



UNIVERSITÉ DU QUÉBEC EN OUTAOUAIS

DÉPARTEMENT DES SCIENCES ADMINISTRATIVES

L'IMPACT DE LA MANIPULATION DU LIBOR SUR LES PRÊTS SYNDIQUÉS

Mémoire

Maitrise en économie financière

Mai 2025

Présenté par : Joyce Hilaria Tchaleu Metcham

Supervisé par : Djerry Charli Tandja Mbianda, Ph.D

Table des matières

| | |
|---|----|
| Résumé..... | 4 |
| Introduction..... | 6 |
| 1. Revue De Littérature..... | 9 |
| 1.1 Structure d'un syndicat et ses spécificités | 9 |
| 1.2 Description du scandale LIBOR..... | 15 |
| 1.3 Conséquences de la crise sur le marché interbancaire..... | 20 |
| 1.4 Transition du LIBOR vers un nouveau taux de référence alternatif..... | 23 |
| 2. Hypothèses..... | 29 |
| 2.1 Hypothèse 1 | 29 |
| 2.2 Hypothèse 2..... | 29 |
| 3. Base de données et description des variables..... | 30 |
| 3.1 Base de données | 30 |
| 3.2 Analyse descriptive | 30 |
| 4. Méthodologie économétrique | 33 |
| 4.1 Modèle des Moindres Carrés Ordinaires | 33 |
| 4.2 Tests de diagnostics | 36 |
| 5. Estimation MCO sans effet fixe..... | 37 |
| 5.1 Log (proportions de prêts retenus)..... | 38 |
| 5.2 Court terme..... | 39 |
| 5.3 Long terme..... | 41 |
| 5.4 Cout de l'emprunt..... | 42 |
| 6. Test de robustesse MCO avec effet fixe..... | 43 |
| 6.1 Log (proportions de prêts retenus)..... | 43 |
| 6.2 Court terme..... | 44 |
| 6.3 Long terme..... | 44 |
| 6.4 Cout de l'emprunt..... | 45 |
| 7. Endogénéité..... | 46 |
| Conclusion | 47 |
| Références..... | 48 |
| Tableaux..... | 51 |

Remerciements

Mes remerciements vont à l'endroit de mon directeur de recherche, Directeur de département et Professeur des sciences administratives, Responsable de programme de 2^e cycle supérieur en finance, le Professeur Djerry Charli Tandja Mbianda pour son expertise, son soutien académique, sa souplesse qui m'ont aidé dans la rédaction de ce mémoire. Je tiens également à lui exprimer ma réelle reconnaissance car j'ai pu acquérir des compétences auprès de lui.

J'adresse mes sincères remerciements à la famille Tchaleu pour leur encouragement, leur accompagnement et leurs soutiens financier et moral tout au long de ce parcours académique.

Résumé

Le but de ce mémoire est d'analyser l'impact de la manipulation du LIBOR sur les marchés des prêts syndiqués. Nous cherchons à comprendre particulièrement comment l'annonce publique de ce scandale en 2012 et la fraude faite par les banques concernées ont affecté la signature des contrats de prêts sur le marché des prêts syndiqués. L'impact de ce scandale est mesuré à partir de la proportion de prêts détenus par les banques arrangeuses, de la maturité du prêt et du coût de l'emprunt. Dans ce cas, nous avons opté pour l'exploitation d'une base de données constituée de 65 863 observations sur les transactions de prêts syndiqués pour un total de 52 banques, 984 entreprises emprunteuses et 1 766 prêts octroyés. Après application de la méthode des moindres carrés ordinaires, les résultats montrent que le fait d'annoncer publiquement le scandale du LIBOR en 2012 contribue à la diminution de la proportion de prêts retenus par les arrangeurs. Aussi, le fait pour une banque d'être concernée dans une fraude bancaire comme celle-ci a tendance à réduire la proportion de prêts retenus par les arrangeurs. Pour ce qui sont des prêts à court terme, annoncer au public le scandale du LIBOR permet son accroissement. Cependant, lorsqu'il y a fraude bancaire, on note aucun effet. Les prêts à long terme diminuent avec l'annonce publique du scandale et la fraude bancaire. Il en est de même pour le coût de l'emprunt. Cependant, ces résultats auraient pu être plus proches de la réalité si on avait la possibilité de mieux contrôler l'endogénéité à partir de variables instrumentales.

Mots-clés : LIBOR, prêts syndiqués, banques arrangeuses, risque opérationnel, réputation, maturité, coût d'emprunt.

Liste des tableaux

| | |
|--|----|
| Tableau 1 : Statistiques descriptives | 51 |
| Tableau 2 : Coefficients de corrélation | 51 |
| Tableau 3 : Test de l'hétéroscédasticité de White | 53 |
| Tableau 4 : Test de multicolinéarité | 54 |
| Tableau 5 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur la proportion de prêts retenus (MCO sans effet fixe) | 54 |
| Tableau 6 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur les maturités de court terme (MCO sans effet fixe)..... | 56 |
| Tableau 7 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur les maturités de long terme (MCO sans effet fixe)..... | 57 |
| Tableau 8 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur le cout de l'emprunt (MCO sans effet fixe)..... | 58 |
| Tableau 9 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur la proportion de prêts retenus (MCO avec effet fixe individuel)..... | 59 |
| Tableau 10 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur les maturités de court terme (MCO avec effet fixe individuel)..... | 60 |
| Tableau 11 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur les maturités de long terme (MCO avec effet fixe individuel) | 61 |
| Tableau 12 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur le cout de l'emprunt (MCO avec effet fixe individuel) | 62 |

Introduction

La manipulation dans le processus de fixation du taux d'emprunt LIBOR est une des affaires les plus scandaleuses qui pouvait arriver dans le marché financier mondial car cela relevait d'activités illicites et illégales de la part des banques du panel lors de la soumission dudit taux. Le processus de fixation repose sur la confiance selon laquelle les experts ne se laisseront pas influencer par des conflits d'intérêts personnels et ne subiront pas de pression de la part de leurs pairs pour manipuler les cotations soumises. Chaque jour, une question est posée à un panel constitué de 16 grandes banques internationales pour le LIBOR USD et le LIBOR GBP : « à quel taux pourriez-vous emprunter des fonds, si vous deviez le faire en demandant puis en acceptant des offres interbancaires sur un marché de taille raisonnable juste avant 11 heures du matin ? ». Un organisme indépendant, agent de calcul appelé la BBA British Banker Association, collecte les différentes soumissions. Ensuite, elle supprime les 4 réponses les plus élevées et les plus basses et publie la moyenne des 8 réponses restantes.

Cependant, en septembre 2007, le bulletin d'information hebdomadaire de Wrightson ICAP signale les premiers soupçons de manipulation publiquement et affirme que les banques sous-évaluaient délibérément le LIBOR dans des proportions considérables (David H. et David S., 2014). De ce fait, une analyse faite en aval a conclu que la manipulation n'était pas la réelle cause de ces divergences observées sur le taux mais plutôt une absence d'activités interbancaires. Plus tard en avril 2008, après une série d'articles rédigés et enquêtes menées par le Wall Street Journal, la manipulation sur la fixation du LIBOR est de nouveau mise en lumière, avec comme premier participant la banque anglaise Barclays. Selon le Wall Street Journal, les traders de cette banque ont profité du mauvais temps qui régnait sur le marché à cause de la crise financière de 2008 pour annoncer des taux inexacts au risque de provoquer une distorsion du marché.

En juin 2012, les doutes de manipulation sont dissipés et le scandale éclate au grand jour. La banque Barclays admet officiellement avoir manipulé le taux LIBOR et cela est rendu publique par les différents journaux. Elle accepte de régler une amende de 453 millions de dollars auprès de la Financial Services Authority (FSA), la Commodity Futures Trading Commission (CFTC) et le Department of Justice (DoJ). Selon le DoJ, les traders de Barclays demandaient aux soumissionnaires du LIBOR de soumettre des taux qui profiteraient aux positions de trading des traders entre 2005 et 2009. De même, les journalistes ont cependant évoqué deux motifs justifiant ces pratiques. Le premier motif consistait à sous-évaluer le LIBOR et à le maintenir bas en vue de projeter une image de stabilité et solidité financière sur le marché dans ce contexte de crise financière rude. Ceci contribuerait à repousser ou éviter toutes spéculations médiatiques sur les difficultés de financements des institutions financières pendant cette période de crise. Le deuxième motif était la manipulation pour but lucratif, afin de tirer profit de leurs différentes positions sur le marché des produits dérivés. McConnell (2013), Fabrizi et al. (2021), quant à eux, trouvent que la première faiblesse qui a motivé ces fausses déclarations de taux, était la question posée chaque matin par l'administrateur du LIBOR au panel constitué des 16 grandes banques internationales. Pour eux, il s'agit d'une question hypothétique demandant des avis d'expert mais également ouverte aux abus s'il n'existe pas d'approche stricte et contraire à l'éthique pour y répondre.

Les travaux d'Abhinav et Manjula (2015) montrent qu'une modification du LIBOR à la suite du scandale pourrait entraîner des conséquences graves sur la dette extérieure total de l'Inde. De même, Miller (2013),

Jonathan et al. (2017) affirment que la crise du LIBOR résulte d'un problème de corruption issu d'actions contraire à l'éthique et à la morale. Andrea et Daniel (2013) font un constat selon lequel la sous-évaluation des soumissions LIBOR a eu un impact significatif et négatif sur le taux publié avant la crise financière de 2008. Marius (2013), lui aussi, observe des grandes influences négatives de cette sous-évaluation sur le taux publié à la fin de la crise financière de 2008. Pietro (2024) pense que la raison principale de ces fausses déclarations était l'envoi de signaux de solvabilité sur le marché durant la période de crise. Kilian (2023) montre que la mise en œuvre des conséquences du scandale a eu un impact significatif sur la liquidité et la volatilité du marché. Allen et Christa (2013) pensent que le fait de détenir un capital élevé avant, pendant et après une période de crise contribue à la survie des banques à tout moment car elle est une ligne de défense contre les gros chocs négatifs.

Une littérature importante a émergé ces dernières années sur le scandale du LIBOR et aussi sur les contours du marché des prêts syndiqués mais peu font référence à l'impact de ce scandale sur ce marché autant prisé. Ewa et Krzysztof (2016) trouvent que le scandale du LIBOR a eu un impact significatif sur la réputation et la confiance des banques. Cela a été la suite d'un processus décisionnel médiocre à long terme, des pressions sur les résultats, une asymétrie du ratio profit/risque, des conflits d'intérêts liés à la complexité des modèles économiques des banques et des rémunérations basées sur des bonus. Aussi, Gopalan et al. (2010) démontrent que les grandes faillites affectent négativement le niveau d'activité sur le marché de la syndication de prêts. Fabrizi et al. (2021) étudient l'impact de la manipulation du LIBOR sur la réputation des organisations qui partagent des incitations à commettre des actes frauduleux. Ils constatent que les entreprises qui ont agi contrairement à l'éthique ont enregistré des rendements anormaux négatifs et une perte de réputation dans la période de l'annonce publique du scandale. Et pour les entreprises conforme à l'éthique, elles ont subi un effet de contagion à cause de l'atteinte à la réputation.

Afin d'évaluer l'impact du scandale sur les prêts syndiqués, l'annonce publique du scandale en 2012 et la fraude des banques impliquées pourront être d'excellents indicateurs. Perry et de Fontnouvelle (2005) évaluent comment réagiraient les cours boursiers à l'annonce de pertes opérationnelles majeures et trouvent une perte de réputation lorsque le cours boursier d'une entreprise diminue plus que le montant annoncé de la perte. De même, Gillet et al. (2010) analysent les réactions du marché à la suite de l'annonce de pertes opérationnelles par les sociétés financières cotées en Europe et aux États-Unis. Nous constatons que le fait d'annoncer publiquement un potentiel événement malheureux crée généralement de la panique au sein d'un système financier et bancaire. Par conséquent, les risques d'atteinte à la réputation sont pour la plupart observés en premier. C'est pourquoi ce mémoire vise à analyser l'impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude des banques concernées sur la réputation des arrangeurs à travers la proportion de prêts conservés par les arrangeurs, sur la maturité des contrats de prêts et sur le coût de l'emprunt dans le marché des prêts syndiqués.

La syndication de prêts est un canal de financement largement utilisé par les entreprises (Pascal et Franck, 2005). Tout processus de syndication commence par une négociation entre l'emprunteur et l'arrangeur sur les modalités de la dette à contracter. Son rôle dans ce marché est d'agir comme un intermédiaire entre un emprunteur et une ou plusieurs banques participantes dans un processus d'emprunt de fonds. La responsabilité de suivi du prêt ainsi que de la situation financière de l'emprunteur lui incombe; l'initiation du prêt, la négociation des conditions de prêt et la commercialisation de celui-ci auprès des banques participantes également. Plusieurs facteurs influent sur la proportion de prêts détenus par l'arrangeur. Avant la signature du contrat de prêt, l'arrangeur doit détenir toute information pertinente ou pas sur le projet de

son emprunteur dans le but d'éviter toute information asymétrique pouvant affecter son portefeuille. Cependant, la proportion de prêts retenus par l'arrangeur nous donne une idée sur sa réputation sur le marché des prêts syndiqués. Plus sa part de prêts conservés est élevée, plus elle aura une mauvaise réputation sur le marché. Dans ce cas, notre étude cherche à examiner l'effet de la révélation publique du scandale en 2012 associée à la fraude des banques impliquées dans ce scandale sur la proportion de prêts conservés par les arrangeurs. Est-ce que l'annonce de la manipulation en 2012 les a obligés à conserver plus de part de prêt dans leur portefeuille ? Comment cela a affecté la réputation des banques qui transigeaient déjà en LIBOR ? la maturité ? le cout de l'emprunt ?

Ce projet regroupe quatre thèmes. Le premier thème parle de la structure d'un syndicat et ses spécificités. Le deuxième thème fait une description du scandale LIBOR. Le troisième thème parle des conséquences de cette crise sur le marché interbancaire. Enfin, le quatrième thème porte sur la transition du LIBOR vers un nouveau taux de référence alternatif.

Dans le but de répondre à notre question de recherche, nous allons effectuer une estimation de nos équations de régression à partir de la méthode des moindres carrés ordinaires. Notre analyse est basée sur des données financières issues de la base de données du Dealscan ayant des informations sur 52 banques américaines avec 1 766 prêts octroyés à 984 entreprises emprunteuses sur une période allant de 2001 à 2021.

Ce projet remet en question deux hypothèses. La première hypothèse stipule que la proportion de prêts détenus par les arrangeurs augmente aussi bien avec l'annonce publique du scandale du LIBOR en 2012 qu'avec l'implication des banques dans le scandale. C'est ainsi que Fabrizi et al. (2021) pensent que les entreprises qui ont une incitation à manipuler le LIBOR subissent une perte de réputation après l'annonce publique du scandale. Dans la même lancée, Gopalan et al. (2010) montrent qu'une grande faillite a une influence négative et significative sur la réputation des intermédiaires financiers sur le marché des prêts syndiqués. Et la seconde stipule que La deuxième hypothèse stipule que le coût de l'emprunt et la maturité du prêt augmentent avec l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et la fraude bancaire. Marius (2013) révèle que la crise financière de 2008 a eu un impact très remarquablement intense et sensible sur le taux d'emprunt LIBOR. Pascal et Franck (2005) montrent que les prêts de long terme sont généralement plus risqués et nécessitent l'intervention de plusieurs agents de syndication pour atténuer les problèmes d'asymétrie d'information.

Par conséquent, nos résultats montrent que le fait d'annoncer publiquement le scandale du LIBOR en 2012 a contribué à la diminution de la proportion de prêts retenus par les arrangeurs. Dans la même lancée, le fait pour une banque d'être concernée dans une fraude bancaire comme celle-ci a eu tendance à réduire la proportion de prêts retenus par les arrangeurs. En effet, la manipulation du LIBOR n'a pas été une cause à l'augmentation de la proportion de prêts que conservaient les banques arrangeuses. Cela est dû à d'autres facteurs qui n'ont pas été pris en compte dans notre étude. Pour ce qui sont des prêts à court terme, annoncer au public le scandale du LIBOR a permis son accroissement. Cependant, lorsqu'il y a fraude bancaire, on note aucun effet ou lien entre ces variables. Les prêts à long terme diminuent avec l'annonce publique du scandale et la fraude bancaire. Il en est de même pour le cout de l'emprunt.

Cette recherche contribuera à la littérature existante en montrant l'impact de la manipulation du LIBOR sur le marché des prêts syndiqués, plus précisément sur la réputation des banques arrangeuses, la maturité du prêt et le coût d'emprunt sur le marché. Les résultats de cette recherche auront des impacts sur le plan

éthique, moral, social, économique et politique dans cette société. Cela aidera dans ce sens les décideurs politiques d'accorder une importance particulière aux signaux d'alarme, aux comportements frauduleux et au respect de la réglementation en vigueur pour ce qui est du nouveau taux interbancaire de référence SOFR (Secured Overnight Financing Rate). Depuis sa découverte, ce scandale est désormais présenté comme un exemple extraordinaire de tromperie financière. Des solutions face aux comportements contraire à l'éthique, un progrès dans le domaine bancaire et un renforcement de la réglementation bancaire en général nécessitent des actions approfondies et de grande envergure.

Ce travail de recherche se présente comme suit. Une revue de littérature détaille quelques faits sur le scandale LIBOR et sur le marché des prêts syndiqués. Ensuite, nous émettons et présentons les hypothèses de cette recherche. Dans la prochaine section, nous expliquons la provenance de la base de données, faisons une description détaillée des différentes variables ainsi que leur statistique descriptive. La prochaine section présente la méthodologie économétrique utilisée, les résultats empiriques des résultats et aussi un test de robustesse. Cela se termine par une conclusion.

1. Revue De Littérature

Nous présentons la littérature existante portant notamment sur le scandale LIBOR et sur les marchés des prêts syndiqués. A cet effet, notre étude se résume en quatre thèmes qui reflètent les courants de pensée autour de notre problématique : la structure d'un syndicat de prêt, la description du scandale LIBOR, les conséquences de la crise sur le marché interbancaire et la transition du LIBOR vers un nouveau taux de référence.

1.1 Structure d'un syndicat et ses spécificités

Le premier thème abordé dans cette revue de la littérature développe les facteurs déterminant la structure et la participation à un syndicat de prêts.

A cet effet, à travers l'analyse d'un échantillon de 6416 contrats de prêts établis dans 25 pays européens ayant déclaré plus de 50 prêts syndiqués au cours des années 1995 à 2007, Rainer et Paul (2011) expliquent les motivations des banques arrangeuses étrangères à participer dans les marchés des prêts syndiqués. Après avoir inclus une variable dichotomique dans leur modèle de régression, les auteurs révèlent que la taille de l'entreprise prêteuse, la valeur du prêt, la durée du prêt font augmenter le spread facturé par les banques arrangeuses étrangères dans les grands systèmes financiers. Compte tenu de leur capacité à réaliser des économies d'échelle sur ces marchés, ils vont facturer des spreads 6% de plus que les banques étrangères nationales. Les banques étrangères ont tendance à se lancer dans des projets particulièrement risqués et à diversifier ces risques par la syndication internationale. Les auteurs maintiennent que l'appétit pour le risque des prêteurs étrangers sur les grands marchés est un déterminant plus important de leur activité que les coûts nécessaires pour surmonter les obstacles auxquels ils sont confrontés. De même, dans les petits systèmes financiers, ils vont charger des spreads moindres parce que préoccupé par le risque pays difficile à diversifier dans ces situations. 71% de l'échantillon constitué par les auteurs est composé en majorité par les prêteurs étrangers car le marché des prêts syndiqués est un moyen pour eux de s'établir et d'étendre leur présence sur le marché financier.

Dans le même courant de pensée, Jian C. et al. (2018) étudient comment se forment les syndicats de prêts et ainsi que leur tarification à partir d'une étude empirique sur 123 752 prêts syndiqués accordés à 30 722 entreprises américaines entre janvier 1988 et mars 2017 créés par 223 arrangeurs principaux de grande

taille. Les auteurs testent trois hypothèses dans leur étude : Les prêteurs sont plus susceptibles de réduire les prix des prêts si les syndicats se rapprochent - Les prêteurs sont plus susceptibles d'augmenter les prix des prêts si les syndicats se rapprochent - En dessous d'un certain niveau de concentration du marché, la collusion sur les prix augmente avec une réduction de la concentration du marché. L'utilisation d'un modèle à effets fixes d'individus spécifiés et l'application de la méthode des moindres carrés ordinaires pour le test des hypothèses révèlent que la structure d'un syndicat par les principaux arrangeurs dépend du niveau de proximité, de similarité ou d'éloignement des participants. La distance entre prêteurs a un effet positif et linéaire sur la tarification des prêts de 1989 à 2009, tandis que l'effet est convexe de 2010 à 2017. Par conséquent, l'effet net de la distance entre prêteurs sur la tarification des prêts est dominé par une meilleure sélection et un meilleur suivi jusqu'en 2009, alors qu'il est dominé par une tarification collusoire depuis 2010. Une explication possible de la collusion sur les prix depuis 2010, comme indiqué, pourrait être la faible concentration du marché. Pour étudier l'effet de la concentration du marché sur la tarification des prêts, ils ont ajouté un modèle linéaire et un terme carré de concentration du marché comme variables explicatives supplémentaires au modèle de régression. Il en résulte après analyse une relation statistiquement significative et convexe entre la concentration du marché et la tarification des prêts. Par conséquent, en dessous d'un certain niveau de concentration du marché, la collusion sur les prix augmente avec la réduction de la concentration du marché.

Dans la même lancée, Matthew et al. (2021) montrent comment les banques contrôlent les prêts syndiqués et ressortent les facteurs qui déterminent les efforts de surveillance des banques à partir d'un échantillon de 79 402 prêts syndiqués aux États-Unis sur la période allant de 2007 à 2015. L'estimation de la régression à partir du modèle des moindres carrés ordinaires et du modèle logit et probit ont permis de ressortir deux facteurs déterminant du contrôle des banques : la surveillance active et la fréquence de collecte d'informations spécifiques du prêt à l'emprunteur. Ces mesures capturent des aspects d'informations à la fois douces et dures avec une surveillance active susceptible de produire des informations douces et une fréquence de surveillance à laquelle les informations concrètes sont mises à jour. L'analyse empirique de ces différentes variables ressort que la surveillance joue un rôle significatif sur le marché des prêts syndiqués. Environ 20% des prêts syndiqués sont activement surveillés à travers des visites sur site par des experts ou par évaluation des tiers. La moitié des prêteurs exige des emprunteurs qu'ils fournissent des informations au moins sur une base mensuelle, 5% chaque jour et 29% sur une base annuelle. La littérature existante a mis en lumière d'autres facteurs incitatifs à la surveillance des banques sur le marché des prêts syndiqués. Les prêts avec des échéances courtes ont une relation négative avec le suivi des banques tandis que les prêts avec une longue échéance ont une relation significativement positive avec la surveillance des banques. Aussi, le montant du prêt et le spread de crédit des banques arrangeuses sont négativement liés à l'activité de surveillance. En revanche, il existe une relation constamment positive entre le suivi de prêt et les renégociations ultérieures des prêts.

En outre, Kristian & al. (2022) cherchent à comprendre pourquoi les banques arrangeuses conservent une part des prêts syndiqués afin de surmonter au problème d'asymétries d'information sur la base d'un échantillon de 71 007 prêts syndiqués octroyés entre 1993 et 2018. L'application d'un modèle à effets fixes et de la méthode logit permettent de tester les trois hypothèses permettant de répondre à cette problématique. Premièrement, l'arrangeur principal devrait rarement vendre sa participation en raison des problèmes résultant de l'aléa moral et de la sélection adverse. Après avoir effectué une analyse empirique, les auteurs montrent que la banque arrangeuse vend fréquemment la totalité de sa part de prêts; Soit 13% de l'ensemble du prêt et 32% des prêts à terme avant leur échéance. Deuxièmement, l'arrangeur principal est en moyenne

susceptible de vendre sa part de prêt que les autres banques qui font également partie du syndicat de prêt. Une nouvelle analyse empirique faite par les auteurs révèle que les banques arrangeuses ne sont pas susceptibles de vendre la totalité de leur part de prêt que les autres banques qui participent au syndicat. Troisièmement, les prêts entièrement vendus par l'arrangeur principal sont moins bons. Les prix du marché secondaire ne sont pas corrélés au fait que la banque organisatrice principale a vendu sa participation. Par conséquent, il n'y a pas de relation négative entre la performance des prêts (telles que mesurées par les prix des prêts ou les problèmes de crédit futurs) et les ventes de l'arrangeur principal.

