_{R_{CADUSD,t}}^- \times R_{CADUSD,t}$											-0,304	0,568
Nombre d'observations	125		125		125		125		125		125	
R ² ajusté	0,259		0,317		0,331		0,327		0,337		0,314	
Test F - <i>p-Value</i>	0,000		0,000		0,000		0,000		0,000		0,000	

Spécifications générales du modèle : $REX_t^{aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{MP} \times MP_t + \beta_{CE} \times CE_t + \varepsilon_t$. Modèles estimés via la méthode de régression robuste de type *M-estimators* avec calibration *fair*. Estimations corrigées pour l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité, lorsque nécessaire, via la procédure de Newey-West. *** significatif au seuil 1%, ** significatif au seuil 5%, * significatif au seuil 10%. Description des variables disponible à l'annexe 1e.

Tout d'abord, le modèle référence B explique relativement bien les REGBC ajustés pour le risque total. En illustration, le R^2 ajusté de la régression relative au modèle référence B atteint 0.259 et le coefficient accompagnant $R_{M,t}$ est particulièrement significatif. À ce titre, une relation négative entre REX_t^{aj} et $R_{M,t}$ est mise en évidence. Aussi, le coefficient accompagnant la variable $R_{M,t}$ est systématiquement négatif et significatif pour les sous-spécifications n°5 à 8. Quant à elle, la variable $D_M^- \times R_{M,t}$ est significativement positive dans les sous-spécifications n° 5, 5 (bis) et 6, ce qui suggère qu'en moyenne la corrélation entre le rendement de l'indice de marché et les REGBC ajustés pour le risque total serait moins négative lorsque les investisseurs anticipent une croissance économique négative que lorsque le marché anticipe une croissance économique positive. *A contrario*, les coefficients accompagnant $R_{i,t}$ ne sont jamais significatifs, y compris pour le modèle référence B. En outre, par rapport au modèle référence B, l'apport explicatif marginal des indicateurs de prix des MP et d'évolution du cycle économique est positif. En effet, les R^2 ajustés des régressions relatives aux sous-spécifications n°5 à 8 varient entre 0.314 et 0.337.

Par ailleurs, toujours pour les sous-spécifications n°5 à 8, le coefficient accompagnant $D_{OR_t}^- \times OR_t^{12m}$ est systématiquement négatif et significatif, ce qui indique qu'en moyenne, lorsque le marché anticipe une diminution du prix de l'or, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX* sur la base des rendements boursiers ajustés pour le risque total. Toutefois, le coefficient accompagnant $D_{OIL_t}^- \times OIL_t^{12m}$ n'est significativement négatif que pour la sous-spécification n°5 (bis).

Dans la sous-spécification n°5, qui souffre d'un léger problème de multicolinéarité, le coefficient accompagnant la variable $D_{EP_t}^- \times EP_t$ est négatif et significatif. Dans la sous-spécification n°5 (bis), qui corrige le problème de multicolinéarité, il est négatif et encore plus significatif. Dès lors, en moyenne, lorsque l'écart de production est négatif, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX* sur la base de rendements boursiers ajustés pour le risque total. Une telle relation fait écho aux résultats de la régression relative à la sous-spécification n°1 (bis).

Le coefficient accompagnant $D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$ dans la sous-spécification n°6 est négatif et statistiquement significatif. Une telle valeur fait écho aux résultats de la régression relative à la sous-spécification n°2 et suggère qu'en moyenne, lorsque la croissance du PIB est négative, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX* sur la base de rendements boursiers ajustés pour le risque total.

De plus, la régression relative à la sous-spécification n°7 laisse entrevoir une relation significativement négative entre les variables $D_{g_t^{TC}}^+ \times g_t^{TC}$ et REX_t^{aj} . Ce résultat indique qu'en moyenne, lorsque la croissance du taux de chômage est positive, les grandes banques canadiennes ont tendance à sous-performer l'indice composé *S&P/TSX* sur la base de rendements boursiers ajustés pour le risque total.

Enfin, dans la sous-spécification n°8, aucun des coefficients estimés accompagnant les VI relatives à la croissance du taux de change n'est significatif. Un tel constat fait écho aux résultats de la régression relative à la sous-spécification n°4.

Sous spécifications n°9 à 12

Les sous-spécifications n°9 à 12 ont pour VD REX_t^{-aj} , soit le rendement trimestriel, annualisé et ajusté pour le risque baissier du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement de l'indice de marché. Pour les sous-spécifications 9, 9 (bis), 10, 11 et 12, les VI d'évolution du cycle économique (CE_t) sont relatives à l'écart de production, à la croissance du PIB réel, à la croissance du taux de chômage et au rendement du taux de change *CAD:USD*, respectivement. Le modèle référence C est inspiré du modèle de marché à deux facteurs. La VD de rendement brut y est substituée par la variable REX_t^{-aj} . Les annexes 1c et 2 présentent en détail les modèles susmentionnés. Les résultats des régressions pour le modèle référence C et les sous-spécifications n°9 à 12 sont retranscrits dans le tableau 5.8.

Tableau 5.8 : Résultats de l'estimation des modèles de régression correspondant aux sous-spécifications n°9 à 12 de l'équation (5) (1983-2014)

Variable dépendante →	REX_t^{-aj}											
	Référence C		Sous-spécification n°9		Sous-spécification n°9 (bis)		Sous-spécification n°10		Sous-spécification n°11		Sous-spécification n°12	
Variable indépendante ↓	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>
Constante	0,063***	0,005	-0,015	0,773	-0,023	0,637	-0,006	0,928	0,021	0,718	0,046	0,384
$R_{M,t}$	-0,351***	0,000	-0,494***	0,000	-0,497***	0,000	-0,504***	0,000	-0,442***	0,000	-0,495***	0,000
$D_M^- \times R_{M,t}$			0,466*	0,067	0,467*	0,059	0,452*	0,069	0,290	0,235	0,368	0,171
$R_{i,t}$	-0,034	0,366	-0,042	0,367	-0,045	0,310	-0,062	0,185	-0,039	0,417	-0,040	0,384
OR_t^{choc}			0,000	0,570	0,000	0,632	0,000	0,429	0,000	0,429	0,001	0,411
$D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$			-0,593**	0,049	-0,6**	0,041	-0,686**	0,021	-0,657**	0,026	-0,654**	0,031
OIL_t^{choc}			0,000	0,887	0,001	0,800	0,000	0,908	0,000	0,993	-0,001	0,832
$D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$			-0,261	0,107	-0,273*	0,084	-0,202	0,209	-0,194	0,225	-0,216	0,199
EP_t			0,006	0,343	0,005	0,147						
EP_{t-1}			-0,001	0,850								
$D_{EP_t}^- \times EP_t$			-0,017*	0,062	-0,013**	0,024						
$D_{EP_{t-1}}^- \times EP_{t-1}$			0,005	0,595								
g_t^{PIBR}							-0,083	0,924				
g_{t-1}^{PIBR}							0,823	0,342				
$D_{g_t^{PIBR}}^- \times g_t^{PIBR}$							0,449	0,793				
$D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$							-4,537**	0,012				
g_t^{TC}									0,460	0,188		
g_{t-1}^{TC}									-0,129	0,698		
$D_{g_t^{TC}}^+ \times g_t^{TC}$									-0,722	0,120		
$D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times g_{t-1}^{TC}$									0,727*	0,099		
$R_{CADUSD,t}$											0,381	0,406
$D_{R_{CADUSD,t}}^- \times R_{CADUSD,t}$											-0,419	0,489
Nombre d'observations	125		125		125		125		125		125	
R ² ajusté	0,198		0,254		0,273		0,258		0,268		0,255	
Test F - <i>p-Value</i>	0,000		0,000		0,000		0,000		0,000		0,000	

Spécifications générales du modèle : $REX_t^{-aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{MP} \times MP_t + \beta_{CE} \times CE_t + \varepsilon_t$. Modèles estimés via la méthode de régression robuste de type *M-estimators* avec calibration *fair*. Estimations corrigées pour l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité, lorsque nécessaire, via la procédure de Newey-West. *** significatif au seuil 1%, ** significatif au seuil 5%, * significatif au seuil 10%. Description des variables disponible à l'annexe 1e.

Tout d'abord, le modèle référence C explique relativement bien les REGBC ajustés pour le risque baissier. En illustration, le R^2 ajusté de la régression relative au modèle référence C atteint 0.198 et le coefficient accompagnant $R_{M,t}$ est particulièrement significatif. À ce titre, une relation négative entre REX_t^{-aj} et $R_{M,t}$ est mise en évidence. Aussi, le coefficient accompagnant la variable $R_{M,t}$ est systématiquement négatif et significatif pour les sous-spécifications n°9 à 12. Quant à elle, la variable $D_M^- \times R_{M,t}$ est significativement positive dans les sous-spécifications n° 9, 9 (bis) et 10, ce qui suggère qu'en moyenne la corrélation entre le rendement de l'indice de marché et les REGBC ajustés pour le risque baissier serait moins négative lorsque les investisseurs anticipent une croissance économique négative que lorsque le marché anticipe une croissance économique positive. À l'inverse, les coefficients accompagnant $R_{i,t}$ ne sont jamais significatifs, y compris pour le modèle référence C. En outre, par rapport au modèle référence C, l'apport explicatif marginal des indicateurs de prix des MP et d'évolution du cycle économique est positif. En effet, les R^2 ajustés des régressions relatives aux sous-spécifications n°9 à 12 varient entre 0.254 et 0.273.

