



UNIVERSITE DU QUEBEC EN OUTAOUAIS

DEPARTEMENT DES SCIENCES ADMINISTRATIVES

L'impact du risque géopolitique sur le ratio de capital des
banques

Mémoire

Maitrise en économie financière

Eté 2024

Présenté par : Mohamed Marouene Bouhouch

Supervisé par : Djerry Charli Tandja Mbianda, PhD

Table des matières

Remerciements	5
Résumé	5
Liste des tableaux	6
Liste des abréviations.....	6
1. Introduction.....	7
2. Revue de la littérature	12
2.1 Définition du risque géopolitique.....	12
2.2 Littérature au sujet de l'impact du risque géopolitique sur le monde de la finance	14
2.2.1 Risque géopolitique et décision de financement et d'investissement.....	14
2.2.2 Risque géopolitique et stabilité bancaire	15
2.2.3 Risque géopolitique et répercussions sur quelques phénomènes macroéconomiques ..	16
2.2.4 Risque géopolitique et volatilité du secteur énergétique / matières premières	18
2.2.5 Risque géopolitique et impact sur le comportement du marché des capitaux	22
2.3 Littérature au sujet du ratio de capital des banques	25
2.3.1 Ratio de capital des banques : théories et structures optimales	25
2.3.2 Ratio de capital des banques et phénomène de saisonnalité.....	28
2.3.3 Ratio de capital des banques et ses interactions avec d'autres indicateurs de performance	30
2.3.4 Ratio de capital des banques et principaux facteurs d'influence (financiers et non financiers)	32
2.3.5 Ratio de capital des banques et gestion des différents risques rencontrés	36
3. Hypothèses.....	39
3.1. Hypothèse 1.....	39
3.2. Hypothèse 2.....	40
4. Base de données et descriptions des variables	41
4.1 Base de données.....	41
4.2 Analyse descriptive.....	43
4.2.1 Description des variables	43
4.2.2 Statistique descriptive.....	45
5. Méthodologie économétrique	55
5.1 Modèle des moindres carrés ordinaires	55
5.2 Test de diagnostics.....	56
5.2.1 Test d'hétéroscédasticité	56

5.2.2	Multi colinéarité	56
6.	Estimation MCO sans effets fixes	58
6.1	Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle	58
6.1.1	Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle – échantillon total (174 banques) 58	
6.1.2	Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques).....	59
6.1.3	Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle – échantillon pays européens (45 banques).....	60
6.1.4	Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle – échantillon pays MENA (32 banques).....	61
6.1.5	Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)	62
6.2	Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle.....	63
6.2.1	Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle – échantillon total (174 banques) 63	
6.2.2	Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques).....	64
6.2.3	Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays européens (45 banques).....	65
6.2.4	Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays MENA (32 banques).....	66
6.2.5	Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)	67
7.	Test de robustesse	68
7.1	Effets fixes sur le premier modèle.....	68
7.1.1	Effets fixes – premier modèle – échantillon total (174 banques)	68
7.1.2	Effets fixes – premier modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)	68
7.1.3	Effets fixes – premier modèle – échantillon pays européens (45 banques)	69
7.1.4	Effets fixes – premier modèle – échantillon pays MENA (32 banques).....	69
7.1.5	Effets fixes – premier modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques).....	69
7.2	Effets fixes sur le deuxième modèle	70
7.2.1	Effets fixes – deuxième modèle – échantillon total (174 banques)	70
7.2.2	Effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)	70
7.2.3	Effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays européens (45 banques)	70
7.2.4	Effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays MENA (32 banques)	71

7.2.5	Effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques).....	71
8.	Analyse de la régression Panel avec effets aléatoires sur l’horizon	72
8.1	Effets aléatoires sur le premier modèle	72
8.1.1	Effets aléatoires – premier modèle – échantillon total (174 banques).....	72
8.1.2	Effets aléatoires – premier modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques).....	72
8.1.3	Effets aléatoires – premier modèle – échantillon pays européens (45 banques)	73
8.1.4	Effets aléatoires – premier modèle – échantillon pays MENA (32 banques).....	73
8.1.5	Effets aléatoires – premier modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)	73
8.2	Effets aléatoires sur le deuxième modèle.....	74
8.2.1	Effets aléatoires – deuxième modèle – échantillon total (174 banques).....	74
8.2.2	Effets aléatoires – deuxième modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques).....	74
8.2.3	Effets aléatoires – deuxième modèle – échantillon pays européens (45 banques)	74
8.2.4	Effets aléatoires – deuxième modèle – échantillon pays MENA (32 banques).....	75
8.2.5	Effets aléatoires – deuxième modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques) ...	75
9.	Test de Hausman.....	76
9.1	Test de Hausman sur le premier modèle	76
9.1.1	Test de Hausman – premier modèle – échantillon total (174 banques).....	76
9.1.2	Test de Hausman – premier modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques).....	77
9.1.3	Test de Hausman – premier modèle – échantillon pays européens (45 banques)	77
9.1.4	Test de Hausman – premier modèle – échantillon pays MENA (32 banques).....	77
9.1.5	Test de Hausman – premier modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques) ...	77
9.2	Test de Hausman sur le deuxième modèle.....	77
9.2.1	Test de Hausman – deuxième modèle – échantillon total (174 banques).....	77
9.2.2	Test de Hausman – deuxième modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques).....	78
9.2.3	Test de Hausman – deuxième modèle – échantillon pays européens (45 banques)	78
9.2.4	Test de Hausman – deuxième modèle – échantillon pays MENA (32 banques).....	78
9.2.5	Test de Hausman – deuxième modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques) .	78
10.	Contrôle pour le biais de simultanéité	79
10.1	Contrôle pour le biais de simultanéité sur le premier modèle.....	79
10.1.1	Biais de simultanéité – premier modèle – échantillon total (174 banques)	79
10.1.2	Biais de simultanéité – premier modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)	80
10.1.3	Biais de simultanéité – premier modèle – échantillon pays européens (45 banques)	80
10.1.4	Biais de simultanéité – premier modèle – échantillon pays MENA (32 banques)	80

10.1.5 Biais de simultanéité – premier modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)	.80
10.2 Contrôle pour le biais de simultanéité sur le deuxième modèle	81
10.2.1 Biais de simultanéité – deuxième modèle – échantillon total (174 banques)	81
10.2.2 Biais de simultanéité – deuxième modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)	81
10.2.3 Biais de simultanéité – deuxième modèle – échantillon pays européens (45 banques)	81
10.2.4 Biais de simultanéité – deuxième modèle – échantillon pays MENA (32 banques) ..	82
10.2.5 Biais de simultanéité – deuxième modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)	82
11. Conclusion	83
Bibliographie	86
Tableaux	92

Remerciements

Je tiens à remercier :

- 1) Mon directeur de recherche M. Djerry Charli Tandja Mbianda, pour son intérêt à mon projet de recherche ainsi que pour ses précieux conseils et ses orientations au succès de cet ouvrage ;
- 2) Mes parents, mon frère et ma sœur qui m'ont conduit au chemin de la réussite professionnelle et personnelle. Avec eux, j'ai appris le sens de la persévérance dans tout projet ou ouvrage à faire ;
- 3) Les membres de ma petite famille. Je remercie à cet égard ma conjointe pour sa patience et ses encouragements durant mon curriculum entrepris à l'UQO et aussi pour ses conseils et orientations qui sont toujours utiles pour mon cheminement académique et professionnels. Je remercie aussi mes deux petits enfants qui me donne une énergie au moment souhaité pour surmonter mes défis ;
- 4) Mes différents enseignants de cycle supérieur, ayant contribué à ma formation et à l'amélioration continue de mes connaissances
- 5) A toutes les personnes qui ont contribué par leur savoir-faire scientifique, logistique ou autre à l'élaboration de ce travail de recherche.

Résumé

Dans ce mémoire de recherche, nous étudions le lien qui existe entre le ratio de capital des banques et le risque géopolitique. Nous essayons de connaître si le risque géopolitique, qui est un risque non financier, a un impact sur la capitalisation des banques à travers le ratio de capital. Pour se faire, nous allons adopter une démarche quantitative, en explorant des données financières des banques à partir de la base de données OSIRIS et des données relatives à l'indice de risque géopolitique, à partir du site (<https://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm>). Le but est de savoir si le risque géopolitique a un impact positif ou négatif sur le ratio de capital des banques.

Mots clés pour ce projet de mémoire : risque géopolitique, indice de risque géopolitique, incertitude, ratio de capital, normes prudentielles de BALE.

