

HEC MONTRÉAL

**L'impact du phénomène *too big to fail* sur la performance boursière des grandes banques
américaines**

par

Simone Arel

Sciences de la gestion

(Option Économie financière appliquée)

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

Août 2018

© Simone Arel, 2018

Sommaire

Notre étude s'intéresse à la performance boursière des huit plus grandes banques américaines lors de crises financières majeures survenues de 1985 à 2015. À l'aide d'un modèle économétrique inspiré des travaux de Stone (1974), nous tentons d'expliquer le rendement d'un indice constitué des actions des banques américaines considérées comme étant d'importance systémique avec un indice de marché et un indice de taux d'intérêt à long terme. Comme proposé par Modigliani (1997), nous effectuons aussi un ajustement pour le risque total et systématique sur notre variable dépendante. Nous avons ajouté au modèle initial des variables de contrôle qui, fort probablement, sont susceptibles d'influencer la performance bancaire. Celles-ci reflètent le cycle économique, le cours du pétrole ainsi que le prix de l'or. De plus, des spécifications supplémentaires ont été estimées à l'aide de proxys alternatifs pour le cycle économique ainsi que les taux d'intérêt.

Nos travaux visent essentiellement à analyser l'impact du phénomène *too big to fail* (TBTF) sur le comportement des investisseurs. En effet, les détenteurs de ces titres bénéficient d'une protection implicite de la part du gouvernement américain, puisqu'en période de crise, ce dernier n'hésite pas à renflouer les banques majeures pour ainsi éviter les dommages collatéraux qui découleraient d'une faillite. Nous postulons que ces actions pourraient attirer à court terme les investisseurs : ces titres serviraient alors de valeurs refuges, ou *flight to safety*, en période de forte turbulence boursière. Ce phénomène se traduirait donc par l'altération de la corrélation habituellement positive entre les titres bancaires et le marché boursier.

Ainsi, nous transposons les épisodes de refuge du marché obligataire identifiés par Baele et al. (2013) au marché bancaire, soit le krach d'octobre 1987, la crise russe ainsi que l'effondrement de la banque d'investissement Lehman Brothers. Comme suggéré par Brocato et Smith (2012), une variable d'interaction qui combine l'évènement de crise avec l'indice de marché nous permet d'identifier un tel afflux financier. Nos résultats suggèrent qu'il existe un co-mouvement négatif entre l'indice S&P 500 et notre indice *too big to fail*, ce qui nous permet ainsi de démontrer l'existence d'épisodes de refuge vers le marché bancaire. Si notre relation tient pour chaque spécification estimée à l'aide de différents proxys pour le cycle économique, celle-ci n'est pas robuste à l'utilisation d'un proxy alternatif pour les taux d'intérêt.

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|--|-----------|
| Sommaire | i |
| Table des matières | ii |
| Remerciements | iv |
| 1 Introduction | 1 |
| 2 Revue de littérature..... | 5 |
| 2.1 Description de l'environnement bancaire américain..... | 5 |
| 2.1.1 Règlementation du système financier | 5 |
| 2.1.2 Exigences en matière de capital | 7 |
| 2.2 Croissance et implication..... | 8 |
| 2.2.1 Concentration | 9 |
| 2.2.3 Performance | 10 |
| 2.3 Relation risque/rendement | 11 |
| 2.3.1 Rendements sur investissement | 11 |
| 2.3.2 Risque systématique | 12 |
| 2.3.3 Activités non traditionnelles | 13 |
| 2.4 Perception par le marché..... | 15 |
| 2.4.1 Différentiel de coûts de financement | 15 |
| 2.5 Facteurs macroéconomiques | 16 |
| 2.5.1 Taux d'intérêt..... | 18 |
| 2.5.2 Taux de chômage | 19 |
| 2.5.3 Taux de change | 20 |
| 2.5.4 Matières premières..... | 21 |
| 2.6 Mesures de performance | 22 |
| 2.6.1 Mesures brutes | 22 |
| 2.6.2 Mesures ajustées pour le risque | 24 |
| 3 Hypothèses de recherche | 27 |
| 3.1 Épisodes de refuge et définition de la question de recherche..... | 27 |
| 3.2 Hypothèses principales | 31 |
| 3.3 Autres variables..... | 31 |
| 3.3.1 Cycle économique..... | 31 |
| 3.3.2 Prix du baril | 34 |
| 3.3.3 Or | 35 |
| 3.3.4 Taux d'intérêt..... | 36 |
| 3.4 Hypothèses secondaires | 37 |
| 4 Démarche méthodologique | 38 |
| 4.1 Modèle économétrique initial..... | 38 |
| 4.2 Données | 39 |
| 4.3 Inclusion des variables au modèle | 41 |
| 4.3.1 S&P 500..... | 41 |
| 4.3.2 Taux de chômage | 42 |

| | |
|--|-----------|
| 4.3.3 Production industrielle | 42 |
| 4.3.4 Taux de change | 42 |
| 4.3.5 Écart de crédit corporatif | 43 |
| 4.3.6 Taux d'intérêt..... | 43 |
| 4.3.7 Prix du baril | 44 |
| 4.3.8 Prix de l'or | 45 |
| 4.4 Mesure de rendement | 45 |
| 4.4.1 Mesure de performance ajustée pour le risque | 45 |
| 4.5 Modèle économétrique final..... | 48 |
| | |
| 5 Résultats | 49 |
| 5.1 Résultats préliminaires | 49 |
| 5.2 Analyse statistique..... | 53 |
| 5.2.1 Multicolinéarité..... | 53 |
| 5.2.2 Hétéroscédasticité | 54 |
| 5.2.3 Stationnarité | 55 |
| 5.3 Estimation des équations | 55 |
| 5.3.1 Régression principale..... | 55 |
| 5.3.2 Tests de robustesse..... | 61 |
| | |
| 6 Conclusion..... | 63 |
| | |
| ANNEXES..... | 66 |
| A. Description des crises | 66 |
| B. Facteurs de variance gonflée des régresseurs..... | 67 |
| C. Spécifications générales et alternatives du modèle | 68 |
| D. Estimations des spécifications alternatives des modèles 1 à 3 | 69 |
| | |
| Bibliographie..... | 84 |

Remerciements

Je tiens d'abord à remercier mon directeur, professeur Jean Roy, ainsi que ma co-directrice, professeure Pascale Valéry, pour le temps qu'ils m'ont consacré. Merci de m'avoir si bien guidée dans la réalisation de ce mémoire.

J'aimerais adresser mes remerciements les plus sincères à mes parents et amis proches pour leurs judicieux conseils lors de ma rédaction. Elisabeth et Karine, merci de m'avoir accompagnée et encouragée tout au long de mon parcours aux cycles supérieurs. Je souhaite également remercier mon copain Guillaume pour sa compréhension, sa présence et son support moral.

1 Introduction

La performance et la stabilité du marché bancaire américain suscitent de nombreuses interrogations suite à la crise bancaire qui a talonné la crise des subprimes de 2007. L'ère de consolidation des années 80 et 90 suivant la période de dérégulation financière a profondément perturbé l'industrie bancaire qui s'est métamorphosée en devenant particulièrement concentrée (Rhoades, 2000), plus compétitive (Stiroh et Strahan, 2003) et disposant d'une liberté d'action accrue.

Un consensus émane de la littérature qui porte sur la performance bancaire américaine: suite à la dérégulation financière, les institutions majeures performant mieux sur une base comptable comparativement à celles de plus petite taille. En effet, les institutions bancaires majeures américaines ont devancé les plus petites en terme d'efficacité productive (c.-à-d. leur capacité à transformer les intrants en extrants, Berger, Demsetz et Strahan, 1999), de performance (mesurée en terme de profits et de coûts, Stiroh et Strahan, 2003) et de potentiel de rendement sur investissements (Berger et Mester, 2003).

À l'opposé, Gandhi et Lustig (2015) démontrent qu'en général, les plus grandes banques commerciales américaines affichent des rendements boursiers ajustés pour le risque inférieurs à celles de taille moyenne ou petite (en terme d'actifs). Selon eux, cet effet de taille asymétrique est différent de l'effet attribué à la capitalisation boursière. Ils avancent que la protection implicite des autorités publiques exerce une pression à la baisse sur la prime de risque des plus grandes banques (Gandhi et Lustig, 2015). On remarque en effet que la transformation de l'industrie semble avoir encouragé le phénomène *too big to fail* (TBTF) en accentuant le caractère systémique des opérations financières.

Par ailleurs, une firme est considérée TBTF si elle peut menacer la stabilité du système financier à cause de sa complexité, sa taille et son interdépendance avec les autres joueurs. L'usage du filet de sécurité aux banques identifiées comme étant TBTF permet de sauver l'économie de conséquences possiblement désastreuses, mais comporte néanmoins de nombreux problèmes à long terme. Ben Bernanke, président de la Réserve fédérale des États-Unis durant la crise de

2007, suggère que ces banques sont sujettes à un traitement favorable non seulement de la part des régulateurs, mais aussi des marchés (Bernanke, 2010). Le phénomène créerait selon lui une concurrence déloyale entre les participants. Tout comme pour l'assurance dépôt, l'aléa moral peut découler des firmes TBTF et ainsi affaiblir la discipline de marché.

D'ailleurs, Ueda et di Mauro (2011) montrent que les notations de crédit des banques TBTF ont grimpé suite à la confirmation des rumeurs de renflouement. De plus, des primes évaluées à 15 milliards de dollars américains ont été déboursées par les institutions financières simplement pour atteindre le seuil d'importance systématique et ainsi être perçues comme étant TBTF (Brewer et Jagtiani, 2013). Alors que Bertay et al. (2013) évoquent une discipline de marché accrue lorsqu'elles souhaitent obtenir du financement, Acharya et Anginer (2016) concluent plutôt que les titres obligataires des grandes banques américaines se montrent insensibles à une variation de risque. S'il peut être avantageux pour les institutions financières d'être considérées TBTF, les investisseurs peuvent eux aussi avoir intérêt à faire affaire avec ces banques puisqu'elles bénéficient du soutien des fonds publics.

De plus, lors d'une période de forte turbulence économique, les investisseurs deviennent plus réticents à prendre des risques et requièrent donc des primes de risque supérieures, ce qui met une pression à la baisse sur le prix des actifs risqués. Leur motif est simple: se dégager le plus rapidement possible des actifs risqués en les substituant pour des actifs sécuritaires, d'où l'expression *flight to safety* (FTS, ou fuite vers la sécurité). Ainsi, si les investisseurs perçoivent cette garantie implicite de la part du gouvernement sur un petit nombre d'institutions financières, ils pourraient en profiter pour se ruer sur ces titres précisément lors de crises financières - ou du moins éviter de s'en départir, - contrairement au reste du marché boursier américain.

À la lumière des observations qui précèdent, nous postulons que les titres financiers des banques américaines majeures pourraient être considérés comme valeur refuge par les investisseurs, et ce spécifiquement en période de crise sur les marchés boursiers. Ce travail nous permettra alors de confirmer ou d'infirmer notre hypothèse de recherche qui se lit comme suit : lors de période de crise financière, il existe un co-mouvement négatif entre le rendement boursier des banques TBTF et l'indice de marché. Nos résultats sont en faveur d'un co-mouvement négatif entre les

rendements bancaires et le marché américain en période de crise financière, alors que la corrélation long terme est plutôt stable et positive.

Nos lectures montrent clairement que les épisodes de refuge étudiés portent essentiellement sur le marché obligataire (Longstaff, 2004; Baele et al., 2013; Brocato et Smith, 2012) ou bien le marché de l'or (Baur et Lucey, 2009; Boscaljon et Clark, 2013). Les épisodes de refuge vis-à-vis des banques américaines d'importance systémique n'ont pas été analysés à notre connaissance.

Notre travail de recherche portera sur la période allant de 1985¹ à 2015 et l'analyse empirique est basée sur des données de marché et macroéconomiques américaines. Nous nous penchons sur trois crises boursières² identifiées par Baele et al., (2013) dans leurs travaux sur les épisodes de refuge pour tenter de démontrer un tel phénomène: le krach d'octobre 1987, la crise russe ainsi que l'effondrement de la banque d'investissement Lehman Brothers.

Notre démarche méthodologique s'inspire des travaux de Brocato et Smith (2012), qui estiment la corrélation entre un proxy pour le marché des obligations gouvernementales (les valeurs refuge des auteurs) avec l'indicateur qui représente le mieux le marché des actions américaines: l'indice S&P 500. Nous substituons leur indice obligataire par un indice construit selon la capitalisation boursière des huit banques identifiées comme étant d'importance systémique par le *Financial Stability Board* (FSB), ce qui suggère un afflux financier de l'un à l'autre en estimant le coefficient de corrélation entre les deux indices.

Notre variable dépendante représente donc la performance boursière de ces huit banques disposant d'une protection implicite de la part du gouvernement américain. Le portefeuille bancaire a été pondéré selon la capitalisation boursière historique des institutions financières. Aussi, nous nous concentrons sur le changement dans la valeur du portefeuille construit afin de mesurer la performance bancaire dans une première spécification, puisque les gestionnaires de

¹ 1985 est aussi l'année choisie par Fabien Coraboeuf dans son étude intitulée «Dans quelles circonstances macroéconomiques les grandes banques canadiennes surperforment-elles l'indice composé S&P/TSX ?». Une étude qui nous a inspiré pour mener notre recherche.

² Notons que nous ne distinguons pas les crises boursières des crises bancaires ou monétaires. Ce qui importe ici est davantage leur impact sur les marchés boursiers - c'est pourquoi nous emploierons le terme général crise financière ci-après.

portefeuilles s'y basent pour évaluer le succès de leurs investissements. D'ailleurs, ceux-ci n'hésitent pas à ajuster le rendement selon le risque encouru pour y parvenir. À cet effet, nous évaluons préliminairement la performance ajustée pour le risque total à l'aide de la méthode de «risk matching» proposée par Modigliani et Modigliani (1997) qu'ils nomment *risk-adjusted performance* (RAP).

Ensuite, comme le proposent Scholz et Wilkens (2005), nous évaluons la performance boursière en corrigeant seulement pour le risque systématique. Ces auteurs avancent qu'il n'est pas pertinent de considérer le risque total, puisque l'investisseur moyen diversifie ses actifs et se départit ainsi du risque idiosyncratique. Ceux-ci appellent cette méthode *market risk-adjusted performance* (MRAP). Ainsi, les mesures RAP et MRAP nous servent non seulement à évaluer la performance globale de façon préliminaire, mais sont aussi régressées sous différents modèles afin de tester notre hypothèse principale. D'ailleurs, nos résultats sont robustes à l'ajustement RAP seulement.

Quant au modèle économétrique, le modèle à deux indices de Stone (1974) s'avère pertinent puisqu'il établit la relation entre les taux d'intérêt, les marchés boursiers, ainsi que les rendements d'un titre. En outre, Lyngé et Zumwalt (1980) ainsi que Lloyd et Shick (1977) testent empiriquement la validité du modèle de Stone (1974) en expliquant le rendement des banques commerciales américaines en fonction d'un indice de dette ainsi qu'un indice d'actions. Puisque les rendements bancaires varient aussi selon divers facteurs macroéconomiques, des variables de contrôle ont été ajoutées au modèle de base: une variable représentant le cycle économique, un proxy pour le prix du pétrole ainsi qu'un proxy pour l'or sont inclus dans toutes les spécifications du modèle.

La suite de notre démarche s'articule comme suit :

Dans un premier temps, nous pourrions constater, à partir de notre revue de littérature, que l'histoire récente de l'environnement bancaire américain a su jeter les bases du système financier actuel. Nous verrons l'influence de la croissance du système sur la performance bancaire ainsi que l'évolution de la relation risque/rendement qui en découle. Bref, la perception d'une

protection implicite de la part des investisseurs sera ensuite exposée via les différents coûts de financement entre les institutions financières. Par la suite, les facteurs macroéconomiques qui influencent la performance bancaire seront développés. Notre revue de littérature présentera différentes mesures de performance adoptées dans le domaine de la finance.

Nous présenterons les hypothèses de recherche ainsi que la question de recherche portant sur les épisodes de refuge. Notre hypothèse principale s'appuiera sur le coefficient d'une variable d'interaction qui combine à la fois une variable dichotomique (indiquant l'épisode de crise) et un indice du marché, tel que proposé par Brocato et Smith (2012). De plus, nous utiliserons un cadre méthodologique afin d'évaluer la performance boursière de l'indice constitué des huit banques d'importance systémique aux États-Unis. Ensuite, une description des données manipulées et des proxys choisis sera présentée. Notre mesure de performance ajustée pour le risque total et systématique sera exposée et une brève description du modèle économétrique final s'en suivra.

Dans un troisième temps, les résultats préliminaires seront divulgués et l'analyse statistique en découlera sous la forme d'une discussion sur les propriétés de l'échantillon. Finalement, nous estimerons la régression principale à l'aide de trois différents modèles (avec la variable dépendante sans ajustement, ajustée pour le risque total et ajustée pour le risque systématique) et substituerons des proxys alternatifs (pour les taux d'intérêt ainsi que pour le cycle économique) sous différentes spécifications à titre de tests de robustesse.

2 Revue de littérature

2.1 Description de l'environnement bancaire américain

2.1.1 Règlementation du système financier

Contrairement au Canada, les États-Unis ont un système législatif hautement fragmenté qui régule certaines banques au niveau étatique et d'autres au niveau fédéral. Cependant, chacune est chapeauté par au moins un superviseur fédéral. De plus, la plupart des banques américaines sont contrôlées par des sociétés de portefeuille bancaires (BHC), qui sont requises de s'enregistrer auprès du Conseil des Gouverneurs de la Fed. Ce dernier est chargé de superviser et de

règlementer les opérations des sociétés, tel qu'établir les normes de fonds propres ainsi que d'approuver les fusions et acquisitions. Puisque Bordo (1995) suggère que l'environnement législatif et réglementaire détermine précisément la stabilité et l'efficacité d'un système bancaire, une brève revue de l'histoire réglementaire pertinente au reste de l'analyse est présentée dans cette section.

Introduit en 1927, *Le McFadden Act* interdisait autrefois aux banques américaines d'œuvrer dans plus d'un État à la fois. Cette loi avait comme objectif de favoriser l'égalité de concurrence entre les banques nationales et les banques à charte dont les activités étaient restreintes à cause de la réglementation propre au territoire couvert par l'État. Les petites banques les moins efficaces ont donc été protégées à cause des barrières à l'entrée (Jayaratne et Strahan, 1996; Kroszner et Strahan, 1999; Stiroh et Strahan, 2003). Selon Bordo (1995), cette interdiction a empêché les banques de diversifier adéquatement leurs portefeuilles sur une base géographique, ce qui a contribué aux nombreuses faillites bancaires durant la Grande Dépression.

Dans le cadre de l'implantation du *Banking Act* de 1933, l'adoption du *Glass-Steagall Act* met en place une séparation des banques selon leur champ d'activité: les banques devaient œuvrer dès lors dans l'investissement ou bien dans les services bancaires au commercial. Par le fait même, le système d'assurance dépôt a été instauré avec cette loi.

Kozner et Strahan (1999) suggèrent que l'émergence de technologies dans le milieu bancaire peut avoir encouragé l'élimination des barrières en changeant la nature des échanges. L'introduction de guichets automatiques à la fin des années 70 ainsi que la popularité des fonds communs de placement ont ainsi augmenté l'intensité concurrentielle dans le marché des dépôts (Stiroh & Strahan, 2003). À cause des technologies de l'information, les connaissances spécialisées détenues par les banquiers locaux ont perdu de leur valeur. Par conséquent, la volonté de protéger les banques a laissé place à une volonté d'expansion (Stiroh & Strahan, 2003).

Les années 1980 sont caractérisées comme une période de dérégulation financière, notamment puisque la Fed s'est emparée d'un plus grand contrôle sur les politiques monétaires avec le *Monetary Control Act*, et puisque Reagan a par la suite fait tomber les plafonds sur les taux

d'intérêt octroyés sur les dépôts. La dérégulation a aussi bousculé les limites géographiques autrefois imposées: avec le *Riegle-Neal Interstate Banking and Branching Efficiency Act* (IBBEA) de 1994, différentes succursales pouvaient dès lors fusionner à travers les États américains. L'adoption de cette loi a contribué à la consolidation accélérée de l'industrie bancaire puisqu'elle a aboli les restrictions imposées par le *McFadden Act*. Effectivement, elle explique principalement la raison pour laquelle le nombre de banques américaines a chuté de 14 483 en 1984 à 8563 en 1999. Ensuite, le *Gramm-Leach-Bliley Act* a été signé en 1999 dans le but de retrancher les restrictions imposées sur le type d'activité bancaire. Ainsi, l'adoption de cette loi a abrogé le *Glass-Steagall Act* et a rompu la séparation entre les secteurs d'assurance et d'investissements. En seulement 18 ans, le système bancaire américain a connu environ 8000 fusions, pour une valeur totale frôlant 2,4 trillions d'actifs transigés (Rhoades, 2000). Si les banques les plus profitables détenaient autrefois la moitié des actifs bancaires, celles-ci ont acquis plus de 70% des actifs de l'industrie suite aux changements réglementaires. D'ailleurs, le *Gramm-Leach-Bliley Act* a été pointé du doigt lors de la crise financière de 2007-2008. La plus grande liberté octroyée aux banques a encouragé les fusions et a ainsi renforcé le phénomène TBTF.

Proposée initialement par l'administration Obama suite à la crise économique mondiale amorcée en 2007, la loi *Dodd-Frank* a été adoptée en 2010. Celle-ci est caractérisée comme étant la plus grande révision législative de la réglementation des services financiers depuis les années 30 puisqu'elle a apporté des changements majeurs au cadre réglementaire des banques américaines (Global Legal Insights, 2017). La loi vise principalement à promouvoir la stabilité financière du pays, la transparence du système financier et ainsi atténuer la protection implicite dont bénéficient les institutions d'importance systémique.