Par ailleurs, le coefficient accompagnant $D_{OR_t}^- \times OR_t^{12m}$ est de nouveau systématiquement négatif et significatif pour les sous-spécifications n°9 à 12, ce qui indique qu'en moyenne, lorsque le marché anticipe une diminution du prix de l'or, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX* sur la base des rendements boursiers ajustés pour le risque baissier. Toutefois, le coefficient accompagnant $D_{OIL_t}^- \times OIL_t^{12m}$ n'est significativement négatif que pour la sous-spécification n°9 (bis).

Dans la sous-spécification n°9, qui souffre d'un léger problème de multicolinéarité, le coefficient estimé accompagnant la variable $D_{EP_t}^- \times EP_t$ est, une fois encore, négatif et significatif. Dans la sous-spécification n°9 (bis), qui corrige le problème de multicolinéarité, il est toujours négatif et encore plus significatif. Ainsi, en moyenne, lorsque l'écart de production est négatif, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX* sur la base de rendements boursiers ajustés pour le risque baissier. Une telle relation fait écho aux résultats des régressions relatives aux sous-spécifications n°1 (bis), 5 et 5 (bis).

Le coefficient accompagnant $D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$ dans la sous-spécification n°10 est négatif et statistiquement significatif. Un tel résultat fait écho aux régressions relatives aux sous-spécifications n°2 et 6 et suggère qu'en moyenne, lorsque la croissance du PIB est négative, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX* sur la base de rendements boursiers ajustés pour le risque baissier.

De plus, la régression relative à la sous-spécification n°11 laisse entrevoir une relation significativement positive entre $D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times g_{t-1}^{TC}$ et REX_t^{-aj} . Ce résultat indique qu'en moyenne, lorsque la croissance du taux de chômage est positive, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX* sur la base de rendements boursiers ajustés pour le risque baissier.

Enfin, dans la sous-spécification n°12, aucun des coefficients estimés accompagnant les VI relatives à la croissance du taux de change n'est significatif. Un tel constat fait écho aux résultats des régressions relatives aux sous-spécifications n°4 et 8.

Sous spécifications n°13 à 16

Les sous-spécifications n°13 à 16 ont pour VD $REX_t^{aj,SW}$, soit le rendement trimestriel, annualisé et ajusté pour le risque systématique du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement de l'indice de marché. Pour les sous-spécifications n° 13, 13 (bis), 14, 15 et 16, les VI d'évolution du cycle économique (CE_t) sont relatives à l'écart de production, à la croissance du PIB réel, à la croissance du taux de chômage et au rendement du taux de change *CAD:USD*, respectivement. Le modèle référence D est inspiré du modèle de marché à deux facteurs. La VD de rendement brut y est substituée par la variable $REX_t^{aj,SW}$. Les annexes 1d et 2 présentent en détail les modèles susmentionnés. Les résultats des régressions pour le modèle référence D et les sous-spécifications n°13 à 16 sont retranscrits dans le tableau 5.9.

Tableau 5.9 : Résultats de l'estimation des modèles de régression correspondant aux sous-spécifications n°13 à 16 de l'équation (5) (1983-2014)

Variable dépendante →	$REX_t^{aj,SW}$											
	Référence D		Sous-spécification n°13		Sous-spécification n°13 (bis)		Sous-spécification n°14		Sous-spécification n°15		Sous-spécification n°16	
Variable indépendante ↓	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>	Coefficient estimé	<i>p-Value</i>
Constante	0,079	0,968	-0,038	0,338	-0,054	0,277	-0,049	0,306	0,010	0,550	0,033	0,643
$R_{M,t}$	-0,084	0,293	-0,155	0,228	-0,160	0,221	-0,169	0,182	-0,083	0,352	-0,158	0,274
$D_M^- \times R_{M,t}$			0,321	0,819	0,322	0,822	0,293	0,814	0,048	0,547	0,219	0,691
$R_{i,t}$	-0,060	0,262	-0,053	0,270	-0,061	0,237	-0,085	0,167	-0,052	0,268	-0,060	0,294
OR_t^{choc}			0,000	0,654	0,000	0,594	0,000	0,736	0,001	0,742	0,001	0,732
$D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$			-0,572*	0,060	-0,587*	0,055	-0,756**	0,024	-0,705**	0,030	-0,680**	0,031
OIL_t^{choc}			-0,001	0,424	0,000	0,471	-0,001	0,419	-0,002	0,382	-0,002	0,364
$D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$			-0,302*	0,050	-0,322**	0,041	-0,238*	0,058	-0,198*	0,084	-0,243	0,111
EP_t			0,014	0,803	0,009	0,774						
EP_{t-1}			-0,006	0,308								
$D_{EP_t}^- \times EP_t$			-0,028	0,107	-0,020	0,143						
$D_{EP_{t-1}}^- \times EP_{t-1}$			0,012	0,820								
g_t^{PIBR}							-0,249	0,430				
g_{t-1}^{PIBR}							1,910	0,823				
$D_{g_t^{PIBR}}^- \times g_t^{PIBR}$							0,811	0,607				
$D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$							-6,728	0,104				
g_t^{TC}									0,674	0,921		
g_{t-1}^{TC}									-0,249	0,288		
$D_{g_t^{TC}}^+ \times g_t^{TC}$									-1,082*	0,052		
$D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times g_{t-1}^{TC}$									1,040	0,904		
$R_{CADUSD,t}$											0,295	0,671
$D_{R_{CADUSD,t}}^- \times R_{CADUSD,t}$											-0,289	0,380
Nombre d'observations	125		125		125		125		125		125	
R ² ajusté	0,013		0,046		0,061		0,054		0,062		0,032	
Test F - <i>p-Value</i>	0,172		0,125		0,061		0,095		0,073		0,173	

Spécifications générales du modèle : $REX_t^{aj,SW} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{MP} \times MP_t + \beta_{CE} \times CE_t + \varepsilon_t$. Modèles estimés via la méthode de régression robuste de type *M-estimators* avec calibration *fair*. Estimations corrigées pour l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité, lorsque nécessaire, via la procédure de Newey-West. *** significatif au seuil 1%, ** significatif au seuil 5%, * significatif au seuil 10%. Description des variables disponible à l'annexe 1e.

Tout d'abord, le pouvoir explicatif du modèle référence D est quasi nul. En effet, le R^2 ajusté du modèle est proche de zéro tandis que l'hypothèse nulle du test de Fisher n'est pas rejetée.

Plus encore, même si l'apport explicatif marginal des indicateurs de prix des MP et d'évolution du cycle économique est positif, on constate que les R^2 ajustés des régressions relatives aux spécifications n°13 à 16 restent relativement faibles. À ce titre, les coefficients accompagnant les VI $R_{M,t}$ et $R_{i,t}$ ne sont jamais significatifs tout comme la plupart des coefficients accompagnant les indicateurs d'évolution du cycle économique. Le coefficient accompagnant la variable $D_{g_{TC}^+} \times g_t^{TC}$ est significativement négatif dans la sous-spécification n°15. Ce résultat indique qu'en moyenne, lorsque la croissance du taux de chômage est positive, les grandes banques canadiennes ont tendance à sous-performer l'indice composé *S&P/TSX* sur la base de rendements boursiers ajustés pour le risque systématique. Une telle relation va à l'encontre des résultats relatifs aux sous-spécifications n°3 et 11, mais rejoint les résultats relatifs à la sous-spécification n°7. Néanmoins, il est à noter que les coefficients accompagnant respectivement $D_{EP_t^-} \times EP_t$ dans la sous-spécification n°13 et $D_{g_{t-1}^{PIBR}^-} \times g_{t-1}^{PIBR}$ dans la sous-spécification n°14 sont négatifs et significatifs à seuil inférieur à 11%.

Les coefficients estimés accompagnant les variables $D_{OR_t^{12m}^-} \times OR_t^{12m}$ et $D_{OIL_t^{12m}^-} \times OIL_t^{12m}$ sont systématiquement négatifs et significatifs pour les sous-spécifications n°13 à 15. Pour la sous-spécification n°16, seul le coefficient estimé accompagnant la variable $D_{OR_t^{12m}^-} \times OR_t^{12m}$ est significativement négatif. Ainsi, en moyenne, lorsque le marché anticipe une diminution des prix de l'or et, à un degré moindre, du pétrole, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX* sur la base des rendements boursiers ajustés pour le risque systématique.

Il est à noter toutefois que l'hypothèse nulle du test de Fisher n'est pas rejetée pour les sous-spécifications n°13 et 16.

5.2.2. *Interprétations*

Les résultats présentés dans la sous-section précédente nous permettent de fournir des éléments de réponses à la question de recherche formulées dans la section 3.1.