Aussi, nous avons Evan et Philip (2008) qui expliquent la structure des syndicats de prêts basée sur l'avantage comparatif des banques dans la gestion du risque de liquidité systématique avec pour base d'analyse un échantillon de 42 309 prêts syndiqués entre 1991 et 2005. L'application de la méthode en données de panel et de la méthode OLS montrent que les banques commerciales supportent l'exposition au risque de liquidité systématique car cela leur permet de financer des lignes de crédit avec peu de concurrence de la part des investisseurs. La part des prêteurs bancaires participants est environ 6% plus élevée pour les lignes de crédit comportant un risque de liquidité systématique. Aussi, lorsqu'un prêt syndiqué accordé à un emprunteur présente un risque de liquidité systématique, la part des prêteurs participants est 8 % plus élevé que les lignes présentant un risque de liquidité particulier. Par la suite, après une réestimation du modèle de régression relatif à l'exposition au risque de liquidité, l'analyse révèle que les dépôts de transactions fournissent également une couverture contre le risque de liquidité. Les banques disposant d'un grand nombre de dépôts de transactions ont à leur tour un avantage comparatif en matière de fourniture de lignes de crédit par rapport aux autres banques. Les différents résultats soutiennent l'idée que la structure syndiquée s'explique par une gestion systématique du risque de crédit et de liquidité.

Jongha & al. (2012) cherchent à comprendre pourquoi les investisseurs institutionnels bancaires et non bancaires ont des rendements requis différents avec les mêmes facilités de prêts syndiqués grâce à un ensemble de données constitué de 20 031 facilités de prêts à effet de levier pour la période de 1997 à 2007. Une facilité de prêt est dite à effet de levier si elle comporte une notation BB+ ou inférieure ou bien n'est tout simplement pas notée par une agence de notation. Chaque équation comprend des effets fixes et avec l'application de la méthode des moindres carrés ordinaires, le résultat révèle que les facilités de prêts syndiqués ayant au moins un investisseur non bancaire obtiennent des spreads supérieurs de 56,4 points de base que celles constituées que des investisseurs bancaires. Ce qui implique que cette variable est statistiquement significative. Les spreads plus élevés des institutions non bancaires s'expliquent par le fait que les facilités auxquelles les non bancaires participent sont relativement plus difficiles à commercialiser que les facilités exclusivement réservées aux banques. Toutefois, si les banques ne sont pas disposées à fournir le capital nécessaire, l'arrangeur principal devra alors facturer à l'emprunteur un montant plus élevé pour attirer les capitaux des investisseurs non bancaires. Un autre facteur clé qui détermine le spread de l'investisseur c'est le risque de défaut. Les investisseurs non bancaires accordent généralement des facilités de prêts aux emprunteurs très risqués; d'où leur notation. Les investisseurs institutionnels non bancaires, notamment les fonds de capital-investissement et les hedge funds, sont devenus d'importants prêteurs aux entreprises compte tenu de leur rôle sur le marché des prêts syndiqués.

Yener et Alper (2011) examinent les facteurs déterminant l'implication des banques dans la syndication des prêts en utilisant des données financières de 847 banques participantes entre 1993 et 2001. Une estimation d'un modèle logistique, avec une variable dépendante binaire soit la décision de syndication, a été faite afin d'identifier les caractéristiques financières influençant la décision de syndiquer ou pas. Les résultats de la régression révèlent que la taille de la banque a un effet significativement positif sur la décision de participer

à une syndication de prêt. Les grandes banques cherchent à élargir et à améliorer leur portefeuille de prêts via les syndicats de prêts. Ils notent également une relation positive entre le niveau de capital et l'implication dans les syndicats. Toutefois, une relation significative et négative est observée entre la marge nette d'intérêt et la décision de syndication. Les banques disposant d'une faible marge nette dans leur activité principale choisissent les prêts syndiqués pour l'augmenter et la développer car, cela leur offre la possibilité d'acquérir de nouveaux clients. En revanche, la rentabilité et une liquidité élevée ont un impact positif sur la probabilité de participer à des prêts syndiqués. Les banques présentant une rentabilité plus élevée pourraient être encouragées à participer davantage aux syndicats de prêts dans le but de maintenir leur niveau de rentabilité relativement plus élevé. La diversification des risques s'avère significative et positivement liée à la probabilité d'accorder des prêts syndiqués. Cependant, La qualité du portefeuille de prêts et le ratio de provision pour pertes n'ont pas d'effet significatif sur la décision de syndication. Les auteurs soulignent entre autres que la raison d'être des banques participantes pour faire partie des syndicats est de générer des revenus diversifiés alternatifs.

Amir (2007) examine l'influence de l'asymétrie d'information entre prêteurs et emprunteurs sur la structure du syndicat et sur les prêteurs qui deviennent membres du syndicat à l'aide d'un échantillon de 12 672 transactions de prêts syndiqués accordées par 4 687 entreprises non financières américaines entre 1992 et 2003. Leur raisonnement se fonde sur l'hypothèse selon laquelle les principaux arrangeurs ne sont pas obligés de prendre une participation plus importante dans le prêt lorsque l'emprunteur requiert des efforts de diligence raisonnable et de suivi plus intenses. Les auteurs utilisent un modèle probit du maximum de vraisemblance pour déterminer comment l'asymétrie d'information affecte la composition d'un syndicat de prêteurs. Et la méthode des MCO permet de révéler dans quelles mesures le problème de sélection adverse et d'aléa moral affecte la structure du syndicat. L'auteur constate que le test d'hypothèse se révèle non significatif car, lorsque les emprunteurs nécessitent une enquête et une surveillance approfondies, l'arrangeur principal tente de garantir la diligence dans l'enquête et le suivi en augmentant son exposition au risque lié au prêt. De même, les arrangeurs principaux conservent un plus grand part du prêt lorsque les emprunteurs sont opaques et qu'ils forment un syndicat plus concentré. Toutefois, il indique aussi que lorsque les problèmes d'asymétrie de l'information sont potentiellement graves, les principaux arrangeurs sont plus susceptibles de choisir des prêteurs participants géographiquement plus proches de l'entreprise. Un prêteur, qui est un ancien participant d'une entreprise emprunteuse et qui a fait ses preuves ultérieurement, a 27,3 % de chances d'être choisi comme participant d'un syndicat.

Par ailleurs, Kamphol et Gordon (2002) relèvent les facteurs déterminant la décision de syndiquer, introduisent deux variables associées au problème de réputation et d'agence dans la syndication de prêts et expliquent comment l'information privée détenue par la banque chef de file peut être utilisée afin d'exploiter l'adhésion des participants au syndicat grâce à une base de données constituée de 66 000 facilités de prêts sur une période allant de 1987 à 1999. L'application d'un modèle de régression probit permet de déterminer si les variables associées au problème de réputation et d'agence affectent la décision de syndiquer et si des changements dans la notation de crédit S&P indiquent la présence d'informations privées et de comportements d'exploitation par la banque chef de file. Selon les auteurs, le nombre annuel moyen de transactions sur le marché des prêts syndiqués est très significatif et positivement lié à la décision de syndiquer. Cela implique que lorsque l'initiateur d'un prêt a développé une bonne réputation sur le marché, cela peut atténuer les problèmes d'agence et il a plus de chances d'être syndiqué. Aussi, la tarification de la performance est hautement significative et positive à la décision de syndiquer. Cela est cohérent avec l'hypothèse que la tarification basée sur la performance atténue également les problèmes

d'agence et rend un prêt plus susceptible d'être rentable et syndiqué. Concernant l'exploitation de l'information privée, l'analyse ne révèle aucune preuve d'un comportement d'exploitation venant d'un arrangeur principal. Par conséquent, il n'y a pas de changement dans la notation de crédit S&P des banques participantes. Ainsi, ils démontrent que la banque chef de file est capable de syndiquer une plus grande proportion de prêts de haute qualité.

Katerina (1993) propose des tests empiriques pour montrer l'importance relative des différents facteurs qui jouent un rôle dans les syndications bancaires sur la base d'un échantillon de 4 332 prêts octroyés par 3 601 emprunteurs. Après estimation d'un modèle de régression probit, les auteurs révèlent que les syndications de prêts sont motivées principalement par les considérations de capital de la banque chef de file. De ce fait, le ratio capital/actif peut être positivement lié aux activités de syndication de prêt. Car, lorsqu'une banque se retrouve contraint dans son ratio capital/actif, soit en raison d'exigences réglementaires, soit à cause de ses propres normes internes, elle peut choisir à la place de syndiquer une partie du prêt. Aussi, le montant du prêt par rapport au capital de la banque mandataire peut influencer la décision de syndiquer le prêt. La qualité du prêt a un effet négatif et statistiquement significatif sur la performance de la banque chef de file dans la syndication de prêt. L'analyse confirme en fin de compte que les grandes banques conservent des parts plus importantes des prêts plus risqués et de moindre qualité que des prêts plus sûrs ou des prêts de meilleure qualité.

Dennis S. et Mullineaux D. (2000) identifient les facteurs qui peuvent influencer le potentiel de syndication d'un prêt à partir d'un échantillon de 3 410 prêts bancaires et non bancaires sur la période de 1987-1995. Grâce à l'estimation d'un modèle de régression tobit et avec des techniques du maximum de vraisemblance, les auteurs constatent que le fait d'avoir une cote de crédit publique est favorable à la syndication d'une proportion importante de prêts; probablement parce que les informations disponibles sur ces emprunteurs sont relativement transparentes. De même, la maturité du prêt est significativement positive à la possibilité de syndiquer. Car, les prêts à plus long terme permettent d'économiser des coûts de suivi dupliqués pour les banques syndiquées. Aussi, les garanties sont négatives et significatives au potentiel de syndication. Parce que, même si la garantie réduit la sensibilité de la valeur d'un prêt sur la base des informations qui le soutient, elle peut également servir de signal d'un niveau de risque plus élevé. La réputation des emprunteurs sur le marché est positive et significative à la possibilité de syndiquer car cela suggère qu'elle peut servir de méthode pour atténuer les problèmes potentiels d'agence. Le montant de la facilité de prêt est un facteur important pour déterminer la proportion d'un prêt qui est syndiqué. Aussi, les banques mandataires syndiquent une proportion importante de prêts lorsque la qualité du portefeuille de prêt se détériore. Les travaux des auteurs révèlent que la décision de syndication d'un prêt dépend de la nature et de la qualité de l'information concernant l'emprunteur.

Nous avons Jian C. (2010) qui analyse comment les accords réciproques entre les arrangeurs principaux constituent un mécanisme efficace pour atténuer le problème d'aléa moral en utilisant un échantillon de 46 448 facilités de prêt syndiqués accordées entre 1992 et 2007. A travers l'application de la méthode des moindres carrés ordinaires, les auteurs mentionnent que les accords de réciprocité sur le marché des prêts syndiqués incitent les principaux arrangeurs à surveiller les emprunteurs. Car, c'est la condition implicite qui permet aux prêteurs de participer à d'autres prêts et d'obtenir une part des bénéfices de ces prêts. Les résultats après analyse du modèle de régression montrent qu'il existe un effet de réciprocité croissant entre la structure du syndicat et le risque moral réduit. Pour les prêteurs, l'effet de réciprocité se traduit par une part moindre des prêts conservés et éventuellement, une meilleure diversification des risques. Pour les entreprises, la réciprocité partagée entre les principaux arrangeurs signifie des coûts d'emprunt plus faibles,

ce qui peut avoir rendu le marché des prêts syndiqués plus attractif que les autres canaux d'emprunt ces dernières années. L'effet de réciprocité a également une importance réglementaire. L'équilibre dû à la réciprocité pourrait améliorer le bien-être social.

Pascal et Franck (2005) expliquent pourquoi plusieurs co-agents apparaissent dans le processus de syndication sur la base d'un échantillon de 1 183 prêts effectués sur la période allant de 1992 à 2003. L'application de la méthode des moindres carrés ordinaires permet de vérifier les deux hypothèses sur la structure d'agence d'un syndicat à savoir l'hypothèse de spécialisation et l'hypothèse de suivi. D'une part, l'hypothèse de spécialisation affirme que plusieurs co-agents apparaissent dans les syndicats de prêts en raison des différents avantages compétitifs dont ils disposent pour accomplir toutes les tâches administratives. D'autre part, l'hypothèse du suivi affirme que la multiplicité des co-agents dans les syndicats de prêts est le résultat d'une délégation de contrôle qui atténue les problèmes d'asymétrie informationnelle. Après analyse des différentes variables d'intérêt, les résultats issus de l'hypothèse de spécialisation sont fortement significatifs tandis que les résultats concernant l'hypothèse de suivi sont mitigés. Les auteurs révèlent que les co-agents rivalisent au sein du syndicat pour réduire le coût total de leur accord. Aussi, significative avec l'hypothèse de spécialisation, les auteurs suggèrent qu'il faudra s'appuyer sur davantage de co-agents pour atténuer les asymétries informationnelles entre l'arrangeur principal et l'emprunteur. En revanche, la maturité du prêt est toujours cohérente avec l'hypothèse de surveillance et l'hypothèse de spécialisation car les prêts à long terme sont plus risqués et plus surveillés. De même, ils sont plus coûteux à mettre en œuvre. Par conséquent, l'implication des co-agents est également nécessaire pour gérer ces transactions.

Victoria (2009) examine comment la part de prêt détenue par l'arrangeur principal affecte l'asymétrie d'information au sein d'un syndicat et l'écart de crédit facturé à l'emprunteur sur la base d'un échantillon de 23 087 prêts libellés en dollars émis entre 1993 et 2004. L'utilisation d'un modèle de régression de doubles moindres carrés permet d'estimer l'effet de l'asymétrie d'information et de la diversification sur la part de prêt conservée par la banque chef de file. Les résultats sous effet de la diversification montrent que la banque chef de file exigera un coût d'emprunt très élevé suite à l'augmentation de la probabilité de défaut de l'emprunteur. Les résultats suggèrent aussi que la présence d'une tarification basée sur la performance devrait réduire les coûts des systèmes d'informations asymétriques au sein du syndicat de prêt; par conséquent, réduire la prime exigée par les banques participantes. De même, la réputation de la banque leader affecte directement le niveau d'information asymétrique au sein du syndicat car, lorsque la réputation est élevée, la banque chef de file syndique une plus grande fraction du prêt. L'auteur conclut en disant que, l'asymétrie de l'information peut être efficacement réduite en contrôlant la part du prêt conservée par l'arrangeur principal.

Jonathan et al. (2000) expliquent l'effet des asymétries d'information, de la qualité des prêts et des contraintes de capital sur la part de prêt conservée par une banque mandataire à l'aide d'un ensemble de données de panel constituées de 44 711 prêts syndiqués sur la période de 1995 à 1999. Les auteurs révèlent, à partir de l'estimation d'un modèle de régression de moindres carrés ordinaires, que le capital bancaire, la saisonnalité des prêts et la maturité ont des effets significatifs et positifs sur la part moyenne des prêts conservée par une banque mandataire. Les participants aux prêts seront moins disposés à détenir des parts de prêt lorsque la banque mandataire possède un avantage informationnel sur eux. Il existe donc une relation négative entre la qualité de prêt et la part de prêt détenu par les mandataires mais cela n'exclut pas la possibilité de comportement opportuniste. Dans ce cas, les banques mandataires pourraient utiliser des informations de qualité supérieure et syndiquer davantage de leurs prêts de mauvaise qualité que ceux que

les participants auraient acceptés dans le cadre d'un système d'information symétrique. Les auteurs montrent également que les banques mandataires préfèrent détenir une part plus petite d'un prêt important pour éviter les potentiels risques associés.

Blaise (2004) présente une revue historique de l'évolution du marché des prêts syndiqués ainsi que son fonctionnement. Il nous fait savoir que les syndications de crédit se sont développées pour la première fois dans les années 1970 en tant qu'activité souveraine au Mexique. Cependant, les difficultés de paiement rencontrées par de nombreux emprunteurs des marchés émergents dans les années 1980 ont entraîné la restructuration de la dette mexicaine en obligations Brady en 1989. Par la suite, le financement dans le marché obligataire a entraîné une contraction du marché des prêts syndiqués dans les années 1990 pour devenir le plus grand marché de financement aux États-Unis et la plus grande source de revenus de souscription pour les prêteurs. Le principal avantage dans la mise en place d'un prêt syndiqué est qu'il permet de répondre à la demande d'engagements de prêt des emprunteurs sans avoir à supporter seuls le risque de marché et de crédit. Dans le processus de syndication, des compensations sous la forme de frais, spreads ou garanties sont généralement exigées par les prêteurs en échange du risque qu'ils acceptent de prendre. L'auteur montre aussi que pour le degré d'intégration dans le marché des prêts syndiqués, les banques étrangères paraissent plus présentes dans les syndicats constitués pour les emprunteurs européens hors zone euro, en particulier, du Royaume-Uni. Ce marché est majoritairement dominé par les emprunteurs européens soit 72% depuis 2000 contre 45% pour les emprunteurs américains. Ceci s'explique par le fait que les banques de la zone euro ont renforcé leurs activités d'origination de prêts depuis l'avènement de la monnaie unique et ont trouvé un financement pour le risque qui en résulte en dehors de leur zone.

En revanche, Wang et al. (2016) examinent l'impact de la structure des échéances de la dette d'une entreprise sur les coûts d'emprunts bancaires à partir d'un échantillon de 9 941 prêts syndiqués provenant de 2 754 entreprises américaines entre 1990 et 2014. L'hypothèse du risque de refinancement stipule que les entreprises ayant une structure d'échéance de dette plus courte paient davantage de coûts lors de l'obtention de prêts bancaires. L'hypothèse de substitution d'actif veut que les entreprises ayant une structure d'échéance de dette plus courte paient des intérêts moins élevés sur les prêts bancaires. Après analyse d'un modèle de régression de moindres carrés ordinaires, les auteurs démontrent que les hypothèses ont toutes les deux des impacts économiquement et statistiquement significatifs. Les banques facturent des taux de prêt plus élevés aux entreprises ayant une échéance de dette plus courte en raison d'un risque de refinancement plus élevé. Une entreprise dont la maturité de la dette est courte a plus de chances d'être refinancée. Ce qui traduit une plus grande exposition au risque de refinancement. De ce fait, les banques vont tarifier les prêts en conséquence et on s'attend à un taux d'emprunt bancaire élevé. Les résultats montrent également que les entreprises à forte croissance paient des spreads de prêt beaucoup plus faibles que les entreprises à faible croissance car cela atténue le problème de substitution d'actifs.

1.2 Description du scandale LIBOR

Le deuxième thème abordé dans cette recherche présente sur le scandale LIBOR proprement dit ainsi que les raisons derrière cette manipulation.

Par conséquent, Patrick M. (2013) a fait une description du scandale LIBOR et a identifié qu'il s'agit d'un exemple de risque opérationnel systémique. Un examen des enquêtes officielles sur ce scandale dans trois banques (Barclays, Royal bank of Scotland, UBS) a permis de ressortir des types de risques opérationnels. A partir d'une analyse et d'une transcription des conversations téléphoniques et messages découverts à la

suite d'enquêtes, la manipulation dans la fixation du LIBOR n'a pas été motivée par une faille dans le processus LIBOR lui-même mais par des activités illicites complètement conscientes des gestionnaires et traders de banques. Les raisons qui motivaient ces actes étaient la protection de la réputation des banques durant la période de crise financière et la recherche du bénéfice sur les différentes positions des traders sur le marché monétaire et sur les produits dérivés. Cette pratique préméditée constitue une violation de la loi américaine sur la bourse des marchandises et révèle certains risques. Premièrement, le fait que les déclarants du LIBOR soient également des traders à part a conduit à des conflits d'intérêts personnels. A cet effet, il ne peut qu'avoir une personne extrêmement éthique qui allait soumettre un taux tout en sachant qu'elle subirait une importante perte sur ses positions personnelles sur le marché. Deuxièmement, la cupidité apparente des traders les a poussés à créer des ententes illicites, secrètes et illégales avec les concurrents dans le but de générer des fausses transactions dans le système financier. Troisièmement, comme dans le scandale LIBOR et dans d'autres scandales bancaires, ce ne sont pas les actions de quelques-uns qui ont généré d'importantes pertes mais l'inaction d'un grand nombre. Car, les directives internes étaient soit inexistantes soit déficientes. La gestion de ces risques opérationnels passe par le développement d'indicateurs de risque qui alerteront les régulateurs et les entreprises réglementées en cas d'éventualités. Aussi, McConnell et Blacker (2011, 2012, 2013) identifient des solutions de gestion de risques opérationnels systémiques comme aider le conseil d'administration et l'exécutif à élaborer des politiques formelles de gestion des risques liés aux personnes, contrôler et rendre compte du respect des politiques relatives aux risques liés aux personnes.

De même, Thomas A. (2019) cherche à comparer le traitement juridique de la manipulation du LIBOR à deux niveaux à savoir la manipulation par les traders pour leur intérêt personnel et la manipulation par les dirigeants de la banque afin de protéger la réputation de celle-ci dans un contexte de pénurie de crédit. A l'issue de cette analyse juridique, il en ressort que les traders ont fait l'objet d'un grand nombre de poursuites et procès criminels tandis que la loi a sous-évalué le rôle des dirigeants et des organisations dans ce scandale. Dans le premier cas d'illégalisme, l'avidité financière est perçue comme un vice moral et intentionnel. Dans le premier procès du LIBOR, le procureur a déclaré que l'accusé M. Hayes, la tête pensante même de cette manipulation, comme quelqu'un de cupide, avec le désir de gagner autant d'argent qu'il souhaitait. Bien entendu, tout banquier souhaite maximiser son profit; sauf que M. Hayes le faisait de manière totalement malhonnête et indifférent au fait qu'il trompait ceux avec qui il faisait du commerce. D'après les démonstrations des procureurs, la responsabilité objective, les actes intentionnels de manipulation et l'état d'esprit enclin à tirer profit de cet acte sont nécessaires pour imputer un mobile à un accusé. En revanche, le deuxième type d'illégalisme s'est produit en grande partie à cause des circonstances de la crise financière et des conditions de liquidités du marché à cette époque. Dans ce cas, le souci de réputation est moralement moins chargé que le premier type de manipulation. Il est présenté comme un mécanisme de défense plutôt que comme un mécanisme intentionnel sans faire explicitement référence à des motivations économiques ou financières. Aussi, le fait de cacher des informations cruciales pour la stabilité du système financier a été plutôt perçu comme pertinent du point de vue juridique. Dans la manipulation par les traders, la plupart des accusés a été condamnée à la prison. Contrairement à la manipulation pour souci de réputation, les accusés ont reçu des sanctions légères.

Christopher H. (2013) traite de la différence au niveau des réglementations bancaire et économique aux États-Unis et au Royaume-Uni à la suite du scandale LIBOR. L'analyse montre que l'approche légère en matière de réglementation britannique était très vantée par les législateurs. Pourtant, c'est au travers de cette légèreté là que le terrain pour le scandale LIBOR a été construit. Les banques comme Barclays ainsi que

ses employés individuels se sont sentis trop libres dans leur pratique ou du moins ont cru qu'ils pouvaient s'en sortir. Pour pallier ce problème, une évaluation de la réglementation bancaire britannique a été effectuée. La revue Wheatley a suggéré deux recommandations entre autres l'introduction d'une réglementation statutaire de l'administration et de la soumission du LIBOR et la création de nouvelles infractions pénales; marquant ainsi la fin de la réglementation bancaire légère au Royaume-Uni. L'approche américaine était en revanche sévère, avec des sanctions plus invasives. Même si le Royaume-Uni est sorti de l'ère de la réglementation légère, ses banques ne sont pas confrontées à un appareil juridique et réglementaire comparable à celui des États-Unis. L'idéal pour l'auteur serait de trouver un juste milieu en renforçant la structure réglementaire au Royaume-Uni tout en simplifiant le système réglementaire aux États-Unis. En trouvant cet équilibre de manière adéquate, il est possible d'éviter de futures manipulations sans risque d'aliéner les entreprises.

Jan K. (2012) a fait une analyse des trois rapports d'enquêtes publiés à la suite du scandale LIBOR à savoir la Financial Services Authority (FSA 2012) aux États-Unis, la Commodity Futures Trading Commission (CFTC 2012) au Royaume-Uni et le rapport du ministère de la Justice aux États-Unis. Au fur et à mesure que les résultats des différentes enquêtes officielles générées par ces rapports se répandent, il devient de plus en plus évident qu'une grande majorité d'institutions financières se sont livrées à des manipulations frauduleuses du LIBOR à leur propre avantage. La plupart des revues donnait comme solution à ce problème de mettre terme aux comportements frauduleux. Aussi la destitution des responsables des banques était une autre solution parce qu'ils ont été incapables de répondre efficacement aux suggestions répétées de manipulation avant et pendant la crise. Les incitations frauduleuses étaient néanmoins différentes dans ces deux périodes. Avant la crise, la collusion avait pour objectif d'accroître les profits individuels et collectifs. Pendant la crise, la collusion a permis une amélioration de la capacité des entreprises à survivre à un effondrement du marché. Pour l'auteur, la solution serait de remettre en question la structure et la taille des banques parce qu'elles étaient trop grandes pour être gérées, contrôlées et dirigées. Un changement structurel était donc nécessaire pour réduire les institutions financières à une taille qui rendra efficace l'application de la réglementation et leur surveillance.