2.1.2 Exigences en matière de capital

Les sociétés de portefeuille bancaires américaines doivent se conformer aux standards adoptés par le Comité de Bâle. Une version révisée a été adoptée en 2013 par les autorités réglementaires pour mettre en oeuvre la réforme de Bâle III, et ce cadre de capital révisé s'applique particulièrement pour les institutions ayant plus d'un milliard d'actifs consolidés.

En tirant une leçon de la plus récente crise, la Fed a réorienté son programme et créé le Comité pour la Coordination et la Supervision des Grandes Institutions (LISCC), chargé de superviser les plus importantes institutions financières nationales et étrangères du pays. Aussi, en plus de respecter les seuils de capital minimaux, les huit institutions bancaires nationales catégorisées comme d'importance systémique (soit les *Global Systemically Important Banks*, (G-SIBs)) doivent respecter des exigences supplémentaires en matière de fonds propres, de liquidité ainsi qu'en matière de levier financier. Sous le *Comprehensive Capital Analysis and Review* (CCAR) de la Fed, ces sociétés sont également soumises à des «stress tests» biannuels ainsi qu'à des tests de supervision annuels.

De telles modifications dans l'environnement réglementaire ainsi que dans la structure de marché comportent de nombreuses implications au niveau de la performance d'une industrie par rapport aux prix, à la qualité des services offerts ainsi qu'à l'efficacité de production (Rhoades, 2000). Les sections suivantes proposent de mettre en évidence les caractéristiques intrinsèques du marché bancaire américain qui ont sans doute influencé sa performance de 1985 à 2017 telles la concentration et la croissance du marché. Ensuite, la section 4 décrit le comportement des marchés financiers pour ainsi comprendre la perception des investisseurs. Les facteurs macroéconomiques pertinents à l'analyse sont ensuite présentés dans la section 5 et la dernière section conclut sur différents indicateurs mesurant la performance.

2.2 Croissance et implication

Entre 1984 et 2001, les actifs bruts du secteur bancaire ont augmenté de 3% par année en moyenne (Berger, 2002). Par contre, le secteur financier a connu une croissance accélérée juste avant la crise de 2007-2008, et ce entre autres avec l'émergence de la finance fantôme: cette dernière caractérise les acteurs autres que les banques qui contribuent à l'intermédiation financière. Même si ces institutions ne détiennent pas de licence bancaire et ne sont pas chapeautées par les agences de réglementation qui s'occupent habituellement du système bancaire, celles-ci représentent une source potentielle de risque systémique (Adrian et Ashcraft,

2012) tout en renforçant la concurrence du secteur des services financiers (Antill, Hou, & Sarkar, 2014).

2.2.1 Concentration

Selon le paradigme structure-comportement-performance (SCP) (Mason, 1939 et Bain, 1956) à la base de l'économie industrielle américaine, l'environnement concurrentiel et structurel influence le comportement de la firme, qui à son tour a des répercussions sur la performance. En effet, la structure statique, c'est-à-dire le nombre de joueurs ainsi que la distribution de leur taille, déterminera leur comportement (donc leur prise de risque et leur rendement). Selon ce paradigme, un marché hautement concentré fera émerger un comportement collusif de la part des grandes banques. Par conséquent, celles-ci performeront mieux (Bikker et Haaf, 2002).

Les mesures de concentration cumulatives ou sommaires incorporent la totalité de la distribution des banques, c.-à-d. qu'un changement structurel influence la valeur de concentration, et ce indifféremment de la taille de la banque. L'index Herfindahl demeure le plus populaire dans la littérature, et sert même de référence aux États-Unis dans les directives du ministère de la Justice en matière de fusions et d'acquisitions, et par rapport à l'élaboration des lois antitrust. Rhoades (1995) suggère par ailleurs que la principale limite de l'indice est qu'elle ne reflète pas l'inégalité des parts de marchés détenues par les firmes. En effet, la théorie économique et la théorie des jeux suggèrent que cette inégalité doit être prise en considération afin d'évaluer correctement le comportement stratégique des joueurs. D'un autre côté, Hart (1975) critique cette mesure. Il considère que la sensibilité de l'indice suite à l'entrée ou la sortie d'une petite banque est supérieure à la sensibilité de la variation de concentration réelle, qui est négligeable.

Selon Bikker et Haaf (2002), ce sont les plus gros joueurs qui déterminent le comportement de marché. En effet, leurs résultats suggèrent que le modèle conventionnel qui rassemble de trois à dix joueurs reflète mieux la concentration que l'indice d'Herfindahl. Ce dernier prend la somme du carré des parts de marché de chaque firme, alors que la mesure discrète du ratio de concentration CR ne considère pas le nombre total d'institutions qui composent un marché. Aux États-Unis, ces mêmes auteurs estiment que l'indice d'Herfindahl frôle 0,02, caractérisant une

concentration modérée alors que le ratio de concentration des trois banques les plus importantes est de 0,15, caractérisant une faible concentration (Bikker et Haaf, 2002).

Le changement dans la structure bancaire suite à la dérégulation a profondément modifié le comportement des joueurs, puisqu'ils se sont vus confrontés à une industrie plus concentrée qu'auparavant. La concentration du marché des dépôts américains a particulièrement augmenté pour les institutions situées dans les régions métropolitaines, alors que la concentration dans les milieux urbains n'a pas été affectée. En ce qui a trait à la taille, les dix plus grandes banques en termes d'actifs détenaient 19% des parts de marché au début de la période de consolidation, pour atteindre 37% en 1999 (Rhoades, 2000). Plus récemment, les dix plus grandes détenaient 56,85% des parts de marché en 2016 (FDIC; FRED).

Selon la théorie économique et financière, une situation de marché hautement concentrée favoriserait le phénomène TBTF, associé à la taille des banques. En effet, plus une banque détient des parts de marché considérables, plus elle est susceptible de perturber le système financier dans son ensemble en cas de choc. Stern et Feldman (2004) argumentent que le problème TBTF s'amplifie depuis l'ère de consolidation, surtout à cause de la concentration et la complexité accrue des institutions financières.

2.2.2 Performance

La plupart des études sur la performance bancaire et le pouvoir de marché (mesuré par la concentration ou les parts de marché) suggèrent une relation positive entre ces deux variables. Cette relation peut être testée par deux hypothèses qui se sont historiquement opposées, à savoir l'hypothèse SCP ou l'hypothèse d'efficacité. Cette dernière suppose un sens de causalité inverse d'inspiration darwiniste: la performance influencerait le comportement des firmes et la structure de marché. Appuyée par Demsetz (1973), Peltzamn (1977) et Brozen (1983), cette hypothèse suggère plutôt que les variations de profits entre les banques sont dues à leurs degrés distincts d'efficacité, plutôt qu'à la structure de marché. De cette façon, les banques qui se démarquent de par leur efficacité arrivent à augmenter leurs parts de marché (à l'aide d'acquisitions et de concurrence par les prix) et deviennent dès lors plus profitables (Yang, 2012).

Aux États-Unis, l'élimination des restrictions géographiques semble avoir amélioré l'efficacité des services bancaires en faisant disparaître les joueurs les plus faibles. De plus, les résultats de Berger et Mester (2003) suggèrent une augmentation de la productivité des bénéficiaires supérieure à la diminution de la productivité associée aux coûts pour la période de 1991 à 1997. Selon eux, ces résultats sont attribuables à l'accroissement de la qualité des services bancaires offerts qui ont augmenté les coûts tout en haussant les revenus. Berger, Demsetz et Strahan (1999) ainsi que Dick (2006) arrivent à des conclusions similaires. De plus, Stiroh et Strahan (2003) avancent qu'après la dérégulation (particulièrement après 5 ans), les parts de marché deviennent un bon prédicteur de la performance (mesurée en terme de profits ou de coûts). Les banques qui triomphaient autrefois ont gagné des parts de marché, alors que celles qui montraient une performance limitée ont reculé. Si la levée des restrictions a significativement amélioré la performance des banques au total, l'impact a été supérieur pour les banques dominantes (Stiroh & Strahan, 2003).

Elyasiani et Seyed (1995) comparent l'efficacité bancaire des petites et des grandes banques commerciales avant et juste après l'ère de dérégulation. Ils constatent que si les petites détenaient auparavant un avantage en terme d'efficacité productive, les grandes semblent les avoir rejoints par la suite. Selon Berger, Demsetz et Strahan (1999), la consolidation des années quatre-vingt a effectivement augmenté l'efficacité des systèmes de paiements, mais a toutefois imposé des coûts sur l'ensemble du système financier en amplifiant le risque systémique et en gonflant le filet de sécurité du gouvernement. Finalement, en se penchant sur les cinq dernières années fiscales (de 2013 à 2017 inclusivement), le RCP moyen de l'ensemble des banques américaines était supérieur au RCP des huit banques d'importance systémique, et ce pour chaque année (inFinancials et FRED).

2.3 Relation risque/rendement

2.3.1 Rendements sur investissement

Wheelock et Wilson (2009) constatent que les gains de productivité des grandes banques entre 1985 et 2004 étaient supérieurs aux petites banques, et Feng et Serletis (2009) en arrivent à des

conclusions similaires pour la période de 1998-2005. En étudiant cette fois la période de 2006 à 2015, Wheelock et Wilson (2017) concluent que plusieurs des banques les plus importantes font face à une augmentation significative de leurs rendements sur investissements qui étaient déjà croissants, et ce particulièrement pour le top quatre (Wheelock & Wilson, 2017).

Ces résultats suggèrent que les récentes avancées technologiques ont pu favoriser les grandes banques en augmentant leur potentiel de rendement sur investissement, comme le proposent Berger et Mester (2003). Selon Feng et Zhang (2014), plusieurs études récentes suggèrent des résultats en faveur d'économies d'échelle substantielles dans le secteur bancaire, et certaines révèlent que les plus grandes banques américaines opèrent avec rendement sur investissement croissant (Hugues et al., 2001; Hughes et Mester, 2003; Kovner, Vickrey et Zhou, 2014 et Wheelock et Wilson, 2012). Cependant, d'autres études sont moins concluantes (Feng et Zhang, 2012; Restrepo-Tobón et Kumbhakar, 2014; Davies et Tracey, 2014) et montrent que les banques commerciales américaines sont ni sujettes à des rendements positifs sur l'investissement, ni à des économies d'échelles (Restrepo-Tobón, Kumbhakar, & Kai, 2015).

Bref, si la plupart des études suggèrent des rendements à l'échelle croissants pour les grandes banques, on peut s'attendre à ce que le secteur bancaire américain continue de se consolider. Comme le mentionnent Wheelock et Wilson (2012), si des limites sur la taille des banques sont justifiées pour assurer la concurrence du marché, celles-ci pourraient toutefois imposer des coûts importants à l'industrie (Greenspan, 2010). En effet, les régulateurs et les académiciens se montrent sceptiques quant aux répercussions d'une telle croissance (Wheelock & Wilson, 2012).

2.3.2 Risque systématique

Baele et De Bruyckere (2015) mesurent le risque bancaire américain selon le rendement de marché à l'aide d'un modèle composé de facteurs prédéfinis. Pour la période qui s'étend de 1986 à 2010, ils concluent que les facteurs de risque affectent différemment le rendement de groupes hétéroclites de sociétés de portefeuille bancaires. Sans surprise, le bêta estimé pour les 15 plus grandes sociétés bancaires américaines est significativement supérieur à celui des 50 plus petites en terme d'actifs, ce qui implique un niveau de risque systématique supérieur. De plus, le

rendement moyen annualisé de l'indice des 15 banques les plus importantes est supérieur de 3,1%, avec une volatilité annualisée supérieure de 19,5% (Baele, De Bruyckere, De Jonghe, & Vander Vennet, 2015).

Afin de déterminer la contribution des banques à la détérioration de la capitalisation du système financier durant la crise, l'étude de l'IMF se sert de la mesure SRISK utilisée par Brownlees et Engle (2012) et Acharya et al. (2012). Une institution est donc risquée si elle est susceptible de subir un déficit de capital important lorsque le système financier traverse une période de détresse, ce que mesure précisément SRISK en incorporant la volatilité et la covariance des titres bancaires, le levier financier et la taille de l'institution. Sans surprise, les auteurs concluent que les banques les plus grandes contribuent davantage au risque systématique lorsqu'elles ont moins de capital, moins de dépôts et lorsqu'elles entreprennent plus d'activités de marché : des caractéristiques associées aux plus grandes banques américaines (Laeven, Ratnovski, & Tong, 2014).

Plus récemment, Dewenter et Hess (2013) étudient les caractéristiques ainsi que les conséquences sur la performance des banques une fois identifiées par le *Financial Stability Board* (FSB) comme étant d'importance systémique en 2011. Ils rapportent que comparativement aux autres, les *G-SIBs* choisies sont plus grandes, encourent davantage de risque, disposent d'un effet de levier plus important et se montrent moins profitables.

2.3.3 Activités non traditionnelles

Le secteur bancaire des années 2000 a été marqué par l'abandon du modèle bancaire de base, axé sur la génération de revenus d'intérêts via les prêts commerciaux ainsi que les emprunts par les dépôts. Les activités non traditionnelles comprennent entre autres la titrisation, l'investissement, les activités de courtage et de négociation de marché (Saunders, Schmid, & Walter, 2018).

Si certaines études démontrent que l'expansion des activités bancaires vers les activités générant des revenus autres que d'intérêts a tendance à diversifier le risque de portefeuille (Uzun et Webb, 2007; Jiangli et Pritsker, 2008), la majorité des études récentes y trouvent un risque accru.

DeYoung et Roland (2001) suggèrent que ces activités contribuent positivement à la volatilité des bénéfices, alors qu'Allen et Jagtiani (2000) constatent une augmentation du risque systémique. Aussi, Stiroh (2004, 2006) constate que des revenus basés majoritairement sur ce type d'activité sont associés à des rendements plus volatils. DeJonghe (2010) montre que les banques qui consacrent une grande partie de leur énergie dans ces activités génèrent des rendements à queues plus épaisses et sont plus sensibles que les banques traditionnelles aux fluctuations macroéconomiques extrêmes. Demirguc-Kunt et Huizinga (2010) constatent que des gains de diversification sont possibles à très faible niveau, mais que des activités bancaires qui reposent essentiellement sur ces activités comportent un risque élevé (DeYoung & Torna, 2013).

Les résultats de Saunders et al. (2018) dévoilent qu'une proportion plus élevée de revenus découlant d'activités non traditionnelles est associée avec une rentabilité supérieure, et ce particulièrement lors d'une conjoncture défavorable. En outre, une relation entre les revenus autres que d'intérêts (en particulier en négociation de marché) est estimée par Demirgüç-Kunt et Huizinga (2010) dans leur étude qui comprend 1334 banques provenant de 101 pays. Toujours au niveau international, Elsas et al. (2010) analysent un échantillon qui couvre neuf pays de 1996 à 2008, et suggèrent que des marges supérieures vont de pair avec la proportion de revenus basés sur ces activités, ce qui augmente la rentabilité et le prix des titres bancaires. Au contraire, Stiroh (2004) trouve que ces activités sont associées négativement au profit ajusté pour le risque pour la période de 1984 à 2001 (Saunders, Schmid, & Walter, 2018).

En séparant leur échantillon de 419 sociétés de portefeuille bancaires en quatre groupes selon la taille des actifs, De Nicolò (2000) estime une relation négative entre la volatilité des bénéfices et la taille (pour le groupe avec les plus grandes banques), et ce pour la période de 1988 à 1998. Stever (2007) avance que ce doit être à cause des moindres possibilités de diversification des petites banques. Les grandes sociétés détiennent l'avantage de pouvoir se payer l'expertise nécessaire pour pouvoir diversifier leurs activités, mais se servent de cette excuse pour s'engager dans des activités plus risquées et entre autres détenir des niveaux de capital inférieurs (Demsetz et Strahan, 2007). Parallèlement, de Haan et Poghosyan (2012) trouvent aussi une relation négative pour les grandes banques, mais l'effet est non linéaire: la relation devient positive lorsque la taille dépasse un certain seuil. Ces derniers résultats suggèrent un effet TBTF, les

banques se positionnant dans l'extrémité droite de la distribution de la taille se comporteraient davantage de manière imprudente. Aussi, ils concluent que la dernière crise financière aurait diminué le seuil au-delà duquel l'impact de la taille sur la volatilité devient positif (de Haan & Poghosyan, 2012).

2.4. Perception par le marché

2.4.1 Différentiel de coûts de financement

Brewer et Jagtiani (2013) estiment que durant la vague de fusions et d'acquisitions de 1991 à 2004, quinze milliards de dollars américains ont été versés en prime par les institutions financières afin d'atteindre le seuil de 100 milliards en actifs et ainsi être perçus comme étant TBTF. De plus, ils avancent que les marchés ont réagi positivement aux nouvelles de fusions des «méga banques», tout comme Kane (2000) pour la période de 1991-1998. O'Hara et Shaw (1990) examinent la réaction du marché suite à l'annonce faite par le contrôleur de la monnaie en 1984, exposant publiquement le caractère TBTF de certaines institutions. Cette journée-là, les titres ont expérimenté des rendements anormaux de 1,3%, alors que les institutions bancaires non perçues comme étant TBTF ont subi des rendements anormaux négatifs de -0,22% (Brewer & Jagtiani, 2013).

Deux approches sont utilisées pour évaluer l'hypothèse de l'avantage de financement sur la dette, à savoir une méthode basée sur la valeur objective (en fonction des taux observés sur le marché, ou avec des proxys qui captent le coût de financement), ainsi qu'une par rapport à la notation de crédit (Araten & Turner, 2012).

Relativement à l'approche par valeur objective, Bertay et al. (2013) prétendent que les banques d'importance systémique sont soumises à une discipline de marché accrue lorsqu'il s'agit d'obtenir du financement: une importance de taille semble être mal perçue par les investisseurs. À l'opposé, les coûts d'intérêts payés sur les dépôts semblent diminuer de pair avec une augmentation de la taille systémique. Leurs résultats globaux suggèrent que l'hypothèse TBTF domine l'hypothèse *too-big-to-save* (TBTS), puisque la discipline de marché ne les empêcherait pas de croître en terme d'actifs (Bertay, Demirgüç-Kunt, & Huizinga, 2013). Dans le même sens,

Hugues et Mester (1993) avancent que cette réputation peut privilégier les institutions bancaires en diminuant le coût des dépôts non assurés. Plus récemment, Jacewitz et Pogach (2016) s'aperçoivent aussi que la prime de risque payée sur les dépôts non assurés de 2007 à 2008 est inférieure pour les plus grandes banques américaines. En étudiant la période de 2002 à 2011, Araten et Turner (2012) constatent qu'il y a des avantages coûts modérés associés au statut G-SIB en ce qui concerne les dépôts domestiques, et des avantages coûts plus faibles en ce qui concerne les écarts de crédit sur la dette sénior non garantie. Acharya et Anginer (2016) concluent, en analysant les écarts de crédit du marché des obligations américaines, que les titres des plus grandes banques se montraient pratiquement insensibles à une variation de risque. La présence de garanties implicites affaiblit donc la discipline de marché des plus grandes institutions financières (Araten & Turner, 2012).

En ce qui a trait à la seconde approche, les agences de notation externes détermineraient deux notes aux banques; l'une définie comme une cote de solidité financière et l'autre comme une note d'émetteur. Empiriquement, il existe une différence plus importante entre ces deux notations pour les banques de très grande taille, suggérant un soutien implicite ou explicite fourni par le gouvernement (Araten & Turner, 2012). Ueda et di Mauro (2011) évaluent la mesure dans laquelle cette garantie est reflétée dans les notations, et constatent que la différence entre les deux notes s'avérait inférieure en fin 2007 comparativement en fin 2009, au moment où les rumeurs de renflouement des banques majeures avaient été confirmées par le gouvernement. Cet avantage de notation était aussi supérieur précisément pour les banques TBTF: selon eux, l'avantage de financement des banques G-SIB s'élevait à 60 points de base en 2007 et 80 en 2009. Aussi, Morgan et Stiroh (2005) constatent que suite au renflouement de la Continental Illinois Bank par le gouvernement américain en 1984, les banques annoncées publiquement comme étant TBTF ont vu leur notation grimper par rapport aux autres. Finalement, Rime (2005) montre que la taille et les parts de marché constituaient de bons proxys du statut TBTF, mais que ceux-ci ne se traduisaient pas par des avantages de financement (Araten & Turner, 2012).

2.5. Facteurs macroéconomiques

Historiquement, les économistes tendent à exprimer des opinions divergentes sur l'impact du système financier sur la croissance économique. Hicks (1969) défend le rôle essentiel joué par la finance dans l'initiation de l'industrialisation en facilitant la mobilisation de capitaux, et Miller (1998), quant à lui, est tellement persuadé de l'évidence du lien entre les deux qu'il ne voit pas l'intérêt de s'y attarder. À l'opposé, Lucas (1998) affirme que les économistes surestiment le rôle des facteurs financiers dans la croissance économique, et une foule de grands économistes ne mentionnent même pas la finance dans leurs travaux portant sur l'économie du développement. Levine (1997) avance que le lien entre les deux est de plus en plus vérifié empiriquement: selon lui, une forte relation positive existe entre le système financier et la croissance économique à long terme, même si la croissance est aussi façonnée par les développements non financiers.

En se tournant plus spécifiquement vers l'activité bancaire, la littérature suggère que le comportement procyclique des prêts, donc l'offre, tend à accentuer le cycle économique de manière disproportionnelle. Berger et Udell (2004) expliquent le phénomène à l'aide de l'hypothèse de mémoire institutionnelle: cette dernière suggère que suite au rétablissement de la conjoncture, les agents de crédit subissent une détérioration de leurs capacités à évaluer les emprunteurs, se traduisant par une augmentation de mauvais prêts alloués. De manière évidente, la demande de crédit tend également à varier avec le cycle économique. Bernanke et Gertler (1995) sont d'avis que les fluctuations de prêts s'expliquent plutôt par la demande: la variation de revenus des entreprises et des particuliers causée par un creux économique serait responsable d'une baisse de la demande de crédit. Si Akhtar (1994) et Berger et Udell (1994) considèrent que la demande et l'offre peuvent tous les deux engendrer une décroissance du niveau des prêts, Lown et Wenninger (1994) perçoivent l'une ou l'autre cause selon la période caractérisée par un «credit crunch». Finalement, la plupart des résultats empiriques montrent que la demande constitue le principal déterminant de la variation de la croissance des prêts et donc des revenus bancaires (Berk, 1998; Bikker et Hu, 1998).