Le coefficient accompagnant la variable $R_{M,t}$ est négatif pour l'ensemble des sous-spécifications présentées; il est statistiquement significatif pour les sous-spécifications n°1 (bis), 5, 5 (bis), 6, 7, 8, 9, 10, 11 et 12 et pour les modèles références A, B et C. Une telle monotonie dans les résultats est clairement en faveur de l'hypothèse $H1_{a2}$: il existerait un comouvement négatif entre les REGBC et la croissance économique anticipé. Aussi, le coefficient accompagnant $R_{M,t}$ est significativement négatif dans le modèle référence A mais perd sa significativité dans les sous-spécifications n°1, 2, 3 et 4, dès lors que des indicateurs de prix des MP et d'évolution du cycle économique sont ajoutés. L'effet du rendement du marché sur les REGBC non ajustés pour le risque est potentiellement indirect et canalisé par des indicateurs de prix des MP et/ou d'évolution du cycle économique. Lorsque les indicateurs de surperformance sont ajustés pour le risque total ou le risque baissier, la relation entre l'indicateur de croissance économique anticipée et les REGBC est possiblement asymétrique, tel qu'indiqué par le coefficient $D_{\bar{M}} \times R_{M,t}$, significativement positive au seuil de 10% dans les sous-spécifications n°5, 5 (bis), 6, 9, 9 (bis) et 10. En moyenne, la corrélation entre le rendement de l'indice de marché et les REGBC ajustés pour les risques total et baissier serait moins négative lorsque les investisseurs anticipent une croissance économique négative que lorsque le marché anticipe une croissance économique positive. Eu égard à l'information transmise par l'ensemble du marché boursier domestique, la prise de risque des grandes banques canadiennes en période de contraction économique pourrait donc expliquer une fine portion de la surperformance boursière de ces dernières. En tout état de cause, le phénomène *FTS* constitue une explication crédible aux REGBC lorsqu'une croissance économique négative est anticipée par le marché. À l'inverse, la sous-performance boursière des grandes banques canadiennes lorsque le marché anticipe une croissance positive pourrait être la résultante d'un mécanisme de correction lié au phénomène *FTS*. À ce titre, les mouvements de capitaux en direction des grandes banques canadiennes lorsqu'une croissance économique

négative est anticipée ne constitueraient qu'une protection ponctuelle temporaire. Ainsi, lorsque la croissance économique anticipée redevient positive, la protection par l'investissement dans des valeurs refuges n'est plus nécessaire et ces capitaux seraient alors réalloués ailleurs dans le marché, d'où la sous-performance boursière des grandes banques canadiennes. Plus encore, les titres des grandes banques canadiennes semblent intrinsèquement plus volatiles que le marché (cf. sous-section 4.3.2.); néanmoins, la tendance des grandes banques canadiennes à sous-performer les rendements positifs du marché et à surperformer les rendements négatifs de ce dernier expliquerait pourquoi le bêta des grandes banques canadiennes est inférieur à 1 (cf. sous-section 4.3.2.)⁷⁷.

Le coefficient accompagnant la variable $R_{i,t}$ est négatif pour l'ensemble des sous-spécifications présentées; il est statistiquement significatif pour les sous-spécifications n°1 (bis) et 2, 5 (bis) et pour le modèle référence A. Lorsque l'indicateur de REGBC n'est pas ajusté pour le risque, des éléments en faveur de $H1_{b2}$ sont mis en évidence⁷⁸. Mieux, le coefficient accompagnant $R_{i,t}$ est significativement négatif dans le modèle référence A mais perd sa significativité dans les sous-spécifications n°1, 3 et 4, dès lors que des indicateurs de prix des MP et d'évolution du cycle économique sont ajoutés. L'effet de la croissance non anticipée des taux d'intérêt sur les REGBC non ajustés pour le risque est potentiellement indirect et canalisé par des indicateurs de prix des MP et/ou d'évolution du cycle économique. De tels résultats font écho aux travaux mettant en évidence une relation négative entre les variations de taux d'intérêt et les rendements boursiers d'indices bancaires (Yin, Yang et Handorf, 2007, Moss et Moss, 2010, entre autres). Pour rappel, nous proposons deux explications possibles à $H1_{b2}$. Les actions des grandes banques canadiennes pourraient se comporter comme des obligations à coupons fixes (cf. Akella et Greenbaum, 1992) alors que l'impact des variations de taux d'intérêt serait plus mitigé sur le reste du marché (Sweeney et Warga, 1986 et Chamberlain et Khokhar, 2014). Aussi, lorsque les taux d'intérêt diminuent, les grandes banques canadiennes

⁷⁷ À ce titre, Roy (2013) évalue à 0.68 le bêta moyen des six grandes banques canadiennes par rapport à l'indice composé *S&P/TSX*.

⁷⁸ Il est à noter que nous arrivons à une conclusion similaire lorsque la croissance trimestrielle non anticipée du taux des obligations gouvernementales à 5 ans est substituée par les croissances trimestrielles non anticipées du taux des obligations gouvernementales à 1 an et 10 ans, respectivement. Les résultats ne sont toutefois pas présentés dans le présent travail de recherche.

constitueraient une alternative crédible aux obligations gouvernementales du fait de leur profitabilité et de la garantie implicite *TBTF* dont elles semblent disposer; naturellement, un raisonnement symétrique s'appliquerait dans le cas d'une augmentation des taux d'intérêt. Toutefois, lorsque la VD de REGBC est ajustée pour le risque (total, baissier ou systématique), le coefficient accompagnant $R_{i,t}$ n'est jamais significatif, et ce, même dans les modèles références. Lorsque les REGBC est ajustée pour le risque, les éléments mis en évidence sont en faveur de $H0_b$. La relation entre la croissance non anticipée des taux d'intérêt et les REGBC ajustés pour le risque serait donc incertaine : les actions des grandes banques ont un rendement attractif et sont particulièrement résilientes (Ratnovski et Huang, 2009), certes, mais elles restent, en moyenne, plus volatiles que le marché et, *a fortiori*, que les valeurs refuges traditionnelles.

Les coefficients accompagnant respectivement les variables $D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$ et $D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$ sont négatifs pour l'ensemble de sous-spécifications dans lesquelles ces dernières sont présentes. Le coefficient accompagnant $D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m}$ est statistiquement significatif pour l'ensemble des sous-spécifications; le coefficient accompagnant $D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m}$ est statistiquement significatif pour les sous-spécifications n°1, 1(bis), 2, 3, 4, 5 (bis), 9 (bis), 13, 13 (bis), 14 et 15. Cette monotonie dans les résultats est clairement en faveur de l'hypothèse $H1_{c3}$: une variation négative anticipée du prix des MP a un impact positif sur les REGBC⁷⁹. Cette relation pourrait s'expliquer par le phénomène *FTS* : si le marché anticipe une chute du prix des MP, alors les investisseurs pourraient envisager de rediriger une portion de leurs placements dans des titres d'entreprises canadiennes productrices de MP vers des actions de grandes banques domestiques. De tels résultats font écho à Moss et Moss (2010), entre autres, qui mettent en évidence une corrélation négative entre l'indice bancaire KBW et l'indice de prix des matières premières *CRB*. De plus, pour l'ensemble des sous-spécifications, les coefficients accompagnant respectivement les variables OR_t^{choc} et OIL_t^{choc} ne sont jamais statistiquement significatifs : les hypothèses $H1_{c1}$ et $H1_{c2}$ ne sont donc pas vérifiées empiriquement.

⁷⁹ Il est à noter que nous arrivons à une conclusion similaire lorsque la croissance des prix à terme 1 an de l'or et du pétrole est substituée par la croissance des prix à terme à 3 mois. Les résultats ne sont toutefois pas présentés dans le présent travail de recherche.

Les coefficients accompagnant respectivement les variables $D_{EP_t}^- \times EP_t$ et $D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times g_{t-1}^{PIBR}$ sont négatifs pour l'ensemble de sous-spécifications dans lesquelles ces dernières sont présentes. Ils sont statistiquement significatifs dans les sous-spécifications n°1 (bis), 2, 5, 5 (bis), 6, 9, 9 (bis) et 10. Cette monotonie dans les résultats est clairement en faveur de l'hypothèse $H1_{a2}$: dans des configurations macroéconomiques contemporaines difficiles (écart de production négatif ou croissance négative du PIB réel), il existerait un comouvement négatif entre les REGBC et le cycle économique. Plus encore, les coefficients accompagnant EP_t , EP_{t-1} , g_t^{PIBR} ou g_{t-1}^{PIBR} ne sont jamais significatifs. En somme, il existerait donc une relation négative asymétrique entre l'écart de production et les REGBC et la croissance du PIB réel et les REGBC : en moyenne, lorsque l'écart de production est négatif ou lorsque la croissance du PIB réel est négative, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperformer l'indice composé *S&P/TSX*. À l'inverse, en moyenne, lorsque l'écart de production est positif ou lorsque la croissance du PIB réel est positive, les grandes banques canadiennes ne semblent ni surperformer, ni sous-performer le marché. De plus, il est à noter que l'ajustement pour le risque ne change pas les caractéristiques de cette relation. Ainsi, le phénomène *FTS* en période de contraction économique (représentée par l'écart de production et la croissance du PIB réel) pourrait être à l'origine de les REGBC. Cette proposition est d'autant plus crédible qu'elle expliquerait pourquoi les REGBC tend à se prolonger dans le temps (cf. tableau 2.3). En effet, si les grandes banques canadiennes étaient intrinsèquement plus attractives que le marché, alors on pourrait s'attendre à ce que les investisseurs intègrent cette information dans le prix des actions une bonne fois pour toutes. Pourtant, il ne semble pas que ce soit le cas empiriquement et les épisodes successifs de *FTS* pourraient expliquer ces rendements excédentaires persistants. Lorsque l'évolution du cycle économique contemporain est représentée par la croissance du taux de chômage au Canada, les résultats sont plus mitigés, contradictoires d'une sous-spécification à l'autre et *a fortiori*, difficilement exploitables. De telles observations ne sont pas sans rappeler la complexité de la relation entre taux de chômage et rendements boursiers (Blanchard, 1981, Orphanides, 1992 et Boyd et al., 2005) et pourraient faire écho à Farsio et Fazel (2013), qui remettent en question l'existence d'une relation

causale à long terme entre le taux de chômage et le prix des actions. Lorsque l'évolution du cycle économique contemporain est représentée par le rendement du taux de change *CAD:USD*, aucune relation significative entre ce dernier et les REGBC n'est mise en évidence⁸⁰. Si Atindéhou et Gueyie (2001) et Tai (2005), entre autres, notent une relation asymétrique entre les rendements boursiers des banques et les rendements de taux de change, il semble que cette relation disparaisse dès lors qu'un indicateur de REGBC est placé en VD du modèle de régression. De plus, il est possible que l'agrégation des données empiriques au sein d'un seul portefeuille bancaire masque des expositions aux variations de taux de change significatives, mais non homogènes d'une banque à l'autre (Dominguez et Tesar, 2001). Par ailleurs, il est à noter que, potentiellement, la croissance du taux de chômage et le rendement du taux de change *CAD:USD* approximent pauvrement le positionnement du Canada dans le cycle économique. Enfin, pour l'ensemble des sous-spécifications, les signes respectifs des coefficients accompagnant les indicateurs de positionnement du Canada dans le cycle économique contemporain sont, dans l'ensemble, en défaveur de l'hypothèse H1_{a1}.