Liste des tableaux

Tableau 1: Liste des banques avec appartenance par pays et région économique

Tableau 2 : Statistiques descriptives et coefficient de corrélation des variables – échantillon total

Tableau 3 : Statistiques descriptives et coefficient de corrélation des variables – échantillon pays asiatiques

Tableau 4 : Statistiques descriptives et coefficient de corrélation des variables – échantillon pays européens

Tableau 5 : Statistiques descriptives et coefficient de corrélation des variables – échantillon pays du MENA

Tableau 6 : Statistiques descriptives et coefficient de corrélation des variables – échantillon pays indopacifique

Tableau 7 : Test de Breusch Pagan

Tableau 8 : Résultats du premier modèle économétrique – MCO sans effets fixes / avec effets fixes

Tableau 9 : Résultats du premier modèle économétrique – MCO effets aléatoires / biais de simultanéité

Tableau 10 : Test de Hausman – premier modèle économétrique

Tableau 11 : Résultats du deuxième modèle économétrique – MCO sans effets fixes / avec effets fixes

Tableau 12 : Résultats du deuxième modèle économétrique – MCO effets aléatoires / biais de simultanéité

Tableau 13 : Test de Hausman – deuxième modèle économétrique

Tableau 14 : Résultats evIEWS.

Liste des abréviations

GPR index : indice de risque géopolitique

GPR index – threat : indice de risque géopolitique – menace

GPR index – act : indice de risque géopolitique – acte

CAR : capital adequacy ratio : ratio de capital

ROE: return on equity: rentabilité des capitaux propres

MENA : middle east north Africa: pays du moyen orient et de l’Afrique du nord.

1. Introduction

Depuis les travaux de Ronald & Dale (2000), la capitalisation des banques est devenue une notion fondamentale de la gestion des risques du secteur financier qui prend de l'ampleur partout au monde. D'autres chercheurs du monde entier se sont penchés par la suite à analyser l'importance de maintenir un ratio de capital adéquat ainsi que de l'ajuster périodiquement, tel que, à titre non exhaustif, Diamond et Rajan (2000), Ediz et al (2007), Memmel et Raupach (2010) et Baik et al (2022). La notion de la capitalisation des banques a pris de l'ampleur ces dernières décennies suite aux nombreux chocs systémiques et économiques survenus depuis le début du vingtième siècle, tel que la crise économique et financière mondiale des années 1930 aux Etats Unis et au continent européen qui a amené les autorités à prendre des mesures réglementaires plus restrictives afin de réguler au mieux le secteur financier, protéger les professionnels du domaine ainsi que les investisseurs et les épargnants, ou bien encore la faillite en 1974 de la banque allemande « Herstatt », certes, de taille moyenne à l'époque, causée essentiellement de la spéculation sur le dollar américain. Ces chocs économiques et financiers ont fait naître une conscience chez les décideurs des pays développés qu'une régulation des banques est indispensable afin de se prémunir des risques systémiques liés à des potentielles faillites d'autres banques. Ainsi, et suite à la faillite de banque allemande « Herstatt », le comité de BALE a été créé et a donné son premier ouvrage et ses premières recommandations 14 années plus tard, soit en 1988, préconisant des normes prudentielles pour le système bancaire. Les 2 comités subséquents (BALE 2 en 2004 et BALE 3 en 2010) ont complété et perfectionné le premier accord avec la considération de nouveaux risques inhérents au secteur bancaire. Les accords de BALE tournaient autour d'une idée fondamentale, qui est le maintien d'un ratio de capital ou de solvabilité minimum pour les banques ayant des opérations internationales. Le ratio Cooke (BALE 1) ou Mc-Donnaught (BALE 2) venaient instaurer un seuil minimum des fonds propres de 8% des actifs financiers pondérés des banques, soit les prêts et les investissements (placements) dans le marché des capitaux.

Depuis l'adoption du ratio de capital minimum par le comité de BALE, plusieurs chercheurs se sont occupés à qualifier les facteurs financiers qui ont un impact sur cette variable, tel que la taille, le degré de

provisionnement des crédits et la rentabilité des capitaux propres. Nous citons dans ce cadre, à titre non exhaustif, les travaux de Bhattaria, (2021) sur les banques népalaises, Jadhav et al, (2019) sur les banques indiennes ; Hafez et El-Ansary, (2015) sur les banques égyptiennes ou aussi Setiawan et Muchtar, (2021) sur les banques indonésiennes. Aussi, d'autres chercheurs ont étudié la structure optimale du capital, sa saisonnalité avec la conjoncture économique ainsi que son interdépendance avec divers phénomènes, tel que Jokipii et Milne (2007); Guidara & Al (2013); Bouwman et al (2018) et Huang et al (2020).

Plus récemment, et avec l'apparition de nouveaux types de risques non financiers, certains autres chercheurs se sont penchés à étudier leur impact sur certaines variables financières. En particulier, la littérature financière s'est penchée sur le phénomène du risque géopolitique et de son impact sur le rendement des marchés de capitaux, la prise de décision d'investissement, les phénomènes macroéconomiques ou aussi la stabilité bancaire. Nous citons à cet égard, à titre non exhaustif, les travaux de Khoo et Cheung, (2021) à propos de l'effet du risque géopolitique sur le levier financier des entreprises, Cupic et Yamada, (2022) à propos de l'effet du risque géopolitique sur la structure financière en Serbie, Bach Phan et al (2021) au sujet de l'impact du risque géopolitique sur la stabilité des banques américaines, Clance et al (2019) à propos de l'interdépendance entre le risque géopolitique et les récessions économiques des pays développés ou encore Demir et Danisman, (2020) concernant l'impact du risque géopolitique sur la qualité des crédits bancaires des pays émergents.

A partir des travaux précédents que nous allons parcourir en détail dans ce mémoire de recherche, nous remarquons que le risque géopolitique, qui est défini suivant Caldara & Iacoviello (2018) comme étant un risque provenant d'un ensemble d'évènements pouvant affecter le cours normal des relations internationales, a un impact négatif sur plusieurs indicateurs financiers. Ceci motive notre volonté de tester l'effet de ce risque non financier sur le ratio de capital des banques afin de déterminer s'il a le même impact et la même significativité. En effet, et étant donné que le risque géopolitique est de plus en plus pris en compte dans les décisions financières compte tenu de son impact sur l'activité des banques, leurs rentabilités, leurs solvabilités, et comblant les lacunes de la littérature, nous centrons notre problématique au lien entre le risque géopolitique et le ratio de capital.

Pour mettre en évidence ces questions, nous avons établi une revue de la littérature concernant la définition du risque géopolitique (Caldara et Iacoviello, 2018), les effets du risque géopolitique sur les variables financières et économiques (Khoo et Cheung, 2021 ; Cupic et Yamada, 2022 ; Buch, 2022 ; Demir et Danisman, 2020 ; Wang et al, 2021 ; Wang et al, 2023 ; Bach Phan et al, 2021 ; Alsagr et Van Hemmen, 2021 ; Lee et al, 2021 ; Gerlaach et Yook, 2016 ; Xu et Hu, 2020 ; Blomberg et al, 2004 ; Julio et Yook, 2012 ; Chesney et al, 2011 ; Wang et al, 2021 ; Lui et al, 2019 ; Zang et al, 2022) et le ratio de capital (Diamon et Rajan, 2000 ; Flannery et Rangan, 2005 ; Shim, 2013; Soumare et Tafolong, 2017; Osborne et al, 2017; Bhattaria, 2021 ; Ajayi et al, 2019 ; Jadhav et al, 2019 ; Hafez et El-Ansary, 2015 ; Rojas-Suarez, 2023 ; Setiawan et Muchtar, 2021 ; Phuong, et Duc, 2020 ; Shingjergji et Hyseni, 2015 ; Maisel, 1982 ; Wright, 2023 ; Shipalana et O’riordan, 2020 et Jumreornvong et al, 2018).

Pour répondre à la question de recherche qui consiste à mesurer l’effet du risque géopolitique sur le ratio de capital des banques, deux hypothèses seront testées à travers un modèle économétrique linéaire qui cherchera à expliquer les facteurs agissant sur le ratio de capital des banques, en l’occurrence les facteurs financiers avec l’ajout du facteur de l’incertitude géopolitique.

La première hypothèse stipule que le ratio de capital des banques diminue suite à une augmentation du risque géopolitique. Cette première hypothèse est basée sur des travaux antérieurs assez liés à notre problématique. Il s’agit des travaux de Bach Phan et al, (2021), qui ont démontré qu’un risque géopolitique plus important implique moins de stabilité bancaire, et ce, à travers une plus grande prime de risque liée aux défauts sur les prêts et à la fluctuation de liquidité.

La deuxième hypothèse stipule que l’effet de la composante « acte géopolitique » sur le ratio de capital des banques est plus considérable que l’effet de la composante « menace géopolitique ». Bach Phan et al (2021), ont démontré que la composante « acte géopolitique » a un effet négatif plus important sur la stabilité des banques que la composante « menace géopolitique », et ce, sur la base d’un coefficient de la composante « acte géopolitique » représentant quasiment le double du coefficient de la composante « menace géopolitique » dans le modèle économétrique testé.

Pour arriver à notre fin et tester ces deux hypothèses, nous allons nous baser sur la méthode de régression par les moindres carrés ordinaires, étant une méthode très utilisée dans les travaux antérieurs.