Abhinav et Manjula (2015) expliquent l'impact du scandale LIBOR sur le marché financier mondial et sur le marché indien en particulier. Le marché financier mondial étant fortement régulé par le taux de référence LIBOR, le marché indien est également affecté par ce taux car de nombreux instruments financiers lui sont directement ou indirectement liés. Cependant au cours des années 2007 à 2008, une mauvaise manie a faussé la confiance dans le système financier mondial. Des failles dans la soumission des taux LIBOR ont été détectées et sont intervenues pendant une période de perturbations sans pareille qui ont fourni aux banques manipulatrices un degré de stabilité dans une période instable. Par conséquent, les banques ayant fait l'objet d'une enquête pour manipulation du LIBOR pourraient finir par payer environ 35 milliards de dollars en règlements juridiques. En Inde, le LIBOR est utilisé lorsqu'une entreprise locale emprunte à l'étranger. Les emprunts indiens à l'étranger ont considérablement augmenté au fil des ans. Le scandale prend de l'importance dans la mesure où les entreprises indiennes ont levé 104,4 milliards de dollars jusqu'en mars 2012 grâce à des emprunts commerciaux extérieurs. Ce qui représente un peu moins d'un tiers de la dette extérieure totale du pays, qui s'élève à 349,50 milliards de dollars, selon les dernières données disponibles de la Reserve Bank of India. Et la plupart de ces dettes étrangères sont liées au LIBOR. Par conséquent, toute modification du LIBOR pourrait avoir de graves conséquences sur les taux d'intérêt des emprunts. Les régulateurs bancaires indiens sont en cours de discussions pour faire passer un prix

négoциé réel du MIBOR sur un écran. Aussi, des mesures sont en cours de mise en place afin que le MIBOR ne subisse pas une fraude similaire.

Philip et Brett (2015) cherchent à aller au-delà des compréhensions conventionnelles pour analyser de manière critique à la fois le LIBOR lui-même et le scandale impliquant sa manipulation par les grandes banques internationales. Une étude approfondie du LIBOR a fait ressortir deux qualités fondamentales qui étaient au cœur du scandale et qui étaient en jeu dans les tentatives visant à poursuivre les actes de manipulation. Son rôle en tant que technologie juridique implique un dispositif de contrôle et de gouvernance très particulier; historiquement avec la British Banker's Association, principale association commerciale et organisme de lobbying pour les banques basées au Royaume-Uni et aujourd'hui avec IBA, filiale de l'Intercontinental Exchange, propriétaire exploitant de bourses de marchés financiers et de chambres de compensation aux États-Unis. Ensuite, son statut de marchandise à part entière permet le commerce des matières premières financières en constituant une matière première comme référent universel. Les avantages potentiels de la manipulation par les traders étaient doubles. D'une part, les traders cherchaient à manipuler les soumissions LIBOR de la banque pour obtenir des bénéfices, sous la forme d'un rendement plus élevé ou d'un paiement lors de la fixation d'un swap d'intérêt ou d'un autre contrat dérivé. D'un autre côté, l'objectif était de minimiser les pertes, de payer moins aux contreparties que ce qui aurait été dû. A cet effet, à la suite des mesures coercitives individuelles prises contre les banques du panel LIBOR, une initiative est lancée dans le but de réformer l'indice.

Également, Miller (2013) met un accent particulier sur l'aspect éthique du scandale LIBOR. Son analyse mentionne que, par opposition aux dimensions juridiques, réglementaires, économiques ou politiques du problème, le scandale LIBOR est révélateur d'un problème de corruption institutionnelle systémique dans une large mesure; par conséquent un problème éthique ou moral. Ce problème de corruption est la résultante d'une action collective intentionnelle et consciente. Aussi, ce problème découle de la concurrence commerciale entre les branches d'investissement des banques dans un contexte de marché dans lequel il existe un impératif primordial de maximiser les profits et dans lequel bon nombre de ces banques sont, diraient-elles, trop grandes pour faire faillite. La solution à ce problème d'action collective réside dans l'établissement de coopération obligatoire au niveau micro et macro-institutionnels. A cet effet, la culture institutionnelle va dépendre de la mesure dans laquelle la responsabilité morale collective permet d'atteindre les objectifs souhaitables et d'éviter les pratiques de corruption au moyen de mécanismes institutionnels explicites par exemple des programmes formels de formation continue en éthique professionnelle, des systèmes de protection des lanceurs d'alerte, systèmes de rémunération qui n'encouragent pas une prise de risque excessive ; et de pratiques implicites par exemple des managers qui reconnaissent leurs erreurs, des salariés qui n'ont pas peur d'exprimer leurs inquiétudes.

Andrea et Daniel (2013) étudient si la sous-déclaration des soumissions LIBOR par certaines banques a affecté de manière significative le LIBOR publié tout en testant s'il y a eu un changement significatif dans la relation entre le taux LIBOR et un autre taux qui reflète le risque de défaut des banques. Les auteurs utilisent des données quotidiennes un mois et trois mois des taux LIBOR et taux de certificats de dépôt à terme de 2004 à 2010. Si la sous-déclaration des taux LIBOR par certaines banques affectait le taux LIBOR déclaré, il devrait y avoir une réduction importante du spread entre ce taux LIBOR et le taux des certificats de dépôt à terme. Les auteurs testent les variations dans cet écart en utilisant la méthode de la rupture structurelle de Bai et Perron. L'analyse révèle qu'il y a eu trois ruptures statistiquement significatives dans l'écart sur un mois et quatre dans l'écart sur trois mois. Le taux LIBOR a diminué d'environ 4 points de base par rapport au taux de certificat de dépôt à terme avant le début de la crise financière en 2007. Puis à partir

de 2008, les banques ont cessé de sous-évaluer le LIBOR à mesure que le scandale s'intensifiait car le spread trois mois des banques semblaient réagir de manière excessive. Cependant, ce spread est revenu à son niveau normal d'avant sous-déclaration à la fin 2009.

Nous avons Urban (2021) qui montre comment la sensibilité des prêts indexés sur le LIBOR a aidé les prêteurs pendant la crise financière. La pensée de l'auteur est basée sur une hypothèse conditionnelle selon laquelle les prêts aux entreprises auraient été indexés sur un taux de référence basé sur le SOFR pendant la crise financière. Il ressort de son analyse que de 2007 à 2009, période couvrant la crise, le LIBOR 1 mois et 3 mois ont payé des intérêts cumulés nettement plus élevés que les taux hypothétiques du SOFR basés sur les taux des Overnight Treasury Repo ou des Overnight Index Swap. Sur cette base, l'auteur conclut que les intérêts supplémentaires cumulés du LIBOR étaient d'environ 1 % à 2 % du montant notionnel des prêts en cours, en fonction de la durée et du type de taux SOFR utilisé. Aussi, le montant des prêts commerciaux LIBOR détenus par les banques aurait pu atteindre environ 2 000 milliards de dollars. Et les revenus d'intérêts supplémentaires globaux reçus par les banques grâce au LIBOR auraient pu atteindre 30 milliards de dollars.

De même, Thomas (2017) analyse la manière dont les membres du secteur financier justifient leurs actions face aux accusations d'indifférence aux pratiques irrégulières et reproches publics à l'issue du scandale LIBOR. Après avoir assisté à de multiples procès dans l'affaire LIBOR, l'auteur souligne que trois positions entrent dans la justification de règles. Le créateur des règles soutient qu'elles sont claires, strictes, explicites et n'ont pas besoin d'une interprétation. L'interprète fonde sa justification sur la subjectivité, le jugement et laisse place à une certaine interprétation. L'utilisateur conteste les règles et leurs fondements. L'auteur divise la justification des règles de l'utilisateur en trois dimensions. La première dimension de la justification de l'utilisateur est de contester l'existence des règles ou du moins leur clarté. La deuxième dimension de la justification de l'utilisateur est d'intégrer une composante hiérarchique en faisant savoir que la hiérarchie de la banque était consciente de ses actions. La troisième dimension de la justification de l'utilisateur est la collectivisation de la responsabilité. Pour se défendre, le commerçant relie ses actions à une pratique courante au sein du secteur. Cette justification permet de désindividualiser la responsabilité et conduit à une propagation de la culpabilité. Le simple fait d'affirmer que « d'autres ont fait de même » exprime l'idée que les règles étaient généralement ignorées et conteste ainsi leur importance. En cas d'irrégularités, la responsabilité incombe aux institutions chargées des règles et de leur application.

Dennis et al. (2018) compare les réponses à l'enquête LIBOR pendant la période crise de 2007 à 2009 à plusieurs mesures alternatives des coûts de d'emprunt bancaire à terme notamment la Facilité d'enchères à terme (TAF) et les déductions d'emprunt de la Fedwire. L'auteur souligne que les différences entre les cours du Libor et d'autres mesures des coûts d'emprunt peuvent provenir des facteurs suivants à savoir l'importance du spread bid-ask, les différences entre prêteurs et emprunteurs, la taille, la liquidité, le timing et la localisation, la manipulation à des fins lucratives et la stigmatisation. L'auteur utilise un échantillon de 21 enchères TAF pour des fonds à 28 jours et deux enchères pour des fonds à 84 jours afin d'analyser leur comportement face au Libor. L'analyse révèle que les taux TAF étaient inférieurs au Libor car leur objectif était d'alléger les pressions de financement sur les marchés monétaires à court terme en vendant aux enchères les fonds garantis aux institutions financières. Pour ce qui est de la déduction d'emprunt de la Fedwire, l'auteur utilise comme données une paire de transactions déduites des fonds fédéraux au jour le jour par l'algorithme Fedwire entre 2007 et 2009. Les résultats montrent qu'elle est également en dessous du Libor pendant cette période de crise.

Pietro (2024) estime un modèle de reporting stratégique qui identifie les coûts d'emprunt des banques ainsi que les motivations à déclarer faussement le Libor en utilisant des données sur le Libor 3 mois du 9 septembre 2007 au 31 décembre 2010. L'estimation fixe une limite inférieure à la valeur qu'aurait eu le Libor si les banques avaient déclaré honnêtement leurs coûts d'emprunt. L'analyse révèle que la limite inférieure estimée pour le Libor non manipulé sur le marché était toujours supérieure au Libor publié, avec un écart moyen de 25 points de base. Ce qui suggère que le Libor a sous-estimé les coûts d'emprunt interbancaires. Les résultats de l'estimation montrent que le principal facteur de déclaration erronée était l'envoi de signaux de solvabilité sur le marché entre 2007 et 2010. Ces incitations à la fausseté ont augmenté de façon spectaculaire immédiatement après la faillite de Lehman Brother. Une explication probable est que les incitations des banques ont répondu à une forte augmentation de la perception du marché du risque de défaut. A cet effet, les régulateurs concernés par le remplacement et la réforme des taux d'intérêt de référence devraient accorder une attention particulière au motif du signal afin de prévenir des comportements qui portent atteinte à risque moral du marché.

1.3 Conséquences de la crise sur le marché interbancaire

Dans ce troisième, le but est de présenter les conséquences significatives qu'a causé le scandale LIBOR au sein du marché interbancaire et bancaire.

De ce fait, Fabrizi et al. (2021) étudient l'impact de la manipulation du LIBOR sur la réputation des organisations partageant des incitations et des opportunités de commettre des actes répréhensibles à partir de 3 441 rendements de 30 banques impliquées dans le scandale LIBOR au cours de la période allant de mars 2011 à décembre 2013, pour 39 dates d'événements au cours desquels les banques sont accusées ou sanctionnées pour avoir manipulé le LIBOR. Deux hypothèses sont testées dans le cadre de cette prédiction. L'hypothèse principale stipule que le marché pénalise les banques sous la forme d'une atteinte à leur réputation à la suite de l'annonce de prétendues manipulations du LIBOR. L'hypothèse secondaire quant à elle stipule que l'atteinte à la réputation subie par les banques accusées de manipulation du LIBOR a un effet de contagion sur les autres banques qui partagent la même incitation et la même opportunité de commettre la fraude. Après application d'un modèle de régression de moindres carrés ordinaires, les hypothèses prédisent une réaction significative et négative du marché autour des dates d'événements pour les banques LIBOR coupables et non coupables. Les banques accusées de mauvaise conduite ont enregistré des rendements anormaux négatifs allant de -0,166% à -0,191% au cours des périodes entourant l'annonce de la manipulation présumée. De même, les banques qui n'ont pas été accusées de mauvaise conduite ont aussi enregistré des rendements anormaux négatifs compris entre -0,180 % et -0,344 % au cours de la période entourant l'annonce de la manipulation, que nous interprétons comme l'effet de contagion de l'atteinte à la réputation.

En revanche, Michael (2018) évalue le coût d'emprunt auprès des banques et sur le marché des capitaux à partir d'une base de données de 1995 à 2013 sur les faillites d'entreprises ayant à la fois des prêts et des obligations en cours au moment du défaut. L'échantillon complet de prêts obligataires se compose de 1 682 facilités de prêts auprès de 606 entreprises américaines. À partir d'une analyse empirique utilisant le modèle structurel, les résultats montrent que les banques gagnent une prime économiquement importante par rapport au prix du marché obligataire. Le modèle structurel prend en compte la priorité de la structure de la dette, l'exposition du prêteur aux pertes en cas de défaut et l'illiquidité du marché secondaire. L'analyse montre aussi que la valeur du spread des prêts est attribuable à d'autres facteurs importants autre que le crédit et la liquidité car ils sont évalués sur le marché obligataire. Les entreprises sont prêtes à payer un

coût élevé pour emprunter auprès d'une banque, offrant aussi à la banque un rendement nettement supérieur à son exposition au risque du marché obligataire. Les entreprises accordent une grande valeur aux services bancaires autres que l'apport ponctuel de capitaux d'emprunt par le marché des capitaux.

Kilian (2023) analyse dans quelle mesure l'incertitude et les perturbations provoquées par des événements clés liés au scandale LIBOR ont influencé la liquidité et la volatilité des marchés LIBOR à partir d'un échantillon de 8041 cours de USD et GBP LIBOR sur une période de 2008 à 2021. Leur étude se fonde sur l'hypothèse selon laquelle l'incertitude et les perturbations causées par les quatre événements, et la réorientation des utilisateurs vers des solutions ont entraîné une diminution de la liquidité et une augmentation de la volatilité. Les événements liés au scandale sont entre autres le premier soupçon de manipulation soulevé par Wall Street en avril 2008, l'aveu par la banque Barclays d'avoir manipulé le LIBOR en juin 2012, l'allusion à la possibilité de supprimer le LIBOR par l'ancien directeur général de la Financial Conduct Authority (FCA) en juillet 2017 et la suppression du taux GBP LIBOR en décembre 2021. L'utilisation de données logarithmiques dans cette régression révèle que seule la suppression du GBP LIBOR a eu un impact significatif sur la liquidité et la volatilité des marchés. Par conséquent, le fonctionnement du marché, défini par les aspects de liquidité et de volatilité, semble avoir été immunisé contre l'incertitude provoquée par le scandale et l'annonce de ses conséquences. Seule la mise en œuvre de ces conséquences a eu un impact notable sur son fonctionnement. Le fait que l'annonce à la suppression du LIBOR n'ait pas eu de conséquences significatives ou n'ait pas causé de perturbations réelles dans le système prouve que le fait de lancer des alertes aux acteurs du marché ne suffit pas pour créer la psychose dans leur activité.

Jonathan et al. (2017) mettent en évidence les limites du suivi interne et externe des systèmes de conformité et de l'application d'une politique éthique saine dans un contexte de délit d'initiés et de manipulation du marché. La législation actuelle dans le monde exige à la fois un contrôle interne et externe des marchés financiers pour détecter les anomalies de prix, analyser les données et garantir la conformité. Les codes et règles éthiques internes des institutions financières au sein des systèmes nationaux reposent sur les réglementations nationales. Une réglementation bancaire est conçue pour atténuer la prise de risque des banques. Malgré les réglementations nationales et internationales, les codes et règles éthiques mis en place, ils ont réussi à être contournés. L'exemple du LIBOR souligne l'importance d'inculquer des valeurs éthiques individuelles, puisque seules elles peuvent empêcher d'outrepasser son devoir ainsi que la prise de décision basée sur les conséquences. Cet événement a mis en évidence l'échec de l'appareil de régulation permettant de prévenir les comportements contraires aux valeurs et au système de surveillance réglementaire. Au niveau de l'entreprise, ces règles doivent être interdépendantes, inclusives et centrées sur un ensemble de valeurs fondamentales non seulement en termes d'éthique mais en termes d'intégration de l'éthique dans la culture de l'individu et de la société. Cette approche voit en effet la politique éthique comme étant au carrefour de l'orientation individuelle, nationale et internationale.

Allen et Christa (2013) examinent comment le capital affecte la performance d'une banque et comment cet effet varie selon les crises de marché et bancaires survenues aux États-Unis et aussi durant les périodes normales au cours du dernier quart de siècle. Les hypothèses empiriques, basées sur la période d'avant crise, à tester pour leur étude sont : Le capital améliore la probabilité de survie de la banque pendant les crises financières et en temps normal - Le capital augmente la part de marché de la banque en période de crise financière et en temps normal. L'analyse est faite sur les crises bancaires et de marché survenues entre 1984 et 2010 entre autres la crise du crédit de 1990, la crise des prêts à risque de 2007, le krach boursier de 1987, la crise de la dette russe et le plan de sauvetage de Long-Term Capital Management de 1998 et

l'éclatement de la bulle Internet et les attentats terroristes du 11 septembre 2000. A l'aide de l'estimation d'une régression logit sur la survie des banques et d'un modèle de régression de moindres carrés ordinaires pour la part de marché, les auteurs constatent qu'un capital plus élevé avant, pendant la crise et en temps normal est associé à une probabilité de survie et à un gain de parts de marché à tout moment pour les petites banques, et qu'il aide les moyennes et grandes banques uniquement lors des crises bancaires. Le capital constitue la principale ligne de défense contre les chocs négatifs. Pour les petites banques, les capitaux sont importants à tout moment, car elles sont, le plus souvent, confrontées à des chocs que les moyennes et grandes banques. Et elles ont un accès limité, relativement coûteux, au marché financier en cas de besoins imprévus. Les effets sont similaires pour les parts de marché.

Gopalan et al. (2010) étudient l'effet de la mauvaise performance sur la réputation des intermédiaires financiers en estimant l'effet des faillites des emprunteurs à grande échelle sur la base 59 341 prêts libellés en dollars accordés par des prêteurs américains à des emprunteurs américains au cours de la période de 1990 à 2006. Les auteurs cherchent à tester l'hypothèse de réputation afin de prédire l'impact des faillites importantes sur le niveau d'activité de l'arrangeur principal, sur le profil des futurs emprunteurs et prêteurs. Une estimation d'un modèle de régression en données de panel et l'application d'un modèle Tobit et moindres carrés ordinaires permettent de démontrer que les grandes faillites ont un effet négatif significatif sur leur niveau d'activité sur le marché de la syndication de prêts. Les conséquences de faillites importantes sont plus fortes lorsqu'elles sont inattendues; en particulier lorsqu'elles surviennent peu de temps après l'octroi du prêt. Par conséquent, les arrangeurs principaux auront tendance à vouloir se retourner vers des emprunteurs avec des situations moins difficiles et vers des prêts moins risqués. 23 sur 88 arrangeurs qui connaissent des faillites abandonnent complètement le marché l'année suivante. 28 connaissent une forte baisse d'activité. Paradoxalement, tous les arrangeurs principaux ne semblent pas souffrir de mauvaise réputation à la suite d'une mauvaise performance. Particulièrement, les grands arrangeurs principaux et ceux occupant une position dominante sur le marché seront peu affectés par la faillite de leurs emprunteurs. De plus, les conséquences dues à une faillite importante sont moins graves lorsque plusieurs autres arrangeurs principaux connaissent également une faillite d'emprunteurs.

En outre, Marius (2013) évalue l'influence des soumissions des banques de panel sur le LIBOR fixé et l'impact de leur fausse déclaration sur le niveau des taux. Les analyses de l'auteur seront axées sur une base de données de soumissions LIBOR quotidiennes de 16 banques panelistes entre 2005 et 2008. L'application des tests de rupture structurelle de Bai et Perron va démontrer si les soumissions d'une banque individuelle ont changé de tendance autour de la période crise de 2008 par rapport aux autres établissements. Les résultats révèlent que les banques ont effectivement constaté des changements dans leurs conditions de financement. Certaines soumettaient des taux plus haut que le panel, d'autres plus bas et d'autres avaient des taux qui oscillaient autour de la moyenne du panel. Au début de la crise, la méthode de calcul du LIBOR est restée stable, mais à la fin de la crise de 2008, elle a commencé à montrer des signes d'une plus grande sensibilité aux facteurs sous-jacents. Ainsi avant la crise de 2008, l'impact des soumissions individuelles du LIBOR était quasiment nul. L'impact a commencé à s'accroître à partir de mi-2008 mais avec une amplitude limitée de 5 à 15 points de base si le fixage implique quatre institutions. Il apparaît donc clairement qu'une banque ne pourra pas changer de manière pertinente le LIBOR. Seule une approche organisée de type cartel d'au moins quatre institutions financières pourrait aboutir à une manipulation significative du LIBOR.

Ewa et Krzysztof (2016) analysent le risque de réputation comme un type de risque à part entière et retracent les sources et les conséquences, notamment dans le contexte de la chute drastique de la confiance dans les

banques dans la période post-crise de 2007 à 2009. Une estimation d'un modèle de données de panel à effets fixes permet d'examiner l'impact du risque de réputation sur la performance des banques cotées. L'analyse montre que le ROE à court terme et par l'indice de notation, n'a pas eu d'impact positif, mais a eu un impact fortement négatif sur la performance des banques. Les facteurs ayant l'impact le plus positif sur la performance bancaire étaient la taille de la banque, ses risques de financement et le niveau élevé de croissance du PIB. Les auteurs indiquent aussi que la crise financière de 2008 a eu un effet significatif sur la réputation et la confiance des banques. Les causes peuvent être le résultat d'un processus décisionnel médiocre à long terme, des pressions sur les résultats, une asymétrie du ratio profit/risque, des conflits d'intérêts liés à la complexité des modèles économiques des banques et des rémunérations basées sur des bonus. En revanche, établir une solide réputation offre un avantage concurrentiel car cela renforce la position d'une entreprise sur le marché, augmente la valeur actionnariale et peut même contribuer à attirer les meilleurs talents.

Aussi, Priyank et al. (2016) étudient le rôle des autorités publiques dans la prévention des comportements répréhensibles généralisés sur les marchés financiers à la suite de la manipulation du LIBOR sur la base des soumissions LIBOR de 1999 à 2012 pour les douze plus importantes paires LIBOR devise-maturité identifiées par Weathley. Les auteurs utilisent un modèle à effets fixes de temps spécifié et font une analyse empirique afin de tester les hypothèses de flux de trésorerie et de signalisation. L'hypothèse de flux de trésorerie veut que les banques panelistes alignent leurs soumissions individuelles au LIBOR dans le but de tirer profit sur leurs différentes positions sur le marché. L'hypothèse de signalisation veut que les banques du panel signalent de faibles soumissions au LIBOR pour apparaître financièrement stable par rapport aux pairs. Toutefois, les résultats des auteurs affirment que les investisseurs réagissent négativement aux soumissions élevées du LIBOR. Cela indique que sous-déclarer n'est pas toujours une solution viable pour un système. Les soumissions d'une banque panel augmente avec l'exposition de la banque au risque de marché et avec les taux d'intérêt. Mais elles diminuent à mesure que la taille de la banque augmente. Après 2010, les preuves de manipulation ont disparu après que les régulateurs se sont attaqués à un groupe sélectionné de banques étrangères. Les résultats suggèrent donc qu'une menace crédible de poursuites assorties de dommages-intérêts punitifs importants a un impact à fort effet disciplinaire et peut être efficace pour prévenir les mauvaises conduites sur les marchés financiers.

1.4 Transition du LIBOR vers un nouveau taux de référence alternatif

Le quatrième thème parle des différentes réformes opérées sur le taux LIBOR à la suite de la manipulation dont il a fait l'objet.