Nous notons finalement que les groupes de VI proposées dans les sous-spécifications n°13 à 16 pour expliquer la VD $REX_t^{aj,SW}$ sont clairement incomplets, en témoigne des R^2 ajustés particulièrement faibles, surtout au regard des autres sous-spécifications. Paradoxalement, la moyenne arithmétique de la variable $REX_t^{aj,SW}$ est pourtant la plus élevée des indicateurs de REGBC proposés dans le cadre du présent travail de recherche (cf. tableau 4.1). Nous suspectons donc l'omission d'une ou plusieurs VI d'importance majeure. L'une d'entre elles aurait pu être un indicateur d'incertitude dans le marché; toutefois, des régressions témoins⁸¹ (que nous avons choisi de ne pas présenter) rejettent cette hypothèse.

En tout état de cause, nous montrons dans la présente étude que la persistance de les REGBC (ajustés ou non pour le risque) dans le temps est attribuable à une réaction de marché –le *FTS*– dans des configurations macroéconomiques moroses.

⁸⁰ Il est à noter que nous arrivons à une conclusion similaire lorsque le rendement du taux de change *spot CAD:USD* est substitué par le rendement du taux de change à terme à 12 mois *CAD:USD*. Les résultats ne sont toutefois pas présentés dans le présent travail de recherche.

⁸¹ Dans ces régressions témoins, nous ajoutons au groupe de VI des sous-spécifications n°1 à 16 une VI d'incertitude dans le marché, approximée par l'indice américain *VIX*.

En effet, nous mettons en évidence des relations négatives asymétriques entre les REGBC et l'écart de production, entre les REGBC et la croissance du PIB réel, entre les REGBC et les variations des prix à terme à 3 mois de l'or et, à un degré moindre, du pétrole. En moyenne, lorsque les indicateurs macroéconomiques contemporains sont au vert (en particulier, un écart de production positif, une croissance de PIB réel positive, une croissance positive non anticipée des prix de l'or et du pétrole), les résultats empiriques suggèrent que les grandes banques canadiennes ne surperforment pas l'indice composé *S&P/TSX*. En revanche, dans des configurations macroéconomiques contemporaines plus difficiles (en particulier, un écart de production négatif, une croissance de PIB réel négative, une croissance négative des prix à terme de l'or et du pétrole), les résultats empiriques suggèrent que les grandes banques canadiennes surperforment le marché. De telles relations tiennent lorsque la VD de REGBC est ajustée pour plusieurs types de risque.

Par ailleurs, si elle constitue un bon indicateur de REGBC, la croissance économique anticipée par le marché, approximée par le rendement de l'indice composé *S&P/TSX* (cf. Demirgüç-Kunt et Levine, 1996, et Levine et Zervos, 1996, 1998, entre autres) est, *a priori*, insuffisante pour expliquer la persistance des REGBC dans le temps. En moyenne, les grandes banques ont tendance à surperformer le marché lorsque les investisseurs anticipent une croissance économique négative; en revanche, elles ont tendance à sous-performer le marché lorsque les investisseurs anticipent une croissance économique positive. Il est à noter que les résultats empiriques portent davantage en faveur d'une relation linéaire. Or, entre le 1983 et 2014, les trimestres lors desquels les investisseurs anticipent une croissance économique positive sont plus récurrents que les trimestres lors desquels les investisseurs anticipent une croissance économique négative.

Dans la section 2.1 du présent travail de recherche, nous présentons plusieurs sources potentielles de REGBC, en particulier le pouvoir de marché des grandes banques canadiennes et la garantie implicite *TBTF* dont elles semblent disposer. Les résultats empiriques semblent indiquer que la persistance des REGBC dans le temps est davantage attribuable à la garantie implicite *TBTF*. En effet, dans des circonstances macroéconomiques moroses, les investisseurs ont tendance à

valoriser davantage les grandes banques canadiennes, comparativement au marché. Une telle configuration suggère que ces dernières sont plus « protégées » que d'autres types de compagnies. Cette protection prendrait la forme d'une garantie implicite *TBTF* de la part du gouvernement fédéral. Une telle proposition paraît crédible puisque cette garantie implicite *TBTF* mettrait en exergue le phénomène *FTS* décrit dans les paragraphes précédents. Plus encore, Beyhaghi et al. (2013) suggèrent que l'avantage *TBTF* des grandes banques canadiennes se traduit par un coût d'emprunt inférieur. Les actionnaires des grandes banques canadiennes pourraient alors « récupérer » cet avantage et celui-ci a potentiellement plus de valeur dans des configurations macroéconomiques difficiles.

Enfin, à la lumière des résultats du présent travail de recherche, un gestionnaire de portefeuille aurait tout intérêt à surpondérer le secteur bancaire canadien dans des circonstances macroéconomiques contemporaines difficiles (en particulier, un écart de production négatif ou une croissance négative du PIB réel), ou lorsque les taux d'intérêt diminuent, ou lorsque les prix à terme de l'or et/ou du pétrole chutent, ou bien lorsque le rendement de l'indice *S&P/TSX* est négatif.

6. CONCLUSION

Dans le présent travail de recherche, nous nous sommes demandé dans quelles circonstances macroéconomiques les grandes banques canadiennes surperforment l'indice composé *S&P/TSX*. Tout d'abord, nous montrons qu'en moyenne les épisodes de REGBC trimestriels ont tendance à dominer les épisodes de sous-performance boursière trimestrielle. Ce résultat tient lorsque l'indicateur de REGBC est ajusté respectivement pour le risque baissier, le risque systématique et, à un degré moindre, le risque total. Dans un second temps, nous estimons, par une méthode de régression robuste de type *M-estimator*, plusieurs sous-spécifications d'un modèle économétrique dont la VD est un indicateur de surperformance boursière d'un portefeuille composé d'actions des six plus grandes banques canadiennes. Les résultats empiriques sont en faveur d'un comouvement négatif entre les REGBC et le cycle économique contemporain. Cette relation, asymétrique, tiendrait uniquement dans des circonstances macroéconomiques moroses (i.e. un écart de production négatif et/ou une croissance négative du produit intérieur brut (PIB) réel). Dans le même esprit, nous montrons qu'en moyenne lorsque les prix à terme de l'or et, à un degré moindre, du pétrole diminuent, les grandes banques canadiennes ont tendance à surperforment l'indice composé *S&P/TSX*. Comme l'ensemble de ces résultats tient lorsque l'indicateur de REGBC est ajusté respectivement pour le risque total, le risque baissier et, à un degré moindre, le risque systématique, les REGBC ne peuvent s'expliquer exclusivement par une prime de risque additionnelle exigée par les investisseurs.

Compte-tenu des éléments avancés dans le deuxième chapitre, nous stipulons que de telles relations trouvent leur fondement dans le phénomène *FTS*. Une analyse des particularités du marché bancaire canadien nous permet de supposer que le caractère *safe* d'un titre de propriété d'une grande banque canadienne émane d'une garantie implicite *TBTF* de la part du gouvernement fédéral canadien. Aussi, il est à noter que les épisodes de *FTS*, tels que nous les définissons dans le présent travail de recherche, tendent à se répéter de façon ponctuelle, ce qui, ultimement, expliquerait pourquoi les grandes banques canadiennes surperforment durablement l'indice composé *S&P/TSX*. Plus encore, nous suggérons que les actionnaires des grandes banques canadiennes « récupèrent » l'avantage de

financement de ces dernières sur le marché de la dette (Beyhaghi et al., 2013). Or, cet avantage a potentiellement plus de valeur dans des configurations macroéconomiques difficiles.

Par ailleurs, les indicateurs de REGBC sont, dans l'ensemble, négativement corrélés à la croissance économique anticipée, approximée par les rendements de l'indice composé *S&P/TSX* (cf. Demirgüç-Kunt et Levine 1996 et Levine et Zervos 1996, 1998). Une telle relation résulterait du phénomène *FTS* lorsqu'une contraction économique est anticipée et d'une correction subséquente lorsqu'une expansion économique est anticipée. À long terme, les rendements de l'indice composé *S&P/TSX* ne saurait alors suffire pour expliquer la persistance des REGBC.

Nous mettons également en évidence une relation négative, certes ténue et potentiellement indirecte, entre les variations non anticipées du niveau des taux d'intérêt et les REGBC non ajustés pour le risque. Les actions des grandes banques canadiennes se comporteraient alors comme des obligations à coupons fixes (cf. Akella et Greenbaum, 1992) alors que l'impact des variations de taux d'intérêt serait plus mitigé sur le reste du marché (Sweeney et Warga, 1986 et Chamberlain et Khokhar, 2014). Aussi, lorsque les taux d'intérêt diminuent, les grandes banques canadiennes pourraient constituer une alternative crédible aux obligations gouvernementales du fait de leur profitabilité et de la garantie implicite *TBTF* dont elles semblent disposer. Toutefois, la relation entre les variations non anticipées du niveau des taux d'intérêt et les REGBC n'est plus significative à un seuil conventionnel dès lors que les indicateurs de REGBC sont ajustés pour le risque.

En somme, les éléments de réponses apportés dans ce travail de recherche pourraient guider un gestionnaire de portefeuille souhaitant ajuster son allocation tactique pour profiter de façon optimale de l'attractivité *a priori* manifeste des titres bancaires canadiens. En l'occurrence, les circonstances macroéconomiques de REGBC pourraient suggérer la surpondération du secteur bancaire dans les portefeuilles d'investissement sous gestion.