Les données seront collectées à partir de la base de données OSIRIS (informations financières des banques) et de www.matteoiacoviello.com/gpr.htm (indice de risque géopolitique).

Les résultats retrouvés dans le premier modèle économétrique testé nous permettent de conclure que le risque géopolitique n'a pas d'impact négatif sur le ratio de capital des banques observées. Tout de même, le signe positif obtenu pour le coefficient de l'indice de risque géopolitique n'est pas statistiquement significatif. Le test de robustesse considérant l'effet retardé des variables explicatives incluant l'indice de risque géopolitique (t-1) sur le ratio de capital des banques permet d'avoir des résultats qui confirment notre première hypothèse. L'indice de risque géopolitique de l'année t-1 impacte négativement et significativement le ratio de capital des banques dans l'échantillon total de 174 banques et dans 3 sous échantillons.

L'ajout des sous variants « menace géopolitique » et « acte géopolitique » dans le deuxième modèle économétrique donne des résultats différents. En effet, les résultats du deuxième modèle démontrent que le risque géopolitique a un impact négatif mais statistiquement non significatif sur le ratio de capital des banques, confirmant ainsi la littérature précédente. Aussi, les résultats du deuxième modèle démontrent que le sous variant « acte géopolitique » est plus influent que le sous variant « menace géopolitique » sur le ratio de capital, tel que c'est le cas pour plusieurs phénomènes financiers que nous avons revu dans la littérature. Le test de robustesse considérant l'effet retardé (t-1) des variables explicatives incluant l'indice de risque géopolitique global et de ses deux sous variants (menace et acte) sur le ratio de capital des banques démontre que les coefficients des sous variants « menace géopolitique » et « acte géopolitique » sont négatifs et statistiquement significatifs dans l'échantillon total des 174 banques et dans 2 sous échantillons. Aussi, le coefficient du sous variant « acte géopolitique » est généralement supérieur au coefficient du sous variant « menace géopolitique » dans le modèle à effet retardé, confirmant en partie la revue de la littérature précédente et notre deuxième hypothèse.

Notre recherche actuelle contribuera à la littérature existante en donnant un aperçu sur le potentiel impact du risque géopolitique sur le ratio de capital des banques. Certes, les résultats obtenus ne corroborent pas totalement avec la littérature précédente et avec les hypothèses annoncées, mais l'apport de ce travail de recherche pourra être comme première base pour étudier ce phénomène de plus en profondeur, avec un horizon plus long, qui permet de détecter d'autres événements géopolitiques non compris dans notre horizon d'observation (2008-2022) et connaître leurs impacts sur le ratio de capital.

Ce mémoire sera organisé de la sorte. D'abord, la deuxième section sera consacrée à la revue de la littérature financière au sujet du risque géopolitique et du ratio de capital. Ensuite, la troisième section aura comme objectif de définir les hypothèses à tester. Après, la quatrième section aura pour objet de préciser la base de données et décrire les variables. Par la suite, la cinquième section sera consacrée à la méthodologie économétrique. La sixième section sera consacrée à l'estimation MCO sans effets fixes. Ensuite, la septième section sera consacrée à l'estimation MCO avec effets fixes. La huitième section sera consacrée à l'estimation MCO avec effets aléatoires sur l'horizon de temps. La neuvième section sera consacrée au test de Hausman pour déterminer si le modèle à effets aléatoires est plus approprié au modèle à effets fixes ou pas. La dixième section sera consacrée à l'estimation MCO avec effet retardé des variables de l'indice géopolitique et de ses deux sous variants « menace » et « acte ». La onzième section sera consacrée à la conclusion. Enfin, nous consacrerons deux parties pour la bibliographie et les différents tableaux.

2. Revue de la littérature

Notre revue de la littérature tournera autour des notions du risque géopolitique et du ratio de capital. Tout d'abord, nous allons définir le risque géopolitique et présenter la méthode de calcul de l'indice du risque géopolitique. Ensuite, nous allons revoir la littérature au sujet du risque géopolitique et son impact sur plusieurs phénomènes financiers. Enfin, nous allons consulter la littérature au sujet du ratio de capital des banques.

2.1 Définition du risque géopolitique

Le terme géopolitique a été utilisé pour la première fois par « Rudolf Kjellén », professeur suédois de Science Politique/Géographie. Il a défini la géopolitique comme la science de l'Etat, comme organisme géographique ou comme entité dans l'espace : c'est-à-dire l'Etat comme pays, territoire, domaine ou comme règne. Plus couramment, la géopolitique a été définie comme l'étude de l'influence des facteurs géographiques, économiques et culturels sur la politique des Etats et sur les relations internationales. Les enjeux de la géopolitique sont désormais liés à ceux de la démographie, des flux migratoires, de la prolifération nucléaire, de l'accès à l'eau potable, des ressources alimentaires, du réchauffement climatique, des régionalismes, etc.

Caldara et Iacoviello (2018) ont défini le risque géopolitique comme un risque provenant d'un ensemble d'évènements pouvant affecter le cours normal des relations internationales. Parmi ces évènements, on récence les guerres ou conflits armés, les actes terroristes, les tensions diplomatiques entre différents pays. Le risque géopolitique peut englober aussi des évènements comme un coup d'état armé (soit une transition non pacifique de pouvoir dans un pays), un conflit commercial qui peut par la suite se transformer en mesures protectionnistes ou bien encore par des sanctions économiques.

Afin d'estimer le risque géopolitique, Caldara et Iacoviello (2018) ont utilisé l'indice du risque géopolitique dénommé en anglais « GPR index » ou « geopolitical risk index ». Cet indice se calcule en comptant le

nombre d'articles paru dans 11 journaux possédant des mots clés liés aux risques géopolitiques par rapport aux nombres totaux des articles publiés. Les auteurs ont fractionné l'indice de risque géopolitique en deux composantes : la menace géopolitique (threat) et l'acte géopolitique (act). La composante (threat) est plus prédominante que (act), témoignant du soubassement anticipatif de ce ratio, qui cherche à prévoir l'évolution d'un indicateur économique ou bien financier, plutôt que l'absorption de cet indicateur par l'acte géopolitique en tant que tel. Les mots clés des journaux ont été séparés en deux catégories distinctes, soient les mots liés aux menaces géopolitiques et les mots liés aux actes géopolitiques.

La courbe de tendance du risque géopolitique, (<https://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm>), démontre que le risque géopolitique, comme facteur de risque lié aux sentiments d'un peuple ou d'une communauté, augmente drastiquement au moment des conflits majeurs, ou la situation politique internationale est très tendue. Evoquons par exemple la première guerre mondiale, où l'indice a frôlé dans certaines périodes le niveau de 600 points, la deuxième guerre mondiale où l'indice a largement dépassé le niveau des 700 points, une quasi-stabilité et une période d'accalmie durant la guerre froide, une reprise en force de cet indice au début des années 2000 après les événements du 11 Septembre 2001 et plus récemment la constatation de moyennes similaires au début des années 2020 avec le conflit russo ukrainien.

De part ce qui précède, nous remarquons que l'indice du risque géopolitique augmente considérablement dans des périodes de conflits armés, plutôt que dans des périodes de tensions diplomatiques. Par exemple, durant le mandat présidentiel de Donald Trump aux Etats Unis (2016 à 2020), le conflit commercial qui opposait son pays à la Chine (connu couramment sous l'appellation de trade war) n'a pas eu un impact considérable sur cet indice.

2.2 Littérature au sujet de l'impact du risque géopolitique sur le monde de la finance

À travers une revue de la littérature financière, force est de constater le lien entre le risque géopolitique et le marché financier via la décision d'investissement et de financement des entreprises, la stabilité bancaire, les répercussions sur quelques phénomènes macroéconomiques, les répercussions financières sur les entreprises ou secteurs énergétiques et de matières premières hautement exposées au risque géologique ainsi qu'en lien avec le comportement du marché des capitaux.

2.2.1 Risque géopolitique et décision de financement et d'investissement

Pour ce qui est de l'effet du risque géopolitique sur la décision d'investissement et de financement des entreprises, Khoo et Cheung (2021) ont étudié l'effet du phénomène d'incertitude géopolitique sur le ratio de levier financier, la maturité des dettes des entreprises ainsi que le choix du mode de financement des entreprises. Ces auteurs ont démontré dans leur article qu'un risque géopolitique accentué mène à une augmentation du ratio de levier financier des entreprises. Aussi, les auteurs ont démontré que les entreprises tendent à réduire la maturité de leurs dettes en présence d'un risque géopolitique plus accentué. L'autre constat était qu'en face du risque géopolitique, les entreprises avec une bonne qualité de crédit tendent à s'endetter à travers le marché obligataire alors que les entreprises avec une qualité de crédit moins bonne tendent de s'endetter auprès des banques.