Demirgüç-Kunt et Huizinga (1998) analysent les conséquences du développement économique sur la rentabilité bancaire via les marges d'intérêts, en incluant des facteurs spécifiques aux banques ainsi qu'institutionnels. Ils argumentent que les facteurs institutionnels tels que l'environnement légal et la structure de marché sont significatifs. Arpa et al. (2001) déterminent

que les recettes ainsi que les provisions pour le risque de crédit sont fonction de la croissance économique. Aussi, lorsqu'ils sont activement négociés, les marchés pour les titres bancaires reflètent fidèlement la qualité de leurs portefeuilles de prêts (Bruner et Simms, 1987; Cornell et Shapiro, 1986). Une allocation du capital efficiente combinée à des projets performants influenceront directement les flux de trésorerie futurs des banques, ce qui se reflètera à son tour dans le cours des actions (Cole, Moshirian, & Wu, 2008).

2.5.1 Taux d'intérêt

Vers la fin des années soixante-dix, les taux d'intérêt ont commencé à significativement influencer les marchés financiers avec l'ère de dérégulation qui a secoué le domaine de la finance. Sous le régime de change flexible instauré dans cette même période, la volatilité du taux de change a déclenché un risque de change non négligeable (Abdalla et Murinde, 1997) et s'est ajoutée à la liste des déterminants macroéconomiques influençant le cours des titres bancaires (Choi, Elyas et Kopecky, 1992). Rapach et al. (2005) suggèrent que parmi toutes les variables économiques étudiées, le taux d'intérêt constitue le prédicteur de rendements boursiers le plus cohérent et le plus fiable. Flannery et James (1984) et Lajeri et Dermine (1999) rapportent effectivement que le cours des actions des banques commerciales est réactif aux variations des taux d'intérêt.

Évidemment, le niveau général des taux d'intérêt influence directement la rentabilité bancaire. Si une hausse des taux d'intérêt est associée à des marges supérieures provenant des investissements, elle implique aussi un coût de financement bancaire plus élevé. Typiquement, la littérature adhère à l'idée que les taux et les marges d'intérêts varient dans la même direction, puisque les dépenses d'intérêts chutent moins que les revenus d'intérêts lors d'une baisse de taux.

Depuis une décennie, les taux d'intérêt américains frôlent le plancher, ce qui aurait l'effet d'éroder la «valeur de concession» ainsi que la rentabilité bancaire. Claessens et al. (2017) expliquent que les banques sont réticentes à abaisser leurs taux suite à une baisse de taux, par peur que les déposants substituent cette forme d'épargne en espèces, ou bien par peur de perdre leur clientèle. Effectivement, cet effet asymétrique est constaté par Berger, Hancock et Humphrey

(1993) qui avancent que les banques valorisent les déposants puisqu'ils consomment des produits complémentaires tels l'hypothèque ou le crédit. Claessens et al. (2017) suggèrent que si les taux d'intérêt varient dans le même sens que la marge nette d'intérêt, l'effet sur la rentabilité est toutefois moins évident. Dans le même ordre d'idée, Demirgüç-Kunt et Huizinga (1999) constatent que des taux d'intérêt élevés sont associés avec une hausse des revenus d'intérêts nets ainsi qu'une rentabilité supérieure.

Genay et Podjasek (2014) suggèrent même qu'aux États-Unis, l'effet sur la rentabilité peut différer selon la taille de l'institution bancaire. Les grandes banques seraient donc moins affectées par une baisse de taux d'intérêt puisqu'elles ont généralement une meilleure capacité à couvrir le risque de taux. De leur côté, les petites banques encaisseraient plus difficilement une baisse de taux puisque traditionnellement, leurs activités sont davantage basées sur l'intermédiation de dépôts au détail, caractérisée comme étant rigide dans les prix. Cette différence de sensibilité est principalement attribuée à leur combinaison actifs/passifs et à la concurrence de marché. Cependant, certains auteurs suggèrent un effet contraire, et d'autres concluent que l'effet net est ambigu. Selon English (2002), rien n'indique qu'une variation de taux d'intérêt à court ou long terme ni même un changement dans la courbe des taux n'influe sur les marges d'intérêt nettes des banques.

2.5.2 Taux de chômage

Puisqu'il reflète précisément la santé de l'économie, le taux de chômage annoncé mensuellement par le Bureau des statistiques du travail des États-Unis affecte directement les marchés financiers. Effectivement, il est considéré comme le point de référence de la politique de la Fed et est ciblé de spéculation considérable sur Wall Street (Boyd et al., 2005). Dans une perspective de moyen et long terme, le taux de chômage est habituellement corrélé négativement avec les marchés boursiers. Intuitivement, une hausse du nombre d'employés augmentera la production économique ainsi que la demande pour les biens et services en général, et donc les bénéfices des entreprises. Puisque les titres financiers incorporent les perspectives futures des investisseurs sur la performance des entreprises, une hausse du taux de chômage devrait par conséquent engendrer une pression à la baisse sur le cours de l'action des banques.

Blanchard (1981) rapporte qu'à l'équilibre, la même nouvelle concernant le taux de chômage peut entraîner une variation de prix positive ou négative sur les titres financiers, dépendamment de l'état de la conjoncture. Parallèlement, Boyd et al. (2005) rapportent plus particulièrement qu'une hausse du taux de chômage est une bonne nouvelle pour les marchés financiers en période d'expansion, mais une mauvaise nouvelle lors d'une période de contraction. Orphanides (1992) suggère aussi que la réaction du cours des actions dépend de l'état de l'économie, et que suite aux nouvelles sur l'emploi, le cours de l'action varie différemment selon le taux de chômage moyen de l'année précédente. De plus, plusieurs auteurs rapportent que la plupart des rendements mensuels varient négativement avec le revenu par habitant (Jagannathan et Wang, 1993; Jagannathan, Kubota et Takehara, 1998). Ces résultats sont cohérents avec les précédents puisque la majorité de la variation du revenu par habitant survient suite à une fluctuation d'heures travaillées, et non du salaire horaire (Boyd, Hu, & Jagannathan, 2005).

2.5.3 Taux de change

La plupart des premières études portant sur l'effet du taux de change sur la valeur de l'équité d'une firme en général se trouvent peu concluantes (Jorion, 1990; Bodnar et Gentry, 1993; Bartov et Bodnar, 1994; Choi et Prasad, 1995; Chow et al., 1997; He et Ng 1998; Allayannis et Ofek, 2001; Griffin et Stulz, 2001). En analysant une période qui s'étend de 1975 à 1998 aux États-Unis, Tai (2000) rapporte que seulement 45% des banques commerciales exhibaient un risque de change significatif, alors que Choi et al (1992) en arrivent à 20% à l'aide d'un échantillon constitué d'institutions bancaires et Chamberlain et al. (1997) à un tiers en considérant les sociétés de portefeuille bancaires (BHC). Néanmoins, en restreignant leur échantillon sur les grandes banques américaines, Choi et Elyasiani (1997) concluent que 80% de celles-ci sont exposées significativement aux variations de change, et ce pour la période de 1975 à 1992. Ils ajoutent que le risque de change varie selon l'exposition des banques et selon la période. Wetmore et Brick (1994) rapportent aussi que les banques américaines exhibent une certaine sensibilité au taux de change, et que cette sensibilité a augmenté au fil du temps au détriment de la sensibilité par rapport au taux d'intérêt.

Tai (2005) et Bartov et Bodnar (1994) proposent que la relation entre la valeur d'une firme et le taux de change est asymétrique, ce qui explique la raison pour laquelle peu d'études ont réussi à démontrer une exposition significative. Selon ses résultats empiriques, 80% de son échantillon regroupant des banques américaines est exposé au risque de change de manière asymétrique. Puisque les banques majeures américaines opèrent partout à travers le monde et détiennent des portefeuilles diversifiés, les taux d'intérêt ainsi que les taux de change sont susceptibles d'avoir un impact substantiel sur leurs revenus et leurs coûts. Comme le mentionne Tai (2005), cette relation asymétrique peut être due à la discrimination par les prix (Mann, 1986; Froot et Klemperer, 1989; Knetter, 1989; Marston, 1990) au comportement d'hystérésis³ (Baldwin, 1988; Baldwin et Krugman, 1989; Dixit, 1989; Christophe, 1997) et/ou à un comportement de couverture asymétrique par les firmes (Di Iorio et Faff, 2000; Bartam, 2004).

2.5.4 Matières premières

Comme l'expliquent Büyüksahin, Mo et Zmitrowicz (2016) dans un rapport de la Banque du Canada, le prix des matières premières influence grandement l'état de l'économie via l'emploi, le revenu national, les termes de l'échange ainsi que le taux d'inflation. Moss et Moss (2010) examinent les déterminants macroéconomiques qui influencent le cours des actions bancaires en utilisant comme «proxy» l'indice KBW, qui comprend 24 institutions financières américaines majeures. En régressant cet indice sur des variables explicatives, les auteurs établissent une relation négative significative avec un indice qui regroupe différentes matières premières (Moss & Moss, 2010). Aussi, Zapata, Detre et Hanabuchi (2012) proposent que la relation négative entre les actions et les matières premières aux États-Unis suit un cycle d'environ 31 ans, avec un «leadership» de prix qui alterne entre les deux.

Le cours du pétrole a suscité beaucoup d'intérêt de la part des académiciens, particulièrement depuis qu'Hamilton (1983) ait fermement établi la relation entre les chocs de prix et les récessions économiques. Pour ce qui est des marchés boursiers, Sadorsky (1999) évoque qu'une relation négative existe entre le prix du baril et les titres financiers américains, et que l'ampleur

³ Un comportement d'hystérésis réfère à une situation où les exportateurs font leur entrée dans le marché lorsque la devise domestique se déprécie, mais y restent lorsque la devise s'apprécie.

du phénomène aurait augmenté depuis le milieu des années 80. Park et Ratti (2008) avancent que les chocs de prix de l'or noir influencent les rendements réels de manière contemporaine et retardée, et ce pour les États-Unis et 13 pays européens. Selon Jones et Kaul (1996), la hausse du prix du pétrole dans la période d'après-guerre a défavorablement affecté les rendements boursiers. Ciner (2001) conclut que le lien qui existe entre les rendements boursiers et le prix du pétrole à terme est significatif, mais non linéaire. En revanche, Huang et al. (1996) ne trouvent aucun lien significatif entre le prix au quotidien des contrats à terme sur le pétrole et les rendements des marchés boursiers américains (Park & Ratti, 2008).

De son côté, l'or est considéré comme un métal contre-cyclique depuis des lustres: lorsque les perspectives du marché s'avèrent moroses, les investisseurs s'y tournent en guise de refuge. En investiguant cette hypothèse sur le marché des actions de trois marchés majeurs avec des devises distinctes (soit les États-Unis, l'Angleterre et l'Allemagne), Baur et Lucey (2010) concluent que l'or est généralement un actif de couverture efficace. De plus, ils trouvent que le métal précieux est considéré comme un refuge lors de conditions boursières extrêmes, mais que cette propriété s'avère toutefois de courte durée (Baur & Lucey, *Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold*, 2010). Draper et al. (2006) ajoutent que les métaux précieux offrent des propriétés de couverture surtout lors de périodes de forte volatilité. À l'opposé, Hood et Malik (2013) suggèrent que l'or, contrairement aux autres métaux précieux, demeure une bonne couverture, mais un faible refuge en analysant la période de 1995 à 2010 (Hood & Malik, 2013).

2.6. Mesures de performance

2.6.1 Mesures de performance brutes

Les ratios financiers calculés à l'aide de données comptables sont communément utilisés pour évaluer la performance économique des banques à travers le monde. Sathye (2005) évoque leur simplicité d'utilisation en plus de nécessiter peu de manipulations dans ses travaux concernant la performance bancaire de l'Inde. De plus, les ratios permettent de distinguer les points forts des points faibles de chaque banque, en évaluant différents aspects telles la liquidité, la rentabilité ou la qualité du crédit. Même si les données comptables sont sujettes aux manipulations, elles s'avèrent être l'information la plus détaillée concernant les activités bancaires (Sinkey, 2002). En

revanche, les ratios doivent être combinés à d'autres indicateurs ou comparés avec des indices de référence en fixant tous les autres paramètres, sans quoi les conclusions de l'analyste pourraient être erronées (Yeh, 1996). Aussi, en plus de ne pas capter la performance long terme puisqu'elles utilisent des données passées, cette approche mélange plusieurs départements tels les opérations, le marketing et la finance. Aussi, ces mesures reflètent mal la prise de risque réalisée, ce qui peut encourager un comportement trop agressif ou trop conservateur de la part des gestionnaires.

La rentabilité bancaire est fréquemment mesurée à l'aide de ratios tels que le ROA (rendement sur actifs totaux ou moyens) (Liu et al., 2011; Hunter et Srinivasan, 1990; Huyser, 1986; DeYoung, 1998; Ding et al., 2008), le ROE (rendement sur capitaux propres) (Berger, 1995; Goddard, Molyneux et Wilson, 2004) ou une combinaison des deux (Athanasoglou et al., 2008; Kumbirai et Webb, 2010). En complément, le NIM (marge nette d'intérêts sur actifs) s'avère également populaire (Bikker J.A., 2010; Ding et al., 2015; Bace, 2016; Demirgüç-Kunt et Huizinga, 1999), puisque le rendement sur investissements s'agit du principal moteur de rentabilité bancaire (Bace, 2016).

En ce qui concerne les mesures boursières, plusieurs ratios ont été développés afin d'évaluer rapidement la valeur des entreprises sur le marché. Par exemple, le bénéfice par action, le ratio cours bénéfice, et le ratio du cours de l'action par rapport à la valeur au livre sont employés par les analystes. Toutefois, ces indicateurs ne reflètent pas directement la performance, mais davantage le potentiel de croissance.

Les modèles à facteur(s) tentent de décomposer les caractéristiques des actifs financiers afin de comprendre la source de leurs rendements. À cet effet, le MÉDAF (1961) stipule que les investisseurs sont récompensés par la valeur du temps ainsi que le risque encouru. Plusieurs auteurs ont développé des modèles d'évaluation de portefeuille qui se basent directement ou indirectement sur le MÉDAF (Jensen, Black, & Scholes, 1972). Les fortes hypothèses du modèle ont cependant été sujettes à de nombreuses critiques, et ont fait émerger plusieurs modifications au modèle de base. Black, Jensen et Scholes (1972) rejettent aussi la forme traditionnelle du modèle à un facteur, et suggèrent l'existence d'un second facteur «bêta» indépendant du marché permettant l'équilibre. Dans la même lignée, Black (1972) propose aussi une extension au

modèle, qui n'assume ni l'existence d'un actif sans risque, ni la possibilité d'emprunter à ce taux. Roll (1977) avance d'autant plus que le modèle ne peut être testé à cause de l'inexistence d'un portefeuille répliquant précisément le marché. Fama et French (1992) suggèrent quant à eux que les problèmes empiriques du modèle peuvent aussi être dus à la difficulté d'implémentation de tests empiriques pour le modèle, c'est pourquoi ils introduisent un modèle à trois facteurs. Le MÉDAF est néanmoins le modèle le plus établi en pratique et dans la littérature financière.

Il est ainsi possible d'évaluer le rendement des actifs à l'aide de ces modèles en comparant le rendement espéré au rendement réalisé pour y déduire le rendement anormal. En revanche, ces méthodes ne permettent pas de comparer le rendement avec un point de référence, en plus de ne pas considérer le risque encouru par les entreprises pour y parvenir.

2.6.2 Mesures de performance ajustées pour le risque

Dans les dernières décennies, l'allocation de capital des institutions financières est aussi déterminée à l'aide du concept de valeur ajoutée pour les actionnaires. De surcroît, les mesures de performance opérationnelle EVA et RAROC ont été incorporées puisqu'elles enlignent les intérêts des gestionnaires avec ceux des actionnaires (Uyemura, Kantor, & Pettit, 1996). La mesure EVA est fortement corrélée avec la valeur au marché de l'entreprise, tout en incorporant la dynamique de risque au cœur de l'organisation. Celle-ci repose sur la valeur générée par le capital mis à risque, soit la différence entre le profit généré et le coût du capital encouru pour y parvenir. Le RAROC, lui, repose sur le rendement sur capital investi en pourcentage. La méthodologie RAROC modifie le ratio traditionnel de rendement sur investissement (ROI) en considérant le risque encouru. En revanche, ces ratios sont davantage utilisés en gestion des risques. Puisque cette recherche se veut d'intérêt pour des gestionnaires de portefeuille, la présente analyse se basera davantage sur les mesures de performances employées par ceux-ci.

Cette partie propose une analyse détaillée des mesures de rentabilité de portefeuille puisqu'elles demeurent les plus populaires auprès des analystes financiers. Rappelons que l'ajustement des mesures de performance avec le risque s'avère à tout le moins nécessaire: les résultats de Low et Chin (2013) démontrent que lorsque le risque est intégré à l'analyse, certains fonds les plus

performants se révèlent beaucoup moins attrayants que sur une base non ajustée. Aussi, Pflugsten, Wagner et Wolferink (2004) suggèrent que les différentes mesures ajustées pour le risque produisent un classement similaire entre des banques d'investissements. De leur côté, Eling et Schuhmacher (2007) suggèrent l'existence d'une forte corrélation entre les mesures de performance de plusieurs fonds alternatifs (Eling & Schuhmacher, 2007). Il est possible de séparer les mesures à l'aide de deux catégories: les mesures en absolu ainsi que les mesures relatives se basant sur un indice.

En ce qui a trait aux mesures en absolu, le ratio de Sharpe (1964) a été construit sur le concept de portefeuille moderne développé par Markowitz (1952), et définit la performance à l'aide de l'écart-type total du portefeuille comme mesure de risque. En incluant aussi le risque idiosyncratique, cette mesure semble restrictive puisqu'elle assume un portefeuille peu diversifié en plus d'une distribution normale des rendements (Chamberlain, 1983). Néanmoins, elle comporte l'avantage de la simplicité en plus d'être la mesure de performance la plus répandue à ce jour (Eling et Schuhmacher, 2007). Le ratio de Treynor (1965), directement lié au modèle du MÉDAF, compare également le rendement du portefeuille avec l'actif sans risque, mais cette fois seulement à l'aide du risque systématique. Cet indicateur doit d'ailleurs sa popularité à cette dernière caractéristique, puisqu'un investisseur moyen diversifie ses investissements. Par contre, ce dernier se trouve difficile à interpréter et Roll (1977) ajoute que le résultat dépendra fortement de l'indice de référence choisi pour estimer le bêta du portefeuille.

Quant aux mesures relatives, Jensen (1968) introduit une méthode d'évaluation différentielle entre le rendement de portefeuille en excès de l'actif sans risque et le rendement expliqué par le modèle de marché. L'alpha indique le rendement additionnel expliqué par les choix du gestionnaire. Comparativement aux indicateurs Treynor et Sharpe, ce ratio incorpore un indice de référence dans son calcul. Toutefois, il ne permet pas une comparaison appropriée entre les fonds qui possèdent différentes expositions au risque (Le Sourd, 2007). Aussi, une extension du ratio de Sharpe est suggérée par Sharpe lui-même: l'indicateur peut être modifié en remplaçant l'actif sans risque par un portefeuille de référence. Ce dernier, appelé ratio de l'information (Sharpe, 1994), est aussi considéré comme une mesure de risque relative, puisqu'il est comparé à un indice. Modigliani et Modigliani (1997) critiquent les mesures énoncées précédemment, en

soutenant que leur interprétation pourrait sembler abstraite pour un investisseur moyen, particulièrement pour celui qui est peu familier avec la théorie moderne de portefeuille (Low & Chin, 2013). Ils proposent donc une mesure de performance ajustée pour le risque relatif à un indice, tel le S&P 500, qu'ils nomment RAP (*risk-adjusted performance*). En jouant avec le niveau de levier du titre ou du fonds, il est possible d'atteindre un niveau de risque équivalent à l'indice. Cette modification du ratio de Sharpe permet donc de modifier le levier financier du fonds relativement au marché (le plus intéressant ayant le RAP le plus élevé), comparativement aux mesures de Treynor et de Jensen qui proposent plutôt d'ajuster le portefeuille de marché relativement au fonds. Cette méthode de «risk matching» permet une comparaison du fonds s'il s'avérait aussi risqué que le marché et facilite l'interprétation puisqu'elle est représentée en pourcentage.

La plupart des études qui emploient la mesure RAP le font afin de comparer le classement de différents indicateurs populaires auprès des analystes. Edwards et Samant (2003) se servent de cette mesure afin de comparer la performance de fonds communs de placement socialement responsables avec l'indice S&P 500. Aussi, Arugaslan et al. (2007) évaluent la performance des 20 fonds communs de placement américains les plus importants et en viennent à des conclusions similaires: les fonds les mieux classés se trouvent désormais moins attirants lorsque les auteurs appliquent la méthode RAP (Arugaslan, Edwards, & Samant, 2007). Arugaslan et Edwards (2014) comparent aussi les mesures de performance de fonds transigés en bourse. Sans surprise, le classement des meilleurs fonds change significativement en considérant le risque encouru. L'avantage majeur, comparé au ratio Sharpe, est qu'il ne peut produire de mesure négative (Akedo, 2003; Ferruz et Sarto, 2004; Israelsen, 2003).