Enfin, nous notons deux principales limites au présent travail de recherche. La première concerne la taille de l'échantillon de données empiriques. À notre

décharge, la fréquence de publication de certaines données macroéconomiques au Canada nous a forcé à opter pour une fréquence d'échantillonnage trimestrielle. En tout état de cause, l'échantillon couvre plusieurs cycles économiques complets. La seconde concerne le faible pouvoir explicatif des modèles dont la VD est un indicateur de REGBC ajustés pour le risque systématique. Le traitement agrégé d'une telle variable semble poser problème puisque nombre de variables macroéconomiques ne parviennent à expliquer ses variations. Un deuxième prolongement possible à cette étude consisterait alors à déterminer les facteurs spécifiques de REGBC en désagrégant les données empiriques utilisées dans le présent travail de recherche.

Une troisième avenue de recherche potentiellement intéressante consisterait à effectuer une étude similaire à partir d'un portefeuille composé uniquement de plus petites banques canadiennes. En observant les similitudes et/ou différences de comportement boursier des petites et grandes banques canadiennes, on pourra alors tester plus directement l'effet *TBTF*.

ANNEXES

Annexe 1a : Sous-spécifications n°1 à 4 du modèle général présenté en 4.1.1. ($VD = REX_t$)

Spécifications générales du modèle : $REX_t = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{MP} \times MP_t + \beta_{CE} \times CE_t + \varepsilon_t$

Sous-spécification du modèle	
n°1	$REX_t = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{EP_t} + D_{EP_t}^- \times \beta_{EP_t}^-) \times EP_t + (\beta_{EP_{t-1}} + D_{EP_{t-1}}^- \times \beta_{EP_{t-1}}^-) \times EP_{t-1} + \varepsilon_t$
n°2	$REX_t = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{g_t^{PIBR}} + D_{g_t^{PIBR}}^- \times \beta_{g_t^{PIBR}}^-) \times g_t^{PIBR} + (\beta_{g_{t-1}^{PIBR}} + D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times \beta_{g_{t-1}^{PIBR}}^-) \times g_{t-1}^{PIBR} + \varepsilon_t$
n°3	$REX_t = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{g_t^{TC}} + D_{g_t^{TC}}^+ \times \beta_{g_t^{TC}}^+) \times g_t^{TC} + (\beta_{g_{t-1}^{TC}} + D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times \beta_{g_{t-1}^{TC}}^+) \times g_{t-1}^{TC} + \varepsilon_t$
n°4	$REX_t = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{RCADUSD,t} + D_{RCADUSD,t}^- \times \beta_{RCADUSD,t}^-) \times RCADUSD,t + \varepsilon_t$

Modèle référence	
A	$REX_t = \alpha + \gamma_M \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \varepsilon_t$

Annexe 1b : Sous-spécifications n°5 à 8 du modèle général présenté en 4.1.1. ($VD = REX_t^{aj}$)

Spécifications générales du modèle : $REX_t^{aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{MP} \times MP_t + \beta_{CE} \times CE_t + \varepsilon_t$

Sous-spécification du modèle	
n°5	$REX_t^{aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{EP_t} + D_{EP_t}^- \times \beta_{EP_t}^-) \times EP_t + (\beta_{EP_{t-1}} + D_{EP_{t-1}}^- \times \beta_{EP_{t-1}}^-) \times EP_{t-1} + \varepsilon_t$
n°6	$REX_t^{aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{g_t^{PIBR}} + D_{g_t^{PIBR}}^- \times \beta_{g_t^{PIBR}}^-) \times g_t^{PIBR} + (\beta_{g_{t-1}^{PIBR}} + D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times \beta_{g_{t-1}^{PIBR}}^-) \times g_{t-1}^{PIBR} + \varepsilon_t$
n°7	$REX_t^{aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{g_t^{TC}} + D_{g_t^{TC}}^+ \times \beta_{g_t^{TC}}^+) \times g_t^{TC} + (\beta_{g_{t-1}^{TC}} + D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times \beta_{g_{t-1}^{TC}}^+) \times g_{t-1}^{TC} + \varepsilon_t$
n°8	$REX_t^{aj} = \alpha + \gamma_M \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{RCADUSD,t} + D_{RCADUSD,t}^- \times \beta_{RCADUSD,t}^-) \times RCADUSD,t + \varepsilon_t$
Modèle référence	
B	$REX_t^{aj} = \alpha + \gamma_M \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \varepsilon_t$

Annexe 1c : Sous-spécifications n°9 à 12 du modèle général présenté en 4.1.1. ($VD = REX_t^{-aj}$)

Spécifications générales du modèle : $REX_t^{-aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{MP} \times MP_t + \beta_{CE} \times CE_t + \varepsilon_t$

Sous-spécification du modèle	
n°9	$REX_t^{-aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{EP_t} + D_{EP_t}^- \times \beta_{EP_t}^-) \times EP_t + (\beta_{EP_{t-1}} + D_{EP_{t-1}}^- \times \beta_{EP_{t-1}}^-) \times EP_{t-1} + \varepsilon_t$
n°10	$REX_t^{-aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{g_t^{PIBR}} + D_{g_t^{PIBR}}^- \times \beta_{g_t^{PIBR}}^-) \times g_t^{PIBR} + (\beta_{g_{t-1}^{PIBR}} + D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times \beta_{g_{t-1}^{PIBR}}^-) \times g_{t-1}^{PIBR} + \varepsilon_t$
n°11	$REX_t^{-aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{g_t^{TC}} + D_{g_t^{TC}}^+ \times \beta_{g_t^{TC}}^+) \times g_t^{TC} + (\beta_{g_{t-1}^{TC}} + D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times \beta_{g_{t-1}^{TC}}^+) \times g_{t-1}^{TC} + \varepsilon_t$
n°12	$REX_t^{-aj} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{RCADUSD,t} + D_{RCADUSD,t}^- \times \beta_{RCADUSD,t}^-) \times RCADUSD,t + \varepsilon_t$
Modèle référence	
C	$REX_t^{-aj} = \alpha + \gamma_M \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \varepsilon_t$

Annexe 1d : Sous-spécifications n°13 à 16 du modèle général présenté en 4.1.1. ($VD = REX_t^{aj,SW}$)

Spécifications générales du modèle : $REX_t^{aj,SW} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{MP} \times MP_t + \beta_{CE} \times CE_t + \varepsilon_t$

Sous-spécification du modèle	
n°13	$REX_t^{aj,SW} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{EP_t} + D_{EP_t}^- \times \beta_{EP_t}^-) \times EP_t + (\beta_{EP_{t-1}} + D_{EP_{t-1}}^- \times \beta_{EP_{t-1}}^-) \times EP_{t-1} + \varepsilon_t$
n°14	$REX_t^{aj,SW} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{g_t^{PIBR}} + D_{g_t^{PIBR}}^- \times \beta_{g_t^{PIBR}}^-) \times g_t^{PIBR} + (\beta_{g_{t-1}^{PIBR}} + D_{g_{t-1}^{PIBR}}^- \times \beta_{g_{t-1}^{PIBR}}^-) \times g_{t-1}^{PIBR} + \varepsilon_t$
n°15	$REX_t^{aj,SW} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{g_t^{TC}} + D_{g_t^{TC}}^+ \times \beta_{g_t^{TC}}^+) \times g_t^{TC} + (\beta_{g_{t-1}^{TC}} + D_{g_{t-1}^{TC}}^+ \times \beta_{g_{t-1}^{TC}}^+) \times g_{t-1}^{TC} + \varepsilon_t$
n°16	$REX_t^{aj,SW} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{RCADUSD,t} + D_{RCADUSD,t}^- \times \beta_{RCADUSD,t}^-) \times RCADUSD_t + \varepsilon_t$
Modèle référence	
D	$REX_t^{aj,SW} = \alpha + \gamma_M \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \varepsilon_t$

Annexe 1e : Variables incluses dans les sous-spécifications n° 1 à 16 du modèle général présenté en 4.1.1.

REX_t : Rendement trimestriel et annualisé du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement trimestriel annualisé de l'indice composé *S&P/TSX*

REX_t^{aj} : Rendement trimestriel, annualisé et ajusté pour le risque total du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement trimestriel annualisé de l'indice composé *S&P/TSX*

REX_t^{-aj} : Rendement trimestriel, annualisé et ajusté pour le risque baissier du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement trimestriel annualisé de l'indice composé *S&P/TSX*

$REX_t^{aj,SW}$: Rendement trimestriel, annualisé et ajusté pour le risque systématique du portefeuille bancaire canadien en excès du rendement trimestriel annualisé de l'indice composé *S&P/TSX*

$R_{M,t}$: Rendement trimestriel annualisé de l'indice composé *S&P/TSX*

D_M^- : Variable muette prenant la valeur 1 lorsque le rendement trimestriel annualisé de l'indice composé *S&P/TSX* est négatif, 0 sinon

$R_{i,t}$: Croissance trimestrielle annualisée du taux des obligations gouvernementales canadiennes à 5 ans

MP_t : Matrice d'indicateurs de variations contemporaines et anticipées du prix des MP

CE_t : Matrice de variables susceptibles de suivre les cycles économiques.