Dans la même lancée, Cupic et Yamada (2022) ont examiné l'effet du risque géopolitique sur la structure financière des entreprises en Serbie. L'article a étudié cette relation dépendamment du positionnement géographique des entreprises par rapport à une zone de conflit armé, qui est les frontières entre la Serbie et le Kosovo. Les résultats de leurs travaux démontrent que les entreprises qui se trouvent dans le rayon de 30 kilomètres des frontières ont un levier financier moins important que celles localisées dans les autres régions du pays. En plus, les entreprises qui se trouvent près des frontières avec le Kosovo ont tendance à avoir une politique de financement sans endettement, causée entre autres par une faible appétit aux risques des

banques en terme d'un accompagnement financier compte tenu du peu de profitabilité ou aussi du peu des perspectives d'évolution de l'activité dans une zone géopolitiquement a risque.

Concernant la décision d'investissement des ménages, Lee (2022) a étudié le degré d'influence du risque géopolitique sur la participation des ménages dans le marché des capitaux. Les observations de l'auteur ont été faite sur le marché américain durant une période de 33 années, testant la réaction des ménages américains et leurs appétits à l'investissement dans les marchés de capitaux au cas où le risque géopolitique est plus intense. Les résultats obtenus soutiennent l'hypothèse qu'un risque géopolitique plus important impacte négativement la décision des ménages à investir dans le marché des capitaux, avec moins de contribution dans l'achat et vente de valeurs mobilières.

2.2.2 Risque géopolitique et stabilité bancaire

Pour ce qui est du lien entre le risque géopolitique et la stabilité bancaire, Demir et Danisman (2020) ont examiné l'impact du risque géopolitique sur la qualité des crédits bancaires des pays émergents. Ces auteurs se sont penchés sur le lien qui existe entre l'incertitude économique / le risque géopolitique et l'évolution des encours de crédits des banques. Ils ont conclu que l'indice d'incertitude mondiale influe significativement et négativement l'encours de crédits des banques, autrement dit, une hausse de l'indice d'incertitude mondiale implique une baisse de l'encours de crédits des banques. En plus, les auteurs ont conclu que cet indice exerce une influence plus importante sur les crédits des entreprises et sur les crédits ayant une plus longue maturité, chose compréhensible compte tenu du fait que plus la maturité est longue, plus l'incertitude est accentuée et importante.

Dans un cadre similaire, Hguyen et Ho Thuy (2023) ont étudié l'effet du risque géopolitique sur le coût des prêts des banques américaines. Ils ont prouvé qu'un risque géopolitique intense génère une augmentation significative du coût des prêts des banques. Aussi, les auteurs ont conclu à travers leur étude que la composante « acte géopolitique » a un impact plus important sur le cout des prêts que la composante

« menace géopolitique ». Ce dernier constat a été confirmé dans une autre étude faite sur le lien entre le risque géopolitique et la stabilité des banques américaines.

En effet, Bach Phan et al (2021) se sont intéressés à la relation entre le risque géopolitique et la stabilité bancaires des banques américaines. La conclusion retenue par les résultats du modèle est que le risque géopolitique impacte négativement la stabilité bancaire et aussi les autres mesures de performance bancaire (à des degrés différents). Ils trouvent aussi que l'effet de « l'acte géopolitique » est plus accentué (presque le double) que l'effet « menace géopolitique », signifiant que la stabilité bancaire se détériore plus par des évènements géopolitiques tangibles et réalisés que par une perception ou des anticipations.

Dans un contexte connexe, Buch (2022) s'est intéressée aux implications du risque géopolitique sur la stabilité financière post COVID 19 et courant la guerre russo ukrainienne dans les pays de l'union européenne. L'auteur a mis sur la table les répercussions de l'instabilité géopolitique croissante sur les conditions du marché financier. Elle a évoqué que le conflit russo ukrainien ainsi que l'accroissement du risque géopolitique mène à un durcissement des conditions de financement, l'accroissement de l'aversion au risque des investisseurs et la vulnérabilité du marché des matières premières et aussi la courbe de taux d'intérêt.

2.2.3 Risque géopolitique et répercussions sur quelques phénomènes macroéconomiques

La littérature précédente a étudié dans plusieurs revues les effets du risque géopolitique sur quelques phénomènes macroéconomiques, avec des répercussions différentes dépendamment du phénomène macroéconomique observé. Dans cette partie, nous consultons cinq articles traitant différents aspects macroéconomiques et leurs interdépendances avec le risque géopolitique.

Notons en premier les travaux de Blomberg et al (2004) qui ont étudié l'impact du terrorisme international sur les facteurs macroéconomiques de 177 pays tel que la croissance du produit intérieur brut et le redéploiement des ressources publiques en dépenses gouvernementales au lieu d'investissement. Il en ressort que le terrorisme international a un impact significativement négatif sur la croissance économique, mais d'une influence moindre que les guerres ou les conflits armés ayant lieu après la deuxième guerre

mondiale. D'un autre côté, ces auteurs ont conclu que le terrorisme est associé à une réorientation de l'activité économique vers les dépenses gouvernementales. Les auteurs remarquent également d'importantes différences concernant l'incidence économique du terrorisme par groupes de pays. Dans les économies de l'OCDE, en particulier, les incidents terroristes sont considérablement plus fréquents que dans d'autres pays, mais l'influence négative de ces incidents sur la croissance est moindre.

Plus récemment, Clance et al (2019) qui ont étudié le degré d'interdépendance qui existe entre le risque géopolitique et les récessions économiques dans les pays développés sur un horizon d'un siècle. Cette étude a analysé si le risque géopolitique permet aux décideurs d'anticiper d'éventuelles récessions futures ou pas, et ce, sur un panel de 17 pays développés. La conclusion est venue confirmer que l'indice du risque géopolitique ne permet pas de prédire le phénomène de récession, malgré que la composante « acte géopolitique » a quand même un pouvoir prédictif sur ce phénomène économique (récession).

Dans un cadre semblable, Bilgin et al (2018) ont étudié l'impact du risque géopolitique sur les dépenses publiques de 18 pays émergents, abrégées dans la variable « investissements en capital fixe ». La revue historique utilisée par les auteurs dans leur recherche a prouvé que l'augmentation du risque géopolitique donne lieu à une plus grande implication des gouvernements dans la création de valeur et dans la stimulation de la croissance économique. Avec l'échantillon de pays retenus ainsi que l'horizon d'observation, les auteurs ont conclu que le constat historique demeure persistant avec un horizon d'observation plus récent, confirmant que le risque géopolitique donne lieu à des dépenses gouvernementales plus importantes.

D'un point de vue comportement des valeurs mobilières et des différentes industries face à des incertitudes géopolitiques ou des attaques terroristes, Chesney et al (2011) ont étudié l'impact du terrorisme sur les marchés financiers, précisément sur le prix des actions, des obligations et des matières premières. Une vue sectorielle a été aussi faite pour connaître quel secteur d'activité est le plus touché par des attaques terroristes. Les observations retenues pour cette étude ont été prise sur un échantillon de 25 pays développés durant un horizon de 11 années. Les auteurs ont conclu que les attaques terroristes ont un effet négatif sur au moins un marché boursier retenu dans l'échantillon. La vue sectorielle a permis de conclure que les

secteurs les plus touchés sont le transport aérien et les assurances. Cependant, le secteur des banques est parmi les secteurs les moins touchés par les attaques terroristes.

Aussi, Zang et Hamore (2022) ont étudié l'inter-liaison qui existe entre le risque géopolitique des pays du BRICS (Brésil, Russie, Inde, Chine et Afrique du Sud) et la macroéconomie américaine agrégée aux indicateurs suivants : taux d'intérêt, indice des prix à la consommation, prix du pétrole brut, cours des actions et production intérieure brute. Les auteurs ont basé leur étude sur les faits suggérant que les chocs liés aux risques géopolitiques ont un impact considérable sur les économies émergentes, qui sont étroitement liées aux économies développées dans un monde globalisé. Par conséquent, le risque géopolitique des pays BRICS pourrait avoir un impact supplémentaire sur les économies développées. Il s'est avéré à travers les résultats obtenus que les risques géopolitiques en Chine et en Russie ont un impact considérable sur le système de rendement et de volatilité des marchés de capitaux. Cependant, les risques géopolitiques en Chine ont moins d'impact sur la macroéconomie américaine qu'en Russie, au Brésil et en Inde. Aussi, il s'est avéré que la valeur de la connectivité commune totale pendant la période de la COVID-19 était plus grande que pendant la crise financière mondiale de 2007-2008.

2.2.4 Risque géopolitique et volatilité du secteur énergétique / matières premières

En ce qui concerne le lien entre le risque géopolitique et le secteur des énergies et des matières premières, citons en premier Baur et Smales (2020) qui ont étudié l'effet du risque géopolitique sur le prix des métaux précieux, précisément l'or. L'étude a analysé à quel degré l'or, comme étant une valeur refuge traditionnelle, constitue une couverture face aux turbulences géopolitiques, comparaison faite avec les actions ou les obligations, en leurs qualités d'actifs financiers traditionnels (conventional investment versus alternative investment). L'étude a conclu que l'or couvre d'une manière plus consistante la menace géopolitique, que l'acte géopolitique. Ceci vient valider les recherches antérieures appuyant la diversification du portefeuille avec des investissements alternatifs tel que l'or permet d'atténuer la volatilité et le risque potentiel du portefeuille.