En revanche, cette mesure comporte des lacunes. Selon Baigent (2015), ajuster le niveau d'endettement peut être trompeur et inutile. Aussi, cette mesure pose problème dans le cas où l'indice n'est pas situé sur la frontière efficiente (c.-à-d. s'il existe un indice avec le même risque, mais un rendement supérieur), en plus de considérer l'ensemble du risque dans son estimation, ce qui assume un portefeuille non diversifié. En vue de régler ce dernier problème, Scholz et Wilkens (2005) ont altéré l'indicateur RAP en utilisant une mesure de risque du marché (MRAP). La performance est obtenue en ajustant le niveau de levier du fonds à un bêta correspondant à

celui du marché (donc d'une unité). Un titre (ou un fonds), ajusté pour le risque du marché surperforme l'index de marché lorsque sa performance ajustée pour le risque de marché excède le rendement de marché de l'indice. Ils ajoutent que cette extension logique du RAP combine les avantages de classement entre fonds du ratio Treynor, avec la facilité d'interprétation de l'alpha de Jensen (Scholz & Wilkens, 2005).

Les mesures RAP et MRAP décrites précédemment seront utilisées préliminairement afin d'évaluer la performance boursière (sur toute la période) d'un indice comprenant les huit banques identifiées comme étant TBTF par rapport à la performance globale du marché. Par la suite, afin d'essayer d'identifier le phénomène FTS, ces ajustements pour le risque seront effectués au rendement boursier de l'indice des banques majeures dans un second et un troisième modèle. En suivant la méthodologie de Brocato et Smith (2012), une variable d'interaction qui combine une variable dichotomique pour l'état de crise financière avec le rendement du marché nous permettra de tirer des conclusions sur le comportement des investisseurs.

3 Hypothèses de recherche

3.1 Épisodes de refuge et définition de la question de recherche

La transformation profonde subie par le marché bancaire américain des années 1980 a laissé place à une volonté d'expansion qui a intensifié la concentration et le niveau de concurrence. En considérant la réaction positive aux annonces de fusions des «mégas banques» des années 90 de la part des investisseurs ainsi que l'avantage de financement dont elles bénéficient, il semble pertinent de vérifier si un tel phénomène est exacerbé en période de crise financière.

Gandhi et Lustig (2015) montrent qu'à long terme, les titres des banques américaines affichent des rendements anormaux associés à leur taille. En effet, en classant les banques selon leurs actifs, leurs résultats suggèrent que les actions des banques à chartes américaines qui se classent en tête de liste bénéficient d'un rendement ajusté pour le risque inférieur aux autres banques en tout temps. D'autre part, cet effet asymétrique est différent de l'effet de taille «small minus big»

associé à la capitalisation au marché des firmes non financières : les auteurs l'expliquent par le phénomène TBTF. Selon eux, le gouvernement absorbe implicitement le risque de perte extrême des banques majeures, donc une partie du rendement (Gandhi & Lustig, 2015).

Si une telle perception était exacerbée spécifiquement en période de crise sur les marchés boursiers, les titres financiers américains des banques TBTF pourraient être considérés comme valeur refuge (du phénomène *flight-to-safety*) par les investisseurs. En effet, la confiance des investisseurs vis-à-vis du filet de sécurité du gouvernement fédéral les attirerait à court terme vers ces titres (qui offrent des rendements inférieurs en temps normal selon Gandhi et Lustig (2015)), et ce précisément lors de crises financières.

Boscaljon et Clark (2013) déterminent les épisodes FTS à l'aide de l'indicateur VIX, et suggèrent que les périodes de très fortes volatilités boursières sont associées à une demande accrue des titres financiers provenant du marché de l'or, caractérisé comme un *safe haven*. En effet, lors de période de fortes turbulences économiques, les investisseurs deviennent plus réticents à prendre des risques et requièrent donc des primes supérieures, ce qui met une pression à la baisse sur le prix des actifs risqués. Selon eux, les investisseurs recherchent des titres plus sûrs durant ces périodes : le prix de ces actifs devrait donc augmenter avec la demande (Boscaljon & Clark, 2013).

Le présent travail de recherche transpose donc la définition de Boscaljon et Clarke (2013) évoquée précédemment au marché bancaire et tente d'identifier les périodes de FTS en estimant la covariance entre deux types de titres financiers, comme le font Brocato et Smith (2012) et Baur et Lucey (2009). En effet, ces derniers postulent que de telles périodes correspondent à une diminution du coefficient de corrélation (habituellement positif) entre les obligations du Trésor américain et les actions, ce qui peut suggérer un afflux financier de l'un à l'autre. Ils avancent qu'un effondrement boursier pourrait altérer la corrélation long terme habituellement stable et positive entre ces deux types de titres financiers (Brocato & Smith, 2012). Baur et Lucey (2009) précisent que la variation de corrélation entre les obligations du Trésor et les actions sur une courte période peut être examinée afin de tirer des conclusions sur le comportement des investisseurs (Baur & Lucey, 2009).

Si traditionnellement, le phénomène de FTS évoque davantage une réallocation temporaire des actions risquées vers les obligations gouvernementales, ce papier définit le phénomène comme un changement dans la confiance des investisseurs qui les pousse à diminuer leur exposition globale de portefeuille, par peur de subir une perte de capital soudaine et permanente. Ainsi, un tel phénomène pourrait être vérifié empiriquement en observant sur une très courte période le comouvement entre le rendement boursier des huit banques majeures avec le rendement d'un indice représentant la santé des marchés financiers, soit le S&P 500, comme le suggèrent Brocato et Smith (2012). Dans les faits, une diminution du coefficient de corrélation entre les titres bancaires et l'indice de marché lors d'une période de crise suggèrerait un afflux financier vers les titres bancaires considérés comme sûrs. De surcroit, l'appréhension d'un tel comportement de marché pourrait s'avérer profitable pour les gestionnaires de portefeuille, qui surpondèrent les actifs de certains secteurs lors d'une anticipation de rendements positive.

Si le contraire était vrai, c.-à-d. si les titres des plus grandes banques n'étaient pas considérés comme valeurs refuges en cas de stress financier, il serait possible de l'expliquer entre autres avec l'émergence de la finance fantôme et ainsi la complexification des activités bancaires. Malgré le capital supplémentaire exigé pour les banques d'importance systémique ainsi que leur performance remarquable, la présence imminente d'un risque systématique empêcherait le phénomène de FTS vers ces titres puisque ce risque ferait fuir les investisseurs. En pratique, une telle hypothèse pourrait se traduire par une corrélation stable ou même croissante entre l'indice composé des huit banques et l'indice de marché lors de périodes de crise.

En somme, ces hypothèses peuvent être résumées ainsi :

H_{10} : Il n'y a aucun lien entre la santé globale des marchés financiers et le rendement boursier bancaire TBTF

H_{1a} : Il existe une relation positive entre le rendement boursier bancaire TBTF et la santé globale des marchés financiers

H_{1b} : Il existe une relation négative entre le rendement boursier bancaire TBTF et la santé globale des marchés financiers

Ces dernières hypothèses auront pour but d'établir une balise de référence pour la période totale de notre analyse. Puisque nous cherchons à comprendre le comportement des investisseurs spécifiquement lors de périodes de fortes volatilités sur les marchés financiers, les hypothèses suivantes nous éclaireront davantage et constituent donc nos hypothèses principales:

H_{20} : Lors de période de crise financière, il n'y a aucun lien entre l'indice de marché et le rendement boursier bancaire TBTF

H_{2a} : Un lien positif existe entre le rendement boursier bancaire TBTF et l'indice de marché en période de crise financière

H_{2b} : Un lien négatif caractérise la relation entre le rendement boursier bancaire TBTF et l'indice de marché en période de crise financière (ce qui implique un phénomène FTS)

Autrement dit, selon l'hypothèse nulle, la situation de crise n'aurait aucune influence de plus sur le rendement boursier par rapport à la situation moyenne des marchés financiers. Ainsi, le fait d'être en situation de crise serait perçu comme un «bruit blanc», soit d'aucun intérêt afin de prévoir le rendement.

Selon H_{2a} , lors d'une période de crise financière, un mouvement concomitant caractériserait la relation entre le rendement de l'indice de marché et les rendements des huit banques. Les rendements boursiers bancaires augmenteraient donc suite à une augmentation du rendement de l'indice de marché. Alternativement, l'hypothèse H_{2b} sous-entendrait qu'une diminution du rendement de l'indice de marché influence positivement les rendements bancaires, et ce lors de périodes turbulentes sur les marchés, ce qui nous permettrait de conclure que ces titres servent de valeur refuge.

En comparant le coefficient de la variable représentant l'indice de marché sur toute la période avec le coefficient de cette même variable estimé spécifiquement lors de périodes de crise financière, il est possible d'en déduire le comportement des investisseurs. Tel que mentionné antérieurement, Brocato et Smith (2012) avancent que le phénomène peut être identifié à l'aide d'un changement temporaire dans la corrélation habituellement positive entre les deux types

d'actifs. Par ailleurs, Baur et Lucey (2009) précisent que le phénomène peut-être observé même si la corrélation est normalement négative. Ainsi, peu importe le signe du coefficient de l'indice de marché en temps régulier, une diminution de corrélation de la période régulière à la période de crise pourrait laisser sous-entendre un phénomène FTS (H_{2b}). À l'opposé, si les investisseurs s'éloignent des titres bancaires en période de crise financière, une variation de corrélation positive serait observée (H_{2a}).

3.2 Hypothèses principales

Ainsi, comme mentionné plus haut, les hypothèses principales sont formulées comme suit:

H_{20} : Lors d'une période de crise financière, il n'y a aucun lien entre l'indice de marché et le rendement boursier bancaire TBTF

H_{2a} : Un lien positif existe entre le rendement boursier bancaire TBTF et l'indice de marché en période de crise financière

H_{2b} : Un lien négatif caractérise la relation entre le rendement boursier bancaire TBTF et l'indice de marché en période de crise financière

3.3 Autres variables

3.3.1 Cycle économique

Afin d'identifier le comportement de refuge des investisseurs, l'indice boursier S&P 500 est utilisé pour représenter le marché américain des actions dans toutes les spécifications de la régression, tel que suggéré par Brocato et Smith (2012). Dans leur papier qui identifie et caractérise les épisodes de FTS sur le marché obligataire à travers le monde, Baele et al. (2013) investiguent le lien entre ces épisodes et les variables macroéconomiques. En suivant leur travail, le taux de chômage et le taux de croissance de la production industrielle ont été choisis sous différentes spécifications pour représenter le cycle économique (Baele, Bekaert, Inghelbrecht, & Wei, 2013). Notons que, contrairement à ces auteurs, nous avons choisi de ne pas inclure le taux de croissance du PIB réel puisque sa disponibilité sur une base trimestrielle était moins adaptée à la fréquence quotidienne de nos données. Puisque les banques américaines ont développé leurs

opérations à l'échelle internationale, nous avons ajouté aux indicateurs économiques le taux de change américain par rapport à un panier de devises jouant un rôle fondamental dans le commerce des États-Unis. Finalement, l'écart de crédit corporatif Baa-Aaa de Moody's a été ajouté comme indicateur avancé du cycle économique sous une quatrième spécification puisqu'il est disponible sur une base quotidienne, contrairement à l'indice de production industrielle et au taux de chômage. La partie suivante illustre l'intérêt d'employer ces variables comme proxy pour le cycle économique.

Tel que proposé extensivement dans la littérature, il existe une forte relation positive entre la performance économique d'un pays et le volume de capitaux transigé sur les marchés financiers (Huybens & Smith, 1999). L'indice S&P 500, qui représente fidèlement le marché boursier américain, demeure l'indicateur avancé qui reflète le mieux la solidité globale de l'économie (et plus particulièrement des marchés financiers, Brocato et Smith (2012)). Effectivement, le modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF) suggère que le niveau des prix sur les marchés des capitaux reflète les anticipations futures de l'économie, ce qui peut contribuer à prédire l'économie. De plus, l'effet de richesse⁴ veut que le prix des actions détermine l'activité économique (Comincioli, 1996).

Comme l'explique Bernanke (2012), la loi d'Okun (1965) décrit la relation entre le taux de chômage et la croissance du PIB réel. Plus spécifiquement, le taux de chômage subira une pression à la baisse si la croissance du PIB réel excède son potentiel sur la même période. De plus, les marchés financiers américains sont influencés par les rapports d'emploi publiés par le ministère du Travail. Ces données, même en étant retardées, renseignent fortement sur l'état de l'économie : une hausse imprévue de l'emploi entraîne habituellement une hausse du dollar américain.

Quant à lui, le taux de croissance de la production industrielle se trouve hautement sensible aux taux d'intérêt ainsi qu'à la demande des consommateurs. Avec le secteur de la construction, le

⁴ L'effet de richesse veut que les consommateurs dépensent plus et de manière disproportionnée suite à une augmentation de leur patrimoine.

secteur industriel représente l'essentiel de la production nationale. Ainsi, cette mesure renseigne sur l'évolution structurelle de l'économie américaine (Federal Reserve, 2018).

En suivant Baumeister et Kilian (2016), la moyenne pondérée de la valeur du dollar américain par rapport aux devises d'un ensemble de partenaires commerciaux majeurs des États-Unis (calculé par la FRED) s'avère pertinente pour notre analyse afin d'évaluer l'état de l'économie américaine, puisqu'elle reflète entre autres l'offre et la demande d'une devise par rapport aux autres (Baumeister & Killian, 2016). En effet, selon la parité de pouvoir d'achat, une hausse de la demande pour la monnaie étrangère combinée à une baisse d'offre pour la monnaie domestique fera déprécier le taux de change domestique jusqu'à ce que les prix du même bien s'égalisent. Lors de turbulences économiques aux États-Unis, les investisseurs étrangers fuient le marché, ce qui devrait faire déprécier le dollar par rapport aux autres devises. Puisque les grandes banques américaines ont développé leurs opérations à travers le monde et leurs investisseurs proviennent de partout, il est naturel de penser que la valeur du dollar influencera leurs revenus. Finalement, l'économie américaine compte des multinationales influentes qui ont quotidiennement recours au marché des devises. Le dollar américain est donc susceptible de représenter la force de l'économie américaine.

Finalement, Fama et French (1989) avancent que le rendement des obligations corporatives augmente et que l'écart de crédit Baa-Aaa tend à s'élargir lors de conditions économiques moroses (Guha & Hiris, 2002). De plus, Jaffee (1975) note que l'écart de crédit corporatif Baa-Aaa de Moody's est relié aux conditions macroéconomiques, sans pour autant avoir tendance à donner de faux signaux de récessions (Duca, 1999). D'ailleurs, cette mesure reflète précisément le risque de défaut associé aux ralentissements économiques, alors que l'écart Aaa-Treasury exprime davantage le risque de refinancement de la part des emprunteurs ainsi que le risque de liquidité.

Les hypothèses concernant le cycle économique sont exposées comme suit :

H_{30} : Il n'y a aucun lien entre le cycle économique et le rendement boursier bancaire TBTF

H_{3a} : Un lien positif existe entre le rendement boursier bancaire TBTF et le cycle économique

H_{3b} : Un lien négatif caractérise la relation entre le rendement boursier bancaire TBTF et le cycle économique

3.3.2 Prix du baril

Le prix du baril est ciblé de chocs provenant à la fois des consommateurs, des producteurs ainsi que des négociateurs de marché. Premièrement, une baisse du cours signifie un coût de production moindre pour les industries qui utilisent le pétrole comme intrant. En revanche, les États-Unis produisent davantage de pétrole qu'autrefois : une baisse du cours affecte donc aussi l'industrie pétrolière nationale. Bref, puisque les États-Unis importent plus de pétrole brut qu'ils en produisent, une baisse du prix du pétrole stimulerait donc davantage l'économie qu'elle ne la ralentit tout en améliorant le déficit commercial (Bloomberg, 2018).

H_{40} : Il n'y a aucun lien entre le prix du pétrole et la performance boursière bancaire TBTF

H_{4a} : Un lien positif existe entre le rendement boursier bancaire TBTF et le prix du pétrole

H_{4b} : Un lien négatif existe entre le rendement boursier bancaire TBTF et le prix du pétrole

En premier lieu, l'hypothèse alternative H_{4a} paraîtrait plausible dans la mesure où la part d'investissement des plus grandes banques américaines dans le secteur de l'énergie est non négligeable. Une baisse importante et inattendue du prix du baril mènerait donc à une hausse des prêts non performants associés aux compagnies pétrolières, augmentant ainsi les charges associées aux prêts dans le secteur de l'énergie, ce qui aurait pour effet de diminuer leur rendement directement. En deuxième lieu, si une baisse du prix du pétrole a pour effet d'affaiblir la qualité du portefeuille des banques, elle stimulerait par la même occasion la demande pour les produits financiers. Ainsi, une baisse du cours du baril pourrait avantager indirectement les banques qui détiennent une filiale commerciale majeure en moussant les ventes de cartes de crédit et de prêts hypothécaires (H_{4b}).

Le non-rejet de l'hypothèse nulle pourrait être expliqué par un mélange des deux. D'une part, une bonne diversification des portefeuilles détenus par les grandes banques ainsi qu'une couverture adéquate des prêts dans le secteur de l'énergie empêcherait les pertes occasionnées lors d'une

baisse de prix (qui va de pair avec une augmentation de demande de la part de leur clientèle). D'autre part, une hausse de prix occasionnerait une bonification du rendement des portefeuilles détenus, malgré une demande frêle pour les produits financiers vendus.

3.3.3 Or

Puisque l'or est considéré comme une valeur refuge, son prix reflète la confiance des opérateurs de marché concernant l'état de l'économie. Effectivement, les investisseurs se ruent sur l'or comme protection lors d'une crise économique, ou lors d'une période inflationniste (comme suite à une dépréciation importante du dollar).

H₅₀ : Il n'y a aucun lien entre le prix de l'or et la performance boursière bancaire TBTF

H_{5a} : Un lien positif existe entre le rendement boursier bancaire TBTF et le prix de l'or

H_{5b} : Un lien négatif existe entre le rendement boursier bancaire TBTF et le prix de l'or

Le non-rejet de l'hypothèse nulle pourrait être justifié par les résultats de Hood et Malik (2013): selon eux, l'or constitue un faible refuge lors de période de stress financier extrême (même s'il est caractérisé comme une bonne couverture en moyenne). Ainsi, les fluctuations du cours de l'or n'aideraient pas à prévoir les rendements boursiers des grandes banques américaines. De plus, si la propriété de refuge de l'or n'est déterminée qu'en période de stress extrême, il est possible que cette relation ne soit pas identifiée à l'aide de notre régression qui englobe la période dans son ensemble.

La propriété de refuge de l'or en période de crise est documentée de manière exhaustive par plusieurs auteurs (Jaffe, 1989; Baur et Lucey, 2010 ; Baur and McDermott, 2010 ; Coudert et Raymond, 2011). En considérant la relation négative entre les marchés financiers et le prix de l'or, l'hypothèse nulle serait rejetée au profit de l'hypothèse H_{5a}. Dans un tel cas, cette hypothèse s'enlignerait avec notre hypothèse principale : une période de stress financier générerait un afflux anormal envers les actions des plus grandes banques américaines ainsi que vers les fonds (ETF) qui répliquent le cours de l'or, ou bien directement vers des contrats à terme ou des options sur

l'or via le marché des matières premières. Ainsi, le phénomène FTS serait attribué au marché de l'or en plus du marché bancaire TBTF.

L'hypothèse H_{5b} pourrait tout autant être justifiée par les résultats de ces mêmes auteurs et viendrait appuyer notre hypothèse principale alternative H_{2b} . En effet, de tels résultats suggèreraient qu'en période de stress financier, les investisseurs ne se ruent pas vers les titres financiers des *G-SIBs*, mais s'en éloignent pour se ruer vers l'or.

3.3.4 Taux d'intérêt

Évidemment, les taux d'intérêt influencent directement l'épargne et l'investissement d'une économie. La modération du taux d'intérêt long terme se classe parmi les tâches principales de la Fed, qui conduit la politique monétaire dans le but de promouvoir le plein emploi et la croissance économique. Les investisseurs et les opérateurs de marchés suivent donc de près les taux d'intérêt puisque les marchés s'ajustent instantanément aux annonces non anticipées qui concernent le taux directeur ainsi qu'en fonction de l'anticipation des taux futurs. Une hausse imprévue des taux d'intérêt laisse généralement place à un marché baissier, puisque les consommateurs et les entreprises réduiront leur consommation suite à de telles nouvelles, ce qui freinera les bénéfices futurs.

H_{60} : Il n'y a aucun lien entre les taux d'intérêt et la performance boursière bancaire TBTF

H_{6a} : Un lien positif existe entre le rendement boursier bancaire TBTF et les taux d'intérêt

H_{6b} : Un lien négatif existe entre le rendement boursier bancaire TBTF et les taux d'intérêt

Flannery (1981) étudie l'impact des variations de taux d'intérêt sur la performance bancaire, et conclut que grâce à leurs opérations de couverture, les grandes banques peuvent se départir efficacement du risque de marché. Cette étude viendrait appuyer l'hypothèse nulle, soit qu'il n'existe aucun lien significatif entre les taux d'intérêt et la performance bancaire (Flannery, 1981).

En suivant les résultats de Flannery et James (1984) et de Lajeri et Dermine (1999), le rendement des titres des institutions financières devrait réagir suite aux variations de taux d'intérêt, puisque ces derniers influencent directement la rentabilité bancaire. Typiquement, plusieurs auteurs adhèrent à l'idée que la performance bancaire et les taux varient dans le même sens via les revenus d'intérêt nets, ce qui correspond à l'hypothèse H_{6a} (Demirgüç-Kunt et Huizinga, 1999). Par ailleurs, Hughes et Mester (1993) et Araten et Turner (2012) avancent que le coût des dépôts est moindre pour les institutions perçues comme étant TBTF. En suivant cette logique, les institutions pourraient profiter de leur statut privilégié pour ne pas transmettre une hausse de taux aux déposants tout en profitant de cette hausse via leurs produits vendus. De plus, Classens et al. (2017) suggèrent qu'en contexte de taux d'intérêt extrêmement bas, les banques seraient réticentes à abaisser le tarif sur dépôts suite à une baisse de taux, par peur de perdre leur clientèle. Ainsi, l'hypothèse H_{6a} pourrait être justifiée par cet effet asymétrique.