OR_t^{hoc} : Écart entre le prix *spot* de l'or et sa valeur espérée 3 mois plus tôt

OR_t^{12m} : Croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an de l'or

$D_{OR_t^{12m}}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque la croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an de l'or est négative, 0 sinon

OIL_t^{hoc} : Écart entre le prix *spot* du pétrole *WTI Cushing* et sa valeur espérée 3 mois plus tôt

OIL_t^{12m} : Croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an du pétrole *WTI Cushing*

$D_{OIL_t^{12m}}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque la croissance trimestrielle annualisée du prix à terme à 1 an du pétrole *WTI Cushing* est négative, 0 sinon

EP_t : Écart de production trimestriel au Canada

$D_{EP_t}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque l'écart de production est négatif, 0 sinon

g_t^{PIBR} : Croissance trimestrielle annualisée du PIB réel canadien

$D_{g_t^{PIBR}}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque la croissance trimestrielle annualisée du PIB réel canadien est négative, 0 sinon

g_t^{TC} : Croissance trimestrielle annualisée du taux de chômage au Canada

$D_{g_t^{TC}}^+$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque la croissance trimestrielle annualisée du taux de chômage au Canada est positive, 0 sinon

$R_{CADUSD,t}$: Rendement trimestriel annualisé du taux de change *CAD:USD*

$D_{R_{CADUSD,t}}^-$: Variable muette prenant la valeur 1 lorsque le rendement trimestriel annualisé du taux de change *CAD:USD* est négatif, 0 sinon

Annexe 2 : Sous-spécifications n°1 (bis), 5 (bis), 9 (bis) et 13 (bis) du modèle général présenté en 4.1.1.

	Sous-spécification du modèle
n°1 (bis)	$REX_t^{aj,SW} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{EP_t} + D_{EP_t}^- \times \beta_{EP_t}^-) \times EP_t + \varepsilon_t$
n°5 (bis)	$REX_t^{aj,SW} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_i \times R_{i,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{EP_t} + D_{EP_t}^- \times \beta_{EP_t}^-) \times EP_t + \varepsilon_t$
n°9 (bis)	$REX_t^{aj,SW} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{EP_t} + D_{EP_t}^- \times \beta_{EP_t}^-) \times EP_t + \varepsilon_t$
n°13 (bis)	$REX_t^{aj,SW} = \alpha + (\gamma_M + D_M^- \times \gamma_M^-) \times R_{M,t} + \beta_{OR_t^{choc}} \times OR_t^{choc} + \beta_{OR_t^{12m}} \times D_{OR_t^{12m}}^- \times OR_t^{12m} + \beta_{OIL_t^{choc}} \times OIL_t^{choc} + \beta_{OIL_t^{12m}} \times D_{OIL_t^{12m}}^- \times OIL_t^{12m} + (\beta_{EP_t} + D_{EP_t}^- \times \beta_{EP_t}^-) \times EP_t + \varepsilon_t$

BIBLIOGRAPHIE

- Akella, S. R., et Greenbaum, S. (1992). Innovations in Interest Rates, Duration Transformation, and Bank Stock Returns. *Journal of Money, Credit and Banking*, 24(1), p. 27-42.
- Alexiou, C., et Sofoklis, V. (2009). Determinants of bank profitability: Evidence from the Greek banking sector. *Economic annals*, 54(182), p. 93-118.
- Allayannis, G., et Ofek, E. (2001). Exchange rate exposure, hedging, and the use of foreign currency derivatives. *Journal of international money and finance*, 20(2), p. 273-296.
- Allen, J., et Engert, W. (2007). Efficience et concurrence dans le secteur bancaire canadien. *Revue de la Banque du Canada*, été 2007, p. 37-50.
- Allen, J., et Liu, Y. (2007). Efficiency and economies of scale of large Canadian banks. *Canadian Journal of Economics*, 40(1), p. 225-244.
- Anthony, J. H., et Ramesh, K. (1992). Association between accounting performance measures and stock prices: A test of the life cycle hypothesis. *Journal of accounting and Economics*, 15(2), p. 203-227.
- Arugaslan, O., Edwards, E., et Samant, A. (2007). Risk-adjusted performance of international mutual funds. *Managerial Finance*, 34(1), p. 5-22.
- Arugaslan, O., et Samant, A. (2014). Evaluating S&P 500 Sector ETFs Using Risk-Adjusted Performance Measures. *Journal of Finance, Accounting et Management*, 5(1), p. 48-62.
- Athanasoglou, P. P., Brissimis, S. N., et Delis, M. D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. *Journal of international financial Markets, Institutions and Money*, 18(2), p. 121-136.
- Athanasoglou, P. P., Daniilidis, I., et Delis, M. D. (2014). Bank procyclicality and output: Issues and policies. *Journal of Economics and Business*, 72, p. 58-83.
- Atindéhou, R. B., et Gueyie, J. P. (2001). Canadian chartered banks' stock returns and exchange rate risk. *Management decision*, 39(4), p. 285-295.
- Bae, S. C. (1990). Interest rate changes and common stock returns of financial institutions: Revisited. *Journal of Financial Research*, 13(1), p. 71-79.
- Baur, D. G., et Lucey, B. M. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. *Financial Review*, 45(2), p. 217-229.

- Baur, D. G., et McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking & Finance*, 34(8), p. 1886-1898.
- Berger, A. N., Klapper, L. F., et Turk-Ariss, R. (2009). Bank competition and financial stability. *Journal of Financial Services Research*, 35(2), p. 99-118.
- Berger, A. N., et Udell, G. F. (2004). The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behavior. *Journal of financial intermediation*, 13(4), p. 458-495.
- Bernard, V. L. (1995). The Feltham-Ohlson Framework: Implications for Empiricists. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), p. 733-747.
- Bernanke, B. S., et Gertler, M. (1989), Agency costs, net worth, and business fluctuations. *The American Economic Review*, 79(1), p. 14-31.
- Beyhaghi, M., D'Souza, C., et Roberts, G. S. (2014). Funding advantage and market discipline in the Canadian banking sector. *Journal of Banking & Finance*, 48, p. 396-410.
- Belsley, D. A., Kuh, E., et Welsch, R. E. (2005). *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. Hoboken, John Wiley & Sons, coll. Wiley Series In Probability and Statistics, 302 p.
- Bhar, R., et Nikolova, B. (2009). Oil prices and equity returns in the BRIC countries. *The World Economy*, 32(7), p. 1036-1054.
- Bikker, J. A., et Haaf, K. (2002). Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry. *Journal of Banking & Finance*, 26(11), p. 2191-2214.
- Bikker, J. A., et Hu, H. (2002). Cyclical patterns in profits, provisioning and lending of banks and procyclicality of the new Basel capital requirements. *BNL Quarterly Review*, 55(221), p. 143-175.
- Bikker, J. A., et Metzmakers, P. A. (2005). Bank provisioning behaviour and procyclicality. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15(2), p. 141-157.
- Bikker, J. A., Spierdijk L., et Finnie P. (2006). *Misspecification of the Panzar-Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry*, document de travail n°114, Amsterdam, De Nederlandsche Bank.
- Bikker, J. A., Spierdijk, L., et Finnie, P. (2007). The impact of market structure, contestability and institutional environment on banking competition. *Tjalling C. Koopmans Institute Discussion Paper Series*, 7(29), p. 1-30.
- Blanchard, O. J. (1981). Output, the Stock Market, and Interest Rates. *The American Economic Review*, 71(1), p. 132-143.

- Bodnar, G. M., et Gentry, W. M. (1993). Exchange rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan, and the USA. *Journal of international Money and Finance*, 12(1), p. 29-45.
- Böhm, C. (2013). *Risk-adjusted performance and bank governance structures*, Berne, Peter Lang, coll. PL Academic Research, 194 p.
- Booth, J. R., et Officer, D. T. (1985). Expectations, interest rates, and commercial bank stocks. *Journal of Financial Research*, 8(1), p. 51-58.
- Bourke, P. (1989). Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North America and Australia. *Journal of Banking & Finance*, 13(1), p. 65-79.
- Boyd, J. H., Hu, J., et Jagannathan, R. (2005). The stock market's reaction to unemployment news: Why bad news is usually good for stocks. *The Journal of Finance*, 60(2), p. 649-672.
- Brean, D. J., Kryzanowski, L., et Roberts, G. S. (2011). Canada and the United States: Different roots, different routes to financial sector regulation. *Business History*, 53(2), p. 249-269.
- Bredin, D., Gavin, C., et O'Reilly, G. (2004). Foreign shocks and the volatility of the ISEQ. *Centre for Financial Markets working paper series, WP-04-05*, University College Dublin, Dublin.
- Brooks, M., et Tompkins, D. L. (2002). Mutual Funds' Risk Adjusted Performance. *Academy of Banking Studies Journal*, 1, p. 111-121.
- Calmès, C., et Liu, Y. (2009). Financial structure change and banking income: A Canada–US comparison. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(1), p. 128-139.
- Calmès, C., et Théoret, R. (2010). The impact of off-balance-sheet activities on banks returns: An application of the ARCH-M to Canadian data. *Journal of Banking & Finance*, 34(7), p. 1719-1728.
- Catarineu-Rabell, E., Jackson, P., et Tsomocos, D. P. (2005). Procyclicality and the new Basel Accord-banks' choice of loan rating system. *Economic Theory*, 26(3), p. 537-557.
- Chaban, M. (2009). Commodity currencies and equity flows. *Journal of International Money and Finance*, 28(5), p. 836-852.
- Chamberlain, T., et Khokhar, R. (2014). Canadian Stock Returns and the Term Structure of Interest Rates. *International Advances in Economic Research*, 20(4), p. 465-466.