Plus récemment, Wang et al (2022) ont étudié l'effet d'entraînement du risque géopolitique sur le prix et la volatilité du cours des matières premières sur le marché boursier suite à la guerre entre la Russie et l'Ukraine commençant en 2022. Le prix et la volatilité de 16 matières premières ont été observés un peu avant la période de la COVID 19 jusqu'au début de la guerre en Ukraine, au début de l'année 2022. Il s'avère que le risque géopolitique accentue la volatilité du prix des matières premières observées, qui est passé de 35% avant le début de la guerre à 85% après le début de la guerre en Ukraine, avec quelques disparités quand même selon le type de matière première.

Dans un contexte similaire, Evrim et al (2023) ont examiné l'impact du risque géopolitique mondial sur la connectivité entre les 12 principales ressources naturelles durant une période de 13 années, entre le mois de Janvier 2010 et le mois de Mars 2023. Cette période a inclus plusieurs turbulences géopolitiques, comme la guerre russo-ukrainienne. Les matières premières ont été séparées entre 2 catégories, soit l'énergie + métal et les matières industrielles. Les auteurs ont trouvé une connectivité élevée des matières premières dans des conditions de rendement extrêmement élevées et faibles et ont conclu que le risque géopolitique détermine la connectivité entre les ressources naturelles dans des conditions de marché moyennes.

Dans une autre optique, Alsagr et Van Hemmen (2021) se sont penchés sur une problématique un peu différente, soit l'effet du développement financier et du risque géopolitique sur la consommation des énergies renouvelables. Les résultats de recherche obtenus ont permis de tirer la conclusion que l'augmentation du risque géopolitique impacte positivement la consommation des énergies renouvelables, étant justifié par le phénomène d'instabilité des prix des énergies conventionnelles (pétrole et gaz) liée à des perturbations d'ordre géopolitiques.

L'or noir (pétrole) a été aussi ciblé par plusieurs revues étudiant la corrélation de son prix avec le risque géopolitique. Par exemple, Wang et al (2021) ont analysé la relation qui existe entre le risque géopolitique et la consolidation ou l'effritement des encaisses des compagnies pétrolières chinoises. Ils ont examiné la relation qui existe entre le volume de liquidités détenues par les entreprises chinoises opérant dans le domaine des hydrocarbures (pétrole et gaz naturel) et le risque géopolitique. Les résultats obtenus par les diverses régressions (par sous-secteurs) ont permis de conclure que les entreprises opérant dans

l'exploitation et l'exploration pétrolière (OEES) et l'équipement pétrolier (OES) ont un coefficient positif pour le risque géopolitique, témoignant le comportement de ces entreprises à maintenir plus de liquidités pour subvenir aux chocs externes. Cependant, les entreprises opérant dans le raffinage et la vente (ORSS) et le transport et le stockage (OSTS) ont un coefficient négatif pour le risque géopolitique, indiquant un impact négatif du risque géopolitique sur le ratio de liquidité.

Aussi, Lui et al (2019) ont étudié l'impact du risque géopolitique sur la volatilité du prix du pétrole, utilisant comme proxy l'indice WTI (West Texas Intermediate) pour une durée d'observation de 32 années, allant de Janvier 1986 à Mai 2018. Les auteurs ont essayé à travers leur recherche de mesurer le degré d'influence d'évènements géopolitiques majeurs, tel que la guerre du golfe par exemple, sur le prix du pétrole. Ils ont démontré à travers le modèle d'estimation GARCH – MIDAS que le risque géopolitique est un facteur considérable dans la variabilité des prix de pétrole, insistant que c'est un phénomène à prendre au sérieux par les preneurs de décisions.

Dans le même contexte, Pan et al (2022) ont étudié l'impact de l'incertitude géopolitique sur la volatilité du prix du pétrole brut pour les pays exportateurs et importateurs de pétrole. Leur article a étudié cet impact sur un échantillon des principaux pays importateurs et exportateurs de pétrole durant un horizon de 30 années (entre Janvier 1992 et Mars 2022). En analysant l'influence géopolitique de chacun des pays observés dans l'échantillon, les auteurs ont cherché à savoir quel pays exposé géopolitiquement exerce la plus grande influence sur le prix de pétrole brut. La conclusion retenue à travers leur ouvrage est que la Chine est le pays qui exerce la plus grande influence sur le prix du pétrole, à travers son exposition géopolitique et son poids économique et démographique.

Aussi, Zhang et al (2022) ont étudié l'effet du risque géopolitique sur le prix du pétrole sur un échantillon de 37 pays appartenant à 6 régions dans le monde, durant un horizon de 35 années (entre Janvier 1986 et Décembre 2021). Les auteurs ont essayé de voir la disparité de l'effet du risque géopolitique sur le prix du pétrole par région, dépendamment du degré d'incertitude politique caractérisant chacune des régions. Ils ont aussi examiné quelle région a une plus grande influence sur le risque géopolitique, soit quelle région déclenche ou distribue le risque géopolitique avec un impact sur le prix du pétrole et quelle région subit ce

risque, et est ainsi plus exposé à la volatilité du prix du carburant. Les auteurs ont démontré que l'Amérique du Nord et le sud-ouest européen sont moins exposés au risque géopolitique que les pays en développement (étant des pays précurseurs), donc, un degré de dépendance à la volatilité du prix de pétrole moins important que les pays en voie de développement.

Dans un cadre géographique différent, Li & al (2021) ont étudié l'effet du risque géopolitique des pays du BRICS sur le prix de l'or et du pétrole à différents moments et différentes fréquences. Les résultats démontrent que les retombées du rendement et de la volatilité sont plus fortes à court terme. Les retombées globales sont principalement causées par des effets de contagion à court terme. Dans la plupart des cas, le marché pétrolier a un effet d'entraînement sur le marché de l'or. En outre, les risques géopolitiques de la Chine sont les plus importants ce qui indique qu'elle occupe une position importante dans les BRICS.

Le dernier article à analyser dans ce cadre nous permettra de transiter à la littérature qui a abordé le lien entre le risque géopolitique et son impact sur le marché des capitaux. Il s'agit de l'étude faite par Antonakakis et al (2017) portant sur l'effet du risque géopolitique sur le prix des actions dans la bourse de New York (utilisant comme proxy l'indice S&P 500) ainsi que sur le prix du pétrole (utilisant comme proxy l'indice WTI). Les auteurs ont mesuré la sensibilité du rendement des actions et du pétrole, de la variance de leur rendement ainsi que de la covariance entre ces deux types d'actifs face au phénomène du risque géopolitique. Une estimation de la sensibilité du rendement des actions et du prix du pétrole face au risque géopolitique a été faite durant un siècle d'observation. Idem estimation a été faite pour la variance de rendement et la covariance. À travers les résultats obtenus, les auteurs ont démontré un effet négatif du risque géopolitique, que ce soit pour le rendement des actions et du prix du pétrole ainsi que sur la variance de ces deux types d'actifs.

2.2.5 Risque géopolitique et impact sur le comportement du marché des capitaux

Pour ce qui est de l'effet du risque géopolitique sur le comportement de marché des capitaux, la littérature financière est aussi riche en ouvrage. Notons en premier Wang et al (2023) qui se sont intéressés à la relation entre le risque géopolitique et la décision d'investissement dans les marchés de capitaux. Les résultats des travaux démontrent qu'une hausse du risque géopolitique impacte négativement le volume des dépenses en capital lors de la prochaine période d'observation. Les auteurs ont affiné leur recherche en estimant l'effet d'un changement du risque géopolitique sur l'investissement résiduel. Ils ont aussi rapproché les résultats de cette estimation en la comparant à d'autres indicateurs d'incertitudes qui sont faiblement corrélés au risque géopolitique. La résultante est qu'une augmentation du risque géopolitique affecte négativement le volume d'investissement résiduel, alors que les autres mesures d'incertitudes tel que l'augmentation du PIB réel, l'évolution prévue du PIB réel, l'indice de sentiment de consommation (MCSI) ne sont pas impactés. Dans la même thématique, Lee et al (2021) ont étudié l'interdépendance qui existe entre le risque géopolitique et le rendement du marché des capitaux pour le cas coréen. L'originalité majeure de leur travail réside dans le fait que les auteurs ont cherché à estimer un indice de risque géopolitique propre au contexte du pays observé. La problématique de cet article tourne autour de l'impact du risque géopolitique sur le rendement des actions dans le marché de la Corée du Sud. Le risque géopolitique imminent et évident pour la Corée du Sud, est l'intensification du conflit latent qui l'oppose à son voisin du Nord (Corée du Nord). Les résultats de la régression permettent de tirer la conclusion qu'une augmentation de l'indice géopolitique impacte négativement le rendement des actions sud-coréenne.