David H. et David S. (2014) expliquent l'origine du scandale LIBOR et font des propositions de réforme. Ils rapportent qu'en juin 2012, le scandale sur le LIBOR apparaît à la suite d'une controverse individuelle des banques durant la grande crise financière. Les banques auraient délibérément sous-évalué leurs coûts d'emprunt dans des proportions considérables afin de projeter leur fausse solidité financière dans un contexte d'incertitude du marché. Par conséquent, les décideurs politiques du monde entier ont opté pour des solutions de réforme, remplacement ou réparation du taux LIBOR après ce scandale. Les organismes de réglementation financière mondiale ont voté pour une réforme des taux de référence vers un taux de référence unique. Son adoption entraînera une plus grande liquidité et maximisera les opportunités de négociation et de couverture contre les instruments financiers liés à ce taux. Aussi, une solution potentielle pour les contrats existants consiste à continuer de gérer et de déclarer les taux traditionnels basés sur le LIBOR jusqu'à ce que tous les contrats soient effectivement arrivés à échéance ou dissous. Par ailleurs,

plusieurs auteurs optent pour une réparation du LIBOR plutôt qu'à un remplacement. Une conversion vers un LIBOR basé sur les transactions interbancaires pourra restaurer l'intégrité du taux de référence. Selon les partisans de cette méthode, ce changement sera moins coûteux et rapide afin de restaurer l'intégrité du taux de référence. En 2008, Scott Peng de Citigroup a suggéré un nouveau taux NYBOR qui compléterait à l'avenir le LIBOR. Ce taux serait calculé de la même manière que le LIBOR mais serait basé uniquement sur le coût des fonds des banques de New York. Coulter et Shapiro (2013) tentent également de transformer le LIBOR en proposant un nouveau cadre de cotations engagées pour remédier aux lacunes actuelles. En septembre 2013, bon nombre des changements proposés pour réformer le LIBOR ont déjà été mis en place. Cinq devises moins fréquemment négociées ont été abandonnées tandis que les cinq restants ne déclarent désormais que les échéances un jour, une semaine, ainsi que les échéances un, deux, trois, six et douze mois.

De même, Seth (2020) analyse les soumissions LIBOR de 16 banques participantes de 2006 à 2008 pour identifier la collusion bancaire visant à augmenter ou diminuer stratégiquement le LIBOR en vue de faire bénéficier les traders d'une exposition au LIBOR. Après application du test de Dickey Fuller Augmenté, les résultats révèlent que les manipulations collusoires semblent avoir eu très peu d'impact sur les taux LIBOR à trois mois. Bien que les traders des banques panelistes généraient de gros profits au travers de ces manipulations, l'effet significatif sur les actifs sous-jacents est minime. Cependant, le LIBOR devra passer au SOFR en 2021. Au lieu d'être basé sur des jugements des banques de panel, le SOFR s'appuie sur les transactions réelles. Étant donné que les deux taux sont historiquement différents, tout produit financier qui était initialement rattaché au LIBOR aura besoin d'un ajustement supplémentaire au SOFR afin de minimiser la variation de la valeur du contrat. L'ajustement doit être suffisant pour que les investisseurs soient sûrs qu'il tiendra compte des différences générales dans le comportement du LIBOR et du SOFR en période de tensions financières. Alors que les deux taux divergeaient rarement de plus de 50 points de base, la pandémie de la Covid les a considérablement fait baisser. L'auteur suggère aussi que des méthodes d'ajustement devront être mises en place afin de prévenir les périodes de grande volatilité.

Cet article nous explique comment la CIBC Mellon, société de placement canadienne, s'est préparée pour la transition du LIBOR. Le scandale LIBOR de 2008 a eu d'énormes répercussions sur le système financier mondial de sorte que des mesures correctives ont été prises impérativement par plusieurs entreprises. Depuis l'année 2017, le remplacement du LIBOR par un taux sans risque appelé SOFR (Secured Overnight Financing Rate) a avancé à grand pas. Il a été arrêté par l'ARRC (Alternative Reference Rates Committee) comme solution de remplacement. C'est ainsi que la CIBC Mellon, avec sa société mère BNY Mellon, ont entamé cette transition du LIBOR à la mi-2019 dans l'ensemble de son organisation et avec ses clients. A ce jour, elle a réussi à mettre à jour ses plateformes de comptabilité de fonds, effectuer la transition de l'EONIA vers l'€STR (Euro Short-Term Rate) pour les opérations libellées en EUR, effectuer la transition du LIBOR vers le SOFR pour les produits autorisés aux États-Unis. Étant donné que le LIBOR avait une très grande étendue et qu'une cessation dans ses publications pourrait avoir un impact opérationnel et financier sur les participants dans ce marché, la CIBC Mellon a mis en place des mesures palliatives : Identifier tous les produits liés au LIBOR; Documenter les produits d'exposition au LIBOR ainsi que les contrats qui vont échoir après 2021; Examiner et/ou modifier les contrats juridiques existants et nouveaux pour s'assurer qu'il existe une clause de repli provisoire solide qui établit les étapes à suivre ou le taux d'intérêt à appliquer; Produire un inventaire des systèmes pertinents utilisés qui pourraient être touchés quand le LIBOR ne sera plus publié et envisager d'apporter des changements qui permettront à ces systèmes de soutenir les nouveaux taux de référence; S'assurer que la documentation appropriée est en place pour divulguer ou atténuer adéquatement les risques associés à l'interruption du LIBOR.

Andreas et Vladyslav (2019) fournissent une vue d'ensemble des nouveaux taux sans risque de référence et compare certaines de leurs principales caractéristiques à celles des taux de référence existants. Un mouvement de fond en faveur de l'abandon des taux de référence LIBOR est en cours et s'explique en grande partie par la nécessité de renforcer l'intégrité du marché; certaines banques s'étant livrées à de fausses déclarations de taux pour le calcul du LIBOR. Ces nouveaux taux reposent sur des transactions effectives et des marchés liquides, plutôt que sur les déclarations d'un échantillon de banques. Les fonctions idéales à remplir pour ces nouveaux taux sont : représenter de manière ferme et précise les taux d'intérêt des différents marchés monétaires; servir de référence aux contrats financiers; servir de référence aux prêts et financements à terme. Les banques centrales doivent évaluer soigneusement les conséquences de cette transition sur leur politique monétaire, redéfinir les objectifs opérationnels et ressortir les avantages et inconvénients que cela implique. Un des réels problèmes que pose cette transition c'est la migration des opérations indexées sur le LIBOR vers le nouveau taux SOFR. Car, la majeure partie des opérations sur le marché financier et monétaire était libellée sur cet indice. Des alternatives crédibles sont prévues dans les contrats pour but de stabilité financière. Les nouveaux taux de référence au jour le jour doivent être plus solides et crédibles. Ils doivent dépasser l'échéance au jour le jour et permettre la création de taux à terme. Il est éventuellement possible que dans cette nouvelle norme, plusieurs taux coexistent.

Cependant, Lilian et Alexis (2021) explorent la possibilité de créer et de maintenir un indice de référence du marché monétaire qui ne représente pas un marché liquide et facilite la gestion de risque. Un bon indice devrait avoir les attributs suivants : robuste, résilient, fiable, convivial, transparent et représentatif selon l'OICV. La représentativité, attribut le plus fondamental, doit refléter les réalités économiques du marché sous-jacent. Aussi, le reflet des réalités économiques implique que l'indice doit mettre en évidence les coûts des transactions réelles sur le marché et la source des fonds des intermédiaires financiers. Mais, le LIBOR est déterminé au jour le jour au travers des sondages auprès des banques soumissionnaires qui proposent des taux d'intérêt estimés auxquels elles pourraient emprunter des fonds sur le marché monétaire non garanti. Ces propositions de taux étaient fondées sur le jugement des banques panelistes; les poussant ainsi à manipuler les soumissions dans leur avantage. Par conséquent, le LIBOR a été jugé non représentatif et erroné car sa détermination dépendait des jugements plutôt que des transactions réelles sur le marché monétaire. Pour garantir la représentativité, les régulateurs des marchés financiers ont recommandé une évolution vers des taux de référence basés sur les transactions et soutenus par une liquidité suffisante sur les marchés sous-jacents. Aussi, la littérature considère que le marché monétaire à court terme (généralement un jour, allant jusqu'à une semaine) est très représentatif du marché monétaire interbancaire dans son ensemble. Parce qu'il est vaste, liquide et négocié régulièrement. Le remplacement du LIBOR par le nouvel indice (SOFR) constitue une menace pour les produits dérivés qui y sont liés. Néanmoins, cette transition est cruciale pour ramener à l'ordre ce qui avait été bafoué.

De même, Vincent & al (2013) discutent de la nécessité de renforcer la gouvernance et/ou de l'adoption d'un taux de référence pondéré en fonction des échanges commerciaux. Cela implique nécessairement de trouver un successeur qui puisse être utilisé de manière fiable en toutes circonstances et qui ne donne ainsi pas lieu à des controverses dans un contexte de baisse d'activité du marché. Le successeur doit remplir les 5 critères suivants : la fiabilité, la robustesse, la fréquence, la disponibilité et la représentativité. Le critère le plus important qu'est la représentativité étant faussée et aussi étant donné que l'objectif derrière la manipulation du LIBOR avait une double motivation soit réaliser des profits et protéger la réputation, des ajustements sont à envisager sur le long et court terme. Une première recommandation serait de trouver un successeur au LIBOR/EURIBOR. Cette approche consisterait à transformer la définition actuelle du taux

de référence en une définition flexible de moyenne pondérée par les échanges. Les fixings ne devront pas simplement refléter les cotations à un moment donné de la journée, mais doivent refléter le coût de financement de gros des banques sur la base de transactions réelles au cours d'une séance de négociation. Une deuxième recommandation serait la migration vers un swap d'indices au jour le jour. Cela va faciliter la tarification, la couverture et la cotation des produits de gré à gré. Comme troisième recommandation, la migration vers un indice de trésorerie totale va permettre de faciliter la gestion actif-passif des banques. Néanmoins, le succès du successeur dépendra de son adoption par le secteur financier.

Darrell et Jeremy (2015) parlent de la réforme du LIBOR et des autres références du marché financier. A la suite des enquêtes effectuées par les régulateurs en l'an 2012, des actes de manipulation ont été relevés dans la soumission des taux LIBOR par les banques panelistes. Une raison était le fait de sous-estimer les soumissions pour but de réputation des banques et l'autre raison était le désir de tirer profit des positions que les traders avaient sur le marché des produits dérivés. De ce fait, une gouvernance plus stricte et un contrôle réglementaire peut s'avérer nécessaire dans le processus de fixation. Entre autres, un fixing LIBOR basé sur le volume des transactions permettra de détecter facilement quand il y a incohérence entre les rapports et les transactions. Par conséquent, les auteurs suggèrent que deux types distincts de taux de référence pourraient présenter un attrait considérable. Une version améliorée du LIBOR, appelé LIBOR+, sera réformée de manière à être fondée sur les transactions et soumis à un régime de surveillance plus strict, et donc moins sujet aux manipulations. Et un deuxième point de référence sera fondé sur un taux sans risque, comme le taux swap sur indice au jour le jour ou le taux du bon de trésor, qui répond bien à leurs besoins en matière de transfert de risques, tout en réduisant dans le même temps les incitations à la manipulation. Ces propositions sont plutôt prometteuses pour l'avenir mais une stratégie de transition se révèle meilleure. Il s'agit d'une transition transparente du LIBOR au LIBOR+ pour les contrats existants. Puis à une date ultérieure, l'administrateur du LIBOR cesserait de publier le LIBOR sur la base de sa méthodologie de fixation actuelle et commencerait à publier le LIBOR+ à sa place.

Darrell et al. (2013) examinent les propriétés d'utilisation d'une méthode de fixation des taux Libor basée sur les volumes de transactions et des fenêtres d'échantillonnage sur plusieurs jours. Ils exploitent deux ensembles de données partielles sur les transactions de prêt à savoir les transactions interbancaires négociées entre 2000-2004 et des transactions statistiquement déduites basées sur les transferts interbancaires de la Réserve fédérale entre 2007-2012. A l'aide de ces données, ils estiment comment l'utilisation de différentes fenêtres d'échantillonnage pourrait affecter le bruit d'échantillonnage relatif associé à un indice interbancaire basé sur les transactions. Les auteurs constatent que le bruit d'échantillonnage est significativement plus élevé pour les échéances plus longues et pour les fenêtres d'échantillonnage plus courtes. Cela suggère de faire preuve de prudence quant à la possibilité de construire une fixation du Libor robuste à partir des transactions de prêt pour des prêts à plus long terme, comme des prêts à six mois. Cependant, l'approche par fenêtre d'échantillonnage sur plusieurs jours ne garantit pas de produire des résultats fiables dans toutes les conditions du marché; surtout s'il y a peu de transactions à une échéance donnée pour fournir une estimation raisonnable des principales transactions. De ce fait, un fixing basé sur les transactions, en utilisant des fenêtres d'échantillonnage, pour des échéances d'un mois et de trois mois est nécessaire pour capter au mieux les transactions importantes.

Jonathan et al. (2020) étudient l'implication du scandale LIBOR ainsi que sa suppression progressive sur le marché des actions et obligations pour les entreprises dont la dette publique a été négociée aux États-Unis à travers un échantillon de 49 000 actions provenant de 887 entreprises uniques ayant un encours de dette publique et de 7 103 obligations cotées en bourse sur une période de 2000-2019. La régression utilise

des effets fixes de temps d'évènement afin de contrôler les effets du scandale à l'échelle du marché. L'application d'un modèle de régression de moindres carrés ordinaires démontrent que les entreprises moyennes exposées au LIBOR sont capable de renégocier ou de refinancer la dette sans problème. En revanche, les conséquences sont négatives pour les entreprises disposant de faibles ressources pour renégocier ou racheter leur dette. De même, les emprunteurs les plus faibles souffrent de rendements anormaux inférieurs à ceux des emprunteurs plus solides. Par conséquent, les détenteurs d'obligations libellées en LIBOR pourraient s'attendre à supporter des coûts de renégociation plus élevés lorsque l'emprunteur est moins susceptible d'avoir les ressources nécessaires pour racheter la dette. L'impact négatif des conséquences du scandale est majoritairement supporté par les actionnaires et les obligataires des emprunteurs qui ont moins accès aux sources alternatives de financement. Aussi, il existe une nécessité accrue pour les régulateurs et les acteurs du marché d'accélérer l'adoption d'un taux de référence alternatif qui réduit l'incertitude associée au LIBOR.

Onyinyechi (2020) démontre comment la suppression progressive du LIBOR va affecter le marché financier au Nigéria, ses prêts libellés en devises et ses échanges en produits dérivés. La manipulation sur le LIBOR s'est fait ressentir dans le secteur économique nigérian. Dans le secteur pétrolier et gazier, qui est la vache à lait du gouvernement nigérian, les recettes en devises ont chuté de manière significative après la chute des prix du pétrole provoquée par les pressions spéculatives pendant la crise. Par conséquent, le gouvernement fédéral du Nigeria s'est appuyé sur les fonds du compte excédentaire du pétrole brut du pays pour combler le déficit dans son budget. Comme autres conséquences, le marché financier nigérian a subi une baisse des investissements directs étrangers et un désinvestissement important des investisseurs étrangers sur le marché boursier nigérian. A cet effet, le Nigéria s'est également joint au débat de la nécessité de créer un taux de référence alternatif. Un projet d'accord de sélection du taux de référence préparé par la Loan Market Association, en collaboration avec le cabinet d'avocats international Clifford Chance, a été fondé sur le fait que les documents de prêt existants pourraient être modifiés lorsque le LIBOR cessera d'être publié d'ici 2021. L'accord permettra aux parties, dans le cadre d'une documentation de prêt existant basée sur le LIBOR, de convenir du ou des taux de référence alternatifs applicables qui seront utilisés pour calculer les intérêts en vertu de cet accord de facilité et d'autres conditions qui devront être modifiées ou déterminées en conséquence. Cet accord va globalement fournir des conseils sur la meilleure façon de traiter un prêt historique libellé en LIBOR. Alors, il serait donc conseillé aux banques nigérianes de profiter des flexibilités offertes par cet accord et de travailler de manière proactive à la modification des facilités de prêt existantes avant la suppression progressive du LIBOR.

Par ailleurs, Subramani (2021) évalue l'impact de la transition obligatoire du LIBOR au SOFR sur les institutions financières. D'après son analyse, l'auteur indique que le principal problème de la transition vers le SOFR est qu'il n'existe pas encore de marché pour cela. Ce qui rendra difficile de déplacer les contrats existants sur le LIBOR. La littérature existante doute de la faisabilité d'une transition efficace surtout pour les contrats à terme qui ont des implications sur le long terme. La Réserve Fédérale souligne que les banques devraient cesser d'émettre des contrats à terme à long terme et ne doivent s'en tenir qu'aux contrats à court terme pour garantir une bonne transition. L'auteur révèle également que lors de cette transition, les régulateurs doivent mettre un accent particulier sur les risque juridique, opérationnel, de crédit, réglementaire et de réputation pour les banques. Mais, il s'inquiète de la capacité du SOFR à être stricte, solide et à rester stable dans le temps de volatilité accrue. Par conséquent, l'auteur ainsi que de nombreuses littératures soutiennent l'idée d'un système à deux taux. Dans cette proposition, l'un des taux de référence sera similaire au LIBOR car il sera basé sur le financement non garanti des banques. La structure du second

est similaire à la version proposée du SOFR, car il sera basé sur un taux quasiment sans risque et purement basé sur les transactions.

Christopher (2018) examine et évalue si les alternatives proposées par les régulateurs américains et britanniques seront moins sujettes à la manipulation que le LIBOR en analysant le calcul, la gouvernance et la qualité des taux. Le SONIA, alternative britannique, et le SOFR, alternative américaine, aident tous deux à remédier à certaines des faiblesses du LIBOR. L'analyse de ces nouvelles alternatives montre que l'avantage le plus important, et peut-être le plus évident, est que le fait qu'elles soient liées aux données transactionnelles, permet ainsi de réduire l'incitation des experts à la manipulation du taux. En supprimant la dépendance à l'égard de l'opinion d'experts, ces taux alternatifs créent à la fois un contrôle sur les soumissions des banques et fournissent un taux plus précis que les estimations des banques panelistes. Cependant, les contrats déjà liés au Libor devront être renégociés et la clause de détermination des taux d'intérêt doit être modifiée afin de ne pas avoir d'écart dans les revenus. Mais, les régulateurs doivent mettre en œuvre tous les moyens nécessaires pour une transition en douceur qui n'entraîne pas de perturbations significatives sur le marché. Néanmoins, l'abandon du LIBOR constitue un changement positif qui contribuera à restaurer la confiance du public dans le système financier mondial.

2. Hypothèses

Dans le cadre de notre recherche, nous allons présenter les deux principales hypothèses qui vont constituer notre base.

2.1 Hypothèse 1

La première hypothèse stipule que la proportion de prêts détenus par les arrangeurs augmente aussi bien avec l'annonce publique du scandale du LIBOR en 2012 qu'avec l'implication des banques dans le scandale.

La proportion de prêt que retient un arrangeur peut être fonction de plusieurs facteurs; dans notre cas, ça sera le scandale sur le taux LIBOR de 2012. Cette crise a été la résultante d'un risque opérée consciemment et intentionnellement dans le système financier et bancaire interne. Ce qui inclut un risque d'atteinte à la réputation sur la base de contrats de prêts signés par les arrangeurs avant ou après l'annonce publique dudit scandale. Nous pouvons donc supposer que l'image que reflète un arrangeur principal sur le marché des prêts syndiqués est comme un effet miroir à la proportion de prêts retenus dans son bilan. Fabrizi et al. (2021) montrent que la révélation publique du scandale du LIBOR entraîne une baisse de réputation pour les entreprises qui participent à cette manipulation. Aussi, que Gopalan et al. (2010) montrent qu'une grande faillite a une influence négative et significative sur le niveau d'activité des intermédiaires financiers sur le marché des prêts syndiqués, par conséquent leur réputation surtout lorsqu'on s'y attend le moins. Mais aussi, l'effet de la faillite sera très peu négatif et significatif pour les grands prêteurs ayant une position dominante sur le marché de la syndication.

D'un autre côté, Thomas (2019) soutient l'idée selon laquelle le fait de manipuler pour protéger sa réputation durant les périodes de crise est considéré comme un mécanisme de défense plutôt que comme un mécanisme intentionnel du point de vue juridique.

2.2 Hypothèse 2

La deuxième hypothèse stipule que le coût de l'emprunt et la maturité du prêt augmentent avec l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et la fraude bancaire.

En fait, durant les périodes de crise, certaines caractéristiques du prêt sont amenées à être modifiées par les créanciers afin de se protéger contre un éventuel défaut de la part de son emprunteur. Pour cela, Marius (2013) indique que le taux d'emprunt LIBOR est resté stable au début des premières allégations de manipulation du taux en 2008. A la moitié de l'année 2008, l'impact a été très remarquablement intense. Mais à la fin de l'an 2008, il a commencé à être plus sensible aux facteurs sous-jacents. Victoria (2009) montre que si la probabilité de défaut de l'emprunteur est élevée, la banque chef de file va également facturer un montant élevé pour se couvrir contre le risque. Cela contribuera à atténuer l'impact d'une situation de crise sur le niveau de taux d'emprunt au sein du syndicat. Jonathan et al. (2020) expliquent que la crise a un impact négatif sur les entreprises ayant de faibles ressources pour renégocier ou racheter leur dette. De même, Pascal et Franck (2005) montrent que les prêts de long terme sont généralement plus risqués et nécessitent l'intervention de plusieurs agents de syndication pour atténuer les problèmes d'asymétrie d'information.

3. Base de données et description des variables

3.1 Base de données

Les données sur les opérations de prêts syndiqués sont obtenues à partir de Dealscan fournies par le Loan Pricing Corporation, une filiale de Reuters spécialisée dans le marché international de la dette privée. Elle contient des informations détaillées sur plus de 155 000 transactions de prêts et d'obligations depuis 1988. Elle fournit des informations exactes sur les caractéristiques du prêt entre autres le montant du prêt, la maturité, les caractéristiques du prêteur et de l'emprunteur, la taille de l'entreprise, les écarts de rendements et bien d'autres variables. Cet ensemble de données du Dealscan a servi de base pour plusieurs études sur les syndications de prêts. La base de données s'enrichit constamment à mesure que de nouvelles offres sont régulièrement ajoutées (environ 2 000 offres sont ajoutées tous les trois mois depuis 1996).

Notre base de données comprend 1 766 prêts octroyés mensuellement à 984 entreprises emprunteuses appartenant à 52 banques américaines constituant 65 863 observations sur les transactions de prêts syndiqués pour une période allant de 2001 à 2021. Ces données seront utiles pour l'analyse de l'impact du scandale du LIBOR sur la proportion de prêts retenus par les arrangeurs, la maturité du prêt et le coût de l'emprunt.

3.2 Analyse descriptive

Afin de réussir notre prévision, cette section sera dédiée au modèle économétrique que nous allons utiliser ainsi qu'à la définition des différentes variables impliquées. Nous allons inclure premièrement 2 variables binaires dans notre modèle qui seront nécessaires pour la mesure de l'impact du scandale, entre autres la variable Annonce publique et la variable fraude bancaire. Ensuite, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sera utile pour l'estimation des différentes équations de régression. Ce choix représente une tentative de réponse à notre question de recherche et cela va nous permettre de mesurer l'impact de nos variables binaires sur nos variables d'intérêt.

3.2.1 Description des variables

Les différentes variables qui vont faire partie de notre analyse sont le log (proportion de prêts retenus), le court terme, le long terme et le coût de l'emprunt, Annonce publique, Fraude bancaire, les caractéristiques du prêt, du prêteur et de l'emprunteur.

Les caractéristiques du prêt comprennent le log (montant de la transaction), la garantie, le fonds de roulement et le refinancement.

Les caractéristiques du prêteur comprennent log (nombre de banques arrangeuses), log (nombre de banques participantes), le ROA_{t-1} , et le total des prêts sur le total des actifs $_{t-1}$.

Les caractéristiques de l'emprunteur comprennent $\log(\text{actifs})_{t-1}$, le ROA_{t-1} .

Log (proportions de prêts) : communique une information claire sur la réputation de l'arrangeur sur le marché. Plus il conserve une grande part de prêts dans son portefeuille, plus cela reflète son image sur le marché; et inversement. Étant donné que cette variable est une proportion, sa plus petite valeur est 0 et la

plus grande 1. On utilise le logarithme car la distribution ne peut être estimée en dessous ou au-delà d'une certaine valeur. Le but est de savoir si, à partir des différentes variables explicatives de notre modèle de régression, la signature des contrats des prêts a été faite avant ou après l'annonce publique du scandale en 2012. Par la suite, il s'agira de mesurer l'impact de cette variable sur la proportion de prêts retenus. Si avant 2012, la manipulation du LIBOR n'a pas d'impact sur la proportion de prêts retenus cela a été la conséquence d'une mauvaise stratégie ou mauvaise gestion des arrangeurs. Si après 2012, la manipulation du LIBOR a nui à l'activité des arrangeurs principaux les obligeant à détenir une grande proportion de prêts dans leur portefeuille.