- Choi, J. J., et Prasad, A. M. (1995). Exchange Risk Sensitivity and Its Determinants: A Firm and Industry Analysis of US Multinationals. *Financial Management*, 24(3), p. 77-88.
- Choi, J. J., et Elyasiani, E. (1997). Derivative exposure and the interest rate and exchange rate risks of US banks. *Journal of Financial Services Research*, 12(2-3), p. 267-286.
- Chow, E. H., Lee, W. Y., et Solt, M. E. (1997). The Exchange-Rate Risk Exposure of Asset Returns. *The Journal of Business*, 70(1), p. 105-23.
- Claessens, S., et Laeven, L. (2004). What Drives Bank Competition? Some International Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), p. 563-83.
- Claessens, S., et Laeven, L. (2005). Financial dependence, banking sector competition, and economic growth. *Journal of the European Economic Association*, 3(1), p. 179-207.
- Claeys, S., et Vander Vennet, R. (2008). Determinants of bank interest margins in Central and Eastern Europe: A comparison with the West. *Economic Systems*, 32(2), p. 197-216.
- Cole, R. A., Moshirian, F., et Wu, Q. (2008). Bank stock returns and economic growth. *Journal of Banking & Finance*, 32(6), p. 995-1007.
- Cong, R. G., Wei, Y. M., Jiao, J. L., et Fan, Y. (2008). Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China. *Energy Policy*, 36(9), p. 3544-3553.
- Cosandey, D., et Wolf, U. (2002). Avoiding pro-cyclicality. *Risk*, 15(10), p. S20-S22.
- Crawford, A., et Kasumovich, M. (1996). Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation? *Working paper*, 96-09. Banque du Canada, Ottawa.
- De Grauwe, P., et Moesen, W. (2009). Gains for all: a proposal for a common euro bond. *Intereconomics*, 44(3), p. 132-135.
- Delis, M. D., Koutsomanoli-Fillipaki, A., Staikouras, C. K., et Katerina, G. (2009). Evaluating cost and profit efficiency: a comparison of parametric and nonparametric methodologies. *Applied Financial Economics*, 19(3), p. 191-202.
- Demirgüç-Kunt, A., et Huizinga, H. (1999). Determinants of commercial bank interest margins and profitability: some international evidence. *The World Bank Economic Review*, 13(2), p. 379-408.

- Demirgüç-Kunt, A., et Huizinga, H. (2000). Financial structure and bank profitability. *World Bank Policy Research Working Papers*, 2430. The World Bank, Washington.
- Demirgüç-Kunt, A., et Levine, R. (1996). Stock Markets, Corporate Finance, and Economic Growth: An Overview. *World Bank Economic Review*, 10(2), p. 223-239.
- Dickey, D. A., et Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), p. 427-431.
- Dominguez, K. M., et Tesar, L. L. (2001). A re-examination of exchange rate exposure. *NBER Working Papers*, w8128. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Eleutherios, L. (2010). downsidevariance. A MATLAB file. [WWW document]. Récupéré le 7 mars 2015 de <http://www.mathworks.com/matlabcentral/fileexchange/27365-downside-variance>
- Ervin, W., et Wilde, T. (2001). Pro-cyclicality in the new Basel Accord. *Risk*, 14(10), p. 28-32.
- Fairfield, P. M., Whisenant, J. S., et Yohn, T. L. (2003). Accrued earnings and growth: Implications for future profitability and market mispricing. *The accounting review*, 78(1), p. 353-371.
- Fama, E. F., et French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2), p. 427-465.
- Farsio, F., et Fazel, S. (2013). The stock market/unemployment relationship in USA, China and Japan. *International Journal of Economics and Finance*, 5(3), p. 24-29.
- Feldmann, H. (2011). Stock markets and unemployment in industrial countries. *Applied Economics Letters*, 18(9), p. 845-849.
- Feldstein, M. (1980). Inflation and the Stock Market. *American Economic Review*, 70(5), p. 839-847.
- Ferson, W. E., et Harvey, C. R. (1994). Sources of risk and expected returns in global equity markets. *Journal of Banking & Finance*, 18(4), p. 775-803.
- Fiordelisi, F., et Molyneux, P. (2010). The determinants of shareholder value in European banking. *Journal of Banking & Finance*, 34(6), p. 1189-1200.
- Fiordelisi, F., Marques-Ibanez, D., et Molyneux, P. (2011). Efficiency and risk in European banking. *Journal of Banking & Finance*, 35(5), p. 1315-1326.

- Flannery, M. J. (1981). Market interest rates and commercial bank profitability: An empirical investigation. *The Journal of Finance*, 36(5), p. 1085-1101.
- Flannery, M. J., et James, C. M. (1984). The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions. *The Journal of Finance*, 39(4), p. 1141-1153.
- Franses, P. H., et Mees, H. (2011) Does news on real Chinese GDP growth impact stock markets? *Applied Financial Economics*, 21, p. 61-66.
- Fredriksson, A., et Moro, A. (2014). Bank–SMEs relationships and banks' risk-adjusted profitability. *Journal of Banking & Finance*, 41, p. 67-77.
- Gallizo, J. L., et Salvador, M. (2006). Share prices and accounting variables: a hierarchical Bayesian analysis. *Review of Accounting and Finance*, 5(3), p. 268-278.
- Giliberto, M. (1985). Interest rate sensitivity in the common stocks of financial intermediaries: A methodological note. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(01), p. 123-126.
- Giugliano, Ferdinando. (2015). Bank of Canada chief Stephen Poloz bemoans 'atrocious' oil slump. *Financial Times*. Récupéré le 4 avril 2015 de <http://www.ft.com/intl/cms/s/0/c1c131b8-d49b-11e4-8be800144feab7de.html#axzz3VrzK3hpN>
- Goddard, J., McKillop, D., et Wilson, J. O. (2008). The diversification and financial performance of US credit unions. *Journal of Banking & Finance*, 32(9), p. 1836-1849.
- Gottheil, F. (2013). *Principles of macroeconomics*, Mason, K.A. Espy, coll. Cengage Learnin, 436 p.
- Griffin, J. M., et Stulz, R. M. (2001). International competition and exchange rate shocks: a cross-country industry analysis of stock returns. *Review of Financial Studies*, 14(1), p. 215-241.
- Groenewold, N., et Paterson, J. E. (2013). Stock Prices and Exchange Rates in Australia: Are Commodity Prices the Missing Link?. *Australian Economic Papers*, 52(3-4), p. 159-170.
- Guidara, A., Soumaré, I., et Tchana, F. T. (2013). Banks' capital buffer, risk and performance in the Canadian banking system: Impact of business cycles and regulatory changes. *Journal of Banking & Finance*, 37(9), p. 3373-3387.
- Hagerman, R. L., Zmijewski, M. E., et Shah, P. (1984). The association between the magnitude of quarterly earnings forecast errors and risk-adjusted stock returns. *Journal of Accounting Research*, 22(2), p. 526-540.

- Haggart, B., Laurin, A., Kieley G., Wrobel M. G. (2001). Projet de loi c-8 : Loi constituant l'agence de la consommation en matière financière du Canada et modifiant certaines lois relatives aux institutions financières. *Parlement du Canada*. Récupéré le 12 mars 2015 de http://www.parl.gc.ca/About/Parliament/LegislativeSummaries/bills_ls.asp?ls=C8&Parl=37&Ses=1&Language=F
- Harvey, C. R. (1989). Forecasts of economic growth from the bond and stock markets. *Financial Analysts Journal*, 45(5), p. 38-45.
- Hassan, M. K. (2006). The X-efficiency in Islamic banks. *Islamic economic studies*, 13(2), p. 49-78.
- He, J., et Ng, L. K. (1998). The foreign exchange exposure of Japanese multinational corporations. *The Journal of Finance*, 53(2), p. 733-753.
- He, L. T., Myer, F. N., et Webb, J. R. (1996). The sensitivity of bank stock returns to real estate. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 12(2), p. 203-220.
- Hicks J. R. (1935), The Theory of Monopoly, *Econometrica*, 3(1), p. 1-20.
- Higgins, D., et Ng, B. (2009). Australian securitised property funds: an examination of their risk-adjusted performance. *Journal of Property Investment et Finance*, 27(4), p. 404-412.
- Hodrick, R. J., et Prescott, E. C. (1997). Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), p. 1-16.
- Hopkins, R. E., et Acton, M. J. (1999). Where does the return come from? Using the risk-adjusted performance measure in real estate. *Real Estate Finance*, 16, p. 23-30.
- Inghelbrecht, K., Bekaert, G., Baele, L., et Wei, M. (2013). Flights to safety. *NBER Working Papers, 19095*. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Jamal, A., et Quayes, S. (2008). Does inflation affect stock prices?. *Applied Economics Letters*, 15(10), p. 767-769.
- Jara-Bertin, M., Arias Moya, J., et Rodríguez Perales, A. (2014). Determinants of bank performance: evidence for Latin America. *Academia Revista Latinoamericana de Administración*, 27(2), p. 164-182.
- Jarque, C., et Bera, A. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International statistical review*, 55(2), p. 163-172.

- Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of finance*, 23(2), p. 389-416.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), p. 1551-80.
- Johnson, R., et Soenen, L. (2009). Commodity prices and stock market behavior in South American countries in the short run. *Emerging Markets Finance and Trade*, 45(4), p. 69-82.
- Jorion, P. (1990). The Exchange-Rate Exposure of US Multinationals. *The Journal of Business*, 63(3), p. 331-45.
- Kanas, A., Vasiliou, D., et Eriotis, N. (2012). Revisiting bank profitability: A semi-parametric approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), p. 990-1005.
- Kane, E. J., et Wilson, B. (2002). Regression evidence of safety-net support in Canada and the US, 1893–1992. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42(4), p. 649-671.
- Kane, E. J., et Unal, H. (1988). Change in market assessments of deposit-institution riskiness. *Journal of Financial Services Research*, 1(3), p. 207-229.
- Kashyap, A. K., et Stein, J. C. (2004). Cyclical implications of the Basel II capital standards. *Economic Perspectives – Federal Reserve Bank Of Chicago*, 28(1), p. 18-33.
- Knight, M. D. (2012). Surmounting the Financial Crisis: Contrasts between Canadian and American Banks First. *American Review of Canadian Studies*, 42(3), p. 311-320.
- Kordestani, G. R., et Roodneshin, H. (2006). Evaluation of Relevance of Cash Components. *Accounting Profit Accrual to Market Value of Firm, Studies of Accounting and Auditing*, 45, p. 45-68.
- Kumar, R., et Sopariwala, P. R. (1992). The effect of adoption of long-term performance plans on stock prices and accounting numbers. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(4), p. 561-573.
- Kutum, I., et Hussainey, K. (2014). Are Canadian Banks Ready for Basel III? *Accounting and Finance Research*, 3(3), p. 159-169.
- Kwan, S. H. (1991). Re-examination of interest rate sensitivity of commercial bank stock returns using a random coefficient model. *Journal of Financial Services Research*, 5(1), p. 61-76.