Aussi, et dans le même contexte géographique et politique, Gerlaach et Yook (2016) ont analysé le comportement des investisseurs étrangers à l'escalade du conflit politique suite à 13 attaques militaires et son impact sur le marché boursier sud-coréen entre 1999 et 2010. Les auteurs se sont basés sur les institutions nationales et les individus pour évaluer le comportement commercial et la performance des investisseurs étrangers suite aux attaques militaires ou au risque de lancement de missiles. Les résultats de

performance montrent que les étrangers maintiennent leur niveau de performance d'avant attaque alors que les individus nationaux, qui effectuent la majorité des échanges nationaux, ont de moins bons résultats.

Xu et Hu (2020) ont de leur côté étudié l'impact des essais d'armes nucléaires en Corée du Nord sur la décision d'investissement des agents économiques chinois, étant un pays frontalier à la péninsule coréenne.

Il a été conclu que le taux d'investissement moyen des entreprises chinoises diminue après chaque essai nucléaire. L'impact se propage depuis la zone de conflit et diminue loin du site de test. Aussi, il a été constaté que l'impact des tensions géopolitiques est plus important pour les entreprises qui ne sont pas détenues par le gouvernement central chinois et dépendent fortement des financements externes. Les résultats suggèrent que la peur de la pollution nucléaire plutôt que le déclenchement de la guerre est la principale préoccupation lors de la prise de décisions d'investissement.

Aussi, Zhang et al (2022) ont étudié l'impact du risque géopolitique sur la volatilité du marché des capitaux et valeurs mobilières dans 32 pays développés et émergents durant une période de presque 5 années, allant de Mars 2017 à Mars 2022, utilisant pour leur revue des données quotidiennes. Ils ont retrouvé que le risque géopolitique augmente la volatilité des marchés des capitaux, en l'occurrence le marché observé (marché des actions), avec un impact plus ancré pour les pays en développement et aussi pour les pays exportateurs du pétrole.

Dans le même cadre, Pan et al (2023) se sont penchés sur l'effet du risque géopolitique sur la volatilité du marché des capitaux chinois, tout en s'attardant aux impacts du phénomène géopolitique sur quelques secteurs en particulier. Ces auteurs ont étudié, sur un horizon allant de 2004 à 2022, le comportement de 10 indices sectoriels chinois face aux turbulences géopolitiques matérialisées par le risque géopolitique, soit l'indice énergétique, les matières premières, les industries, les biens de consommation essentiels (staples en anglais), les biens de consommation non essentiels (discretionary en anglais), la santé, la finance et l'immobilier, la technologie, la télécommunication et les services publics. Les résultats de leur modèle ont démontré que tous les secteurs chinois listés dans la bourse de valeur mobilières sont plus volatiles face à un risque géopolitique accentué, avec une exposition plus importante et plus prononcée pour les secteurs industriels, les matières premières et les biens de consommation non essentiels.

Ma et al (2022) ont à leur tour étudié le degré de prévisibilité du rendement excessif du marché et la performance générale du portefeuille de valeurs mobilières compte tenu de l'omniprésence du risque géopolitique. Les auteurs ont voulu déterminer, à travers leur étude, si le risque géopolitique permet d'anticiper la tendance du rendement des actions boursières, prenant comme référence l'indice américain S&P 500. Ils ont comparé l'effet anticipatif du risque géopolitique par rapport à 14 variables macroéconomiques traditionnelles, et la conclusion était que la menace géopolitique constitue un indicateur significativement explicatif du rendement des portefeuilles mobiliers et du marché boursier.

Dans un autre contexte, Fiorillo et al (2023) ont observé dans leur étude la relation qui existe entre le risque géopolitique et le degré de liquidité de 18,000 actions en bourses nord-américaines et internationales incluses dans la base de données « North America and Global Compustat population of listed companies » dans un horizon de 26 ans (entre 1995 et 2021). Les entreprises cotées en bourse étaient réparties sur un ensemble de 93 pays, donnant une vue géographiquement panoramique par rapport à l'impact du risque géopolitique sur la liquidité des actions. La conclusion de leur étude, basée sur les résultats d'un modèle de panel avec effets fixes des compagnies cotées en bourse et des années, était qu'une hausse du risque géopolitique a un impact négatif sur la liquidité des compagnies cotées en bourse, donc, une plus grande prime de liquidité est attendue entre le « bid » et le « ask » des actifs observés, démontrant une réticence du marché par rapport à l'investissement durant des périodes de perturbations géopolitiques.

Volet valeurs alternatives, la littérature précédente s'est penchée à étudier l'effet du risque géopolitique sur les bitcoins. En effet, Aysan et al (2019) ont étudié le pouvoir prédictif de l'indice des risques géopolitiques mondiaux sur les rendements quotidiens et la volatilité des prix du Bitcoin sur un horizon de près de 8 années (entre Juillet 2010 et Mai 2018). Les auteurs ont conclu que le risque géopolitique a un pouvoir prédictif à la fois sur les rendements et la volatilité du Bitcoin mais dans deux sens différents. En effet, il a été démontré que la volatilité des prix du bitcoin est positivement liée à l'indice de risque géopolitique alors que le rendement est négativement lié à cet indice.

2.3 Littérature au sujet du ratio de capital des banques

Dans la théorie financière moderne, la notion de capitalisation et de structure de capital remonte aux années 1950 avec les travaux de Modigliani et Miller sur la structure optimale du capital, qui s'est développée au fil des années avec plusieurs théories. La littérature pour ce volet est très riche.

Concernant notre sujet de recherche, soit le ratio de capital des banques, la littérature pour cela est aussi riche que le risque géopolitique. Cette littérature trouve son importance des travaux du comité de BALE qui a préconisé depuis 1996 un ratio de solvabilité minimum ou un ratio de capital (COOKE pour BALE 1 puis McDonnaught pour BALE 2) que les banques ayant des opérations internationales sont tenues de se conformer. Ce ratio permet aux banques de se prémunir contre différents risques financiers conventionnels, tel que le risque de crédit, le risque de marche et le risque opérationnel, à travers une pondération des actifs par niveau de risque, ce qui permet à la fin de protéger les avoirs des déposants et éviter des risques systémiques. Nous commencerons cette section de la littérature avec une revue de quelques articles de références pour le ratio de capital (en général et pour les banques), avant de passer aux recherches portant sur l'interaction du ratio de capital des banques avec d'autres variables. Puis, nous allons revisiter la littérature portant sur les facteurs financiers et fondamentaux impactant le ratio de capital des banques et sur le lien qui existe entre le ratio de capital des banques et la gestion des différents risques rencontrés par les institutions financières.

2.3.1 Ratio de capital des banques : théories et structures optimales

Nous allons commencer avec un article portant sur l'importance de garder un ratio de capital minimum pour les banques et institutions financières. Il s'agit des travaux de Diamond & Rajan (2000) qui ont revisité le business modèle des banques et mis en évidence l'importance de garder un capital minimum pour faire face aux crises et turbulences économiques et financières. En effet, la création monétaire sur la base des dépôts disponibles (octroi de nouveaux prêts sans maintenir un niveau de dépôts minimum) peut rendre le niveau de liquidités fragiles. Ainsi, un capital bancaire plus important réduit la probabilité de difficultés

financières mais réduit également la création de liquidités. La quantité de capital influence le montant que les banques peuvent inciter les emprunteurs à payer. La structure optimale du capital bancaire est un compromis entre la création de monnaie et le niveau des crédits à encourir, les coûts des opérations bancaires et la capacité de forcer l'emprunteur à rembourser ses dettes. Le modèle utilisé par les auteurs, explique le déclin du capital bancaire au cours des deux derniers siècles et identifie les conséquences négligées des exigences réglementaires en matière de capital et d'assurance des dépôts.

L'ajustement du capital bancaire a été étudié dans des ouvrages précédents, mais avant de nous approfondir dans cet aspect, nous allons revoir un article de référence portant sur l'ajustement de la capitalisation des entreprises et du levier financier pour les entreprises commerciales et industrielles, excluant les banques et institutions financières. La revue de Flannery & Rangan (2005) trouve son importance du fait qu'elle s'est basée sur les anciens travaux de référence portant sur la théorie du capital et comment ajuster la cible de capitalisation voulue. Ces auteurs ont étudié la manière avec laquelle les entreprises ajustent leur structure du capital optimale, entre ce qui est budgétisé ou planifié et ce qui est réalisé au fil du temps. Dans cette étude, les auteurs se sont inspiré des anciens travaux de Modigliani et Miller en 1958, Baker et Wrugler en 2002 et Welch en 2004 et d'autres aussi, donnant des versions et interprétations différentes sur la manière dont les entreprises choisissent leurs structures du capital. Les auteurs ont rappelé les trois principales théories de choix de la structure du capital, soit la théorie du compromis (tradeoff), la théorie de l'ordre de préférence (pecking order) et la théorie du choix du temps opportun par rapport à la juste valeur marchande des actions (market timing), avant de mener leur étude sur un échantillon de 12.919 entreprises américaines composant la base de données du « compustat industrial tape » pour un horizon temporel allant de 1965 à 2001. Les résultats obtenus à travers cette étude permettent de conclure que les entreprises observées ajustent rapidement et à hauteur de près de 30% la cible initiale de leur ratio de capital, dépendamment de leur secteur, de leur performance et de leur capitalisation. L'ajustement se fait dans les mesures de levier et dans les valeurs comptables de leurs equite.