Coût de l'emprunt : est déterminé à partir du montant du prêt et du taux d'emprunt. L'objectif après analyse économétrique est de déterminer si les contrats de prêts ont été signés avant ou après l'annonce publique du scandale en 2012. Par la suite, mesurer son impact sur le coût de l'emprunt. Si avant 2012, la manipulation du LIBOR n'a pas eu d'impact sur le coût de l'emprunt. Si après 2012, la manipulation a affecté le coût de l'emprunt et pourrait ainsi se voir augmenter afin que les arrangeurs se protègent contre de potentiels risques.

Long terme et Court terme : font référence à la durée qu'il faut pour qu'un prêt soit entièrement remboursé. Il détermine le calendrier dans lequel l'emprunteur doit rembourser les fonds empruntés. Ce facteur est lié au cycle de vie du crédit et doit être pris en compte dans l'analyse. L'analyse va permettre de mesurer l'impact de la publication officielle du scandale en 2012, sur la maturité du prêt. Si c'est avant 2012, le scandale du LIBOR n'a pas impacté la maturité des prêts. Et par conséquent, on aura affaire à des maturités courtes ou moyennes en fonction du degré de risques de l'emprunteur. Si après 2012, on va retrouver des maturités plus longues; indiquant un risque plus élevé pour les prêteurs. Cela augmente les chances de défaut de l'emprunteur ou d'autres circonstances imprévues qui pourraient entraver le remboursement du prêt.

Annonce publique : variable explicative principale qui représente l'annonce publique du scandale en 2012. Elle va permettre de mesurer l'impact réel du scandale LIBOR sur les prêts syndiqués. Elle est une variable dichotomique construite qui prend la valeur 1 si le contrat de prêt a été signé après l'annonce publique du scandale en 2012 et 0 sinon.

Fraude bancaire : variable binaire qui prend la valeur 1 lorsqu'une banque est impliquée dans le scandale du LIBOR à partir de 2012 et 0 avant 2012.

Log (montant de la transaction) : variable explicative qui donne le montant du prêt en millions de dollars. Pascal et Franck (2005) constatent que le montant du prêt affecte positivement le niveau d'asymétrie d'information au sein d'un syndicat. Nous pensons que ce coefficient pourra être négatif parce que si le montant du prêt augmente, cela fera diminuer la part de prêts détenus par l'arrangeur, la maturité du prêt et le coût d'emprunt.

Garantie : variable explicative binaire qui prend la valeur 1 si le prêt comporte une garantie et 0 sinon. Dennis S. et Mullineaux D. (2000) trouvent que le fait de mettre une garantie sur un prêt a un impact négatif dans le marché de la syndication. Après analyse, ce coefficient pourrait être négatif aussi car la garantie pourrait servir de signal d'un niveau de risque élevé; bien qu'elle serve à réduire la sensibilité de la valeur du prêt sur la base des informations qui soutiennent le prêt.

Log (nombre de banques arrangeuses) : variable explicative qui donne le nombre total d'arrangeurs principaux que contient notre échantillon. On utilise le log afin de rapprocher les valeurs extrêmes. Kristian & al. (2022) font un constat selon lequel le nombre de banques arrangeuses est important pour réduire le problème d'asymétrie d'information dans un syndicat; par la suite, réduire la part de prêt détenue par l'arrangeur. Par conséquent, on pense que ce coefficient sera négatif.

Log (nombre de banques participantes) : variable explicative qui donne le nombre total de banques qui participent au prêt en dehors des banques principales. On utilise le log afin d'éviter que les valeurs soient trop extrêmes. Sufi (2004) suggère que les arrangeurs recherchent davantage de participants aux syndicats de prêts lorsque le risque de défaut de l'emprunteur est élevé. On s'attend à ce que ce coefficient soit négatif car lorsque les participants au prêt augmentent, la proportion de prêts détenus par l'arrangeur diminue. Le coût de l'emprunt et la maturité peuvent varier.

Log (actifs emprunteurs)_{t-1} : variable explicative qui donne de l'information sur la valeur comptable des actifs en millions de dollars d'une entreprise. Un actif en lui-même représente tout ce que possède une entreprise, constitue l'ensemble des ressources économiques qu'elle utilise pour augmenter ses ventes, réduire ses coûts ou augmenter de la valeur. On utilise les actifs de l'année dernière pour avoir un aperçu de l'année en cours. Pascal et Franck (2005) et Jian C. et al. (2018) démontrent que les actifs de l'entreprise ont un impact positif sur l'activité des arrangeurs. Ce coefficient prédit d'être négatif car une augmentation dans la valeur comptable des actifs d'un emprunteur entraîne une diminution de la part de prêts détenus par les arrangeurs et une diminution de la maturité du prêt et une diminution du coût d'emprunt.

ROA_{t-1} : variable explicative qui met en évidence l'efficacité d'une entreprise à utiliser ses actifs, utile pour la planification de ses investissements futurs. En fait, c'est le ratio de rentabilité des actifs qui mesure le rapport entre le résultat net de l'entreprise et le total de ses actifs. C'est un indicateur de performance permettant d'estimer le taux de rendement de l'actif investi. Lorsque le ROA d'une entreprise est élevé, cela se traduit par le fait qu'elle gère bien l'utilisation de ses ressources. Allen et Christa (2013) pensent que les banques qui étaient rentables avant la crise ont plus de chances de survivre. Le fait de détenir un capital constitue la principale ligne de défense contre les chocs négatifs. On s'attend à ce que ce coefficient soit négatif.

Total des prêts sur le total des actifs_{t-1} : variable explicative qui exprime la proportion des prêts garantis par des actifs. C'est un ratio qui convient aux entreprises qui cherchent à financer leur croissance, présentent un endettement élevé ne respectant pas les critères de financement conventionnel, ont besoin de refinancer une dette existante ou de réaliser un projet de restructuration ou de recapitalisation. Wang et al. (2016) soutiennent que ce ratio pourrait avoir un impact fort sur la proportion de prêts conservés. On s'attend à ce que le coefficient soit positif.

Le fonds de roulement et le refinancement sont des variables explicatives binaires dans notre modèle qui prend la valeur 1 si le prêt a besoin d'être refinancé ou d'un fonds de roulement et 0 sinon. Lui et Xiong (2012) soutiennent que le risque de refinancement peut être une source de risque de crédit, pouvant conduire à une insolvabilité. Gopalan et coll. (2014) démontrent que les entreprises ayant une plus grande exposition au risque de refinancement et au fonds de roulement sont plus susceptibles d'être dégradées.

3.2.2 Statistique descriptive

Les statistiques descriptives des différentes variables seront détaillées ci-dessous. Cela permet d'analyser, de faire une synthèse et d'interpréter des données afin de pouvoir prendre des décisions.

La variable log (proportion de prêts retenus) possède 65 863 observations pour une moyenne de 2.356, un minimum de -2.659 et un maximum de 4.075.

La variable Court terme, variable binaire, a 52 522 observations qui prennent la valeur 0 et 11 341 observations avec la valeur 1 pour une moyenne de 0.203. Tandis que la variable Long terme possède 63 876 observations pour la valeur 0 et 1 987 observations pour la valeur 1 correspondant à une moyenne de 0.0302.

Le cout de l'emprunt indique une moyenne de 0.139 millions de dollars avec un cout minimum de 0.058 millions de dollars et un cout maximum égal à 1.131 millions de dollars.

La variable binaire Annonce publique, qui elle permet de mesurer l'impact de la manipulation, a 58 010 observations reliées à 0 soit 88.08 % et 7 853 observations reliés à 1 soit 11.92%. Cela correspond à une moyenne de 0.324.

La variable Fraude bancaire présente une moyenne de 0.124 avec 57 717 observations liées à la valeur 0 pour 87.63% et 8 146 observations liées à la valeur 1 pour 12.37%.

Concernant les caractéristiques du prêt, le montant moyen des transactions de prêts est de 6.204 millions de dollars avec un montant minimal correspondant à 2.704 millions de dollars et un maximum de 11.156 millions de dollars. Ensuite, les nombres d'observations reliées à 0 et 1 pour la variable Garanti sont respectivement 47 150 soit 71.59% et 18 713 soit 28.41%, la valeur moyenne de la variable Garanti est de 0.284. Pour ce qui est de la variable fonds de roulement, elle indique 51 415 observations pour la valeur 0 soit 78.06%, 14 448 observations pour la valeur 1 soit 21.94% et une valeur moyenne estimée à 0.219. Aussi, la variable refinancement recense 9 048 observations pour la valeur 0 soit 13.74% et 56 815 observations pour la valeur 1 soit 86.26% et une valeur moyenne estimée à 0.863.

Pour les caractéristiques du prêteur, le nombre d'arrangeurs moyen est estimé à 2.601 arrangeurs, un minimum de 0.693 et un maximum de 4.382. Le nombre de participants indique une moyenne de 2.412 participants pour un minimum de 0 participant et un maximum de 4.37. Pour le ROA prêteur_{t-1}, elle présente un ROA moyen de 0.026, pour une valeur minimale négative de -0.034 et une valeur maximale de 0.143. Quant au ratio total prêts sur total actif_{t-1}, on observe une moyenne de 0.554 pour un ratio minimum équivalent à 0.034 millions de dollars et un maximum égal à 0.849 millions de dollars.

Pour ce qui sont des caractéristiques de l'emprunteur, les actifs des emprunteurs sont estimés pour un montant moyen de 22.321 millions de dollars, correspondant à une valeur minimale de 18.177 millions de dollars et une valeur maximale de 27.501 millions de dollars. Ensuite, la variable ROA emprunteur_{t-1} montre une valeur moyenne estimée à 0.108, pour un minimum de -1.192 et un maximum de 2.545.

4. Méthodologie économétrique

4.1 Modèle des Moindres Carrés Ordinaires

Nous allons nous inspirer des travaux de Matthew et al. (2021), Allen et Christa (2013), Gopalan et al. (2010). Ainsi, nous formulons nos modèles de régression :

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{proportion de prêts retenus}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Annonce publique} + \\ & \beta_2 \text{Log}(\text{montant de la transaction}) + \beta_3 \text{Log}(\text{nombre de banques arrangeuses}) + \\ & \beta_4 \text{Log}(\text{Nombre de banques participantes}) + \beta_5 \text{Log}(\text{actifs emprunteurs})_{t-1} + \\ & \beta_6 \text{ROA prêteurs}_{t-1} + \beta_7 \text{ROA emprunteurs}_{t-1} + \beta_8 \frac{\text{Total des prêts}}{\text{Total des actifs}_{t-1}} + \beta_9 \text{Garanti} + \\ & \beta_{10} \text{Fonds de roulement} + \beta_{11} \text{Refinancement} + \varepsilon_t \quad (1) \end{aligned}$$

L'équation (1) prend log (proportion de prêts retenus) comme variable dépendante et va apporter des réponses à la première hypothèse qui permet d'estimer la réputation des banques principales en fonction de l'Annonce publique, log (montant de la transaction), garantie, log (nombre de banques arrangeuses), log (nombre de banques participantes), log (actifs emprunteurs)_{t-1}, ROA prêteurs_{t-1}, ROA emprunteurs_{t-1}, Total des prêts sur Total des actifs_{t-1}, Refinancement, Fonds de roulement.

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{proportion de prêts retenus}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Fraude bancaire} + \\ & \beta_2 \text{Log}(\text{montant de la transaction}) + \beta_3 \text{Log}(\text{nombre de banques arrangeuses}) + \\ & \beta_4 \text{Log}(\text{Nombre de banques participantes}) + \beta_5 \text{Log}(\text{actifs emprunteurs})_{t-1} + \\ & \beta_6 \text{ROA prêteurs}_{t-1} + \beta_7 \text{ROA emprunteurs}_{t-1} + \beta_8 \frac{\text{Total des prêts}}{\text{Total des actifs}_{t-1}} + \beta_9 \text{Garanti} + \\ & \beta_{10} \text{Fonds de roulement} + \beta_{11} \text{Refinancement} + \varepsilon_t \quad (2) \end{aligned}$$

L'équation (2) prend log (proportion de prêts retenus) comme variable dépendante et va aussi apporter des réponses à la première hypothèse qui permet d'estimer la réputation des banques principales en fonction de la fraude bancaire, log (montant de la transaction), garantie, log (nombre de banques arrangeuses), log (nombre de banques participantes), log (actifs emprunteurs)_{t-1}, ROA prêteurs_{t-1}, ROA emprunteurs_{t-1}, Total des prêts sur Total des actifs_{t-1}, Refinancement, Fonds de roulement.

$$\begin{aligned} \text{Court terme} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Annonce publique} + \beta_2 \text{Log}(\text{montant de la transaction}) + \\ & \beta_3 \text{Log}(\text{nombre de banques arrangeuses}) + \beta_4 \text{Log}(\text{Nombre de banques participantes}) + \\ & \beta_5 \text{Log}(\text{actifs emprunteurs})_{t-1} + \beta_6 \text{ROA prêteurs}_{t-1} + \beta_7 \text{ROA emprunteurs}_{t-1} + \\ & \beta_8 \frac{\text{Total des prêts}}{\text{Total des actifs}_{t-1}} + \beta_9 \text{Garanti} + \beta_{10} \text{Fonds de roulement} + \beta_{11} \text{Refinancement} + \varepsilon_t \quad (3) \end{aligned}$$

L'équation (3) prend Court terme comme variable dépendante et va aussi apporter des réponses à la deuxième hypothèse qui permet d'estimer la maturité de court terme en fonction de l'Annonce publique, log (montant de la transaction), garantie, log (nombre de banques arrangeuses), log (nombre de banques participantes), log (actifs emprunteurs)_{t-1}, ROA prêteurs_{t-1}, ROA emprunteurs_{t-1}, Total des prêts sur Total des actifs_{t-1}, Refinancement, Fonds de roulement.

$$\begin{aligned} \text{Court terme} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Fraude bancaire} + \beta_2 \text{Log}(\text{montant de la transaction}) + \\ & \beta_3 \text{Log}(\text{nombre de banques arrangeuses}) + \beta_4 \text{Log}(\text{Nombre de banques participantes}) + \\ & \beta_5 \text{Log}(\text{actifs emprunteurs})_{t-1} + \beta_6 \text{ROA prêteurs}_{t-1} + \beta_7 \text{ROA emprunteurs}_{t-1} + \\ & \beta_8 \frac{\text{Total des prêts}}{\text{Total des actifs}_{t-1}} + \beta_9 \text{Garanti} + \beta_{10} \text{Fonds de roulement} + \beta_{11} \text{Refinancement} + \varepsilon_t \quad (4) \end{aligned}$$

L'équation (4) prend Court terme comme variable dépendante et va aussi apporter des réponses à la deuxième hypothèse qui permet d'estimer la maturité de court terme en fonction de la fraude bancaire, log (montant de la transaction), garantie, log (nombre de banques arrangeuses), log (nombre de banques participantes), log (actifs emprunteurs)_{t-1}, ROA prêteurs_{t-1}, ROA emprunteurs_{t-1}, Total des prêts sur Total des actifs_{t-1}, Refinancement, Fonds de roulement.

$$\begin{aligned} \text{Long terme} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Annonce publique} + \beta_2 \text{Log}(\text{montant de la transaction}) + \\ & \beta_3 \text{Log}(\text{nombre de banques arrangeuses}) + \beta_4 \text{Log}(\text{Nombre de banques participantes}) + \\ & \beta_5 \text{Log}(\text{actifs emprunteurs})_{t-1} + \beta_6 \text{ROA prêteurs}_{t-1} + \beta_7 \text{ROA emprunteurs}_{t-1} + \\ & \beta_8 \frac{\text{Total des prêts}}{\text{Total des actifs}_{t-1}} + \beta_9 \text{Garanti} + \beta_{10} \text{Fonds de roulement} + \beta_{11} \text{Refinancement} + \varepsilon_t \quad (5) \end{aligned}$$

L'équation (5) prend Long terme comme variable dépendante et va aussi apporter des réponses à la deuxième hypothèse qui permet d'estimer la maturité de long terme en fonction de l'Annonce publique, log (montant de la transaction), garantie, log (nombre de banques arrangeuses), log (nombre de banques participantes), log (actifs emprunteurs)_{t-1}, ROA prêteurs_{t-1}, ROA emprunteurs_{t-1}, Total des prêts sur Total des actifs_{t-1}, Refinancement, Fonds de roulement.

$$\begin{aligned} \text{Long terme} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Fraude bancaire} + \beta_2 \text{Log}(\text{montant de la transaction}) + \\ & \beta_3 \text{Log}(\text{nombre de banques arrangeuses}) + \beta_4 \text{Log}(\text{Nombre de banques participantes}) + \\ & \beta_5 \text{Log}(\text{actifs emprunteurs})_{t-1} + \beta_6 \text{ROA prêteurs}_{t-1} + \beta_7 \text{ROA emprunteurs}_{t-1} + \\ & \beta_8 \frac{\text{Total des prêts}}{\text{Total des actifs}_{t-1}} + \beta_9 \text{Garanti} + \beta_{10} \text{Fonds de roulement} + \beta_{11} \text{Refinancement} + \varepsilon_t \quad (6) \end{aligned}$$

L'équation (6) prend Long terme comme variable dépendante et va aussi apporter des réponses à la deuxième hypothèse qui permet d'estimer la maturité de long terme en fonction de la fraude bancaire, log (montant de la transaction), garantie, log (nombre de banques arrangeuses), log (nombre de banques participantes), log (actifs emprunteurs)_{t-1}, ROA prêteurs_{t-1}, ROA emprunteurs_{t-1}, Total des prêts sur Total des actifs_{t-1}, Refinancement, Fonds de roulement.

$$\begin{aligned} \text{Coût de l'emprunt} = & \beta_0 + \beta_1 Z + \beta_2 \text{Log}(\text{montant de la transaction}) + \\ & \beta_3 \text{Log}(\text{nombre de banques arrangeuses}) + \beta_4 \text{Log}(\text{Nombre de banques participantes}) + \\ & \beta_5 \text{Log}(\text{actifs emprunteurs})_{t-1} + \beta_6 \text{ROA prêteurs}_{t-1} + \beta_7 \text{ROA emprunteurs}_{t-1} + \\ & \beta_8 \frac{\text{Total des prêts}}{\text{Total des actifs}_{t-1}} + \beta_9 \text{Garanti} + \beta_{10} \text{Fonds de roulement} + \beta_{11} \text{Refinancement} + \varepsilon_t \quad (7) \end{aligned}$$

L'équation (7) prend Cout de l'emprunt comme variable dépendante et va aussi apporter des réponses à la deuxième hypothèse qui permet d'estimer le cout de l'emprunt en fonction de l'Annonce publique, log (montant de la transaction), garantie, log (nombre de banques arrangeuses), log (nombre de banques participantes), log (actifs emprunteurs)_{t-1}, ROA prêteurs_{t-1}, ROA emprunteurs_{t-1}, Total des prêts sur Total des actifs_{t-1}, Refinancement, Fonds de roulement.

$$\begin{aligned} \text{Coût de l'emprunt} = & \beta_0 + \beta_1 Z + \beta_2 \text{Log}(\text{montant de la transaction}) + \\ & \beta_3 \text{Log}(\text{nombre de banques arrangeuses}) + \beta_4 \text{Log}(\text{Nombre de banques participantes}) + \\ & \beta_5 \text{Log}(\text{actifs emprunteurs})_{t-1} + \beta_6 \text{ROA prêteurs}_{t-1} + \beta_7 \text{ROA emprunteurs}_{t-1} + \\ & \beta_8 \frac{\text{Total des prêts}}{\text{Total des actifs}_{t-1}} + \beta_9 \text{Garanti} + \beta_{10} \text{Fonds de roulement} + \beta_{11} \text{Refinancement} + \varepsilon_t \quad (8) \end{aligned}$$

L'équation (8) prend Cout de l'emprunt comme variable dépendante et va aussi apporter des réponses à la deuxième hypothèse qui permet d'estimer le cout de l'emprunt en fonction de la fraude bancaire, log (montant de la transaction), garantie, log (nombre de banques arrangeuses), log (nombre de banques participantes), log (actifs emprunteurs)_{t-1}, ROA prêteurs_{t-1}, ROA emprunteurs_{t-1}, Total des prêts sur Total des actifs_{t-1}, Refinancement, Fonds de roulement.

Avant d'estimer les modèles de régression, nous allons effectuer des tests diagnostiques pour détecter les problèmes liés à nos différentes hypothèses. Le test de colinéarité de Pearson permet de vérifier l'existence d'une relation linéaire entre une série de variables, impliquant les facteurs explicatifs. Ensuite, le test de White va aider à détecter la présence de l'hétéroscédasticité du terme d'erreur. Enfin, nous allons estimer nos régressions à partir des moindres carrés ordinaires dans le but d'obtenir une relation pouvant éventuellement exister entre les variables dépendantes et indépendantes.

4.2 Tests de diagnostics

Un test diagnostic a pour but de détecter la présence d'observations influentes, qui peuvent avoir un impact important sur les coefficients estimés d'un modèle de moindres carrés ordinaires ou sur les valeurs prédites de la variable dépendante.

4.2.1 Test d'hétéroscédasticité

On note la présence d'hétéroscédasticité des erreurs lorsque la variance des erreurs du modèle n'est pas la même pour toutes les observations pour un échantillon donné. A l'inverse, cela est qualifié d'homoscédasticité des erreurs. L'hétéroscédasticité ne biaise pas l'estimation des coefficients par la méthode des moindres carrés ordinaires, mais révèle l'inefficacité de certains coefficients. L'hétéroscédasticité est une situation rencontrée fréquemment dans les données, il est donc important de savoir la détecter et la corriger.

Deux tests sont fréquemment utilisés pour les études à savoir les tests Breusch-Pagan et White. Nous avons utilisé celui de White pour nos tests. Il s'agit à travers ce test d'estimer le modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires et récupérer les résidus. Ensuite, on régresse les résidus au carré du modèle estimé sur toutes les variables explicatives.

Les hypothèses du test sont : H0 : présence d'homoscédasticité; H1 : présence d'hétéroscédasticité. Si après estimation, les coefficients des variables explicatives sont différents de 0, l'hypothèse H1 ne peut être rejetée. Aussi, si la p-value associée à ce test est inférieure au seuil de 5%, alors l'hypothèse H1 ne peut être rejetée également.

En se référant au tableau 3, la p-value (Prob > F) associée à notre test est égale à 0.0000 soit inférieure au niveau de signification de 5%. Dans ce cas, on va rejeter l'hypothèse nulle qui note la présence de

l'homoscédasticité et on accepte l'hypothèse alternative. Par conséquent, la variance des erreurs du modèle n'est pas constante et on marque la présence d'une hétéroscédasticité des erreurs.

4.2.2 Test de multicollinéarité

Des variables sont multicollinéaires lorsqu'il existe une relation linéaire forte entre elles. Il est important de détecter des multicollinéarité au sein d'un groupe de variables parce que cela permet d'identifier des structures dans les données et en tirer des décisions opérationnelles, d'éviter des problèmes numériques lors de certains calculs, d'éviter des estimations de coefficients incorrectes.

Lorsqu'une variable est jugée colinéaire, elle va être soit supprimée du modèle, soit on la combine avec une autre variable, soit on utilise une technique pour réduire son nombre de variables tout en conservant la plupart de ses informations (par exemple la technique de l'ACP : Analyse en Composantes Principales). Afin de détecter une multicollinéarité, on peut user de différentes méthodes après avoir effectué des régressions linéaires de chacune des variables en fonction des autres. D'un, le R^2 vaut 1, alors il existe une corrélation forte entre la variable à expliquer et les variables explicatives. De deux, la tolérance pour chacun des modèles ($1 - R^2$) est un critère de filtrage des variables. Lorsqu'une variable a une tolérance inférieure au seuil fixé, on la supprime du modèle car elle risque d'entraîner des problèmes dans les estimations. De trois, le VIF (Variance Inflation Factor) est l'inverse de la tolérance ($\frac{1}{1 - R^2}$).

Le VIF permet de savoir si les variables sont corrélées les unes aux autres, ce qui pourrait ainsi influencer les autres variables et réduire la fiabilité du modèle. Plus la valeur du VIF est élevée, plus le degré de multicollinéarité est élevé. Si un VIF est proche de 1, le modèle est jugé beaucoup plus robuste. Un VIF compris entre 5 et 10, et supérieur à 10 est jugé fortement multicollinéaire et ainsi être problématique pour l'analyse.