- Lai, A., et Solomon, R. (2008). Ownership concentration and competition in banking markets. *Banks and Bank Systems International Research Journal*, 3(4), p. 16-28.
- Levine, R., et Zervos, S. (1996). Stock market development and long-run growth. *The World Bank Economic Review*, 10(2), p. 323-339.
- Levine, R., et Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 88(3), p. 537-558.
- Levine, R. (2005). Finance and growth: theory and evidence. *Handbook of economic growth*, 1, p. 865-934.
- Liew, J., et Vassalou, M. (2000). Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?. *Journal of Financial Economics*, 57(2), p. 221-245.
- Lima, F. G., Junior, S. C. D. C., Júnior, T. P., et Gaio, L. E. (2014). Performance of the different RAROC models and their relation with the creation of economic value. A study of the largest banks operating in Brazil. *Contaduría y Administración*, 59(4), p. 87-104.
- Lucas, R.E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, p. 3-42.
- Ljung, G. M., et Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), p. 297-303.
- Madura, J., et Zarruk, E. R. (1995). Bank exposure to interest rate risk: A global perspective. *Journal of Financial Research*, 18(1), p. 1-13.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The journal of finance*, 7(1), p. 77-91.
- McQueen, G., et Roley, V. V. (1993). Stock prices, news, and business conditions. *Review of financial studies*, 6(3), p. 683-707.
- Meier, G.M., Seers, D. (1984). *Pioneers in Development*. Oxford University Press, New York.
- Miller, M. H. (1998). Financial markets and economic growth. *Journal of Applied Corporate Finance*, 11(3), p. 8-15.
- Milne, A., et Onorato, M. (2012). Risk-Adjusted Measures of Value Creation in Financial Institutions. *European Financial Management*, 18(4), p. 578-601.
- Modigliani, F., et Modigliani, L. (1997). Risk-adjusted performance. *The Journal of Portfolio Management*, 23(2), p. 45-54.

- Molyneux, P., et Thornton, J. (1992). Determinants of European bank profitability: A note. *Journal of Banking & Finance*, 16(6), p. 1173-1178.
- Moss, J. D., et Moss, G. J. (2010). Variables Explaining Bank Stock Prices. *Journal of Applied Business Research*, 26(4), p. 9-12.
- Nath Sahu, T., Bandopadhyay, K., et Mondal, D. (2014). An empirical study on the dynamic relationship between oil prices and Indian stock market. *Managerial Finance*, 40(2), p. 200-215.
- Nathan, A., et Neave, E. H. (1989). Competition and Contestability in Canada's Financial System: Empirical Results. *Canadian Journal of Economics*, 22(3), p. 576-94.
- Neely, M. C., et Wheelock, D. C. (1997). Why does bank performance vary across states?. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, (Mar), p. 27-40.
- Newey, W. K., et West, K. D. (1987). Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation. *International Economic Review*, 28(3), p. 777-787.
- Newey, W. K., et West, K. D. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *The Review of Economic Studies*, 61(4), p. 631-653.
- Nwosa, P. I. (2014). Oil prices and stock market price in Nigeria. *OPEC Energy Review*, 38(1), p. 59-74.
- Okun, A. M. (1962), « Potential Output: Its Measurement and Significance », dans *Proceedings of the Business and Economic Section*, American Statistical Association, Washington, p. 98-104.
- Orphanides, A. (1992). When Good News Is Bad News: Macroeconomic News and the Stock Market. *Working paper*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C.
- Osuagwu, E. S. (2014). Determinants of Bank Profitability in Nigeria. *International Journal of Economics and Finance*, 6(12), p. 46-63.
- Park, J., et Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy Economics*, 30(5), p. 2587-2608.
- Panzar, J. C., et Rosse, J. N. (1987). Testing for "Monopoly" Equilibrium. *Journal of Industrial Economics*, 35(4), p. 443-56.
- Poghosyan, T. et Hesse, H. (2009). Oil prices and bank profitability: evidence from major oil-exporting countries in the Middle East and North Africa. *IMF Working Paper*, 09/220, Fonds Monétaire International, Genève.

- Rachdi, H. (2013). What determines the profitability of banks during and before the international financial crisis? Evidence from Tunisia. *International Journal*, 2(4), p.330-337.
- Ratnovski, L., et Huang, R. (2009). Why are Canadian banks more resilient?. *IMF working papers*, p. 1-19.
- Rey, W. J. (1983). *Introduction to robust and quasi-robust statistical methods*. New York, Springer, coll. Universitext, 238 p.
- Rhoades S. A., et Rutz R. D. (1982), Market power and firm risk – A test of the "Quiet Life" Hypothesis, *Journal of Monetary Economics*, (9), p. 73-85.
- Robinson, J., 1952, « The generalization of the general theory » dans *The rate of interest and other essays*, MacMillan, London, p. 67-142.
- Rodriguez, A. E., et Shapiro, S. J. (2008). Risk-adjusted performance as a rigorous approach to removing subjectivity from expert assessments of suitability. *Journal of Business Valuation and Economic Loss Analysis*, 2(2), article 3, p.1-15.
- Roy, J., Turk-Ariss, R., et Redjah, Y. (2011). « Why is the Canadian Banking Sector so Remarkably Stable? – A Comparative Analysis with the US », dans *Managing Risk in the Financial System*, John Raymond LaBrosse, Rodrigo Olivares-Caminal and Dalvinder Singh (dir.), Camberley Surrey, coll. Edward Elgar, p. 81-92.
- Roy, J. (2013). *Faut-il s'inquiéter de la santé des banques canadiennes?*. Manuscrit non publié.
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5), p. 449-469.
- Saeidi, P., et Okhli, A. (2012). Studying the effect of assets return rate on stock price of the companies accepted in Tehran stock exchange. *Business and Economic Horizons*, 8(2), p. 12-22.
- Saita, F. (2010). *Value at Risk and Bank Capital Management: Risk Adjusted Performances, Capital Management and Capital Allocation Decision Making*, London, Academic Press, coll. Advanced Finance Series, 259 p.
- Scholz, H., et Wilkens, M. (2005). A Jigsaw Puzzle of Basic Risk-Adjusted Performance Measures. *The Journal of Performance Measurement*, 9(3), p. 57-64.
- Shaffer, S. (1993). A Test of Competition in Canadian Banking. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(1), p. 49-61.

- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), p. 425-442.
- Sharpe, W. F. (1965). Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*, 39, p. 119-138.
- Short, B. K. (1979). The relation between commercial bank profit rates and banking concentration in Canada, Western Europe, and Japan. *Journal of Banking & Finance*, 3(3), p. 209-219.
- Simonson, D. G., Stowe, J. D., et Watson, C. J. (1983). A canonical correlation analysis of commercial bank asset/liability structures. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 18(01), p. 125-140.
- Statman, M. (2000). Socially responsible mutual funds (corrected). *Financial Analysts Journal*, 56(3), p. 30-39.
- Sweeney, R. J., et Warga, A. D. (1986). The Pricing of Interest-Rate Risk: Evidence from the Stock Market. *The Journal of Finance*, 41(2), p. 393-410.
- Tai, C. S. (2000). Time-varying market, interest rate, and exchange rate risk premia in the US commercial bank stock returns. *Journal of Multinational Financial Management*, 10(3), p. 397-420.
- Tai, C. S. (2005). Asymmetric currency exposure of US bank stock returns. *Journal of Multinational Financial Management*, 15(4), p. 455-472.
- The Heritage Foundation (2015). *Index of Economic Freedom – Canada*, The Heritage Foundation. Récupéré le 13 février 2015 de <http://www.heritage.org/index/country/canada#>
- Treynor, J. L. (1965). How to rate management of investment funds. *Harvard Business Review*, 43(1), p. 63-75.
- Vassalou, M. (2003). News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns. *Journal of financial economics*, 68(1), p. 47-73.
- Vayanos, D. (2004). Flight to quality, flight to liquidity, and the pricing of risk. *NBER Working Papers*, w10327. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Veronesi, P. (1999). Stock market overreactions to bad news in good times: a rational expectations equilibrium model. *Review of Financial Studies*, 12(5), p. 975-1007.
- Wagster, J. D. (2012). Canadian bank capital during the Great Depression of the 1930s: A comparison to the Basel III requirements. *Journal of Banking Regulation*, 13(2), p. 89-98.

Yin, H., et Yang, J. (2013). The Sensitivity of Non-US Bank Stock Returns to Changes of US Monetary Policy. *Journal of Applied Finance & Banking*, 3(6), p. 25-43.

Yin, H., Yang, J., et Handorf, W. C. (2010). State dependency of bank stock reaction to federal funds rate target changes. *Journal of Financial Research*, 33(3), p. 289-315.

Zapata, H. O., Detre, J. D., et Hanabuchi, T. (2012). Historical Performance of Commodity and Stock Markets. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 44(03), p. 339-357.

(2012). Le système financier canadien. *Banque du Canada*. Récupéré le 15 mars 2015 de http://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/11/systeme_financier_canadien.pdf