Dans le même contexte d'ajustement partiel de la structure du capital et dans un cadre purement lié aux banques et aux institutions financières, Baik & Al (2022) ont appliqué un modèle à paramètres variables

dans le temps afin d'obtenir une évaluation plus opportune et continue du comportement des banques en ajustant le ratio de capital à son niveau optimal ou cible imposé par les normes prudentielles de BALE. L'étude s'est faite sur deux périodes, soit la période avant la crise financière de 2007-2009 et la période après la crise. Les résultats obtenus permettent de conclure que l'ajustement des fonds propres des banques était lent par rapport à l'objectif avant la crise financière mondiale de 2007-2009. Cette tendance s'est inversée après la crise de 2007-2009, ou les résultats obtenus suggèrent que les banques procèdent à des ajustements plus rapides de leur structure de capital dans le cadre de réformes réglementaires plus strictes. En outre, nous trouvons des preuves convaincantes d'un changement structurel dans le comportement des banques en ajustant leur ratio de fonds propres face à la crise financière mondiale.

Demeurant dans le même contexte d'ajustement du ratio de capital, Memmel & Raupach (2010) ont étudié la manière avec laquelle les banques allemandes ajustent leur capital réglementaire et conséquemment le ratio de capital. Pour cela, les auteurs ont estimé le niveau cible et la vitesse d'ajustement du ratio de capital des grandes banques allemandes, exploitant un échantillon de 81 banques sur un horizon de près de 8 années, soit entre Octobre 1998 et Décembre 2006. Selon l'échantillon observé et le comportement des banques allemandes par rapport à l'ajustement de leur capitalisation, il s'est avéré que les banques semblent choisir une combinaison de taux d'ajustement (equite et levier) et de volatilité des actifs afin de maintenir une certaine probabilité de satisfaire aux exigences réglementaires en matière de ratio de fonds propres. Les auteurs ont conclu à travers les résultats obtenus que l'ajustement des ratios de fonds propres bancaires varie considérablement d'une banque à l'autre. Ils ont distingué dans leurs résultats les banques commerciales privées et les banques ayant une bonne valeur de marché comme ayant une tendance à ajuster plus étroitement les ratios de fonds propres réglementaires que les autres banques de l'échantillon.

Dans un cadre géographique différent, Ediz & Al (2007) ont examiné à travers leur étude la relation qui existe entre la fréquence d'ajustement du ratio de capital des banques anglaises et les exigences réglementaires en capital minimum par les organismes de régulations. L'horizon d'observation était de 8 années, soit entre 1989 et 1996. Les auteurs ont voulu répondre à la question si les mesures de maintien

d'un capital minimum obligent les banques anglaises à changer leurs postures de risques en donnant des prêts moins risqués ou ayant une pondération de risque moins conservatrice que les autres. La conclusion retenue était que les exigences de fonds propres semblent effectivement affecter le comportement des banques qui atteignent leurs cibles de ratio de capital par des augmentations et des réinjection d'équité, plutôt que par des mesures systématiques de réallocation d'actifs ou changement de politique d'emprunt vers les créances les moins risquées.

2.3.2 Ratio de capital des banques et phénomène de saisonnalité

L'évolution du ratio de capital des banques en fonction de la conjoncture macroéconomique a été revue dans la littérature précédente dans plus d'un ouvrage. Nous citons en premier Jokipii & Milne (2007) qui ont étudié la tendance suivie par le ratio de capital des banques par rapport au cycle économique. Les banques observées durant un horizon de 7 années (soit de 1997 à 2004) appartiennent déjà à des pays de l'Union Européenne ou aussi à des pays candidats à l'intégration à cette union économique et politique, soit des pays de maturité économique et industrielle différente. Les résultats obtenus démontrent que le ratio de capital des banques appartenant à des pays de l'Union européenne évolue négativement avec le mouvement emprunté par le cycle économique, soit une récession emmène à une consolidation du ratio de capital. Pour les autres pays candidats à l'annexion à l'Union Européenne, le constat est différent, étant une corrélation positive entre l'évolution du ratio de capital et celle de l'activité économique.

Dans un cadre géographique différent, Shim (2013) a examiné le degré d'ajustement des fonds propres des banques américaines en fonction du cycle économique. L'auteur a utilisé des données des holdings bancaires américaines sur la période de 20 années, allant de 1992 à 2011. La corrélation retrouvée dans cette étude est négative entre le cycle économique et les fonds propres des banques observées. Ces résultats confortent dans une certaine mesure les accords de BALE 3 selon lesquels un volant de fonds propres contracyclique dans le secteur bancaire est nécessaire pour améliorer la performance de l'économie réelle en période de récession.

Haudrich (2020) a étudié le même phénomène de saisonnalité et cyclicité du ratio de capital des banques américaines dépendamment de la croissance / décroissance du produit intérieur brut, agrégée dans la production globale des Etats Unis, durant un horizon temporel de plus de 1 siècle, soit depuis 1834. Les données historiques concernant l'activité économique, caractérisée par le produit intérieur brut, ont été dessaisonnalisée pour réduire l'effets des recessions économiques vécues aux Etats Unis depuis le début de l'horizon d'observation. La conclusion est que l'évolution du ratio de capital des banques ne suit pas celle du produit intérieur brut (ou production totale). A cet effet, l'auteur a conclu que le ratio de capital des banques américaines suit négativement le mouvement de la production globale, compte tenu que les périodes de recessions engendrent un endettement plus important des agents économiques, d'où un accroissement de l'activité des banques et conséquemment de leur ratio de capital, si le risque est bien géré.

Pour le contexte canadien, Guidara & al (2013) ont étudié la tendance empruntée par le ratio de capital des six grandes banques canadiennes dépendamment de la saisonnalité du cycle économique. Les auteurs ont utilisé des données financières et comptables trimestrielles et aussi des données boursières pour un horizon d'observation de près de 28 années, soit entre 1982 à 2010. La corrélation retrouvée par les auteurs entre le ratio de capital et le cycle économique est positive, donc, l'activité bancaire incluant sa rentabilité et la capitalisation des banques dépend de la conjoncture économique. L'adoption des accords de BALE et du plafond de levier financier imposé par la réglementation bancaire canadienne n'a rien changé à la situation vue que les banques canadiennes sont déjà bien capitalisées.

Toujours dans la problématique de la saisonnalité des cycles économiques et son impact sur les préférences de couverture des entreprises d'assurance-crédit ainsi que sur la capitalisation des banques et des institutions financières, et Soumare & Tafolong (2017) se sont inspirés du modèle de commutation de Markov pour développer un modèle de tarification du capital des compagnies d'assurances-crédits basé sur le risque du portefeuille. Concernant notre problématique principale, qui est le ratio de capital, les auteurs ont conclu que l'incertitude macroéconomique et la saisonnalité ardue du contexte économique impacte significativement et négativement la solvabilité des banques, caractérisée par le ratio de capital.

2.3.3 Ratio de capital des banques et ses interactions avec d'autres indicateurs de performance

Suivant la littérature précédente, la capitalisation des banques et le ratio de capital interagissent d'une manière différente avec d'autres indicateurs financiers et non financier des institutions financières. Dans cette sous-section, nous allons revisiter quelques travaux de référence portant sur l'interaction du ratio de capital avec les cours boursiers des banques, le coût des ressources et des emprunts, la rentabilité et la part de marché dans un pays donné.

Commençons cette section avec deux articles discutant de l'effet du capital des banques et de leurs ratios sur le cours boursier de ces derniers. Dans ce cadre, Bouwman & al (2018) ont étudié l'impact du capital des banques américaines sur la performance de leurs actions boursières sur un horizon d'une vingtaine d'années, (Janvier 1994 à Décembre 2015). À travers cette recherche, les auteurs ont démontré qu'un changement du ratio de capital n'affecte pas immédiatement le rendement des actions des banques observées. L'étude a démontré que durant les conjonctures économiques et financières volatiles et tendues, les banques à capitaux élevés ont des rendements boursiers ajustés au risque plus élevés (alphas) que les banques à faible capital.