Dans notre cas, le tableau 4 nous montre que 10 sur 12 variables indépendantes ont des VIF inférieurs à 5. Cependant, les variables log (nombre de banques arrangeuses) et log (nombre de banques participantes) ont des VIF très supérieurs à 10. Mais la moyenne des VIF pour l'ensemble des variables indépendantes est inférieure mais très proche de 5; soit 4.50 pour le modèle avec Annonce publique et 4.47 pour le modèle avec Fraude bancaire. Par conséquent, on pourrait faire face à un potentiel problème de multicollinéarité dans notre modèle.

5. Estimation MCO sans effet fixe

Les colonnes (1), (2), (3), (4), (5) et (6) des tableaux 5 à 8 présentent les résultats des estimations de nos équations de régression. Les effets fixes ne sont contrôlés dans aucune de ces colonnes et l'estimateur robuste est utilisé pour corriger l'hétéroscédasticité. Nous allons présenter les résultats du MCO pour chacune des quatre variables dépendantes composant le modèle séparément mais en tenant compte des 2 variables binaires construites qui constituent notre échantillon. La colonne (1) présente les résultats des variables Annonce publique et les caractéristiques du prêt; la colonne (2) pour les variables Annonce publique, les caractéristiques du prêt et les caractéristiques des emprunteurs; la colonne (3) pour les variables Annonce publique, les caractéristiques du prêt, les caractéristiques des emprunteurs et les caractéristiques des prêteurs. Les spécifications sont respectivement similaires pour les colonnes (4), (5) et (6) pour les variables Fraude bancaire et les caractéristiques.

5.1 Log (proportions de prêts retenus)

Au regard des différents coefficients, la variable Annonce publique a un coefficient positif dans les colonnes (1) et (2) mais devient négatif dans la colonne (3) après l'ajout des variables caractéristiques des prêteurs. Les probabilité p value dans les colonnes (1), (2) sont inférieures à 5%. Ce qui signifie qu'il existe une relation significative et positive entre le fait d'avoir révélé publiquement le scandale du LIBOR en 2012 et la proportion de prêts retenus par les arrangeurs en fonction de ces caractéristiques. En revanche, le coefficient d'intérêt -0.003 de la colonne (3) est négatif avec une p value supérieure et proche de 1. Alors, le fait d'annoncer publiquement le scandale LIBOR est négatif et pas significatif. De ce fait, cela n'a pas un effet statistiquement significatif sur la proportion de prêts retenus par les arrangeurs. Mais cela ne signifie pas qu'il n'y a pas d'effet dans la réalité.

Les coefficients de la Fraude bancaire sont aussi positifs dans les colonnes (4) et (5) mais devient négatif dans la colonne (6) pour les mêmes raisons. La probabilité p value dans la colonne (6) est proche de 1. Le coefficient d'intérêt -0.0004 traduit l'existence d'une relation négative et pas significative entre les banques impliquées dans la fraude du LIBOR et la proportion de prêts retenus par les arrangeurs.

Le montant de la transaction montre un coefficient négatif dans les colonnes (1) et (2), mais positif dans la colonne (3) après l'ajout des caractéristiques de prêteurs. Avec une p value inférieure au seuil de 5%, le coefficient d'intérêt 0,016 signifie que si le montant de la transaction augmente d'un million de dollars, la part de prêts retenus augmente dans les mêmes proportions. Cela aura un impact significatif sur la réputation des arrangeurs sur le marché des prêts syndiqués car le portefeuille contient des informations asymétriques que l'arrangeur n'a pas pu ou su régler à la source. De même, le montant de la transaction montre un coefficient négatif dans les colonnes (4) et (5), mais positif dans la colonne (6) après l'ajout des caractéristiques de prêteurs. La p value est faible. Il existe aussi une relation positive et significative entre le montant de la transaction et la part de prêts retenus par les arrangeurs.

La variable Garanti présente des coefficients négatifs dans les trois premières colonnes (-0.028) avec une p value inférieure à 5%. Cela se traduit par le fait que lorsqu'un prêt comporte une garanti, cela diminue la part de prêts conservés par l'arrangeur. Pareillement pour les trois autres colonnes, les coefficients sont négatifs et significatifs au seuil de 5%. Le fait de garantir un prêt réduit les pertes et protège en cas de défaut de l'emprunteur.

Le fonds de roulement montre un coefficient positif dans les colonnes (1) et (2), mais négatif dans la colonne (3) après l'ajout des caractéristiques de prêteurs. Le coefficient d'intérêt -0.027 avec une p value très faible signifie que le fait d'augmenter son fonds de roulement dans son processus d'octroi de prêt contribue à la diminution de la part de prêts que retient l'arrangeur. De même pour les colonnes caractéristiques de la fraude bancaire, le coefficient d'intérêt -0.027 est significativement négatif pour notre modèle.

Le refinancement a des coefficients négatifs pour les différents types d'estimations. Le coefficient d'intérêt -0.015 avec un p value égale à 0.0000 traduit qu'il existe une relation significativement négative entre le fait de refinancer son prêt et la proportion de prêts retenus par l'arrangeur. Il en est de même pour les colonnes (4), (5) et (6). Par conséquent, les banques pourront retenir moins de part de prêts dans leur portefeuille si l'emprunteur inclut l'option de refinancement dans son dossier de prêt.

La variable log (actifs) présente des coefficients négatifs dans les colonnes (2) et (3). La p value étant très faible, le coefficient d'intérêt -0.034 montre qu'il existe une relation négative et significative entre les actifs

détenus par un emprunteur et la part de prêts retenus par une banque. Une augmentation d'un million de dollars dans les actifs de l'emprunteur entraîne une réduction de la proportion de prêts retenus par les arrangeurs. Les conclusions sont similaires pour la colonne (6).

Le ROA de l'emprunteur a des coefficients positifs dans les colonnes (2) et (3). Avec une p value très faible, le coefficient 0.099 dit que plus la rentabilité des ressources de l'emprunteur est élevée, plus cela augmente la part de prêts dans le portefeuille de l'arrangeur. Dans la colonne (6), on obtient les mêmes conclusions avec le même coefficient.

La variable log (nombre de banques arrangeuses) montre un coefficient -0.0769 négatif et significatif pour le modèle de régression dans la colonne (3). Donc, plus il y a d'arrangeurs qui contribuent à l'octroi d'un prêt dans le marché des prêts syndiqués, moins les banques vont retenir des parts de prêts importants dans leur portefeuille. Pareil pour la colonne (6), le coefficient est significativement négatif pour le modèle.

La variable log (nombre de banques participantes) a un coefficient positif et significatif dans la colonne (3). Avec un coefficient égal à 0.016 et une p value très faible, plus les banques participent aux prêts, plus cela augmente la proportion de prêts conservés par les arrangeurs. Il en est de même pour la colonne (6) avec un coefficient positif et significatif égal à 0.017.

Le ROA du prêteur présente un coefficient négatif dans la colonne (3) égal à -1.636 avec un faible p value. Cela se traduit par le fait qu'une augmentation de la rentabilité du prêteur entraîne une diminution de la part de prêts conservés par l'arrangeur. Pour la colonne (6), l'interprétation est la même avec un coefficient de -1.610.

La variable Total des prêts sur le total des actifs montre un coefficient (0.045) positif et significatif au seuil de 5% pour la colonne (3). Par conséquent, une augmentation de ce ratio va entraîner une augmentation de la proportion de prêts. Pour la colonne (6), le coefficient est également positif et significatif.

La constante reste positive et significative dans les colonnes (1), (2) et (3). Elle montre le niveau de proportion de prêts retenus par l'arrangeur lorsque toutes les autres variables sont égales à zéro. Dans les colonnes (4), (5) et (6), les coefficients sont également positifs et significatifs.

Le R2 donne une idée sur la densité des données observées dans un modèle de régression donnée. Ses valeurs sont toujours comprises entre 0 et 1. Dans ce cas, nos valeurs augmentent au fur et à mesure qu'on ajoute les variables dans le modèle, soit de 4.293 à 6.333. Plus la valeur de R2 est élevée et tend vers 1, plus le modèle interprète bien les données.

5.2 Court terme

La variable Annonce publique a tous ses coefficients négatifs dans les colonnes (1), (2) et (3). Les probabilité p value dans ces colonnes sont inférieures au seuil de 5%. Cela signifie qu'il existe une relation significative et négative entre le fait de révéler publiquement le scandale du LIBOR de 2012 et les prêts à court terme. Le coefficient d'intérêt -0.095 de la colonne (3) signifie que le fait de révéler publiquement un scandale entraîne une diminution des prêts à court terme sur le marché des prêts syndiqués.

Pour les colonnes (4), (5) et (6), on remarque des coefficients négatifs et significatifs aussi pour la variable Fraude bancaire. Le coefficient d'intérêt -0.088 suggère que plus une banque est impliquée dans une fraude, plus cela va diminuer la proportion de prêt à court terme octroyée par les banques.

La variable log (montant de la transaction) a un coefficient positif dans la colonne (1) et négatif dans les colonnes (2) et (3). Étant donné que la p value est très faible, le coefficient -0.036 signifie qu'une augmentation du montant de la transaction d'un million de dollars dans ce marché est associée à une diminution des prêts à court terme. Dans la colonne (6), le coefficient -0.037 est aussi significativement négatif pour le modèle.

Le coefficient de la variable Garanti (-0.068) est négatif et significatif car sa p value est inférieure au seuil de 5%. Cela veut dire qu'un prêt garanti en plus contribue à diminuer les prêts à court terme. Dans la colonne (6), le coefficient -0.068 est également significativement négatif.

La variable fonds de roulement a un coefficient (-0.093) significativement négatif pour la colonne (3). Cela s'interprète par le fait qu'une augmentation du fonds de roulement diminue les prêts à court terme. Pour la colonne (6), son coefficient -0.092 est aussi significatif et négatif.

La variable Refinancement montre un coefficient (-0.132) négatif et significatif au seuil de 5% pour la colonne (3). Cela veut que plus on refinance un prêt, plus cela diminue les prêts à court terme. Pour la colonne (6), son coefficient -0.132 est aussi significativement négatif.

Pour la variable log (actifs), les coefficients dans les colonnes (2) et (3) sont positifs et significatifs au seuil de 5%. De ce fait, le fait pour un emprunteur d'accroître ses actifs est associé à une augmentation des prêts à court terme. De même pour la colonne (6), son coefficient est significativement positif.

Pour le ROA de l'emprunteur, on montre des coefficients positifs et significatifs au seuil de 5% dans les colonnes (2) et (3). Par conséquent, plus la rentabilité dans les actifs de l'emprunteur croît, plus les prêts à court terme vont croître dans les mêmes proportions. Il en est de même pour la colonne (6), le coefficient (0.066) est positif et significatif.

La variable log (nombre de banques arrangeuses) montre un coefficient (-0.244) négatif et significatif au seuil de 5% dans la colonne (3). Alors, plus on augmente le nombre d'arrangeurs dans le marché de prêts syndiqués, moins les prêts à court terme augmentent aussi. Dans la colonne (6), on a une relation significativement négative aussi entre ces deux variables (0,250).

La variable log (nombre de banques participantes) est significativement positive pour le modèle avec un coefficient de 0.147 et une p value très faible dans la colonne (3). Le fait d'augmenter le nombre de participants dans un marché de prêts syndiqués est associé à une augmentation des prêts à court terme. De même pour la colonne (6), le coefficient est positif et significatif (0.152).

Pour le ROA du prêteur, son coefficient est positif et significatif (1.372) dans la colonne (3). Lorsque la rentabilité des actifs du prêteur augmente, les prêts à court terme ont tendance à diminuer. Pour la colonne (6), le coefficient (1.430) est aussi positif et significatif.

La variable Total des prêts sur le total des actifs montre un coefficient positif et significatif (0.197) dans la colonne (3). Alors, une augmentation de ce ratio conduit à une augmentation des prêts à court terme. Pour la colonne (6) aussi, le coefficient est positif et significatif (0.188).

La constante est positive et significative dans la colonne (1) et devient négative et significative dans les colonnes (2) et (3). Elle montre le niveau de proportion de prêts retenus par l'arrangeur lorsque toutes les autres variables sont égales à zéro. Aussi, dans la colonne (4), la constante est positive et significative. Mais, elle devient négative et significative dans les (5) et (6).

Au fur et à mesure qu'on ajoute les variables dans notre estimation, le R2 augmente et se situe entre 0.0972 à 0.1638. Ce qui signifie que le modèle de régression explique bien nos variables.

5.3 Long terme

La variable Annonce publique a des coefficients négatifs dans (1) et (2) mais positif dans (3). Mais, cette variable n'est pas significative pour notre modèle car la p value est proche de 1. Cela signifie qu'il n'existe pas une relation statistiquement significative entre le fait de révéler publiquement le scandale du LIBOR de 2012 et les prêts à long terme. Néanmoins, dans la réalité, il peut avoir un effet entre ces deux variables.

Pour la variable Fraude bancaire, les coefficients sont eux aussi négatifs dans (1) et (2) mais positif dans (3). On observe toute de même que le lien entre la fraude bancaire et les prêts à long terme est positif et pas significatif pour notre modèle.

La variable log (montant de la transaction) a un coefficient positif dans la colonne (2) et négatif dans les colonnes (1) et (3). Avec un coefficient de -0.005 et une p value très faible dans (3), un accroissement significatif du montant de la transaction dans un marché de prêts syndiqués entraîne une diminution des prêts à long terme. Pour la colonne (6), l'interprétation est similaire car le coefficient est significativement négatif.

La variable Garanti est significativement positive pour le modèle dans la colonne (3). De ce fait, plus un prêt est garanti, plus les prêts à long terme augmentent car cela peut refléter le niveau de risque de l'emprunteur. Dans la (6), le coefficient est positif et significatif.

La variable fonds de roulement est significativement négative pour le modèle dans la (3). Alors, augmenter son fonds de roulement entraîne une réduction des prêts à long terme. Dans la (6), le coefficient est lui aussi négatif et significatif.

Pour la variable Refinancement, son coefficient dans la (3) est négatif et significatif. Refinancer un prêt va conduire à une diminution des prêts à long terme. De même, dans la (6), le coefficient est aussi négatif et significatif.

Pour la variable log (actifs), le coefficient est négatif et significatif pour le modèle dans la (3). Le fait d'augmenter les actifs de l'emprunteur va aider à diminuer les prêts à long terme. Il en est de même pour les interprétations dans la (6).

Le ROA de l'emprunteur a un coefficient significativement négatif pour le modèle dans la (3). Alors, une augmentation de la rentabilité dans les ressources de l'emprunteur fera baisser les prêts à long terme. Et c'est pareil pour le coefficient de la (6).

La variable log (nombre de banques arrangeuses) est significativement positive dans la colonne (3). Alors, si le nombre d'arrangeurs croît dans le marché des prêts syndiqués, les prêts à long terme vont croître aussi. Le coefficient de la (6) est positif et significatif.

La variable log (nombre de banques participantes) est significativement négative dans la colonne (3). Donc, le fait d'augmenter le nombre de participants dans le marché des prêts syndiqués entraîne une baisse des prêts à long terme. Dans la (6), on note aussi un coefficient négatif et significatif.

Le ROA du prêteur a un coefficient significativement positif pour le modèle dans la (3). Si la rentabilité dans les actifs du prêteur augmente, les prêts à long terme auront tendance à augmenter aussi dans les mêmes proportions. Pour la colonne (6), le coefficient est aussi positif et significatif.

La variable Total des prêts sur le total des actifs présente un coefficient positif et pas significatif pour le modèle pour la (3). Du coup, il y a un effet positif et pas significatif entre ce ratio et les prêts à long terme. Pour la colonne (6), c'est pareil. Il existe un lien positif mais pas significatif entre les deux variables.

La constante est significative et positive pour les colonnes (1) à (6).

L'ajout des variables dans notre modèle le rend meilleur et notre R^2 tend vers 1. Par conséquent, il explique bien nos variables.

5.4 Cout de l'emprunt

La variable Annonce publique a des coefficients négatifs dans (1), (2) et (3). La p value est inférieure au seuil de 5%. Alors pour le coefficient d'intérêt -0.012, il existe une relation significative et négative entre l'annonce publique du scandale du LIBOR de 2012 et le cout de l'emprunt. Par conséquent, le fait de rendre publique un scandale fait baisser le cout de l'emprunt dans le marché des prêts syndiqués.

Pour la variable Fraude bancaire, les coefficients sont eux aussi négatifs dans (1), (2) et (3). On constate que le lien entre la fraude bancaire et le cout de l'emprunt est négatif et significatif au seuil de 5%. Avec un coefficient de -0.014, plus le nombre de banques impliquées dans une fraude augmente, moins le cout de l'emprunt va augmenter dans les mêmes proportions.

La variable log (montant de la transaction) a un coefficient positif dans la colonne (1) et négatif dans les colonnes (2) et (3). Avec un coefficient d'intérêt de -0.012 et une p value très faible dans (3), une augmentation significative du montant de la transaction dans un marché de prêts syndiqués conduit à une diminution du cout de l'emprunt. Pour la colonne (6), le coefficient (-0.011) est significativement négatif lui aussi.

La variable Garanti est significative et positive pour le modèle dans la colonne (3). Alors, plus un prêt comporte une garantie, plus le cout de l'emprunt va croître dans les mêmes proportions. Dans la (6), le coefficient est aussi positif et significatif.

La variable fonds de roulement est significativement positive pour le modèle dans la (3). Alors, le fait d'augmenter son fonds de roulement va conduire à l'accroissement du cout de l'emprunt. Dans la (6), le coefficient est lui aussi positif et significatif.

Pour la variable Refinancement, son coefficient dans la (3) est significativement négatif. Plus on refinance un prêt, cela va entraîner à une diminution du cout de l'emprunt. Dans la (6), le coefficient est également négatif et significatif.

Pour la variable log (actifs), le coefficient est positif et significatif pour le modèle dans la (3). Lorsque l'emprunteur augmente ses actifs, son cout de l'emprunt va aussi augmenter dans les mêmes proportions. Il en est de même pour le coefficient dans la (6). Il est significatif et positif.

Le ROA de l'emprunteur a un coefficient significativement négatif pour le modèle dans la (3). Alors, une augmentation de la rentabilité dans les ressources de l'emprunteur fera baisser le cout de l'emprunt. Et c'est pareil pour le coefficient de la (6) qui est aussi négatif et significatif.

La variable log (nombre de banques arrangeuses) est significativement positive dans la colonne (3). Alors, si le nombre d'arrangeurs croît dans le marché des prêts syndiqués, le coût afférent à l'emprunt va augmenter aussi. Le coefficient de la (6) est positif et significatif.

La variable log (nombre de banques participantes) est positive et pas significative pour le modèle de régression dans la colonne (3). Donc, il existe un effet positif et pas significatif entre le nombre de banques participantes dans un marché de prêts syndiqués et le coût de l'emprunt. Dans la (6), on note aussi un coefficient négatif et pas significatif. Alors, il n'existe pas aussi d'effet significatif entre le nombre de banques participantes dans un marché de prêts syndiqués et le coût de l'emprunt.

Le ROA du prêteur a un coefficient significativement positif pour le modèle dans la (3). Lorsque la rentabilité dans les actifs du prêteur augmente, le coût de l'emprunt va augmenter aussi dans les mêmes proportions. Pour la (6), le coefficient est lui aussi positif et significatif.

La variable Total des prêts sur le total des actifs présente un coefficient négatif et significatif pour le modèle pour la (3). De ce fait, lorsqu'il y a une augmentation de ce ratio, le coût de l'emprunt va à son tour baisser. Pour la colonne (6), c'est pareil. Il existe un lien négatif mais significatif entre les deux variables.

La constante est positive et significative dans les colonnes (1) et (3) et devient négative et significative dans la colonne (2). Elle montre le niveau de proportion de prêts retenus par l'arrangeur lorsque toutes les autres variables sont égales à zéro. Aussi, dans la colonne (4) et (6), la constante est positive et significative. Mais, elle devient négative et significative dans les (5).

L'ajout des variables dans notre modèle le rend meilleur et notre R^2 tend vers 1. Par conséquent, il explique aussi bien nos variables.

6. Test de robustesse MCO avec effet fixe

Nous ajoutons les effets fixes dans chacune des équations et par la suite, nous les estimons à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires.

6.1 Log (proportions de prêts retenus)

Le tableau 9 nous présente les résultats après l'ajout des effets fixes individuels dans l'équation (1) et (2).

La variable Annonce publique a des coefficients positifs dans les colonnes (1) et (2) et négatif dans la colonne (3). Le coefficient -0.154 est négatif et significatif avec une p value associée et inférieure au seuil de 5%. Par conséquent, le fait de révéler au public un scandale aura tendance à diminuer la part de prêts retenus par un arrangeur. La variable Fraude bancaire a aussi des coefficients positifs dans les colonnes (1) et (2) et négatif dans la (3). Son coefficient -0.036 est également négatif et significatif car la p value est inférieure à 5%. Alors, le fait qu'une banque soit impliquée dans un scandale va faire baisser la proportion de prêts conservés par un arrangeur.

Les coefficients de la colonne (3) 0.026 pour le log (montant de la transaction), 0.045 pour le log (actifs) de l'emprunteur, 0.389 pour le ROA de l'emprunteur, 0.131 pour le ratio total prêts sur total actifs sont tous positifs et significatifs au seuil de 5%. Cela signifie qu'une augmentation de 1% dans chacune des variables va automatiquement être associée à une augmentation significative de la proportion de prêts retenus par les

arrangeurs. Dans la colonne (6), ces mêmes coefficients et ces mêmes variables pour ce qui est de la fraude bancaire ont conservé leur signe et leur significativité. La relation reste inchangée. Sauf le coefficient 0.013 de la variable log (actifs) de l'emprunteur dans la (6) qui est positif et non significatif. De ce fait, dans un contexte de fraude bancaire, l'impact des actifs détenus par l'emprunteur sur la part de prêts conservés par l'arrangeur est sans effet.

Les coefficients de la colonne (3) -0.048 pour la garanti, -0.147 pour le fonds de roulement, -0.028 pour le refinancement, -1.285 pour le log (nombre de banques arrangeuses), -2.642 pour le ROA du prêteur sont négatifs et significatifs au seuil de 5%. Par conséquent, le fait d'augmenter ou d'inclure chacune de ces variables dans un marché de prêts syndiqués va contribuer à une diminution de la proportion de prêts retenus par les arrangeurs de ce marché. Dans la colonne (6), ces mêmes coefficients et ces mêmes variables pour ce qui est de la fraude bancaire ont conservé leur signe et leur significativité. La relation reste inchangée.

Enfin, le coefficient de la variable log (nombre de banques participantes) est négatif et pas significatif tant la colonne (3) que la colonne (6). Par conséquent, il n'y a pas une relation existante entre le nombre de banques participantes dans un marché de prêts syndiqués et la proportion de prêts retenus.

6.2 Court terme

Le tableau 10 nous présente les résultats après l'ajout des effets fixes individuels dans l'équation (3) et (4).

La variable Annonce publique a un coefficient 0.021 positif et significatif avec une p value inférieure à 5%. Ce qui se traduit par le fait que révéler publiquement un scandale va faire augmenter de manière significative les prêts de court terme dans un marché de la syndication. En revanche dans la colonne (6), nous constatons que la variable fraude bancaire a un coefficient positif et pas significatif. Nous concluons qu'il n'existe pas de lien significatif entre la fraude bancaire et les prêts à court terme.

Les coefficients -0.057 pour le log (montant de la transaction), -0.229 pour la garanti, -0.025 pour le refinancement, -0.278 pour le log (nombre de banques arrangeuses) sont négatifs et significatifs à 5%. Alors, cela suggère qu'une augmentation dans chacune de ces variables s'accompagne d'une réduction des prêts à court terme. Dans la colonne (6), ces mêmes coefficients et ces mêmes variables pour ce qui est de la fraude bancaire ont conservé leur signe et leur significativité. La relation reste inchangée.

Les coefficients 0.018 pour le fonds de roulement, 0.018 pour le log (actifs) de l'emprunteur, 0.394 pour le ROA de l'emprunteur, 0.094 pour le log (nombre de banques participantes) sont positifs et significatifs au seuil de 5%. Cela se traduit par le fait que l'accroissement des prêts à court terme est causé par une augmentation de ces différentes variables. Dans la colonne (6), leur significativité est la même. La relation reste inchangée.

Aussi, les coefficients -0.076 pour le ROA du prêteur, -0.004 pour le ratio total prêts sur total actifs sont négatifs et pas significatifs aussi bien dans la colonne (3) que dans la colonne (6). Ce qui signifie que le ROA du prêteur et le ratio prêts sur actifs n'exercent aucune influence sur les prêts à court terme durant l'annonce publique d'un scandale et dans un contexte de fraude bancaire.