D'une part, l'hypothèse alternative H_{6b} pourrait être expliquée à l'aide d'une vision plus globale de l'économie: une hausse des taux d'intérêt aurait pour effet de freiner l'investissement au particulier comme aux entreprises, et donc des produits vendus par les banques. Puisque les marges d'intérêt net constituaient la source principale de revenus des *G-SIBs* (pour les périodes de 2005 à 2007 ainsi que de 2010 à 2012) selon la revue trimestrielle de septembre 2013 du *Bank for International Settlements*, une hausse du niveau des taux pourrait conséquemment freiner les bénéfices futurs et donc la valeur des titres financiers (Bank for International Settlements, 2013).

3.4 Hypothèses secondaires

Ainsi, les hypothèses secondaires sont formulées comme suit:

H_{30} : Il n'y a aucun lien entre le cycle économique et la performance boursière bancaire TBTF

H_{3a} : Un lien positif existe entre les rendements boursiers bancaires TBTF et le cycle économique

H_{3b} : Un lien négatif existe entre les rendements boursiers bancaires TBTF et le cycle économique

H₄₀ : Il n'y a aucun lien entre le prix du baril et la performance boursière bancaire TBTF
H_{4a} : Un lien positif existe entre les rendements boursiers bancaires TBTF et le prix du baril
H_{4b} : Un lien négatif existe entre les rendements boursiers bancaires TBTF et le prix du baril

H₅₀ : Il n'y a aucun lien entre le prix de l'or et la performance boursière bancaire TBTF
H_{5a} : Un lien positif existe entre les rendements boursiers bancaires TBTF et le prix de l'or
H_{5b} : Un lien négatif existe entre les rendements boursiers bancaires TBTF et le prix de l'or

H₆₀ : Il n'y a aucun lien entre les taux d'intérêt et la performance boursière bancaire TBTF
H_{6a} : Un lien positif existe entre les rendements boursiers bancaires TBTF et les taux d'intérêt
H_{6b} : Un lien négatif existe entre les rendements boursiers bancaires TBTF et les taux d'intérêt

4 Démarche méthodologique

4.1 Modèle économétrique initial

Stone (1974) postule que le rendement sur investissement d'un titre est aussi déterminé par le risque de taux d'intérêt. Il argumente qu'en investissant sur de multiples périodes, il est nécessaire de prendre en considération l'existence de créances à échéances variables. Effectivement, en détenant des obligations de différentes maturités, un investisseur peut se départir du risque idiosyncratique qui a trait à la courbe de taux. Un modèle à deux indices (*Two-Index Model*) permet donc le traitement simultané explicite de l'interdépendance entre le risque de taux d'intérêt et le risque lié aux actions. Lyngé et Zumwalt (1980) appliquent le modèle à deux indices de Stone aux titres des banques commerciales américaines, où $R_{e,t}$ correspond au rendement de l'indice regroupant les actions, et $R_{d,t}$ de l'indice de dette :

$$R_t = \alpha + \delta_e R_{e,t} + \delta_d R_{d,t} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

Ces auteurs testent la pertinence d'un indice de dette long terme ainsi que court terme (séparément et simultanément), et concluent que les titres long terme influencent davantage les rendements bancaires que les titres court terme. Le modèle qui sera employé pour mesurer la performance s'articule donc comme suit :

$$R_t = \alpha + \delta_m R_{m,t}^* + \delta_i INT_{iLT,t} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

Où R_t représente le rendement de l'indice bancaire, $R_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché, et $INT_{iLT,t}$ un indice de long terme d'obligations du Trésor américain. En suivant Sharpe et Cooper (1972) ainsi que Lloyd et Shick (1977), les rendements mensuels ont été calculés sans inclure les dividendes. Stone (1974) avance toutefois qu'on ne peut supposer que $Cov(INT_{iLT,t}, R_{m,t}) = 0$ sans avoir recours à l'orthogonalisation de l'indice de marché avec l'indice de dette. Tel que suggéré par l'auteur, nous avons construit une paire non corrélée telle que :

$$R_{m,t}^* \equiv R_{m,t} - \left[\frac{Cov(INT_{iLT,t}, R_{m,t})}{Var(INT_{iLT,t})} \right] * INT_{iLT,t} \quad (1.3)$$

4.2 Données

Afin de tester la présence de la protection implicite du gouvernement américain sur les actions, nous utiliserons un indice composé des huit banques d'importance systémique (G-SIBs) identifiées par le *Financial Stability Board* (FSB), soit JP Morgan Chase, Bank of America, Citigroup, Goldman Sachs, Wells Fargo, Bank of New York Mellon, Morgan Stanley et State Street. En accord avec le Comité de Bâle sur le contrôle bancaire et les autorités nationales, le FSB identifie chaque année une liste de banques qui doit respecter des exigences supplémentaires, telles que des ratios de capital tampon supérieurs (Financial Stability Board, 2017). De plus, suite à la crise de 2007, le secrétaire du Trésor de l'époque, Henry Paulson, a très fortement encouragé - si ce n'est pas forcé - la direction de ces mêmes huit banques à participer au programme de renflouement, qui était selon lui inévitable afin de « rétablir la confiance dans le système financier » (Associated Press, 2009).

En observant la corrélation entre les actions et les obligations, Baele et al. (2013) concluent que les épisodes de refuge sont généralement spécifiques à chaque pays et que seulement le quart de ces épisodes peuvent être caractérisés comme étant systémiques (Baele, Bekaert, Inghelbrecht, & Wei, 2013). Dans le cadre du présent travail de recherche, nous baserons notre analyse sur ces mêmes événements, puisqu'ils sont d'importance systémique et coïncident avec notre définition de FTS. Ainsi, les périodes de refuge identifiées par les auteurs et caractérisant un afflux financier des actions vers les obligations du Trésor américain peuvent se transposer au marché bancaire. Effectivement, les deux types de titres financiers (obligations et actions bancaires TBTF) comportent tous les deux une protection gouvernementale, qui est valorisée par les investisseurs, qu'elle soit implicite ou explicite.

Nous porterons une attention spéciale au krach boursier de 1987, à la crise financière russe de 1998 et à l'effondrement de la banque d'investissement Lehman Brothers en 2008. Puisque Baur et Lucey (2009) suggèrent que les périodes de refuge correspondent à de très courtes périodes, le mois d'octobre 1987, de la mi-août à la mi-septembre 1998 et de la mi-septembre à la mi-octobre 2008 seront examinés (voir l'annexe A pour une description détaillée des événements).

La période analysée s'étend de 1985 à 2015 puisque l'industrie bancaire américaine a subi une transformation extrême dans les années 1980-1990 qui a changé la nature des institutions. Ainsi, il est pertinent d'examiner la période depuis l'émergence de l'effet TBTF. De plus, la disponibilité de certaines variables macroéconomiques a contraint le début de l'analyse à la fin de 1985. Les données macroéconomiques sont tirées de la FRED (tels le proxy pour le prix du pétrole, le prix des bons du Trésor 3 mois ainsi que des obligations du Trésor 7 ans, le taux de change, le taux de chômage, l'écart d'obligations corporatives de Moody's Baa-Aaa et l'indice de production industrielle) alors que les variables financières (tels le rendement des actions des banques, le rendement de l'indice S&P 500, le rendement de l'indice qui reflète les taux d'intérêt américains long terme et le prix spot de l'or) proviennent de Bloomberg.

4.3 Inclusion des variables au modèle

Dans le cadre du présent travail, une composante qui capte le cycle économique ECO est intégrée au modèle initial de Stone (1974) sous différentes spécifications. En plus d'inclure en tout temps l'indice du marché S&P 500, le taux de chômage (1) ainsi que le taux de croissance de la production industrielle (2) sont utilisés comme proxy pour le cycle économique dans différentes spécifications. Nous avons ajouté aux indicateurs ECO le taux de change américain (3) par rapport à un panier de devises jouant un rôle fondamental dans le commerce américain dans une troisième spécification. Finalement, l'écart corporatif Baa-Aaa (4) a été ajouté comme indicateur avancé du cycle économique dans une quatrième spécification. La partie qui suit renseigne sur les manipulations effectuées sur les variables introduites dans le modèle.

4.3.1 S&P 500

Tel que suggéré dans le modèle initial de Stone (1974), un indice qui capte exhaustivement le marché boursier américain est intégré dans la régression. Reflet de la santé économique, l'indice S&P 500 est effectivement considéré comme étant un indicateur avancé des bénéfices futurs des entreprises qu'il comprend. Comme l'auteur, le rendement a été calculé à l'aide de données quotidiennes en excluant les dividendes. Sharpe et Cooper (1972) avancent que lorsqu'il s'agit de mesurer la performance, il importe de considérer le rendement en intégralité, c'est-à-dire l'appréciation de capital ainsi que les dividendes. Néanmoins, ils notent que la plupart de la variation de rendement est attribuée à l'appréciation en capital puisque le rendement en dividende reste constant à travers le temps. Alors, les auteurs ne considèrent que l'appréciation en capital dans leur calcul du rendement. Dans leurs études qui se penchent sur la performance des banques commerciales américaines, Lloyd et Shick (1977) ainsi que Lynge et Zumwalt (1980) excluent également les dividendes du calcul comme suit :

$$R_{m,t} = \frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} \quad (1.4)$$

4.3.2 Taux de chômage

Le taux de chômage mensuel désaisonnalisé a été inclus dans la première spécification de la régression puisqu'il représente l'économie de manière fortement contracyclique. Puisque les données par rapport à l'emploi suivent de près le cycle économique et réagissent en fonction de celui-ci, les variations du taux de chômage mensuel ont été retardées d'un mois :

$$ECO_{ch\hat{m},t} = \frac{CH\hat{M}_t - CH\hat{M}_{t-1}}{CH\hat{M}_{t-1}} \quad (1.5)$$

4.3.3 Production industrielle

En s'inspirant de Fama et French (1989), Chen (1991), Estrella et Hardouvelis (1991), la production industrielle désaisonnalisée est utilisée comme proxy du cycle économique en substitut du taux de chômage. La variation de l'indice de production du secteur industriel sur une base mensuelle a été intégrée dans la deuxième spécification de la régression comme variable ECO.

$$ECO_{PI,t} = \frac{PI_t - PI_{t-1}}{PI_{t-1}} \quad (1.6)$$

4.3.4 Taux de change

Dans son modèle multifacteur, Jorion (1991) inclut la composante des mouvements du taux de change en suggérant que l'ouverture de l'économie américaine a renforcé le rôle du taux de change sur le rendement boursier des compagnies nationales. Tout comme lui, nous incluons dans notre analyse la variation du taux de change américain par rapport à un panier de devises pondérées par les monnaies les plus impliquées dans le commerce extérieur. Créé par la Fed, cet indice regroupe notamment l'euro, le dollar canadien, le yen, la livre sterling, le franc suisse, le dollar australien ainsi que la couronne suédoise. Ainsi, puisqu'il représente la valeur en devises

étrangères du dollar américain, une variation positive de l'indice suppose une appréciation du dollar par rapport aux autres monnaies. Le taux de change est substitué au taux de chômage dans la troisième spécification de la variable ECO. En ce qui a trait aux manipulations, nous nous inspirons des travaux qui estiment l'effet du risque d'intérêt, de change et de marché sur le rendement des titres bancaires américains (Chamberlain, Howe, & Popper, 1997) (Wetmore & Brick, 1994). Ainsi, la fréquence du taux de change est journalière :

$$ECO_{change,t} = \frac{CHANGE_t - CHANGE_{t-1}}{CHANGE_{t-1}} \quad (1.7)$$

4.3.5 Écart de crédit corporatif

Contrairement aux deux premiers proxys qui reflètent le cycle économique, l'écart de crédit Aaa-Baa par Moody's offre l'avantage d'être un indicateur coïncident et disponible sur une base journalière, tout comme le taux de change. La variation de la différence entre le rendement des deux types d'obligations corporatives a été calculée et incluse sous une quatrième spécification :

$$ECO_{spread,t} = \frac{(Baa-Aaa)_t - (Baa-Aaa)_{t-1}}{(Baa-Aaa)_{t-1}} \quad (1.8)$$

4.3.6 Taux d'intérêt

Tel que proposé par Stone (1974), un indice qui capte les mouvements de taux du marché obligataire est inclus dans le modèle. En s'inspirant des travaux de Flannery et James (1984) qui s'interrogent sur la sensibilité au taux d'intérêt du rendement des actions ordinaires d'institutions financières, nos données sont estimées à l'aide de la variation journalière du rendement des bons du Trésor américain de maturité constante de 7 ans nouvellement émis, et ce dans toutes les spécifications du modèle :

$$INT_{iLT,t} = \frac{I_{iLT,t} - I_{iLT,t-1}}{I_{iLT,t-1}} \quad (1.9)$$

Selon Stone (1974), l'inclusion d'un indice qui comprend différentes maturités permet de mesurer précisément la composante systématique du risque d'intérêt. En effet, en détenant une gamme d'échéances différentes, l'investisseur se départit du risque de variation dans la structure à terme de taux (qu'il appelle «pure twist»). Ainsi, seul le risque de changement de niveau est supporté par l'investisseur. Dans leurs études qui mesurent le rendement des banques commerciales en fonction de leur sensibilité au taux d'intérêt, Lynge et Zumwalt (1980) ainsi que Kwan (1991) ont choisi de représenter la variable à l'aide d'un portefeuille d'obligations gouvernementales dont l'échéance moyenne est de 20 ans, puisque leur indice long terme était nettement plus significatif que leur indice court terme. Ainsi, l'indice Bloomberg Barclays US Long Treasury a été choisi pour représenter les taux d'intérêt dans une cinquième spécification puisqu'il mesure la performance du marché obligataire du gouvernement américain⁵. L'indice est constitué d'obligations émises par le gouvernement d'une échéance supérieure à 10 ans. La fréquence des données est journalière:

$$INT_{i_{TLT},t} = \frac{I_{i_{TLT},t} - I_{i_{TLT},t-1}}{I_{i_{TLT},t-1}} \quad (1.10)$$

4.3.7 Prix du baril

Concernant le lien entre les chocs de prix du pétrole et l'activité des marchés financiers, de nombreux auteurs utilisent un indice de prix à la production comme proxy pour le cours du pétrole (Jones et Kaul, 1996; Sadorsky, 1999; Park et Ratti, 2008; Chen, Roll et Ross, 1986). Ainsi, le *producer price index for fuels and related products* reflète les tendances des prix d'un ensemble constant de biens qui représente la production totale de l'industrie (Bureau of Labor Statistics, 2018). L'indice, inclus dans toutes les spécifications, est récolté sur une base mensuelle et est transformé comme suit, tel que proposé par ces mêmes auteurs:

$$P_t = \frac{PPI_t - PPI_{t-1}}{PPI_{t-1}} \quad (1.11)$$

⁵ L'indice choisi n'élimine pas complètement l'effet «pure twist» dans la courbe de taux tel que décrit par Stone (1974) puisque les échéances comprises dans l'indice varient de 10 à 30 ans.

4.3.8 Prix de l'or

Comme proposé par Hood et Malik (2013), le prix journalier d'une once troy en dollar américain transigée sur le New York Mercantile Exchange Futures Market (COMEX) est utilisé comme proxy pour l'or. En effet, même si le volume échangé sur le marché OTC de Londres est dix fois supérieur, le marché de New York joue un rôle incomparable dans la détermination du prix de l'or (Hauptfleisch, Putnins, & Lucey, 2016). Ainsi, la variation quotidienne du prix spot est incluse dans toutes les spécifications de la régression, où t correspond à un jour:

$$O_t = \frac{or_t - or_{t-1}}{or_{t-1}} \quad (1.12)$$

4.4 Mesure de rendement

4.4.1 Mesure de performance ajustée pour le risque

Modigliani et Modigliani (1997) contribuent à la littérature financière en avançant que le portefeuille et l'indice de référence doivent être comparés sur la même base ajustée pour le risque afin de tirer des conclusions fondées sur leur performance. Ainsi, ils proposent que le portefeuille initial soit sur ou sous-endetté à l'aide d'un actif sans risque (Muralidhar, 2005). Le portefeuille ajusté pour le risque avec un rendement RAP (ou *risk-adjusted performance*) de Modigliani et Modigliani (1997) est défini comme étant le rendement du portefeuille initial moins le taux sans risque, le tout multiplié par le facteur de risque $\frac{\sigma_B}{\sigma_i}$:

$$RAP = \frac{\sigma_B}{\sigma_i} (R_p - R_F) + R_F \quad (2.2)$$

où $\frac{\sigma_B}{\sigma_i}$ correspond au ratio de l'écart-type de l'indice de référence par rapport à l'écart-type du fonds évalué (Muralidhar, 2005). De plus, cette transformation facilite l'interprétation puisque la performance est exprimée en points de base. Dans le cadre du présent travail de recherche,

l'indice de référence correspond à l'indice de marché S&P 500 et la mesure de performance ajustée pour le risque prend cette forme:

$$RAP_t = \frac{\sigma_{M,t}}{\sigma_t} (R_t - R_{F,t}) + R_{F,t} \quad (2.3)$$

où $\frac{\sigma_{M,t}}{\sigma_t}$ correspond au ratio de l'écart-type de l'indice S&P 500 par rapport à l'écart-type de l'indice pondéré en fonction de la capitalisation boursière historique des 8 banques sélectionnées. Les écart-types ont été calculés à l'aide d'une moyenne sur une année entière de données journalières. R_t correspond au rendement journalier de l'indice créé, alors que $R_{F,t}$ représente le rendement journalier des bons du Trésor 3 mois, ce qui est normalement utilisé comme taux sans risque lors de l'évaluation de la performance des fonds communs de placement (Scholz & Wilkens, 2005).

Scholz et Wilkens (2005) altèrent la mesure RAP en utilisant une mesure de risque du marché (MRAP). En supposant que le risque idiosyncratique du portefeuille d'actions bancaires est diversifié complètement, la mesure MRAP n'incorpore que le risque systématique, soit le risque restant:

$$MRAP_t = \frac{\beta_{M,t}}{\beta_t} (R_t - R_{F,t}) + R_{F,t} \quad (2.4)$$

Où $\frac{\beta_{M,t}}{\beta_t}$ correspond au ratio du risque systématique $\beta_{M,t}$ des rendements journaliers de l'indice S&P 500 par rapport au risque systématique β_t des rendements journaliers de l'indice créé avec les banques d'importance systémique. Tout comme les écart-types, le coefficient bêta a été calculé à l'aide d'une moyenne mobile des données de l'année précédente⁶. À cet effet, le facteur d'endettement peut être ajusté à l'aide d'un bêta correspondant au marché (donc d'une unité) :

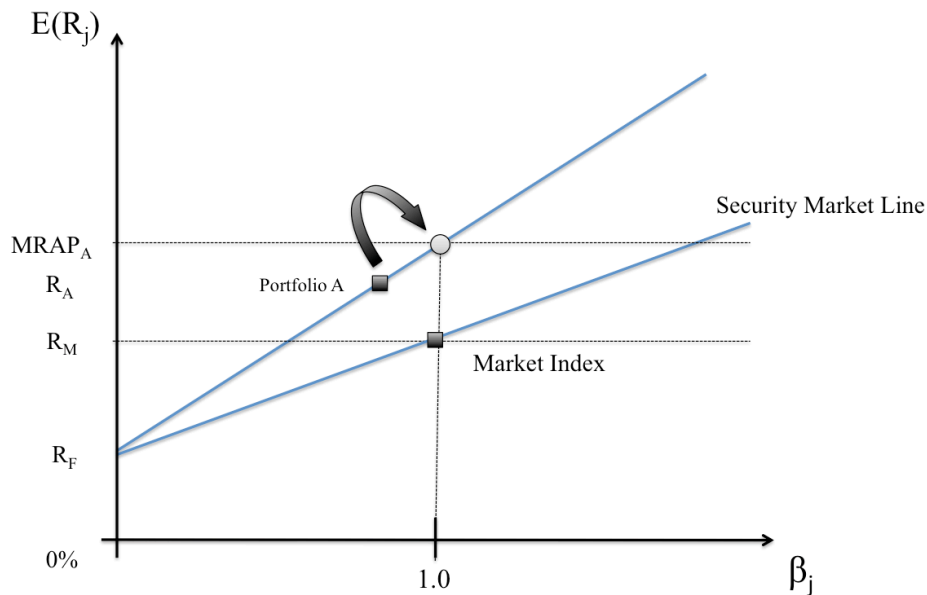
⁶ Le β_t a été calculé selon la méthode du MÉDAF, c.-à-d. : $\beta_t = \frac{cov(R_t, R_{M,t})}{\sigma^2_{M,t}}$

$$MRAP_t = \frac{1}{\beta_t} (R_t - R_{F,t}) + R_{F,t} \quad (2.5)$$

Ainsi, le portefeuille initial est sous ou surendetté afin d'atteindre un bêta d'une unité. Dans le cas d'un fonds systématiquement plus risqué que le marché ($\beta > 1$), cette procédure peut être interprétée comme la vente fictive d'une fraction du fonds investie dans l'actif sans risque. Similairement, si le risque systématique du fonds est inférieur à l'indice de marché ($\beta < 1$), cet ajustement correspond à l'octroi d'un prêt fictif au taux sans risque investi dans une fraction du fonds (Muralidhar, 2005). Cette mesure permet donc d'évaluer la performance de l'échantillon de banques si celles-ci avaient encouru le même niveau de risque systématique que l'indice de marché.

La figure 1 ci-dessous illustre la mesure MRAP telle que reprise par Scholz et Wilkens (2005).

Figure 1: Interprétation de la mesure MRAP



Dans la figure ci-dessus, le portefeuille A est moins risqué que l'indice de marché. Par conséquent, il doit subir un ajustement de risque à la hausse.

4.5 Modèle économétrique final

La première étape du travail consiste donc à analyser la performance de l'indice TBTF sur une base ajustée pour le risque systématique ainsi que pour le risque total. Par la suite, différentes spécifications d'une régression effectuée sur trois variables dépendantes (avec ou sans ajustement pour le risque) nous permettront de tirer des conclusions sur les propriétés de refuge des titres disposant de la protection implicite.

Ainsi, le modèle principal prend la forme suivante :

$$R_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{i,LT,t} + \delta_E ECO_t + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

où R_t correspond au rendement de notre indice bancaire (sans ajustement pour le risque), $INT_{i,LT,t}$ à notre baromètre des taux d'intérêt à long terme, approximé par le rendement des obligations du Trésor américain à échéance de 7 ans (orthogonalisé avec le rendement de marché $R^*_{m,t}$), P_t au rendement mensuel de l'indice de production du pétrole et O_t au rendement du cours spot de l'or sur le marché COMEX. La variable ECO représente le cycle économique via le taux de chômage. De plus, nous sommes conscients que les huit banques TBTF sont comprises dans l'indice de marché S&P 500, mais avons choisi de l'ignorer puisqu'elles occupent moins de 7%⁷ de sa composition – leur effet est donc négligeable. Une variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$ combine le rendement de l'indice de marché ainsi qu'une variable dichotomique qui identifie les crises boursières. La variable dichotomique D_{it} est définie comme suit :

$i = 1, 2$ ou 3 où i représente une période de crise boursière dans la série temporelle qui s'étend du 19 décembre 1985 au 31 décembre 2015⁸.

t = un indice temporel correspondant à un jour pour chaque observation

Par exemple, pour un jour particulier :

⁷ Calculs de l'auteur.

⁸ Une description des crises est présentée à l'annexe A.

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si le jour est inclus dans un des trois intervalles de crise} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Ainsi, selon l'hypothèse nulle principale énoncée plus haut, les investisseurs n'exploitent pas les propriétés de refuge des titres bancaires ($H_{20} : \varphi_i = 0$), puisqu'il n'y a aucune modification de la corrélation initiale δ_m . Alternativement, un coefficient négatif nous permettrait de démontrer l'existence de FTS dans le marché des actions bancaires, puisqu'il suggérerait un afflux du marché boursier vers les titres bancaires des banques majeures.

5 Résultats

5.1 Résultats préliminaires

Tableau 1.1 : Moyenne des mesures de performance bancaire⁹

| Variables | Rendement | RAP | MRAP | $\beta_{i,t}$ | Écart-type des rendements journaliers |
|---------------------|-----------|----------|----------|---------------|---------------------------------------|
| Indice Banques TBTF | 0,07448% | 0,04219% | 0,05821% | 1,33 | 0,0239046 |
| S&P 500 | 0,03884% | 0,03884% | 0,03884% | 1 | 0,0115138 |

Tel que rapporté dans le tableau 1.1, les résultats préliminaires suggèrent que pour la période du 19 décembre 1985 au 31 décembre 2015, l'indice qui rassemble les huit banques considérées comme étant TBTF génère en moyenne des rendements supérieurs à l'indice de marché, et ce même après avoir ajusté pour le risque total ainsi que pour le risque systématique. Rappelons que :

⁹ Les rendements ont été calculés sur une base quotidienne.

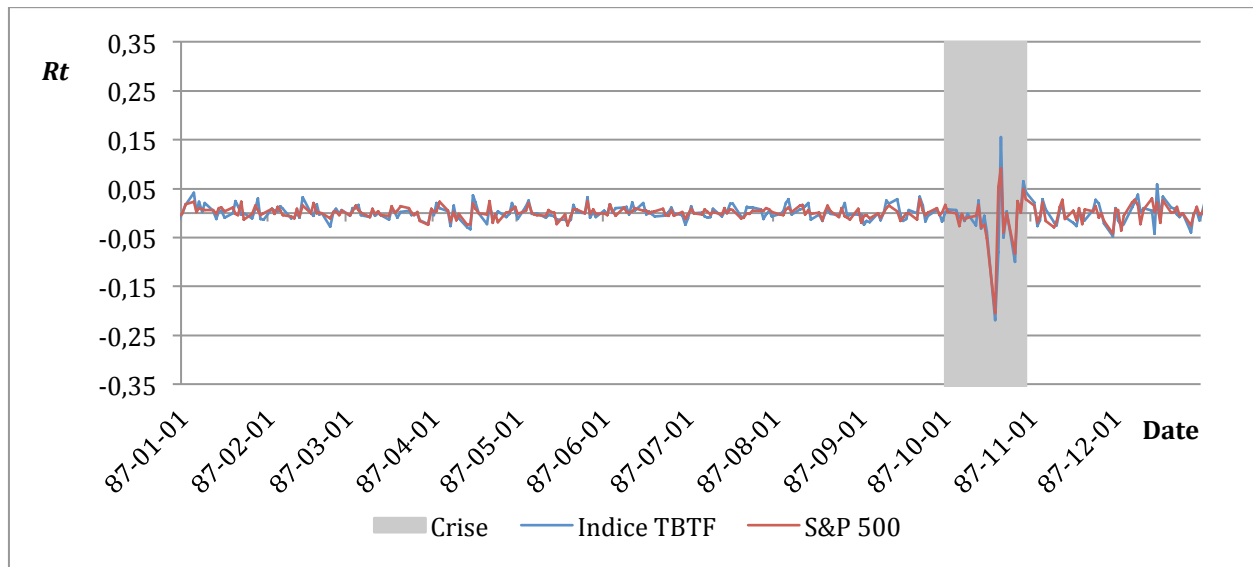
$$RAP_t = \frac{\sigma_{M,t}}{\sigma_t} (R_t - R_{F,t}) + R_{F,t} \quad (2.3)$$

$$MRAP_t = \frac{1}{\beta_t} (R_t - R_{F,t}) + R_{F,t} \quad (2.5)$$

Ces résultats concordent avec la mesure de risque systématique $\beta_{i,t}$, puisque ces banques encourent plus de risque que le marché. Ainsi, même après avoir ajusté pour le risque, les banques américaines TBTF performant mieux sur la bourse à long terme.

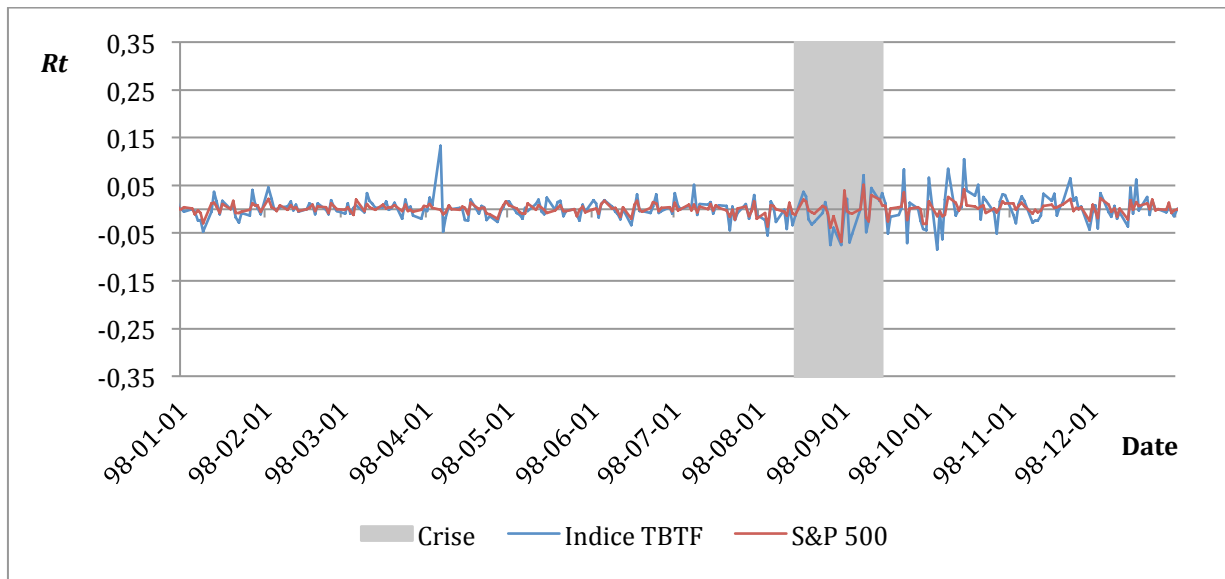
Dans cet ordre d'idée, les graphiques suivant montrent l'évolution du rendement de l'indice bancaire ainsi que de l'indice de marché précisément pour 1987, 1998 et 2008, avec les périodes de crises ombragées¹⁰.

Graphique 1.1 : Rendements associés au krach boursier d'octobre 1987

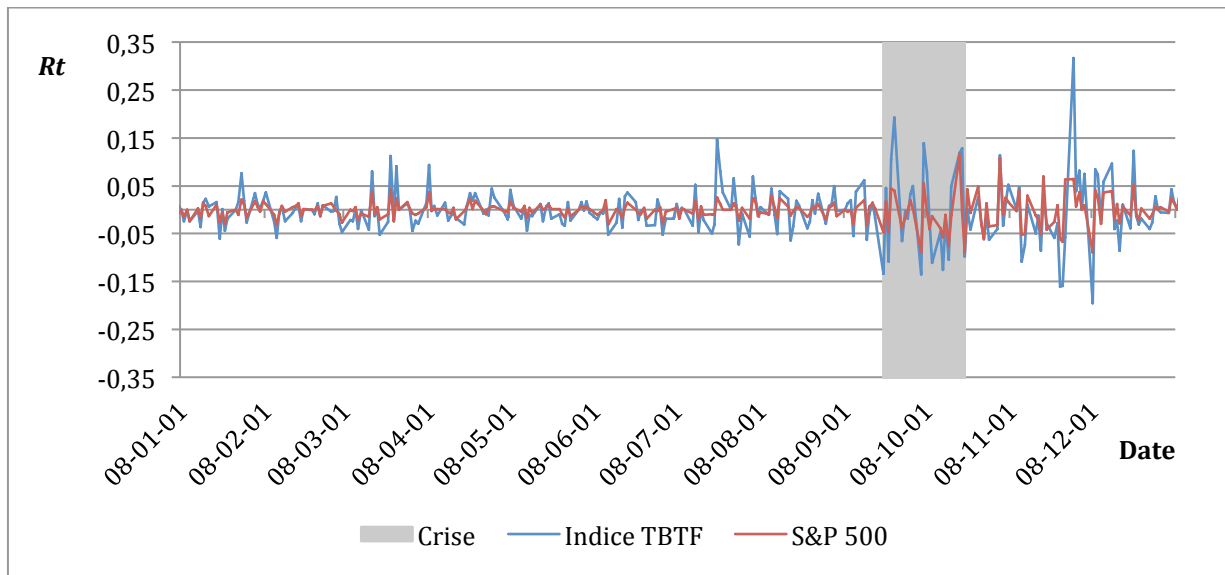


¹⁰ Les rendements ont été calculés pour une période de détention journalière (HPR).

Graphique 1.2 : Rendements associés à la crise russe de 1998



Graphique 1.3 : Rendements associés à l'effondrement de Lehman Brothers



Ces évènements sont définis par Baele et al. (2013) comme étant des crises majeures de portée internationale et coïncident avec une augmentation de l'indicateur VIX et une baisse de la confiance des consommateurs américains.

Le tableau 1.2 présente les inférences statistiques préliminaires pertinentes pour notre hypothèse principale et la régression principale prend la forme qui suit :

$$R_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{i,t} + \delta_{ER} ECO_t + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Tableau 1.2 : Description des variables des spécifications principales et alternatives

$$R_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{i,t} + \delta_{ER} ECO_t + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

| Variables | Description | Moyenne | Écart-type |
|---------------------|--|----------------|-------------------|
| R_t | Rendements journaliers de l'indice TBTF (Bloomberg) | 0,07448% | 2,39046% |
| $R^*_{m,t}$ | Rendements journaliers de l'indice S&P 500 orthogonalisés à $INT_{i,TLT,t}$ (Bloomberg) | 0,03884% | 1,15138% |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | Interaction entre l'indice S&P 500 orthogonalisé à $INT_{i,TLT,t}$ et une variable dichotomique indiquant les jours de crises | -0,00916% | 0,42431% |
| $INT_{i,TLT,t}$ | Rendements journaliers de l'indice obligataire Barclays US Long Treasury d'une échéance moyenne de 20 ans (Bloomberg) | -0,25647% | 1,62309% |
| $INT_{i,LT,t}$ | Rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans nouvellement émis (FRED) | -0,01282% | 1,77876% |
| $ECO_{ch\hat{m},t}$ | Variation en % du taux de chômage mensuel désaisonnalisé et retardé d'un mois (FRED) | -0,06034% | 2,61566% |
| $ECO_{PI,t}$ | Variation en % de l'indice de production industrielle mensuel désaisonnalisé (2012=100; FRED) | 0,16277% | 0,62379% |
| $ECO_{change,t}$ | Variation en % du taux de change du dollar américain par rapport à un panier de devises impliquées dans le commerce extérieur américain (FRED) | -0,00334% | 0,42652% |
| $ECO_{spread,t}$ | Variation en % de l'écart de crédit corporatif Baa-Aaa (FRED) | 0,01521% | 2,03159% |
| P_t | Variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes (FRED) | 0,20728% | 4,11328% |
| O_t | Variation en % du prix spot de l'or en USD (Bloomberg) | 0,0201% | 1,00303% |

5.2 Analyse statistique

La présente section met en lumière les estimations du modèle économétrique sous différentes spécifications. Toutefois, quelques propriétés statistiques doivent être discutées au préalable avant de pouvoir tirer des conclusions sur le comportement des investisseurs. D'abord, la multicolinéarité entre les variables indépendantes est examinée. Ensuite, les problèmes potentiels d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation sont abordés, et la stationnarité est testée.

5.2.1 Multicolinéarité

Lorsque deux variables indépendantes d'une régression se trouvent trop fortement corrélées, les conclusions de l'analyse peuvent être limitées, voire erronées. Stone (1974) avance effectivement que dans son modèle, on ne peut assumer que la covariance entre l'indice obligataire ainsi que l'indice de marché est nulle. En suivant ses recommandations ainsi que celles de Lyngé et Zumwalt (1980) et de Flannery et James (1984), nous avons recouru à une procédure d'orthogonalisation en construisant une paire non corrélée telle que :

$$R_{m,t}^* \equiv R_{m,t} - \left[\frac{\text{Cov}(INT_{iLT,t}, R_{m,t})}{\text{Var}(INT_{iLT,t})} \right] * INT_{iLT,t} \quad (1.3)$$

Ainsi, le problème est réglé – du moins partiellement. Comme soutenu dans les hypothèses, l'or sert de refuge en période de contraction économique. La corrélation entre la variable du cours de l'or ainsi que le proxy du cycle économique peut donc potentiellement poser problème. Afin de détecter la présence de corrélation entre ces variables, le calcul du VIF (variance inflation factor) a été effectué sur la régression principale. Effectivement, si les écart-types – et les variances par la même occasion - des coefficients estimés sont gonflées, des problèmes de colinéarité peuvent survenir. Les résultats du test effectué sur la régression principale sont reportés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 1.3 : Facteurs de variance gonflée de la régression principale

| Variable | VIF | 1/VIF |
|-------------------|------|--------|
| $R^*_{m,t}$ | 1,17 | 0,8645 |
| $R^*_{m,t}D_{it}$ | 1,16 | 0,8571 |
| $INT_{iLT,t}$ | 1,01 | 0,9879 |
| $ECO_{chôm,t}$ | 1,0 | 0,9963 |
| P_t | 1,01 | 0,9938 |
| O_t | 1,01 | 0,9879 |

En règle générale, un VIF de plus de 5 devrait être source de préoccupation (Hair Jr, Hult, Ringle, & Sarstedt, 2016). Les valeurs du tableau 1.3 ne donnent donc pas lieu de s'inquiéter : il ne semble pas y avoir présence de multicolinéarité. Par prudence, nous avons effectué le calcul du VIF sur les autres spécifications de la régression. Ces résultats sont reportés à l'annexe B et sont en ligne avec les constats précédents, c.-à-d. l'absence de multicolinéarité.

5.2.2 Hétéroscédasticité

Afin de tenter de surmonter les problèmes potentiels causés par l'autocorrélation ainsi que l'hétéroscédasticité des termes d'erreurs, nous avons de front estimé les écart-types robustes Newey-West. Wooldridge avance effectivement que l'estimation d'écart-types HAC (heteroscedasticity and autocorrelation consistent) est valide même lorsqu'il y a absence d'autocorrélation, et ce dans le cas où l'échantillon est assez grand, ce qui est notre cas. Par conservatisme, nous avons choisi de nous appuyer sur les résultats asymptotiques de ces estimateurs puisque nous travaillons avec des données quotidiennes sur 29 ans. Notons qu'en plus, les données temporelles en macroéconomie sont fréquemment sujettes à une corrélation sérielle (Kacapyr, 2015), ce qui justifie l'estimation Newey-West.

De par cette procédure, les coefficients trouvés auparavant par moindres carrés ordinaires (MCO) ne changent pas : seuls les écart-types (et donc les tests statistiques) sont corrigés. De cette façon, les écart-types deviennent consistantes : celles-ci sont estimées pour chaque spécification de la

régression. Nous avons choisi le nombre de retards maximal en nous basant sur les recommandations de Wooldridge par rapport à la taille de notre échantillon ainsi que la fréquence de nos données (Wooldridge, 2016).

5.2.3 Stationnarité

Dans les dernières décennies, une attention particulière a été portée à la présence de racines unitaires dans les séries temporelles de variables macroéconomiques (Libanio, 2005). Pour cette raison, un test de Dickey-Fuller augmenté (1979) a été effectué sur nos variables de taux de chômage, de taux de change et de production industrielle. Aucune racine unitaire n'a été détectée, ces variables sont donc stationnaires.

5.3 Estimation des équations

L'analyse de nos séries temporelles est basée sur la méthode d'estimation par MCO. Aussi, tel que mentionné plus haut, les écart-types robustes HAC ont été estimés à chaque spécification de la régression. Puisque les régresseurs sont tous linéairement indépendants, les coefficients obtenus par MCO demeurent valides.

5.3.1 Régression principale

Le tableau 1.4 montre l'estimation de la première spécification du modèle principal. Le coefficient δ_m est positif et significatif au seuil d'1%, ce qui signifie que les rendements boursiers bancaires TBTF et les marchés financiers sont directement liés à long terme. Ces résultats sont cohérents avec la plupart des recherches empiriques qui relient la performance bancaire à la santé des marchés financiers (Berk, 1998; Bikker et Hu, 1998; Cole et al., 2008).

En ce qui a trait à notre hypothèse principale, le coefficient φ_i est significativement négatif au seuil de 10%. De par ces résultats, il est possible de déduire que les titres américains des banques considérées comme étant TBTF servent de valeur refuge pour les investisseurs, et ce en période

de crise financière (soit notre hypothèse principale H_{2b}). Si l'on désire analyser la significativité économique de la variable $R^*_{m,t}D_{it}$, il suffit de regarder l'ampleur et le signe du coefficient estimé (Wooldridge, 2016). Notre modèle prédit que, précisément lors d'une crise, une variation des rendements de l'indice de marché de -4,6533% aura pour effet d'augmenter les rendements bancaires de +1%, comparativement à la période sans crise, *ceteris paribus*. Puisque cette dernière interprétation semble réaliste, il est possible de conclure que la variable d'interaction est économiquement significative. Effectivement, lors d'une crise, la corrélation habituellement positive et stable δ_m entre les deux types de titres financiers est altérée et diminuée, ce qui se reflète par le coefficient φ_i .

Par ailleurs, le coefficient δ_i exprime la relation positive significative au seuil d'1% entre les taux d'intérêt long terme et les rendements bancaires TBTF. La littérature adhère généralement à l'idée que le rendement des titres bancaires réagit positivement aux variations de taux, puisque ces dernières influencent la profitabilité bancaire via les revenus d'intérêt nets (Demirgüç-Kunt et Huizinga, 1999).

En se penchant maintenant sur le taux de chômage, le coefficient δ_E est non significatif. Un tel résultat peut s'expliquer par le choix du proxy qui reflèterait inadéquatement le cycle économique, par la capacité des banques à bien anticiper la conjoncture ou simplement par une relation non flagrante entre le taux de chômage et les rendements TBTF. Afin de vérifier la validité du proxy, nous avons estimé la relation à l'aide de différents indicateurs du cycle économique sous la section tests de robustesse, notamment avec deux proxys disponibles sur une base quotidienne.

Ensuite, il n'existe aucun lien significatif entre le prix du pétrole et les rendements bancaires, tel qu'exprimé par le coefficient δ_p . Ceci peut s'expliquer par la dualité producteurs/importateurs qui caractérise la place de l'industrie du pétrole dans l'économie américaine. Effectivement, tel qu'évoqué précédemment, une baisse importante et inattendue du cours du pétrole pourrait d'un côté diminuer le retour sur investissements des prêts des institutions financières alloués dans le secteur de l'énergie. D'un autre côté, cette même baisse pourrait affecter la performance bancaire de manière indirecte, soit via la confiance des consommateurs (ou «consumer sentiment»). Suite

à un sentiment favorable quant aux perspectives économiques futures, on observerait une augmentation de la demande pour les produits financiers. Un effet nul (ou du moins non significatif) au net pourrait en découler. Par ailleurs, le président de la Réserve fédérale de St-Louis, James Bullard, explique qu'un choc négatif du prix du pétrole a un effet plus neutre que par le passé (Liesman, 2018). La modification de la relation entre le prix du baril et l'économie américaine sur la période étudiée peut donc aussi expliquer la non-significativité du coefficient δ_p , puisque les Américains produisent davantage de pétrole qu'autrefois.

Finalement, pour ce qui est de l'or, le coefficient δ_o est négatif et significatif à un seuil de 10% : les rendements bancaires TBTF et le prix de l'or varient dans un sens opposé à long terme. Puisque l'or est aussi considéré comme valeur refuge (Boscaljon & Clark, 2013), nous investiguons de plus belle sa relation avec les rendements bancaires précisément lors de crise financière sous une sixième et dernière spécification alternative.