6.3 Long terme

Le tableau 11 nous présente les résultats après l'ajout des effets fixes individuels dans l'équation (5) et (6).

La variable Annonce publique est significativement négative pour notre modèle de régression avec un coefficient -0.015 et une p value inférieure à 5%. Dans ce cas, les prêts à long terme auront tendance à diminuer lorsqu'un scandale sera annoncé publiquement. De même pour la variable fraude bancaire, le coefficient -0.008 est négatif et significatif à 5%. Par conséquent, plus une banque est impliquée dans une fraude, moins les prêts à long terme vont croître.

Les variables log (montant de la transaction), log (actifs) de l'emprunteur, ROA de l'emprunteur, le ratio total prêts sur total actifs ont des coefficients significatifs et positifs pour le modèle. Cela suggère qu'une augmentation des prêts à long terme est la résultante d'une augmentation significative dans chacune de ces variables. Il en est de même pour les coefficients de la colonne (6). Les niveaux de significativité et les relations sont pareils.

Les variables garanti, refinancement, log (nombre de banques arrangeuses), log (nombre de banques participantes) sont négativement significatives au seuil de 5% pour le modèle. Alors, les prêts à long terme vont baisser lorsqu'il y aura une hausse significative dans chacune de ces variables. Dans la colonne (6), seule la variable log (nombre de banques participantes) est négativement significative à seuil de 10%. Mais en générale, les conclusions et les relations sont les mêmes.

La variable fonds de roulement a un coefficient positif et pas significatif. Il n'existe pas de relation significative entre le fonds de roulement et les prêts à long terme que ce soit pendant l'annonce publique d'un scandale ou durant une fraude bancaire.

De même, la variable ROA du prêteur a un coefficient négatif et pas significatif. Il n'existe donc pas aussi de lien significatif entre la rentabilité des actifs et les prêts à long terme que ce soit pendant l'annonce publique d'un scandale ou durant une fraude bancaire.

6.4 Cout de l'emprunt

Le tableau 12 nous présente les résultats après l'ajout des effets fixes individuels dans l'équation (7) et (8).

La variable Annonce publique est significativement négative pour notre modèle de régression avec un coefficient -0.0099 et une p value inférieure à 5%. Dans ce cas, le cout de l'emprunt aura tendance à diminuer lorsqu'un scandale sera annoncé publiquement. De même pour la variable fraude bancaire, le coefficient -0.048 est négatif et significatif à 5%. Par conséquent, plus une banque est impliquée dans une fraude, moins le cout de l'emprunt va augmenter.

Les variables fonds de roulement, log (actifs) de l'emprunteur, ROA du prêteur, le ratio total prêts sur total actifs ont des coefficients négatifs et significatifs au seuil de 5%. Ce qui signifie que le cout de l'emprunt va baisser lorsqu'il y aura une augmentation significative dans chacune de ces variables. Dans la colonne (6), les conclusions sont les mêmes pour les signes des coefficients et leur significativité.

La variable log (montant de la transaction) est négative et significative au seuil de 5% dans la colonne (3) et aussi négative et significative au seuil de 10% dans la colonne (6). Par conséquent, le cout de l'emprunt va diminuer lorsque le montant de la transaction va augmenter.

La variable garantie quant à elle est positive et pas significative pour le modèle. Par conséquent, Il n'existe pas de relation significative entre la garanti dans un prêt et le cout de l'emprunt que ce soit pendant l'annonce publique d'un scandale ou durant une fraude bancaire.

La variable refinancement est négative et pas significative pour le modèle dans la colonne (3). Il n'y a donc pas d'impact entre le refinancement et le cout de l'emprunt lors de l'annonce publique d'un scandale. Tandis que dans la colonne (6), il existe une relation positive et significative au seuil de 5% entre le refinancement et le cout de l'emprunt lors d'une fraude bancaire.

Le ROA de l'emprunteur a un coefficient positif et significatif au seuil de 5%. Alors, une augmentation dans la rentabilité des actifs de l'emprunteur va contribuer à une augmentation du cout de l'emprunt lorsqu'il y a révélation publique d'un scandale. En revanche, dans la colonne (6), le coefficient est négatif et pas significatif. Donc, dans un contexte de fraude bancaire, il n'existe pas de lien significatif entre le cout de l'emprunt et ROA de l'emprunteur.

Pour ce qui est du log (nombre de banques arrangeuses), le coefficient est négatif et significatif au seuil de 5%. Ce qui signifie qu'une augmentation du nombre d'arrangeurs dans un marché de prêts va entraîner une réduction du cout de l'emprunt lors de l'annonce publique d'un scandale. Parallèlement lors d'une fraude bancaire, il existe aucune relation significative entre le nombre d'arrangeurs et le cout de l'emprunt.

Pour le log (nombre de banques participantes), le coefficient est positif et significatif au seuil de 5%. Ce qui signifie qu'une augmentation du nombre de participants dans un marché de prêts va entraîner une hausse du cout de l'emprunt lors de l'annonce publique d'un scandale. Parallèlement lors d'une fraude bancaire, il existe aucune relation significative entre le nombre de participants et le cout de l'emprunt.

7. Endogénéité

Lorsqu'une variable indépendante est corrélée avec le terme d'erreur, les hypothèses classiques du modèle linéaire sont violées et on se retrouve face à un problème d'endogénéité. La variable indépendante est alors influencée par des facteurs non observés dans le modèle mais présents. Dans ces cas, deux méthodes sont généralement utilisées pour résoudre ce problème d'endogénéité. On peut faire appel à l'estimateur de variables instrumentales (VI) ou aux doubles moindres carrés ordinaires (DMCO). L'estimateur de variables instrumentales quant à lui doit satisfaire à deux conditions : la nouvelle variable instrumentale doit être exogène c'est à dire ne pas être corrélée avec le terme d'erreur et elle doit être suffisamment corrélée avec les variables explicatives endogènes.

A cet effet, nous avons constaté que le fait d'ajouter et de retirer des variables pertinentes dans notre modèle affectaient beaucoup les signes et les significations de nos différents coefficients. Alors, si nous cherchons à contrôler l'endogénéité, nos résultats seront différents les uns des autres.

Étant donné que le scandale du LIBOR est un problème d'ordre éthique à la base, financier et politique après, la variable instrumentale qui peut être utilisée afin de contrôler l'endogénéité dans notre cas d'étude est le Code de Conduite établi par la Financial Conduct Authority (FCA) à la suite du scandale du LIBOR pour la définition des indices de référence. Il s'agit d'une réforme mise en place par les régulateurs et les législateurs pour améliorer l'intégrité du processus de définition des indices de référence et restaurer la confiance des investisseurs. Ce code, entré en vigueur en 2013, définit les principes de fonctionnement des processus de définition des indices de référence et exige que les administrateurs d'indices de référence soient indépendants et transparents. Cette variable peut être jugée pertinente pour notre modèle et est directement liée à notre problématique. Cependant, nous pensons que si on l'avait inclus dans notre étude, elle aurait pu modifier nos interprétations de coefficients. Et le scandale du LIBOR en lui-même aurait pu soit être évité soit être mieux contrôlé.

Cependant, il est toujours possible de trouver de meilleures réformes et il est important que les régulateurs et les législateurs restent très vigilants et attentifs aux signaux afin d'éviter de futurs scandales financiers.

Conclusion

Notre étude vise à analyser l'impact de la manipulation du LIBOR sur le marché des prêts syndiqués. Plus précisément, nous cherchons à démontrer comment la révélation publique d'un scandale ainsi que la fraude effectuée par les banques concernées a eu un effet la proportion de prêts détenus par les banques principales; la proportion de prêts étant mesurée par la réputation des arrangeurs, la maturité des contrats de prêts et le coût d'emprunt. De ce fait, notre travail est fondé sur deux hypothèses : la proportion de prêts détenus par les arrangeurs augmente aussi bien avec l'annonce publique du scandale du LIBOR en 2012 qu'avec l'implication des banques dans le scandale; le coût de l'emprunt et la maturité du prêt augmentent avec l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et la fraude bancaire.

Notre travail fournit en outre une étude empirique de ces hypothèses grâce à des données financières sur les prêts syndiqués de 52 banques américaines entre 2001 et 2021 provenant de la base de données du Dealscan. Après avoir effectué des tests diagnostiques sur nos hypothèses, l'analyse des régressions par la méthode des moindres carrés ordinaires a permis d'estimer les équations de régression et apporter des éléments de réponse à la problématique. Les résultats révèlent que premièrement, révéler au public le scandale du LIBOR en 2012 n'a pas été une cause à la baisse de réputation des banques car elle a participé à la diminution de la proportion de prêts retenus par les arrangeurs. De même, la fraude bancaire tend à réduire la proportion de prêts retenus par les arrangeurs. Deuxièmement, l'annonce au public du scandale du LIBOR tend à accroître des prêts à court terme. Aussi, il n'existe aucune relation entre une fraude bancaire et les prêts à court terme. Troisièmement, les prêts à long terme tendent à diminuer avec l'annonce publique du scandale et la fraude bancaire. Il en est de même pour le coût de l'emprunt.

Bien que nous ayons participé à cette étude, nous sommes conscients qu'elle présente des manquements, entre autres une analyse plus approfondie nécessaire pour donner une meilleure compréhension à l'effet de cette crise sur la proportion de prêts conservés par les banques. Dans ce sens, elle peut servir de références pour des recherches futures.

La création du LIBOR parfois surnommée le chiffre le plus important au monde fournit une remarquable leçon d'histoire sur la finance contemporaine (Finch et Vaughan, 2017). Le scandale du LIBOR a été un scandale financier majeur qui a eu de lourdes conséquences pour les banques impliquées et pour le secteur financier dans son ensemble. La révélation que les grandes banques avaient manipulé un taux de référence clé a ébranlé la confiance des investisseurs et entraîné une baisse du marché boursier. De ce fait, il faut mettre fin aux marchés non régulés, interdire la spéculation et les produits dérivés. Les banques doivent prendre des assurances classiques pour se couvrir des risques sur les taux d'intérêt.

Références

- ✓ Abhinav A. & al. (2015), Recent Developments in LIBOR, *Abhinav National Monthly Refereed Journal of Research in Commerce & Management*, 4(3), 107-114.
- ✓ Allen N. & Christa H. (2013), How does capital affect bank performance during financial crises? , *Journal of Financial Economics*, 109, 146–176.
- ✓ Amir S. (2007), Information Asymmetry and Financing Arrangements: Evidence from Syndicated Loans, *The Journal Of Finance*, 63, 2, 629-668.
- ✓ Andrea M. & Daniel L. (2013), The Effect of Underreporting on LIBOR Rates, *Federal Reserve Bank of St. Louis Research Division*, 1-9.
- ✓ Andreas S. & Vladyslav S. (2019), Après le LIBOR : une introduction aux nouveaux taux de référence, Rapport trimestriel de la Banque des Règlements Internationaux, 1-28.
- ✓ Blaise G. (2004), The syndicated loan market: structure, development and implications, *BIS Quarterly Review*, 75-89.
- ✓ Christopher H. (2013), Anything for You Big Boy: A Comparative Analysis of Banking Regulation in the United States and the United Kingdom in Light of the LIBOR Scandal, *Northwestern Journal of International Law & Business*, 34, 153-180.
- ✓ Christopher J. (2018), Death of a Benchmark: The Fall of LIBOR and the Rise of Alternative Rates in the United Kingdom and United States, *Banking and Finance Law Commons*, 22, 283-307.
- ✓ Darrell D. & al. (2013), A Sampling-Window Approach to Transactions-Based LIBOR Fixing, *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, 596, 1-21.
- ✓ Darrell D. & Jeremy C. (2015), Reforming LIBOR and Other Financial Market Benchmarks, *Journal of Economic Perspectives*, 29, 2, 191–212.
- ✓ David H. & David S. (2014), LIBOR: Origins, Economics, Crisis, Scandal, and Reform, Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports N. 667.
- ✓ Dennis & al. (2018), A comparison of Libor to other measures of bank borrowing costs, Federal Reserve Bank of New York, 1-46.
- ✓ Dennis S. & Mullineaux D. (2000), Syndicated Loans, *Journal of Financial Intermediation*, 9, 4, 404-426.
- ✓ Evan G. & Philip S. (2008), Liquidity Risk And Syndicate Structure, *National Bureau Of Economic Research*, 13802, 1-40.
- ✓ Ewa M. et Krzysztof K. (2016), Reputational Risk: Problems With Understanding The Concept And Managing Its Impact, *Bezpieczny Bank*, 4, 65.
- ✓ Fabrizi M. & al. (2021), When LIBOR becomes LIEBOR: Reputational penalties and bank contagion, *Financial Review*, 56, 157–178.

- ✓ Gopalan R. & al. (2010), Does poor performance damage the reputation of financial intermediaries? Evidence from the loan syndication market, 1-60.
- ✓ Gopalan R. & al. (2014), Debt Maturity Structure and Credit Quality, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49, 817–842.
- ✓ Jan K. (2012), The LIBOR scandal: the fix is in-the bank of England did it!, Levy Economics Institute of Bard College, 9, 1-8.
- ✓ Jian C. & al. (2018), Loan Syndication Structures and Price Collusion, 1-50.
- ✓ Jian C. (2010), Competition or Collaboration? The Reciprocity Effect in Loan Syndication, *Federal Reserve Bank of Cleveland*, 1-53.
- ✓ Jonathan A. & al. (2017), Financial Market Manipulation, Whistle-Blowing and the Common Good: Evidence from the LIBOR Scandal, Department of Banking and Finance, Monash University, 1-31.
- ✓ Jonathan B. & al (2020), Capital market consequences of the LIBOR scandal and phaseout for public borrowers, *UCLA Anderson School of Management*, 1-36.
- ✓ Jonathan J. & al. (2000), Recent Trends in Bank Loan Syndications: Evidence for 1995 to 1999, *OCC Economics Working Paper 2000-10*, 1-26.
- ✓ Jongha L. & al. (2012), Syndicated Loan Spreads And The Composition Of The Syndicate, *National Bureau Of Economic Research*, 18356, 1-46.
- ✓ Kamphol P. & Gordon S. (2002), Private Information, Agency Problems And Determinants Of Loan Syndications: Evidence From 1987 – 1999, York University Canada, 1-50.
- ✓ Katerina S. (1993), Why do banks syndicate loans ?, *New England Economic Review*, 45-52.
- ✓ Kilian B. (2023), The Effects of the LIBOR Scandal on Volatility and Liquidity in LIBOR Futures Markets, *Faculty of Economics, University of Cambridge*, 1-61.
- ✓ Kristian B. & al. (2022), The myth of lead arranger’s share, *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, no. 922.
- ✓ Lilian M. & al. (2021), Beyond LIBOR: Money Markets and the Illusion of Representativeness, *Journal of Economics Issues*, 55(2), 565-573.
- ✓ Marius F. (2013), Market manipulation and moral hazard: Can the LIBOR be fixed ?, *Centre d'économie de la Sorbonne*, 1-31.
- ✓ Matthew T. & al. (2021), Bank monitoring: Evidence from syndicated loans, *Journal of Banking & Finance*, 139, 452–477
- ✓ Michael S. (2018), Does Borrowing from Banks Cost More than Borrowing from the Market?, The Wharton School University of Pennsylvania, 1-62.

- ✓ Miller S. (2013), The LIBOR Scandal: Culture, Corruption and Collective Action Problems in the Global Banking Sector, *Integrity, Risk and Accountability in Capital Markets: Regulating Culture*, 111-128.
- ✓ Onyinyechi E. (2020), Insight: How The Exit Of LIBOR Will Impact The Nigerian Financial Market, *The Gravitas Review Of Business & Property Law*, 11, 4, 77-87.
- ✓ Pascal F. & Franck M.-P. (2005), The Agency Structure of Loan Syndicates, 1-50.
- ✓ Patrick M. (2013), Systemic operational risk: the LIBOR manipulation scandal, *Journal of Operational Risk*, 8(3), 59–99
- ✓ Philip A. & Brett C. (2015), On arbitration, arbitrage and arbitrariness in financial markets and their governance: unpacking LIBOR and the LIBOR scandal, *Economy and Society*, 44, 2, 188-217.
- ✓ Pietro B. (2024), Motives and Consequences of Libor Strategic Reporting: How Much Can We Learn from Banks Self-Reported Borrowing Rates?, *Review of Economic Studies*, 1–36.
- ✓ Priyank G. & al. (2016), Financial market misconduct and public enforcement: The case of Libor manipulation, 1-54.
- ✓ Rainer H. & Paul W. (2011), Foreign banks in syndicated loan markets, *Journal of Banking & Finance*, 35, 2679–2689
- ✓ Rajan & al. (1995), Covenants and collateral as incentives to monitor, *Journal of Finance*, 50, 1113-1146.
- ✓ Rapport CIBC Mellon (2021), Aperçu de la transition et de la préparation du LIBOR, 1-8.
- ✓ Seth T.-B. (2020), LIBOR Manipulation and the Transition to SOFR, *CMC Senior Theses*, 2400, 1-28.
- ✓ Subramani S. (2021), Transitioning From the LIBOR, *Theses - Graduate Programs in Economic Theory and Policy*, 37, 1-48.
- ✓ Thomas A. (2017), Finance on Trial - Rules and Justifications in the Libor Case, *European Journal of Sociology*, 58, 1, 113–141.
- ✓ Thomas A. (2019), The Differential Management of Financial Illegalisms: Assigning Responsibilities in the Libor Scandal, *Law & Society Review*, 53(4), 1233-1265.
- ✓ Urban J. (2021), Interest Received By Banks During The Financial Crisis: LIBOR Vs Hypothetical SOFR Loans, *National Bureau Of Economic Research*, 29614, 1-18.
- ✓ Victoria I. (2009), Asymmetric Information Effects on Loan Spreads, *Journal of Financial Economics*, 92, 300-319.
- ✓ Vincent B. & al (2013), The LIBOR scandal: What’s next? A possible way forward, *VOX CEPR’s Policy Portal*, 1-12.
- ✓ Wang & al. (2016), Debt Maturity and the Cost of Bank Loans, 1-68.

- ✓ Yener A. & Alper K. (2011), Why do banks join loan syndications? The case of participant banks, *The Service Industries Journal*, 31, 7, 1063-1074.
- ✓ Perry J. & De Fontnouvelle P. (2005), Measuring reputational risk: The market reaction to operational loss announcements, Federal Reserve Bank of Boston Working Paper.
- ✓ Gillet R. & al. (2010), Operational risk and reputation in the financial industry, *Journal of Banking & Finance*, 34, 1, 224-235.

Tableaux

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Ce tableau présente un résumé pour les variables clés de cette étude issues de la base de données du Dealscan sur les prêts syndiqués entre 2001 et 2021.

| Variables | Nombres d'observations | Moyenne | Écart-type | Minimum | Maximum |
|--|------------------------|----------|------------|---------|---------|
| Log (proportions de prêts retenus) | 65 863 | 2.356 | 0.558 | -2.659 | 4.075 |
| Court terme | 65 863 | 0.203 | 0.402 | 0 | 1 |
| Long terme | 65 863 | 0.030 | 0.171 | 0 | 1 |
| Cout de l'emprunt | 65 863 | 0.139 | 0.116 | 0.058 | 1.131 |
| Annonce publique | 65 863 | 0.119 | 0.324 | 0 | 1 |
| Fraude bancaire | 65 863 | 0.124 | 0.329 | 0 | 1 |
| Caractéristiques du prêt | | | | | |
| Log (montant de la transaction) en millions de \$ | 65 863 | 6.203 | 1.077 | 2.0704 | 11.156 |
| Garanti | 65 863 | 0.284 | 0.451 | 0 | 1 |
| Fonds de roulement | 65 863 | 0.219 | 0.414 | 0 | 1 |
| Refinancement | 65 863 | 0.863 | 0.344 | 0 | 1 |
| Caractéristiques des prêteurs | | | | | |
| Log (nombre de banques arrangeuses) | 65 863 | 2.601 | 0.589 | 0.693 | 4.382 |
| Log (nombre de banques participantes) | 65 863 | 2.412 | 0.691 | 0 | 4.369 |
| ROA _{t-1} | 65 863 | 0.026 | 0.115 | -0.034 | 0.143 |
| Total des prêts sur le total des actifs _{t-1} | 65 863 | 0.554 | 0.119 | 0.034 | 0.849 |
| Caractéristiques des emprunteurs | | | | | |
| Log (actifs) _{t-1} en millions de \$ | 65 863 | 22.321 | 1.552 | 18.177 | 27.501 |
| ROA _{t-1} | 65 863 | 0.108 | 0.115 | -1.192 | 2.545 |
| Année | 65 863 | 2006.985 | 4.683 | 2001 | 2021 |

Tableau 2 : Coefficients de corrélation

L'étoile (*) indique les différents degrés de significativité des différents coefficients : lorsqu'il est apposé *** ça signifie un seuil de 1% (0,01), ** traduit un seuil de 5% (0,05) et * explique un seuil de 10% (0,1).

| | Log (proportion de prêts retenus) | Court terme | Long terme | Cout de l'emprunt | X | Fraude bancaire | Log (montant de la transaction) | Garanti |
|--|-----------------------------------|-------------|------------|-------------------|------------|-----------------|---------------------------------|------------|
| Log (proportion de prêts retenus) | 1 | | | | | | | |
| Court terme | -0.0520*** | 1 | | | | | | |
| Long terme | -0.0163*** | -0.0889*** | 1 | | | | | |
| Cout de l'emprunt | -0.1703*** | 0.0299*** | 0.0262*** | 1 | | | | |
| Annnonce publique | 0.0066* | -0.0995*** | 0.0019 | -0.0628*** | 1 | | | |
| Fraude bancaire | 0.0101*** | -0.0986*** | 0.0014 | -0.0659*** | 0.9794*** | 1 | | |
| Log (montant de la transaction) | -0.5281*** | 0.1257*** | -0.0554*** | 0.0268*** | 0.1407*** | 0.1373*** | 1 | |
| Garanti | 0.0929*** | -0.2174*** | 0.1343*** | -0.0009 | 0.0223*** | 0.0207*** | -0.2626*** | 1 |
| Fonds de roulement | 0.1078*** | -0.1404*** | -0.0173*** | 0.0106*** | -0.1010*** | -0.0957*** | -0.1541*** | 0.0671*** |
| Refinancement | -0.1427*** | -0.1570*** | -0.0010 | -0.0024 | -0.0185*** | -0.0162*** | -0.0077** | 0.0938*** |
| Log (nombre de banques arrangeurs) | -0.8250*** | 0.0529*** | -0.0342*** | 0.0846*** | 0.0016 | -0.0015 | 0.6284*** | -0.1112*** |
| Log (nombre de banques participantes) | -0.7791*** | 0.0889*** | -0.0227*** | 0.0881*** | -0.1298*** | -0.1296*** | 0.5746*** | -0.1216*** |
| ROA _{t-1} prêteur | -0.0118*** | 0.1150*** | 0.0276*** | 0.0330*** | -0.4590*** | -0.4657*** | -0.0947*** | -0.0488*** |
| Total des prêts sur le total des actifs _{t-1} | 0.0490*** | 0.0647*** | 0.0137*** | -0.0926*** | 0.0057 | -0.0174*** | -0.1115*** | -0.0019 |
| Log (actifs) _{t-1} | -0.5231*** | 0.2880*** | -0.0803*** | 0.0829*** | 0.0825*** | 0.0791*** | 0.7315*** | -0.3799*** |
| ROA _{t-1} emprunteur | 0.0750*** | -0.0229*** | -0.0390*** | -0.0352*** | -0.0563*** | -0.0557*** | -0.0243*** | -0.0423*** |

| | | | | | |
|---|-------------------|--------|--------------------|------------------------|-----------|
| | | | | Prob > F | = 0.0000 |
| Résidus | 19 172.382 | 65 256 | 0.293803 | R ² | = 0.0136 |
| | | | | R ² ajusté | = 0.0134 |
| | | | | Écart-type résidus | = 0.54204 |
| Total | 19 436.1694 | 65 267 | 0.297795 | | |
| Pour régression avec Fraude bancaire comme variable indépendante | | | | | |
| Source | Sommes des carrés | Df | Moyenne des carrés | Nombres d'observations | = 65 268 |
| Modèle | 263.454 | 11 | 23.95034 | F (11, 65256) | = 81.52 |
| | | | | Prob > F | = 0.0000 |
| Résidus | 19 172.716 | 65 256 | 0.293808 | R ² | = 0.0136 |
| | | | | R ² ajusté | = 0.0134 |
| | | | | Écart-type résidus | = 0.54204 |
| Total | 19 436.170 | 65 267 | 0.297795 | | |

Tableau 4 : Test de multicolinéarité

Test sous le sigle VIF (variance inflation factor), il permet de détecter la présence ou non de multicolinéarité entre les variables indépendantes.