Tableau 1.4 : Estimation du modèle n°1

$$R_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{m},t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Où R_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{ch\hat{m},t}$ la variation en % du taux de chômage mensuel, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|--------|
| α | 0,0002 | 0,0002 | 0,213 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,4527*** | 0,1046 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,2149* | 0,1279 | 0,093 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,2350*** | 0,0266 | 0,000 |
| $ECO_{ch\hat{m},t}$ | -0,0023 | 0,0056 | 0,679 |
| P_t | -0,0038 | 0,0050 | 0,448 |
| O_t | -0,0750* | 0,0399 | 0,060 |
| Nombre d'observations | | 7 836 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4841 | |

Les deux prochains tableaux montrent les résultats de la régression principale, mais cette fois en ajustant notre variable dépendante pour le risque total (modèle 2, tableau 1.5) et pour le risque de marché (modèle 3, tableau 1.6).

A cet égard, le modèle 2 explique un peu mieux la distribution des données : le R^2 ajusté passe de 0,4841 à 0,4942. Le test F simultané révèle que les modèles 2 et 3 sont encore une fois bien spécifiés ($\text{Prob} > F = 0,000$). De plus, le tableau 1.5 révèle que le coefficient φ_i devient significatif au seuil de 1% après ajustement pour le risque total, alors qu'il frôlait le seuil de 10% sans ajustement pour le risque. La magnitude du coefficient φ_i augmente également, celui-ci devient encore plus négatif. Ainsi, ces résultats nous permettent de rejeter de plus belle notre hypothèse principale H_{20} en faveur de l'hypothèse H_{2b} , soit que la corrélation entre les titres bancaires TBTF et le marché américain est altérée en diminuant lors de crises boursières.

Pour ce qui est des autres variables, les coefficients changent très peu en terme d'amplitude et de significativité, excepté pour le coefficient δ_m associé au rendement de marché $R^*_{m,t}$, qui est divisé par deux. Effectivement, en ajustant le rendement de l'indice bancaire afin qu'il encoure le même niveau de risque total que l'indice de marché, la corrélation entre les deux se trouve plus faible non seulement sur la période totale, mais aussi précisément en période de crise. Aussi, l'or devient légèrement plus significatif.

Tableau 1.5 : Estimation du modèle n°2

$$RAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{o}m,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Où RAP_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque total, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{ch\hat{o}m,t}$ la variation en % du taux de chômage mensuel, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|--------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,501 |
| $R^*_{m,t}$ | 0,7708*** | 0,0315 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,3323*** | 0,1088 | 0,002 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,1350*** | 0,0112 | 0,000 |
| $ECO_{ch\hat{o}m,t}$ | -0,0044 | 0,0031 | 0,159 |
| P_t | -0,0033 | 0,0032 | 0,298 |
| O_t | -0,0407** | 0,0205 | 0,047 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4942 | |

Quant à lui, le troisième modèle explique encore mieux la distribution de données avec un R² de 0,4964 (voir tableau 1.6). En revanche, lorsqu'on ajuste la variable dépendante pour le risque systématique, il n'est plus possible de rejeter l'hypothèse principale H₂₀ en faveur de H_{2b}.

Autrement dit, le lien entre notre variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$ et $MRAP$ devient non significatif : le rendement de l'indice de marché précisément en période de crise n'explique rien de plus que le rendement seul. D'ailleurs, la magnitude du coefficient δ_m se positionne entre le premier et le deuxième modèle, c'est-à-dire à 1,0015. Ces résultats sont cohérents avec l'ajustement pour le risque de marché de notre variable dépendante: la corrélation entre les rendements de marché et l'indice bancaire est plus forte que lorsqu'on ajuste pour le risque total dans le modèle 2 ($\delta_m = 0,7708$), mais moins forte que lorsqu'aucun ajustement n'est fait ($\delta_m = 1,4527$).

Au total, le lien entre nos deux indices demeure de même échelle lors d'une crise : la corrélation est plus forte sans ajustement ($\delta_m + \varphi_i = 1,4527 + -0,2149 = 1,2378$), moins forte si on ajuste les rendements bancaires au même niveau de risque diversifiable que l'indice de marché ($\delta_m + \varphi_i = 1,0015 + 0 = 1,0015$) et atteint son plus bas lorsqu'on ajuste les rendements pour le même risque total que l'indice S&P 500 ($\delta_m + \varphi_i = 0,7708 + -0,3323 = 0,4385$). Quant aux autres coefficients, leur amplitude et leur significativité changent peu d'un modèle à l'autre.

Tableau 1.6 : Estimation du modèle n°3

$$MRAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{chôm,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Où $MRAP_t$ représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque systématique, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{chôm,t}$ la variation en % du taux de chômage mensuel, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|--------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,238 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,0015*** | 0,0302 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,0774 | 0,1073 | 0,471 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,1523*** | 0,0125 | 0,000 |
| $ECO_{chôm,t}$ | -0,0034 | 0,0038 | 0,373 |
| P_t | -0,0049 | 0,0040 | 0,230 |
| O_t | -0,0498** | 0,0252 | 0,049 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4964 | |

5.3.2 Tests de robustesse

Les spécifications 2 à 5 proposent d'utiliser des proxys alternatifs pour deux variables clés : le cycle économique (2 à 4) ainsi que le taux d'intérêt long terme (5). De plus, la spécification n°6 inclut une variable d'interaction entre la variable dichotomique de crise ainsi que le rendement de l'or.

Ainsi, le tableau 2.1 de l'annexe D dépeint l'estimation de la deuxième spécification avec la production industrielle comme proxy pour le cycle économique. Selon nos résultats, le signe ainsi que la significativité des coefficients ne sont pas modifiés pour un même modèle lors de l'estimation de la deuxième spécification par rapport à la régression principale. Effectivement, la propriété de refuge des actions TBTF reflétée par le coefficient φ_i est toujours significative au seuil de 10% pour le premier modèle, au seuil d'1% pour le second modèle (les rendements bancaires ont été ajustés pour encourir le même niveau de risque total que l'indice de marché) et non significatif pour le troisième modèle (les rendements bancaires ont été ajustés pour encourir le même niveau de risque systématique que l'indice de marché). Par rapport à notre proxy alternatif du cycle économique, la production industrielle demeure non significative pour les trois modèles, tout comme le taux de chômage. La troisième spécification inclut le taux de change comme reflet du cycle économique. Les résultats du tableau 3.1 en annexe D s'enlignent avec les spécifications précédentes : les titres TBTF servent de valeur refuge pour les investisseurs, alors que les coefficients δ_E et δ_p ne sont toujours pas significatifs.

Dans la quatrième spécification, l'écart corporatif Baa-Aaa a été choisi pour refléter l'état de l'économie et son coefficient δ_E n'est toujours pas significatif. De plus, les autres coefficients changent très peu : un lien négatif caractérise donc la relation entre les rendements des marchés financiers américains et les titres bancaires TBTF lors de crises pour le modèle 1 (au seuil de 10%) ainsi que pour le modèle avec ajustement pour le risque total (au seuil d'1%).

La spécification n°5 propose d'utiliser un proxy reflétant les taux d'intérêt à très long terme. Comme exposé précédemment pour l'indice dette long terme $INT_{iLT,t}$, l'indice de marché $R_{m,t}$ a été orthogonalisé avec le proxy alternatif de dette à très long terme $INT_{iTLT,t}$, c'est à dire :

$$R_{m,t}^* \equiv R_{m,t} - \left[\frac{Cov(INT_{iTLT,t}, R_{m,t})}{Var(INT_{iTLT,t})} \right] * INT_{iTLT,t} \quad (1.3)$$

Tel que rapporté dans le tableau 5.1 de l'annexe D, nous ne pouvons cette fois-ci rejeter l'hypothèse principale H_{20} . Lors d'une période de crise financière, il existe un lien non significatif entre l'indice de marché et le rendement boursier bancaire TBTF lorsqu'un indice de taux à très long terme (d'une échéance moyenne de 20 ans) substitue notre proxy principal à long terme (d'une échéance de 7 ans). Autrement dit, la situation de crise n'aurait aucune influence de plus sur le rendement boursier par rapport à la situation générale des marchés financiers. Les estimations du deuxième et du troisième modèle n'ajoutent rien à nos inférences initiales.

Finalement, la dernière spécification a pour objectif d'estimer la relation entre l'or et les rendements bancaires TBTF en période de crise financière à l'aide d'une variable d'interaction. Nous ne pouvons indubitablement rejeter l'hypothèse nulle $\varphi_o = 0$ selon le tableau 6.1 de l'annexe D. Effectivement, si l'or est qualifié de valeur refuge, nos résultats ne permettent pas de conclure qu'il est corrélé avec les rendements bancaires TBTF lors d'une crise. Il est donc impossible de déduire que les titres bancaires substituent le métal précieux grâce à leurs propriétés de *safe haven*. Notons que le coefficient de l'or δ_o devient significatif au seuil de 5% alors qu'il atteignait le seuil de 10% précédemment. Les autres coefficients de même que leur significativité changent très peu. Les résultats de l'estimation du deuxième modèle (tableau 6.2) révèlent de nouveau que lorsque les rendements bancaires TBTF sont ajustés à la baisse pour le risque total, la corrélation δ_m entre les deux indices se trouve plus faible, et ce sur toute la période. Les résultats du tableau 6.3 convergent vers la même intuition, puisque le coefficient de l'indice de marché se positionne encore une fois entre celui estimé dans le premier et le deuxième modèle. Finalement, pour les modèles 2 et 3, un lien non significatif caractérise toujours la relation entre notre variable dépendante et notre variable $O_t D_{it}$.

6 Conclusion

Le présent travail de recherche tente de démontrer l'existence de valeurs refuges dans le marché bancaire américain. À l'aide d'un modèle inspiré du modèle à deux indices de Stone (1974), nous estimons la relation entre un indice qui comprend les actions de huit banques américaines d'importance systémique avec l'indice de marché S&P 500. Tout comme cet auteur, nous incluons un proxy pour le taux d'intérêt comme variable indépendante, mais nous ajoutons également des variables de contrôle qui reflètent le cycle économique, le prix du baril de pétrole et le prix de l'or. Nous croyons pertinemment que ces variables contribuent à expliquer le rendement bancaire. Nos résultats sont en faveur d'un co-mouvement négatif entre les rendements bancaires et le marché américain en période de crise financière, alors que la corrélation long terme est plutôt stable et positive.

Tout d'abord, dans le chapitre qui recense la littérature pertinente, nous nous penchons sur l'évolution du système bancaire américain pour ainsi comprendre l'émergence du phénomène *too big to fail*. Ensuite, les retombées du phénomène sont exposées via la transformation des activités bancaires, l'amplification du risque systématique encouru ainsi que les rendements à l'échelle croissants. En outre, il est possible de comprendre la perception des investisseurs via le différentiel de coût de financement des institutions ainsi que par la réaction du marché aux nouvelles concernant les banques ayant atteint une dimension systémique.

Compte tenu des éléments mis en lumière dans la revue de littérature, nous postulons que les actions des banques américaines majeures comporteraient une protection implicite de la part du gouvernement américain qui attirerait à court terme les investisseurs. Ce phénomène, appelé *flight to safety*, se traduirait par une modification de la corrélation entre le rendement des titres bancaires *too big to fail*, soit notre variable dépendante, et le marché boursier global. Notre démarche méthodologique s'inspire des travaux de Brocato et Smith (2012) qui tirent des conclusions sur le comportement des investisseurs en observant la corrélation entre deux types de titres financiers. Afin d'identifier un tel phénomène, nous incluons une variable d'interaction entre l'indice S&P 500 et une variable dichotomique indiquant l'épisode de crise, comme le font ces auteurs. Nos résultats sont robustes à l'utilisation de différents proxys pour le cycle

économique, soit le taux de chômage, la production industrielle, le taux de change, et l'écart de crédit corporatif. À l'inverse, nos résultats deviennent non significatifs après avoir utilisé un indice obligataire d'une échéance moyenne de 20 ans comme proxy alternatif pour les taux d'intérêt, à la place du rendement des bonds du Trésor 7 ans.

Parallèlement, nous introduisons deux mesures de performance construites par Modigliani et Modigliani (1997) en ajustant notre indice pour le risque total (*risk adjusted-return* ou RAP) ainsi que le risque de marché (*market risk-adjusted return* ou MRAP). Cet ajustement nous permet au préalable d'évaluer la performance bancaire par rapport au marché global américain. Après ajustement pour les deux types de risques, nos résultats suggèrent que notre indice bancaire performe mieux que le marché américain à long terme, reflété par l'indice S&P 500. Ensuite, nous régressons ces deux mesures de rendement modifiées sous différentes spécifications. Le coefficient de notre variable principale d'interaction demeure significatif à l'ajustement pour le risque total, mais devient non significatif lorsqu'on ajuste seulement pour le risque systématique.

Nous contribuons à la littérature en examinant les épisodes de refuge sur le marché bancaire tandis que ceux-ci ont principalement été analysés sur le marché obligataire et sur le marché de l'or. Ainsi, peut être intéressante pour un gestionnaire de portefeuille qui sur ou sous-pondère différents secteurs en fonction de l'appréhension de leur performance. Celui-ci pourrait bénéficier d'une telle situation de crise (ou du moins, minimiser les pertes en capital) en modifiant leur allocation tactique, c'est-à-dire en surpondérant les titres des banques d'importance systémique.

D'autres recherches pourraient développer le prolongement de notre réflexion et analyser la performance d'un indice de banques américaines n'étant pas perçues comme étant *too big to fail*. De cette façon, il serait possible de vérifier si une telle altération de la corrélation entre les deux marchés n'est observée que pour les titres des banques d'importance systémique. Une seconde piste de recherche pertinente serait de refaire le même exercice dans vingt ans à titre comparatif afin d'examiner si la loi *Dodd-Frank*, adoptée en 2010, s'avère efficace aux yeux des investisseurs. Cette loi, rappelons-le, vise à promouvoir la stabilité et la transparence du système financier pour ainsi mettre fin à la protection implicite du gouvernement. Dans un troisième

temps, la même analyse pourrait être refaite en incluant les dividendes dans le calcul du rendement.

La principale limite de notre étude provient de la sélection de l'échantillon. D'une part, Stern et Feldman (2004) avancent que n'importe quelle institution de complexité ou de taille considérable s'avère TBTF. D'ailleurs, ceux-ci aboutissent à 30 candidats en appliquant leurs critères (Jacobs, 2010). D'autre part, si l'existence de la protection offerte par le gouvernement a été popularisée en septembre 1984 par le Bureau du Contrôleur de la monnaie (*Office of the Comptroller of currency*) suite au sauvetage de Continental Illinois, certaines banques visées par cette protection ont été substituées au fil du temps. Effectivement, seulement BankAmerica (dorénavant Bank of America), Chase Manhattan et J.P. Morgan (qui ont fusionné en 2001 pour devenir J.P Morgan Chase), Citibank et Wells Fargo sont toujours «officiellement» considérées comme étant d'importance systémique par le *Financial Stability Board* (FSB). Bref, l'absence de consensus sur la liste de banques bénéficiant d'une telle protection combinée à la fluctuation des joueurs dominants sur notre horizon temporel constitue notre principale limitation.

ANNEXES

A. Description des crises où les épisodes de refuge du marché obligataire ont été constatés par Baele et al. (2013)

| Évènements | |
|---------------------------------|---|
| Krach d'octobre 1987 | Le climat d'incertitude économique qui régnait dans les années quatre-vingt-dix s'explique d'une part avec la fluctuation du dollar depuis le régime de change flottant adopté en 1973, d'autre part avec le gonflement du niveau des taux d'intérêt. Suite à l'annonce de l'ampleur du déficit commercial américain, les marchés financiers plongent le «lundi noir», dès leur ouverture: l'indice Dow Jones perd 22,61%. En deux jours seulement, le volume transigé sur les marchés boursiers représente trois fois les transactions du mois qui précède. Si la panique d'octobre 1987 est d'origine américaine, elle a fortement ébranlé les marchés boursiers à l'échelle mondiale. |
| Crise russe de 1998 | Combiné à son régime de taux de change fixe, la position budgétaire fragile de la Russie de 1997 paraît insoutenable aux yeux des investisseurs internationaux. En août 1998, les marchés financiers se tournent rapidement vers des actifs moins risqués et plus liquides suite aux craintes concernant une dévaluation possible du rouble ainsi qu'un défaut sur la dette intérieure. En anticipant à tort le retour à la normale des taux obligataires, le fonds d'investissement Long Term Capital Management se retrouve au bord de la faillite suite au défaut des titres de créances russes (il détenait des obligations majeures adossées à cette dette). Alors que les rendements des obligations atteignent plus de 200%, cet épisode de refuge fait chuter massivement le cours des actions. |
| Effondrement de Lehman Brothers | La crise des subprimes de 2007 alourdit excessivement le bilan de pertes de Lehman Brothers, qui détenait des positions substantielles sur des prêts hypothécaires de mauvaise qualité. Alors que le cours des actions perd 73% de sa valeur dans la première moitié de 2008, Lehman communique son intention de licencier 6% de sa main-d'œuvre. La confiance des investisseurs continue de s'éroder jusqu'à l'officialisation de la faillite. Suite à l'affaire classée en vertu du <i>Chapter 11</i> , les marchés entament une période de volatilité extrême jamais vue. Ainsi, le 15 septembre 2008, l'indice Dow Jones réalise sa plus importante perte journalière, en plus d'enregistrer sa plus grande variation intra journalière. |

B. Facteurs de variance gonflée des régresseurs

| Variables | VIF | 1/VIF | VIF | 1/VIF | VIF | 1/VIF | VIF | 1/VIF | VIF | 1/VIF |
|-------------------|------------|--------------|------------|--------------|------------|--------------|------------|--------------|------------|--------------|
| $R^*_{m,t}$ | 1,17 | 0,8645 | 1,16 | 0,8632 | 1,16 | 0,8646 | 1,16 | 0,8630 | 1,16 | 0,8645 |
| $R^*_{m,t}D_{it}$ | 1,16 | 0,8571 | 1,17 | 0,8566 | 1,17 | 0,8567 | 1,17 | 0,8571 | 1,17 | 0,8569 |
| $INT_{iLT,t}$ | 1,01 | 0,9879 | | | 1,01 | 0,9926 | 1,01 | 0,9926 | 1,01 | 0,9921 |
| $INT_{iTLT,t}$ | | | 1,01 | 0,9866 | | | | | | |
| $ECO_{chôm,t}$ | 1,00 | 0,9963 | 1,00 | 0,9954 | | | | | | |
| $ECO_{PI,t}$ | | | | | 1,01 | 0,9892 | | | | |
| $ECO_{change,t}$ | | | | | | | 1,11 | 0,9002 | | |
| $ECO_{spread,t}$ | | | | | | | | | 1,00 | 0,9968 |
| P_t | 1,01 | 0,9938 | 1,02 | 0,9838 | 1,01 | 0,9874 | 1,00 | 0,9958 | 1,00 | 0,9961 |
| O_t | 1,01 | 0,9879 | | | 1,01 | 0,9873 | 1,12 | 0,8928 | 1,01 | 0,9871 |
| Moyenne VIF | 1,06 | | 1,06 | | 1,06 | | 1,09 | | 1,06 | |

C. Spécifications générales et alternatives du modèle économétrique

| | |
|--------------------------|--|
| Modèle de Stone (1974) | $R_t = \alpha + \delta_m R_{m,t} + \delta_i INT_{iLT,t} + \varepsilon_t$ |
| Modèle n°1 modifié (3.1) | $\mathbf{R}_t = \alpha + \delta_m R_{m,t}^* + \varphi_i R_{m,t}^* D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_t + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t$ |
| Modèle n°2 | $\mathbf{RAP}_t = \alpha + \delta_m R_{m,t}^* + \varphi_i R_{m,t}^* D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_t + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t$ |
| Modèle n°3 | $\mathbf{MRAP}_t = \alpha + \delta_m R_{m,t}^* + \varphi_i R_{m,t}^* D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_t + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t$ |

| | |
|---|---|
| Spécifications alternatives du modèle n°1 | |
| (4.1) | $R_t = \alpha + \delta_m R_{m,t}^* + \varphi_i R_{m,t}^* D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{o}m,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t$ |
| (5.1) | $R_t = \alpha + \delta_m R_{m,t}^* + \varphi_i R_{m,t}^* D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{PI,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t$ |
| (6.1) | $R_t = \alpha + \delta_m R_{m,t}^* + \varphi_i R_{m,t}^* D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{change,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t$ |
| (7.1) | $R_t = \alpha + \delta_m R_{m,t}^* + \varphi_i R_{m,t}^* D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{spread,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t$ |
| (8.1) | $R_t = \alpha + \delta_m R_{m,t}^* + \varphi_i R_{m,t}^* D_{it} + \delta_i INT_{iTL,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{o}m,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t$ |
| (9.1) | $R_t = \alpha + \delta_m R_{m,t}^* + \varphi_o O_t D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{o}m,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t$ |

D. Estimations des spécifications alternatives des modèles 1 à 3

Tableau 2.1 : Estimation de la spécification n°2 du modèle n°1

$$R_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{PI,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

Où R_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{PI,t}$ la variation en % de l'indice de production industrielle mensuel, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $ECO_{PI,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $ECO_{chôm,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|--------|
| α | 0,0002 | 0,0002 | 0,115 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,4527*** | 0,1047 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,2158* | 0,1281 | 0,092 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,2350*** | 0,0266 | 0,000 |
| $ECO_{PI,t}$ | -0,0281 | 0,0256 | 0,274 |
| P_t | -0,0033 | 0,0052 | 0,531 |
| O_t | -0,0755* | 0,0402 | 0,06 |
| Nombre d'observations | | 7 836 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4841 | |

Tableau 2.2 : Estimation de la spécification n°2 du 2^e modèle

$$RAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{PI,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (5.2)$$

Où RAP_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque total, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{PI,t}$ la variation en % de l'indice de production industrielle mensuel, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $ECO_{PI,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $ECO_{chôm,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|--------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,402 |
| $R^*_{m,t}$ | 0,7709*** | 0,0315 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,3323*** | 0,1090 | 0,002 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,1350*** | 0,0112 | 0,000 |
| $ECO_{PI,t}$ | -0,0069 | 0,0124 | 0,578 |
| P_t | -0,0030 | 0,0033 | 0,363 |
| O_t | -0,0408** | 0,0206 | 0,048 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4941 | |