| Variables | VIF | 1/VIF | VIF | 1/VIF |
|---------------------------------------|-------|----------|-------|----------|
| Annonce publique | 1.55 | 0.644118 | | |
| Fraude bancaire | | | 1.53 | 0.654729 |
| Log (montant de la transaction) | 2.67 | 0.375046 | 2.66 | 0.375272 |
| Log (nombre de banques arrangeuses) | 18.62 | 0.053696 | 18.45 | 0.054206 |
| Log (nombre de banques participantes) | 16.71 | 0.059856 | 16.51 | 0.060574 |
| Log (actifs emprunteurs) | 2.77 | 0.360839 | 2.77 | 0.360838 |
| ROA _{t-1} emprunteur | 1.06 | 0.942528 | 1.06 | 0.942528 |
| ROA _{t-1} prêteur | 1.55 | 0.644628 | 1.55 | 0.644426 |
| Total prêts sur total actifs | 1.23 | 0.815712 | 1.21 | 0.826217 |
| Garanti | 1.25 | 0.801261 | 1.25 | 0.801250 |
| Fonds de roulement | 1.08 | 0.929453 | 1.08 | 0.929746 |
| Refinancement | 1.07 | 0.936293 | 1.07 | 0.936242 |
| Moyenne VIF | 4.50 | | 4.47 | |

Tableau 5 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur la proportion de prêts retenus (MCO sans effet fixe)

Ce tableau présente les résultats suite à l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur nos équations de régression qui déterminent l'impact de l'annonce publique du scandale de 2012, de la fraude bancaire sur la proportion de prêts retenus par les arrangeurs. Les étoiles apposées sur les coefficients représentent les différents niveaux de significativité. ***, **, * signifient respectivement les niveaux de significativité de 1%, 5% et 10%. On y a appliqué dans chaque équation l'estimateur robuste.

| Log (proportions de prêts retenus) | | | | | | |
|--|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| Variables | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Annonce publique | 0.148*** (27.82) | 0.139*** (27.08) | -0.003 (0.67) | | | |
| Fraude bancaire | | | | 0.149*** (28.33) | 0.139*** (27.49) | -0.0004 (0.11) |
| Caractéristiques du prêt | | | | | | |
| Log (montant de la transaction) en millions de \$ | -0.283*** (152.75) | -0.165*** (68.15) | 0.016*** (8.31) | -0.283*** (152.95) | -0.165*** (-68.26) | 0.015*** (8.26) |
| Garanti | -0.052*** (11.36) | -0.134*** (29.37) | -0.028*** (8.69) | -0.051*** (11.32) | -0.134*** (-29.32) | -0.028*** (8.69) |
| Fonds de roulement | 0.059*** (14.77) | 0.009** (2.18) | -0.027*** (9.98) | 0.059*** (14.69) | 0.008** (2.09) | -0.027*** (9.96) |
| Refinancement | -0.234*** (40.62) | -0.240*** (42.45) | -0.015*** (4.72) | -0.234*** (40.69) | -0.240*** (-42.52) | -0.015*** (4.72) |
| Caractéristiques des emprunteurs | | | | | | |
| Log (actifs) _{t-1} en millions de \$ | | -0.122*** (70.38) | -0.034*** (27.94) | | -0.122*** (-70.35) | -0.034*** (27.93) |
| ROA _{t-1} | | 0.054*** (4.31) | 0.099*** (8.23) | | 0.054*** (4.34) | 0.099*** (8.25) |
| Caractéristiques des prêteurs | | | | | | |
| Log (nombre de banques arrangeuses) | | | -0.769*** (87.39) | | | -0.770*** (87.92) |
| Log (nombre de banques participantes) | | | 0.016*** (2.60) | | | 0.017*** (2.80) |
| ROA _{t-1} | | | -1.636*** (10.98) | | | -1.610*** (10.80) |
| Total des prêts sur le total des actifs _{t-1} | | | 0.045*** (3.51) | | | 0.044*** (3.45) |
| Constante | 4.294*** (345.46) | 6.333*** (198.25) | 5.022*** (208.17) | 4.293*** (345.65) | 6.331*** (198.21) | 5.023*** (208.52) |
| Observations | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 |

| | | | | | | |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| R ² | 0.3101 | 0.3595 | 0.6705 | 0.3104 | 0.3598 | 0.6705 |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|

Tableau 6 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur les maturités de court terme (MCO sans effet fixe)

Ce tableau présente les résultats suite à l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur nos équations de régression qui déterminent l'impact de l'annonce publique du scandale de 2012, de la fraude bancaire sur les maturités de court terme. Les étoiles apposées sur les coefficients représentent les différents niveaux de significativité. ***, **, * signifient respectivement les niveaux de significativité de 1%, 5% et 10%. On y a appliqué dans chaque équation l'estimateur robuste.

| Court terme | | | | | | |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Variables | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| X | -0.150*** (39.71) | -0.141*** (37.45) | -0.095*** (20.53) | | | |
| Fraude bancaire | | | | -0.145*** (38.57) | -0.136*** (36.27) | -0.088*** (19.25) |
| Caractéristiques du prêt | | | | | | |
| Log (montant de la transaction) en millions de \$ | 0.029*** (17.98) | -0.058*** (25.67) | -0.036*** (14.46) | 0.029*** (17.82) | -0.058*** (25.77) | -0.037*** (14.59) |
| Garanti | -0.155*** (55.17) | -0.092*** (33.44) | -0.068*** (23.80) | -0.155*** (55.32) | -0.093*** (33.59) | -0.068*** (23.85) |
| Fonds de roulement | -0.117*** (37.79) | -0.082*** (26.86) | -0.093*** (29.83) | -0.117*** (37.59) | -0.081*** (26.64) | -0.092*** (29.71) |
| Refinancement | -0.158*** (31.40) | -0.152*** (30.53) | -0.132*** (26.60) | -0.157*** (31.31) | -0.152*** (30.43) | -0.132*** (26.57) |
| Caractéristiques des emprunteurs | | | | | | |
| Log (actifs) _{t-1} en millions de \$ | | 0.091*** (56.71) | 0.102*** (62.26) | | 0.091*** (56.67) | 0.102*** (62.24) |
| ROA _{t-1} | | 0.069*** (4.94) | 0.065*** (5.05) | | 0.069*** (4.96) | 0.066*** (5.09) |
| Caractéristiques des prêteurs | | | | | | |
| Log (nombre de banques arrangeuses) | | | -0.244*** (25.79) | | | -0.250*** (26.44) |
| Log (nombre de banques participantes) | | | 0.147*** (20.90) | | | 0.152*** (21.66) |
| ROA _{t-1} | | | 1.372*** (9.75) | | | 1.430*** (10.15) |
| Total des prêts sur le total des actifs _{t-1} | | | 0.197*** (15.00) | | | 0.188*** (14.40) |
| Constante | 0.247*** | -1.279*** | -1.543*** | 0.248*** | -1.277*** | -1.536*** |

| | | | | | | |
|----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | (22.39) | (45.12) | (51.67) | (22.51) | (45.03) | (51.45) |
| Observations | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 |
| R ² | 0.0977 | 0.1472 | 0.1638 | 0.0972 | 0.1467 | 0.1638 |

Tableau 7 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur les maturités de long terme (MCO sans effet fixe)

Ce tableau présente les résultats suite à l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur nos équations de régression qui déterminent l'impact de l'annonce publique du scandale de 2012, de la fraude bancaire sur les maturités de long terme. Les étoiles apposées sur les coefficients représentent les différents niveaux de significativité. ***, **, * signifient respectivement les niveaux de significativité de 1%, 5% et 10%. On y a appliqué dans chaque équation l'estimateur robuste.

| Long terme | | | | | | |
|--|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| Variables | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| X | -0.0004 (0.14) | -0.002 (0.89) | 0.002 (0.69) | | | |
| Fraude bancaire | | | | -0.0004 (0.20) | -0.002 (0.96) | 0.002 (0.88) |
| Caractéristiques du prêt | | | | | | |
| Log (montant de la transaction) en millions de \$ | -0.004*** (6.66) | 0.002** (2.22) | -0.005*** (5.07) | -0.004*** (6.67) | 0.002** (2.23) | -0.005*** (5.09) |
| Garanti | 0.050*** (24.39) | 0.044*** (22.13) | 0.033*** (18.34) | 0.050*** (24.41) | 0.044*** (22.15) | 0.033*** (18.34) |
| Fonds de roulement | -0.012*** (7.79) | -0.014*** (8.69) | -0.010*** (6.33) | -0.012*** (7.79) | -0.014*** (8.69) | -0.010*** (6.32) |
| Refinancement | -0.006*** (3.02) | -0.007*** (3.40) | -0.013*** (5.87) | -0.006*** (3.02) | -0.007*** (3.40) | -0.013*** (5.88) |
| Caractéristiques des emprunteurs | | | | | | |
| Log (actifs) _{t-1} en millions de \$ | | -0.007*** (10.18) | -0.009*** (13.57) | | -0.007*** (10.18) | -0.009*** (13.57) |
| ROA _{t-1} | | -0.062*** (10.69) | -0.060*** (10.12) | | -0.062*** (10.69) | -0.060*** (10.11) |
| Caractéristiques des prêteurs | | | | | | |
| Log (nombre de banques arrangeuses) | | | 0.090*** (10.46) | | | 0.090*** (10.50) |
| Log (nombre de banques participantes) | | | -0.059*** (8.32) | | | -0.059*** (8.36) |
| ROA _{t-1} | | | 0.822*** (11.40) | | | 0.827*** (11.42) |
| Total des prêts sur le total des actifs _{t-1} | | | 0.001 (0.15) | | | 0.001 (0.13) |

| | | | | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | | | | | |
| Constante | 0.049*** (10.91) | 0.167*** (14.08) | 0.163*** (12.62) | 0.049*** (10.92) | 0.167*** (14.08) | 0.163*** (12.63) |
| Observations | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 |
| R ² | 0.0195 | 0.0220 | 0.0261 | 0.0195 | 0.0220 | 0.0261 |

Tableau 8 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur le cout de l'emprunt (MCO sans effet fixe)

Ce tableau présente les résultats suite à l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur nos équations de régression qui déterminent l'impact de l'annonce publique du scandale de 2012, de la fraude bancaire sur le cout de l'emprunt. Les étoiles apposées sur les coefficients représentent les différents niveaux de significativité. ***, **, * signifient respectivement les niveaux de significativité de 1%, 5% et 10%. On y a appliqué dans chaque équation l'estimateur robuste.

| Cout de l'emprunt | | | | | | |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Variables | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| X | -0.024*** (40.14) | -0.024*** (39.39) | -0.012*** (8.34) | | | |
| Fraude bancaire | | | | -0.025*** (41.48) | -0.024*** (40.79) | -0.014*** (10.12) |
| Caractéristiques du prêt | | | | | | |
| Log (montant de la transaction) en millions de \$ | 0.004*** (11.63) | -0.006*** (10.32) | -0.012*** (13.94) | 0.004*** (11.70) | -0.006*** (10.26) | -0.011*** (13.84) |
| Garanti | 0.003*** (3.03) | 0.010*** (10.38) | 0.006*** (6.88) | 0.003*** (3.03) | 0.010*** (10.36) | 0.006*** (6.84) |
| Fonds de roulement | 0.003** (2.29) | 0.007*** (6.25) | 0.008*** (6.75) | 0.003** (2.32) | 0.008*** (6.27) | 0.008*** (6.74) |
| Refinancement | -0.002 (1.24) | -0.001 (0.89) | -0.008*** (5.28) | -0.002 (1.21) | -0.001 (0.87) | -0.008*** (5.25) |
| Caractéristiques des emprunteurs | | | | | | |
| Log (actifs) _{t-1} en millions de \$ | | 0.011*** (22.57) | 0.009*** (19.93) | | 0.011*** (22.54) | 0.009*** (19.91) |
| ROA _{t-1} | | -0.017*** (10.14) | -0.020*** (11.24) | | -0.017*** (10.24) | -0.020*** (11.40) |
| Caractéristiques des prêteurs | | | | | | |
| Log (nombre de banques arrangeuses) | | | 0.018*** (6.50) | | | 0.019*** (6.91) |
| Log (nombre de banques participantes) | | | 0.001 (0.55) | | | -0.0002 (0.10) |
| ROA _{t-1} | | | 0.480*** (4.42) | | | 0.448*** (4.12) |
| Total des prêts sur le total des actifs _{t-1} | | | -0.105*** (16.68) | | | -0.104*** (16.82) |

| | | | | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| Constante | 0.115*** (43.42) | -0.070*** (8.55) | 0.022*** (3.32) | 0.115*** (43.47) | -0.070*** (8.50) | 0.023*** (3.35) |
| Observations | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 |
| R ² | 0.0055 | 0.0159 | 0.0293 | 0.0059 | 0.0162 | 0.0297 |

Tableau 9 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur la proportion de prêts retenus (MCO avec effet fixe individuel)

Ce tableau présente les résultats suite à l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur nos équations de régression qui déterminent l'impact de l'annonce publique du scandale de 2012, de la fraude bancaire sur la proportion de prêts retenus par les arrangeurs. Les étoiles apposées sur les coefficients représentent les différents niveaux de significativité. ***, **, * signifient respectivement les niveaux de significativité de 1%, 5% et 10%. On y a appliqué dans chaque équation l'estimateur robuste et aussi l'effet fixe individuel.

| Log (proportions de prêts retenus) | | | | | | |
|--|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Variables | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Annnonce publique | 0.028** (2.43) | 0.065*** (5.40) | -0.154*** (-7.72) | | | |
| Fraude bancaire | | | | 0.064*** (3.84) | 0.092*** (5.01) | -0.036* (-1.71) |
| Caractéristiques du prêt | | | | | | |
| Log (montant de la transaction) en millions de \$ | -0.043*** (-9.16) | -0.041*** (-8.64) | 0.026*** (6.88) | -0.044*** (-9.22) | -0.041*** (-8.67) | 0.025*** (6.73) |
| Garanti | -0.055*** (-4.29) | -0.063*** (-4.76) | -0.048*** (-3.79) | -0.054*** (-4.21) | -0.063*** (-4.76) | -0.050*** (-3.93) |
| Fonds de roulement | -0.014 (-0.73) | -0.045** (-2.33) | -0.147*** (-9.25) | -0.013 (-0.68) | -0.048** (-2.43) | -0.159*** (-9.29) |
| Refinancement | -0.011 (-1.60) | 0.024*** (2.66) | -0.028*** (-3.17) | -0.019*** (-2.60) | 0.019* (1.88) | -0.051*** (-4.82) |
| Caractéristiques des emprunteurs | | | | | | |
| Log (actifs) _{t-1} en millions de \$ | | -0.193*** (-10.20) | 0.045** (2.29) | | -0.201*** (-10.48) | 0.013 (0.66) |
| ROA _{t-1} | | -0.102 (-1.12) | 0.389** (2.09) | | -0.014 (-0.14) | 0.654*** (3.21) |
| Caractéristiques des prêteurs | | | | | | |
| Log (nombre de banques arrangeuses) | | | -1.285*** (-11.46) | | | -1.344*** (-12.19) |
| Log (nombre de banques participantes) | | | -0.117 (-1.22) | | | -0.066 (-0.70) |
| ROA _{t-1} | | | -2.642*** (-7.33) | | | -2.561*** (-7.19) |
| Total des prêts sur le total des actifs _{t-1} | | | 0.131*** (5.38) | | | 0.117*** (4.88) |

| | | | | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Constante | 1.531*** (43.80) | 5.955*** (14.08) | 4.253*** (9.85) | 1.542*** (44.03) | 6.122*** (14.32) | 5.016*** (11.67) |
| Observations | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 |
| R ² | 0.8903 | 0.8905 | 0.9067 | 0.8903 | 0.8906 | 0.9066 |

Tableau 10 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur les maturités de court terme (MCO avec effet fixe individuel)

Ce tableau présente les résultats suite à l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur nos équations de régression qui déterminent l'impact de l'annonce publique du scandale de 2012, de la fraude bancaire sur les maturités de court terme. Les étoiles apposées sur les coefficients représentent les différents niveaux de significativité. ***, **, * signifient respectivement les niveaux de significativité de 1%, 5% et 10%. On y a appliqué dans chaque équation l'estimateur robuste et aussi l'effet fixe individuel.

| Court terme | | | | | | |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Variables | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Annonce publique | 0.006** (2.31) | 0.030*** (7.39) | 0.021*** (4.40) | | | |
| Fraude bancaire | | | | 0.0019 (0.37) | 0.016** (2.52) | 0.010 (1.47) |
| Caractéristiques du prêt | | | | | | |
| Log (montant de la transaction) en millions de \$ | -0.064*** (-17.11) | -0.064*** (-17.08) | -0.057*** (-14.60) | -0.064*** (-17.11) | -0.064*** (-17.07) | -0.057*** (-14.59) |
| Garanti | -0.227*** (-13.25) | -0.231*** (-13.41) | -0.229*** (-13.34) | -0.227*** (-13.26) | -0.230*** (-13.39) | -0.229*** (-13.32) |
| Fonds de roulement | 0.042*** (5.08) | 0.029*** (4.02) | 0.018** (2.35) | 0.042 (5.05) | 0.031*** (4.12) | 0.019** (2.46) |
| Refinancement | -0.008 (-1.62) | -0.013*** (-2.61) | -0.025*** (-4.86) | -0.007 (-1.33) | -0.010* (-1.92) | -0.023*** (-4.10) |
| Caractéristiques des emprunteurs | | | | | | |
| Log (actifs) _{t-1} en millions de \$ | | -0.007 (-1.36) | 0.018*** (2.96) | | -0.003 (-0.58) | 0.021*** (3.56) |
| ROA _{t-1} | | 0.524*** (11.61) | 0.394*** (6.60) | | 0.479*** (10.28) | 0.368*** (6.16) |
| Caractéristiques des prêteurs | | | | | | |
| Log (nombre de banques arrangeuses) | | | -0.278*** (-8.84) | | | -0.272*** (-8.59) |
| Log (nombre de banques participantes) | | | 0.094*** (5.82) | | | 0.089*** (5.43) |
| ROA _{t-1} | | | -0.076 (-0.32) | | | -0.076 (-0.32) |
| Total des prêts sur le total des actifs _{t-1} | | | -0.004 (-0.30) | | | -0.002 (-0.16) |

| | | | | | | |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Constante | 0.977*** (7.07) | 1.046*** (6.16) | 1.045*** (5.70) | 0.976*** (7.06) | 0.963*** (5.65) | 0.969*** (5.35) |
| Observations | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 |
| R ² | 0.8313 | 0.8314 | 0.8295 | 0.8313 | 0.8314 | 0.8295 |

Tableau 11 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur les maturités de long terme (MCO avec effet fixe individuel)

Ce tableau présente les résultats suite à l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur nos équations de régression qui déterminent l'impact de l'annonce publique du scandale de 2012, de la fraude bancaire sur les maturités de court terme. Les étoiles apposées sur les coefficients représentent les différents niveaux de significativité. ***, **, * signifient respectivement les niveaux de significativité de 1%, 5% et 10%. On y a appliqué dans chaque équation l'estimateur robuste et aussi l'effet fixe individuel.

| Long terme | | | | | | |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Variables | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Annonce publique | -0.006*** (-7.26) | 0.008*** (4.12) | -0.015*** (-4.43) | | | |
| Fraude bancaire | | | | -0.004*** (-7.01) | 0.005*** (3.81) | -0.008*** (-3.79) |
| Caractéristiques du prêt | | | | | | |
| Log (montant de la transaction) en millions de \$ | 0.028*** (17.76) | 0.027*** (17.54) | 0.034*** (21.92) | 0.028*** (17.76) | 0.027*** (17.55) | 0.034*** (21.90) |
| Garanti | -0.051*** (-7.82) | -0.053*** (-8.04) | -0.052*** (-7.69) | -0.051*** (-7.82) | -0.053*** (-8.03) | -0.052*** (-7.72) |
| Fonds de roulement | 0.018*** (7.45) | 0.013*** (5.08) | 0.003 (1.28) | 0.018*** (7.49) | 0.013*** (5.18) | 0.003 (1.03) |
| Refinancement | -0.004** (-2.45) | -0.012*** (-5.35) | -0.016*** (-7.02) | -0.004** (-2.65) | -0.012*** (-5.13) | -0.017*** (-7.74) |
| Caractéristiques des emprunteurs | | | | | | |
| Log (actifs) _{t-1} en millions de \$ | | 0.021*** (3.79) | 0.045*** (7.72) | | 0.022*** (3.87) | 0.043*** (7.45) |
| ROA _{t-1} | | 0.416*** (6.97) | 0.498*** (6.23) | | 0.405*** (6.98) | 0.514*** (6.39) |
| Caractéristiques des prêteurs | | | | | | |
| Log (nombre de banques arrangeuses) | | | -0.086*** (-3.48) | | | -0.089*** (-3.67) |
| Log (nombre de banques participantes) | | | -0.040** (-2.06) | | | -0.037* (-1.94) |
| ROA _{t-1} | | | -0.009 (-0.10) | | | -0.012 (-0.12) |
| Total des prêts sur le total des actifs _{t-1} | | | 0.009*** (2.90) | | | 0.008*** (2.56) |

| | | | | | | |
|----------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| Constante | -0.198*** (-17.60) | -0.748*** (-5.49) | -0.983*** (-6.40) | -0.197*** (-17.59) | -0.768*** (-5.53) | -0.934*** (-6.11) |
| Observations | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 |
| R ² | 0.8570 | 0.8572 | 0.8511 | 0.8570 | 0.8572 | 0.8511 |

Tableau 12 : Impact de l'annonce publique du scandale LIBOR en 2012 et de la fraude opérée par les banques impliquées sur le cout de l'emprunt (MCO avec effet fixe individuel)

Ce tableau présente les résultats suite à l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur nos équations de régression qui déterminent l'impact de l'annonce publique du scandale de 2012, de la fraude bancaire sur le cout de l'emprunt. Les étoiles apposées sur les coefficients représentent les différents niveaux de significativité. ***, **, * signifient respectivement les niveaux de significativité de 1%, 5% et 10%. On y a appliqué dans chaque équation l'estimateur robuste et aussi l'effet fixe individuel.

| Cout de l'emprunt | | | | | | |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| Variables | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Annonce publique | -0.017*** (-17.14) | -0.019*** (-14.61) | -0.0099*** (-3.34) | | | |
| Fraude bancaire | | | | -0.023*** (-6.12) | -0.025*** (-5.72) | -0.048*** (-8.71) |
| Caractéristiques du prêt | | | | | | |
| Log (montant de la transaction) en millions de \$ | 0.0005*** (3.02) | 0.0005*** (2.78) | -0.0008** (-2.43) | 0.0006*** (3.23) | 0.0005*** (2.90) | -0.0007* (-1.89) |
| Garanti | -0.002*** (-2.90) | -0.002** (-2.48) | 0.0003 (0.25) | -0.002*** (-3.13) | -0.002** (-2.38) | 0.001 (0.69) |
| Fonds de roulement | -0.017*** (-9.18) | -0.016*** (-8.45) | -0.026*** (-8.90) | -0.017*** (-9.20) | -0.016*** (-7.88) | -0.023*** (-7.11) |
| Refinancement | 0.0001 (0.23) | -0.0004 (-0.62) | -0.0009 (-0.43) | 0.002 (1.42) | 0.0007 (0.63) | 0.007*** (2.60) |
| Caractéristiques des emprunteurs | | | | | | |
| Log (actifs) _{t-1} en millions de \$ | | 0.004** (2.36) | -0.026*** (-6.40) | | 0.006*** (2.85) | -0.016*** (-4.01) |
| ROA _{t-1} | | -0.012 (-1.13) | 0.054** (2.42) | | -0.032* (-1.87) | -0.031 (-1.19) |
| Caractéristiques des prêteurs | | | | | | |
| Log (nombre de banques arrangeuses) | | | -0.0212*** (-3.69) | | | -0.003 (-0.46) |
| Log (nombre de banques participantes) | | | 0.023*** (5.15) | | | 0.007 (1.47) |
| ROA _{t-1} | | | -1.759*** (-7.46) | | | -1.855*** (-7.82) |
| Total des prêts sur le total des actifs _{t-1} | | | -0.185*** (-16.01) | | | -0.186*** (-16.17) |
| Constante | 0.168*** | 0.076* | 0.941*** | 0.166*** | 0.380 | 0.714*** |

| | | | | | | |
|----------------|----------|--------|--------|---------|--------|--------|
| | (118.98) | (1.94) | (9.77) | (92.16) | (0.83) | (7.54) |
| Observations | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 | 65 863 |
| R ² | 0.6969 | 0.6969 | 0.7105 | 0.6970 | 0.6970 | 0.7111 |