Tableau 2.3 : Estimation de la spécification n°2 du 3^e modèle

$$MRAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{PI,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (5.3)$$

Où $MRAP_t$ représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque systématique, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{PI,t}$ la variation en % de l'indice de production industrielle mensuel, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $ECO_{PI,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $ECO_{chôm,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1%

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|--------|
| α | 0,0002 | 0,0001 | 0,151 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,0016*** | 0,0303 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,0779 | 0,1070 | 0,467 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,15238** | 0,0125 | 0,000 |
| $ECO_{PI,t}$ | -0,019 | 0,0152 | 0,212 |
| P_t | -0,0045 | 0,0042 | 0,288 |
| O_t | 0,0501** | 0,0253 | 0,048 |
| Nombre d'observations | 7 803 | | |
| Prob > F | 0,000 | | |
| R ² ajusté | 0,4964 | | |

Tableau 3.1 : Estimation de la spécification n°3 du premier modèle

$$R_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{change,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

Où R_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{change,t}$ la variation en % du taux de change du dollar américain par rapport à un panier de devises impliquées dans le commerce extérieur américain, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $ECO_{change,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $ECO_{chôm,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|--------|
| α | 0,0002 | 0,0002 | 0,211 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,4518*** | 0,1035 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,2146* | 0,1271 | 0,091 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,2349*** | 0,0265 | 0,000 |
| $ECO_{change,t}$ | -0,0566 | 0,0840 | 0,500 |
| P_t | -0,0039 | 0,0048 | 0,418 |
| O_t | -0,0825* | 0,0450 | 0,073 |
| Nombre d'observations | | 7 836 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4842 | |

Tableau 3.2 : Estimation de la spécification n°3 du 2^e modèle

$$RAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{change,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (6.2)$$

Où RAP_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque total, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{change,t}$ la variation en % du taux de change du dollar américain par rapport à un panier de devises impliquées dans le commerce extérieur américain, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $ECO_{change,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $ECO_{chôm,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|---------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,481 |
| $R^*_{m,t}$ | 0,7705*** | 0,0311 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,3319*** | 0,1087 | 0,002 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,1350*** | 0,0111 | 0,000 |
| $ECO_{change,t}$ | -0,0225 | 0,0453 | 0,619 |
| P_t | -0,0032 | 0,0032 | 0,309 |
| O_t | -0,0436* | 0,0241 | 0,070 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4941 | |

Tableau 3.3 : Estimation de la spécification n°3 du 3^e modèle

$$MRAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{change,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (6.3)$$

Où $MRAP_t$ représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque systématique, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{change,t}$ la variation en % du taux de change du dollar américain par rapport à un panier de devises impliquées dans le commerce extérieur américain, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $ECO_{change,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $ECO_{chôm,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|---------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,232 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,0015*** | 0,0298 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,0771 | 0,1072 | 0,472 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,1523*** | 0,0125 | 0,000 |
| $ECO_{change,t}$ | -0,0092 | 0,0500 | 0,854 |
| P_t | -0,0048 | 0,0040 | 0,235 |
| O_t | -0,0510* | 0,0280 | 0,069 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4965 | |

Tableau 4.1 : Estimation de la spécification n°4 du 1^{er} modèle

$$R_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{spread,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (7.1)$$

Où R_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{spread,t}$ la variation en % de l'écart de crédit corporatif Baa-Aaa, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $ECO_{spread,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $ECO_{chôm,t}$. *,** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|---------|
| α | 0,0002 | 0,0002 | 0,209 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,4526*** | 0,1047 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,2153* | 0,1279 | 0,092 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,2348*** | 0,0265 | 0,000 |
| $ECO_{spread,t}$ | -0,0055 | 0,0121 | 0,649 |
| P_t | -0,0038 | 0,0049 | 0,444 |
| O_t | -0,0753* | 0,0398 | 0,059 |
| Nombre d'observations | | 7 836 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4841 | |

Tableau 4.2 : Estimation de la spécification n°4 du 2^e modèle

$$RAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{spread,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (7.2)$$

Où RAP_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque total, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{spread,t}$ la variation en % de l'écart de crédit corporatif Baa-Aaa, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $ECO_{spread,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $ECO_{chôm,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|--------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,480 |
| $R^*_{m,t}$ | 0,7708*** | 0,0315 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,3321*** | 0,1092 | 0,002 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,1350*** | 0,0111 | 0,000 |
| $ECO_{spread,t}$ | -0,0012 | 0,0054 | 0,824 |
| P_t | -0,0032 | 0,0032 | 0,329 |
| O_t | -0,0407** | 0,0205 | 0,047 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4941 | |

Tableau 4.3 : Estimation de la spécification n°4 du 3^e modèle

$$MRAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{spread,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (7.3)$$

Où $MRAP_t$ représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque systématique, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{spread,t}$ la variation en % de l'écart de crédit corporatif Baa-Aaa, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $ECO_{spread,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $ECO_{chôm,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|---------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,230 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,0016*** | 0,0303 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,0774 | 0,1070 | 0,469 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,1523*** | 0,0125 | 0,000 |
| $ECO_{spread,t}$ | -0,0023 | 0,0094 | 0,806 |
| P_t | -0,0048 | 0,0041 | 0,244 |
| O_t | -0,0499** | 0,0251 | 0,047 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4964 | |

Tableau 5.1 : Estimation de la spécification n°5 du premier modèle

$$R_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{i TLT,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{o}m,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (8.1)$$

Où R_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{i TLT,t}$ les rendements journaliers de l'indice obligataire Barclay US Long Treasury, $ECO_{ch\hat{o}m,t}$ la variation en % du taux de chômage mensuel désaisonnalisé, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $INT_{i TLT,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $INT_{i LT,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|---------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,315 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,4603*** | 0,1063 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,1696 | 0,1372 | 0,217 |
| $INT_{i TLT,t}$ | -0,0462*** | 0,0079 | 0,000 |
| $ECO_{ch\hat{o}m,t}$ | -0,0019 | 0,0057 | 0,730 |
| P_t | -0,0027 | 0,0050 | 0,589 |
| O_t | -0,0784** | 0,0340 | 0,050 |
| Nombre d'observations | | 7 836 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4828 | |

Tableau 5.2 : Estimation de la spécification n°5 du 2^e modèle

$$RAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{iTLT,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{o}m,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (8.2)$$

Où RAP_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque total, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iTLT,t}$ les rendements journaliers de l'indice obligataire Barclay US Long Treasury, $ECO_{ch\hat{o}m,t}$ la variation en % du taux de chômage mensuel désaisonnalisé, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $INT_{iTLT,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $INT_{iLT,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|---------|
| α | 0,0000 | 0,0001 | 0,893 |
| $R^*_{m,t}$ | 0,7789 | 0,0334 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,3092 | 0,1184 | 0,009 |
| $INT_{iTLT,t}$ | -0,0304 | 0,0047 | 0,000 |
| $ECO_{ch\hat{o}m,t}$ | -0,0041 | 0,0031 | 0,189 |
| P_t | -0,0023 | 0,0032 | 0,465 |
| O_t | -0,0438 | 0,0207 | 0,034 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4911 | |

Tableau 5.3 : Estimation de la spécification n°5 du 3^e modèle

$$MRAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_i R^*_{m,t} D_{it} + \delta_i INT_{i TLT,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{o}m,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (8.3)$$

Où $MRAP_t$ représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque systématique, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $R^*_{m,t} D_{it}$ l'interaction entre le rendement du marché américain et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{i TLT,t}$ les rendements journaliers de l'indice obligataire Barclay US Long Treasury, $ECO_{ch\hat{o}m,t}$ la variation en % du taux de chômage mensuel désaisonnalisé, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre les marchés financiers et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $R^*_{m,t} D_{it}$. La variable $INT_{i TLT,t}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $INT_{i LT,t}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|---------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,460 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,0044*** | 0,0318 | 0,000 |
| $R^*_{m,t} D_{it}$ | -0,0549 | 0,1046 | 0,599 |
| $INT_{i TLT,t}$ | -0,0409*** | 0,0055 | 0,000 |
| $ECO_{ch\hat{o}m,t}$ | -0,0031 | 0,0038 | 0,424 |
| P_t | -0,0039 | 0,0040 | 0,327 |
| O_t | -0,0510** | 0,0253 | 0,044 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4828 | |

Tableau 6.1 : Estimation de la spécification n°6 du premier modèle

$$R_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_o O_t D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{o}m,t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (9.1)$$

Où R_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $O_t D_{it}$ l'interaction entre le rendement du prix spot de l'or et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{ch\hat{o}m,t}$ la variation en % du taux de chômage mensuel désaisonnalisé, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre l'or et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $O_t D_{it}$. La variable $O_t D_{it}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $R^*_{m,t} D_{it}$. *,** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|---------|
| α | 0,0002 | 0,0002 | 0,145 |
| $R^*_{m,t}$ | 1,4244*** | 0,0986 | 0,000 |
| $O_t D_{it}$ | 0,0186 | 0,3653 | 0,959 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,2334*** | 0,0258 | 0,000 |
| $ECO_{ch\hat{o}m,t}$ | -0,0021 | 0,0058 | 0,719 |
| P_t | -0,0046 | 0,0048 | 0,340 |
| O_t | -0,0692** | 0,0326 | 0,034 |
| Nombre d'observations | | 7 836 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4830 | |

Tableau 6.2 : Estimation de la spécification n°6 du 2^e modèle

$$RAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_o O_t D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{m},t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (9.2)$$

Où RAP_t représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque total, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $O_t D_{it}$ l'interaction entre le rendement du prix spot de l'or et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{ch\hat{m},t}$ la variation en % du taux de chômage mensuel désaisonnalisé, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre l'or et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $O_t D_{it}$. La variable $O_t D_{it}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $R^*_{m,t} D_{it}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|---------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,230 |
| $R^*_{m,t}$ | 0,7309*** | 0,0439 | 0,000 |
| $O_t D_{it}$ | 0,1804 | 0,2353 | 0,443 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,1327*** | 0,0107 | 0,000 |
| $ECO_{ch\hat{m},t}$ | -0,0042 | 0,0032 | 0,200 |
| P_t | -0,0045 | 0,0030 | 0,133 |
| O_t | -0,0376** | 0,0170 | 0,027 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4843 | |

Tableau 6.3 : Estimation de la spécification n°6 du 3^e modèle

$$MRAP_t = \alpha + \delta_m R^*_{m,t} + \varphi_o O_t D_{it} + \delta_i INT_{iLT,t} + \delta_E ECO_{ch\hat{m},t} + \delta_p P_t + \delta_o O_t + \varepsilon_t \quad (9.3)$$

Où $MRAP_t$ représente le rendement de l'indice bancaire TBTF ajusté pour le risque systématique, $R^*_{m,t}$ le rendement de l'indice de marché S&P 500, $O_t D_{it}$ l'interaction entre le rendement du prix spot de l'or et une variable dichotomique indiquant les jours de crise, $INT_{iLT,t}$ les rendements journaliers de bons du Trésor de maturité constante de 7 ans, $ECO_{ch\hat{m},t}$ la variation en % du taux de chômage mensuel désaisonnalisé, P_t la variation en % de l'indice de prix à la production de carburants et produits connexes et O_t la variation en % du prix spot de l'or. Afin de déterminer la relation entre l'or et les rendements des banques TBTF lors de crises, il est pertinent d'observer le signe du coefficient de la variable d'interaction $O_t D_{it}$. La variable $O_t D_{it}$ est utilisée lors de l'estimation de cette régression comme substitut à la variable $R^*_{m,t} D_{it}$. *, ** et *** indiquent des seuils de signification de 10%, 5% et 1% respectivement.

| Variables | Coefficients | Écart-types | P > t |
|-----------------------|--------------|-------------|---------|
| α | 0,0001 | 0,0001 | 0,201 |
| $R^*_{m,t}$ | 0,9967*** | 0,0224 | 0,000 |
| $O_t D_{it}$ | 0,2085 | 0,1968 | 0,289 |
| $INT_{iLT,t}$ | 0,1519*** | 0,0122 | 0,000 |
| $ECO_{ch\hat{m},t}$ | -0,0035 | 0,0038 | 0,354 |
| P_t | -0,0051 | 0,0038 | 0,182 |
| O_t | -0,0556** | 0,0230 | 0,015 |
| Nombre d'observations | | 7 803 | |
| Prob > F | | 0,000 | |
| R ² ajusté | | 0,4967 | |

Bibliographie

Antill, S., Hou, D., & Sarkar, A. (2014). Components of US Financial Sector Growth, 1950-2013. *Economic Policy Review* , 20 (2), 59-84.

Araten, M., & Turner, C. (2012). *Understanding the funding cost differences between Global Systemically Important Banks (G-SIBs) and non-G-SIBs in the United States*. Working Paper, JPMorgan Chase.

Arugaslan, O., Edwards, E., & Samant, A. (2007). Evaluation large US-based equity mutual funds using risk-adjusted performance measures . *International Journal of Commerce and Management* , 17 (1/2), 6-24.

Associated Press. (2009, Mai 14). Documents: Paulson forced banks into bailout. *NBC News* .
Baele, L., Bekaert, G., Inghelbrecht, K., & Wei, M. (2013). *Flights to Safety*. Working Paper, NBER, National Bureau of Economic Research.

Baele, L., De Bruyckere, V., De Jonghe, O., & Vander Venet, R. (2015). Model uncertainty and systematic risk in US banking. *Journal of Banking and Finance* , 53, 49-66.

Bank for International Settlements. (2013). *International banking and financial market developments*. BIS Quarterly Review, Monetary and Economic Department.

Baumeister, C., & Killian, L. (2016). Understanding the decline in the price of oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists* , 3 (1), 131-158.

Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2009). Flights and contagion - An empirical analysis of stock-bond correlations. *Journal of Financial stability* , 5 (4), 339-352.

Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Anaysis of Stocks, Bonds and Gold. *The Financial Review* , 45, 217-229.

Bernanke, C. B. (2010, Septembre 2). *Causes of the Recent Financial and Economic Crisis*. Retrieved Janvier 12, 2017 from Federal Reserve:
<https://www.federalreserve.gov/newsevents/testimony/bernanke20100902a.htm>

Bertay, A. C., Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (2013). Do we need big banks? Evidence on performance, strategy and market discipline. *Journal of Financial Intermediation* , 22, 532-558.

Bloomberg. (2018, Mai 7). *Rising Oil Prices Are Still a Drag on U.S. Economy, Pimco Says*. From Bloomberg: <https://www.bloomberg.com/news/articles/2018-05-07/rising-oil-prices-are-still-a-drag-on-u-s-economy-pimco-says>

- Boscaljon, B., & Clark, J. (2013). Do large shocks in VIX signal a flight-to-safety in the gold market? *Journal of Applied Finance* , 23 (2), 120-131.
- Boyd, J. H., Hu, J., & 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), 649-672.
- Brewer, E., & Jagtiani, J. (2013). How much did banks pay to become too-big-to fail and to become systemically important? *Journal of Financial Services Research* , 43 (1), 1-35.
- Brocato, J., & Smith, K. L. (2012). Sudden equity price declines and the flight-to-safety phenomenon: additional evidence using daily data. *Journal of Economics and Finance* , 36 (3), 712-727.
- Bureau of Labor Statistics. (2018, Janvier 30). Producer Price Indexes. *Producer Price Index for Petroleum Refining* . Washington DC, USA.
- Chamberlain, S., Howe, J. S., & Popper, H. (1997). The exchange rate exposure of US and Japanese banking institutions. *Journal of Banking and Finance* , 871-892.
- Cole, R. A., Moshirian, F., & Wu, Q. (2008). Bank stock returns and economic growth. *Journal of Banking and Finance* , 32, 995-1007.
- Comincioli, B. (1996). The stock market as a leading indicator: An application of granger causality. *Undergraduate Journal of Economics* , 1 (1), 1.
- Dabos, M. (2004). Too-big-to-fail in the banking industry. In B. E. Gup, *Too big to fail: policies and practices in government bailouts*. Westport, CT: Greenwood Publishing Group.
- de Haan, J., & Poghosyan, T. (2012, Juillet). Size and earnings volatility of US bank holding companies. *Journal of Banking and Finance* , 3008-3016.
- DeYoung, R., & Torna, G. (2013). Nontraditional banking activities and bank failures during the financial crisis. *Journal of Financial Intermediation* , 22 (3), 397-421.
- Duca, J. V. (1999). What Credit Market Indicators Tell Us. *Economic & Financial Review* , 2.
- Eling, M., & Schuhmacher, F. (2007). Does the choice of performance measure influence the evaluation of hedge funds? *Journal of Banking and Finance* , 31 (9), 2632-2647.
- Federal Reserve. (2018, Mars 23). *Industrial Production and Capacity Utilization*. From Federal Reserve Board: <https://www.federalreserve.gov/Releases/g17/About.htm>
- Financial Stability Board. (2017, Novembre 21). *2017 list of global systemically important banks (G-SIBs)*. Retrieved Janvier 12, 2018 from Financial Stability Board: <http://www.fsb.org/wp-content/uploads/P2111117-1.pdf>

- Flannery, M. (1981). Market interest rates and commercial bank profitability: An empirical investigation. *The Journal of Finance* , 36 (5), pp. 1085-1101.
- Gandhi, P., & Lustig, H. (2015). Size anomalies in US bank stock returns. *The journal of Finance* , 70 (2), 733-768.
- Global Legal Insights. (2017). *Banking regulation 2017 in USA: Bank governance and internal controls*. From Global Legal Insights: <https://www.globallegalinsights.com/practice-areas/banking-and-finance/global-legal-insights---banking-regulation-4th-ed./usa#chaptercontent1>
- Guha, D., & Hiris, L. (2002). The aggregate credit spread and the business cycle. *International Review of Financial Analysis* , 11 (2), 219-227.
- Hair Jr, J., Hult, G., Ringle, C., & Sarstedt, M. (2016). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*. Sage Publications.
- Hauptfleisch, M., Putnins, T. J., & Lucey, B. (2016). Who sets the price of gold? London or New York. *Journal of Futures Market* , 36 (6), 564-586.
- Hood, M., & Malik, F. (2013, Mars 14). Is gold the best hedge and a safe haven under changing stock market volatility? *Review of Financial Economics* .
- Huybens, E., & Smith, B. D. (1999). Inflation, financial markets and long-run real activity. *Journal of Monetary Economics* , 43 (2), 283-315.
- Jacobs, T. A. (2010). Changing market perceptions of who is 'too big to fail' during the financial crisis of 2007-2008.
- Jensen, M. C., Black, F., & Scholes, M. S. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. *Studies in the Theory of Capital Markets* .
- Kacapyr, E. (2015). *A Guide to Basic Econometric Techniques*. Routledge.
- Laeven, L., Ratnovski, L., & Tong, H. (2014). *Bank Size and Systemic Risk*. International Monetary Fund, Research Department.
- Libanio, G. A. (2005). Unit roots in macroeconomic time series: theory, implications, and evidence. *Nova Economia* , 15 (3), 145-176.
- Liesman, S. (2018, Mai 14). *Rising oil prices, once a big negative, may now be 'a wash' for the US economy*. Retrieved Jun 28, 2018 from CNBC: <https://www.cnbc.com/2018/05/14/rising-oil-prices-may-now-be-a-positive-for-the-us-economy.html>
- Low, S.-W., & Chin, Y.-B. (2013). Refinements to the Sharpe Ratio - Evidence from Malaysian Equity Funds. *Global Economic Review* , 42 (1), 72-97.

- Moss, J. D., & Moss, G. J. (2010). Variables Explaining Bank Stock Prices. *Journal of Applied Business Research* , 26 (4), 9-13.
- Muralidhar, S. A. (2005). Why maximising information ratios is incorrect. *Derivatives Use, Trading and Regulation* , 11 (3), 233-244.
- Park, J., & Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy Economics* , 30, 2587-2608.
- Restrepo-Tobón, D., Kumbhakar, S. C., & Kai, S. (2015). Obelix vs. Asterix: Size of US commercial banks and its regulatory challenge. *Journal of Regulatory Economics* , 48 (2), 125-168.
- Rhoades, S. A. (2000). Bank mergers and banking structure in the United States, 1980-1998. *Board of Governors of the Federal Reserve System, Staff Study no. 174*.
- Saunders, A., Schmid, M., & Walter, I. (2018). *Non-core Banking, Performance, and Risk*. New York University and University of St. Gallen, Department of Finance and Swiss Institute of Banking and Finance.
- Scholz, H., & Wilkens, M. (2005). A Jigsaw Puzzle of Basic Risk-adjusted Performance Measure. *The Journal of Performance Measurement* , 57-64.
- Stiroh, K. J., & Strahan, P. E. (2003). Competitive Dynamics of Deregulation: Evidence from U.S. Banking. *Journal of Money, Credit and Banking* , 35 (5), 801-827.
- Uyemura, D. G., Kantor, C. C., & Pettit, J. M. (1996). EVA for Banks: Value Creation, Risk Management, and Profitability Measurement. *Journal of Applied Corporate Finance* , 9 (2), 94-113.
- Wetmore, J. L., & Brick, J. R. (1994). Commercial bank risk: market, interest rate, and foreign exchange. *The Journal of Financial Research* , 17 (4), 585-596.
- Wheelock, D. C., & Wilson, P. W. (2012). Do Large Banks Have Lower Costs? New Estimates of Returns to Scale for U.S. Banks. *Journal of Money, Credit and Banking* , 44 (1), 171-199.
- Wheelock, D. C., & Wilson, P. W. (2017). The evolution of scale economies in US banking. *Journal of Applied Econometrics* , 1-13.
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics - A Modern Approach* (6th ed.). Cengage Learning.
- Yang, W. (2012, Janvier). Market competition, efficiency and profitability: an empirical study on the Chinese banking industry 1997-2006. *A Doctoral Thesis* . Loughborough University.

Yeh, Q.-J. (1996). The Application of Data Envelopment Analysis in Conjunction with Financial Ratios for Bank Performance Evaluation. *The Journal of the Operational Research Society* , 47 (8).