Dans le même contexte, Huang & al (2020) ont examiné l'interaction qui existe entre la capitalisation des banques américaines et leurs rendements boursiers au cours de deux périodes différentes : de 1994 à 2007 caractérisée d'une période tranquille et peu turbulente et de 2008 à 2014 caractérisée par un marché plus volatile et plus imprévisible. S'appuyant sur les modèles de régressions de Fama-MacBeth et les analyses de portefeuille, les auteurs ont conclu que les ratios de fonds propres fondés sur le marché des banques sont associés négativement aux rendements boursiers des banques au cours de la période de 1994 à 2007. Pour la période 2008 à 2014, les ratios de fonds propres des banques observées sont positivement associés aux rendements boursiers des banques au cours de la période. Force de constater à travers les travaux de ces auteurs que l'effet de la capitalisation bancaire sur les rendements des actions bancaires dépend de la mesure du capital utilisée (comptable ou marchande) et de la période considérée.

Concernant l'interaction du ratio de capital avec le cout des ressources et la rentabilité des prêts accordés, Osborne & al (2017) ont étudié la relation qui existe entre les ratios de capital des 13 plus grandes banques au Royaume Uni avec le taux moyen des prêts à la consommation (ménages) et des prêts commerciaux (entreprises), durant un horizon de 14 années (de 1998 à 2012). L'échantillon des banques retenues était suffisamment représentatif, puisque ces banques ont une part de marché cumulée de 75% du secteur bancaire britannique. Les résultats obtenus permettent de conclure qu'une hausse des taux d'intérêts offerts aux particuliers pour les prêts couverts par des garanties durant la période d'avant la crise financière de 2008 ont un effet positif sur le ratio de capital. Ce constat n'est plus d'actualité pour les périodes d'observations d'après la crise financière de 2008. Pour les prêts commerciaux offerts aux entreprises, l'impact d'une hausse des taux d'intérêts offerts à cette catégorie de clients est négatif sur le ratio de capital, du fait que le risque de contrepartie est plus grand et les couts de mobilisations de ressources plus importants.

Dans un autre cadre, Berger & Bouwman (2013) ont étudié la manière avec laquelle le capital affecte la performance d'une banque d'un point de vue pérennité et d'un point de vue part de marché. Ces auteurs ont aussi examiné ces effets et leurs variations dépendamment des crises de marché et des périodes plus stables aux États-Unis durant un horizon de 25 années. Les résultats obtenus dans cette étude ont permis de conclure que le capital aide les petites banques à accroître leur probabilité de survie et leur part de marché durant les périodes de crises bancaires, des crises de marché ou aussi durant les périodes les plus stables. Pour les moyennes et grandes banques, les résultats obtenus de cette étude permettent de conclure que le capital améliore leurs performances surtout durant les périodes de crises bancaires.

2.3.4 Ratio de capital des banques et principaux facteurs d'influence (financiers et non financiers)

Plusieurs recherches précédentes se sont intéressées à connaître les facteurs économiques et financiers intrinsèques aux banques impactant leurs ratios de capital, incluant les facteurs macroéconomiques ou aussi les facteurs de gouvernance et de structure des actionnaires. Avant de s'attarder aux facteurs intrinsèques aux banques et impactant le ratio de capital, citons un contexte général de différents facteurs agissant sur le ratio de capital des banques. En effet, les travaux de Brewer & Al (2007) ont revu les principales caractéristiques affectant le capital de 78 banques appartenant à 12 pays industrialisés durant la période entre 1992 et 2005. Les auteurs ont revu quelles caractéristiques ont le plus d'influence sur le capital des banques et leurs ratios de capitalisation, distinguant ici les variables réglementaires, les variables spécifiques à la banque, les conditions macro-économiques du pays et les caractéristiques financières au niveau national. Les résultats obtenus indiquent que le capital bancaire est significativement affecté par la plupart des facteurs spécifiques aux banques, ainsi que par les variables politiques et réglementaires. Les auteurs ont aussi conclu que les banques maintiennent des ratios de capital plus importants dans les pays où la banque est principalement et originalement implantée, ou bien aussi dans les pays où les exigences de capital sont plus strictes et où les structures de gouvernance sont le plus développées.

Pour ce qui est des facteurs financier et fondamentaux impactant le ratio de capital des banques dans différents pays du monde, commençons par Bhattaria (2021) qui a mesuré l'impact de quelques indicateurs liés au ratio de capital des banques sur le retour sur actifs et le retour sur les capitaux propres des banques commerciales au Népal. Les indicateurs liés au ratio de capital des banques, ou bien sous variants, sont le ratio de suffisance de capital (capital adequacy ratio), le ratio de capital (core capital ratio), le ratio de capital additionnel (supplementary capital ratio) et le ratio de capitalisation totale (total capital funds ratio). Les résultats obtenus prouvent qu'il existe un faible impact des différentes mesures du ratio de capital sur la rentabilité des actifs. Pour le ratio du retour sur les capitaux propres, l'effet diffère d'une mesure de ratio de capital à l'autre. En effet, la relation est positive entre le retour sur les capitaux propres et le ratio de

capital supplémentaire alors que cette même relation est négative si nous nous référons au ratio de capital et au ratio de capitalisation totale.

Dans le même ordre d'idées, Ajayi et al (2019) ont examiné dans étude la relation qui existe entre la rentabilité (retour sur actifs) et le ratio de suffisance de capital. On a recherché l'effet du ratio de capital sur la rentabilité des actifs (couramment connu sous l'abréviation ROA). Le but de l'étude était de savoir si le régulateur du système financier au Nigeria doit mettre l'accent sur d'autres éléments mis à part le ratio de capital tel que demandé dans les normes de BALE, ou mettre en œuvre d'autres mesures de suivi et surveillance, afin de garantir et promouvoir l'efficacité opérationnelle des banques, mesurée essentiellement par le retour sur actifs (ROA). Les résultats obtenus témoignent que le ratio de capital a un effet positif et important sur la rentabilité des actifs des banques observées.

Aussi, Jadhav et al (2019) ont étudié sur un horizon de 5 années la relation qui existe entre le ratio de capital et la profitabilité des banques commerciales privées indiennes. L'étude a été plutôt descriptive que suivant un modèle d'estimation économétrique, et s'est focalisée sur la tendance observée pour les indicateurs de rentabilité et de capitalisation retenus pour les 5 banques. Les années d'observations étaient entre 2017 et 2020. Les principales conclusions retenues des données observées, étaient que le ratio de suffisance de capital et la rentabilité nette des banques observées évoluent au même sens pour les 5 banques observées et que la corrélation entre les variables de capitalisation et de rentabilité est n'est pas proportionnellement égale.

Dans un cadre géographique différent, Hafez et El-Ansary (2015) ont étudié les facteurs affectant le ratio de capital (CAR – capital adequacy ratio) des banques commerciales égyptiennes sur 2 horizons de temps. Le premier horizon était entre 2003 et 2007 et le deuxième horizon était entre 2008 et 2013. Les auteurs de cet article ont pris cette problématique (d'un angle de vue financier et gouvernance des banques) plutôt que d'un angle de vue réglementaire impliquant l'adoption et le suivi des règles prudentielles de BALE. Les conclusions retenues par ces auteurs étaient que, avant la crise financière de 2008, les principaux déterminants du ratio d'adéquation de capital des banques égyptiennes étaient la qualité des actifs, la taille

de banque et la rentabilité. Pour la période d'observation post crise financière de 2008, s'ajoute aux autres facteurs la liquidité et la qualité de gouvernance.

Dans le même cadre de recherche, Phuong, et Duc (2020) ont étudié les facteurs qui affectent significativement le ratio d'adéquation du capital (CAR) des banques commerciales vietnamiennes pour la période de 2011 à 2018. Les variables dont on suppose qu'elles affectent le ratio d'adéquation des fonds propres des banques commerciales au Vietnam comprennent taille (SIZE), dépôt (DEP), prêt (LOA), réserves pour pertes sur prêts (LLR), liquidité (LIQ), rendement des actifs (ROA), retour sur capital (ROE), marge nette d'intérêt (NIM), prêts non performants (NPL) et effet de levier (LEV). Les résultats indiquent que LEV, LLR, ROE ont eu un impact négatif et le ROA a un impact positif sur le ratio de capital. En parallèle, les variables tels que taille (SIZE), dépôts (DEP), prêt (LOA), liquidités (LIQ), n'ont pas influencé de manière significative la CAR des banques commerciales retenues dans l'échantillon observé.

Dans le même cadre aussi, Shingjergji et Hyseni, (2015) ont analysé les principaux déterminants bancaires du ratio d'adéquation des fonds propres dans le système bancaire albanais après les crises financières mondiales. La variable dépendante était le ratio d'adéquation des fonds propres (CAR) tandis que les variables indépendantes sont le rendement des actifs (ROA), le rendement des fonds propres (ROE), les prêts non performants (NPL) et la taille de la banque (Total Assets), multiplicateur des fonds propres (EM) et le ratio prêt/dépôt (LTD). Les résultats indiquent que les indicateurs de rentabilité tels que le ROA et le ROE n'ont aucune influence sur la RCA, tandis que NPL, LTD et EM ont un impact négatif et significatif sur le ratio de capital dans le système bancaire albanais. La taille de la banque a un impact positif sur le CAR, ce qui signifie que les grandes banques ont un CAR plus élevé.

Setiawan et Muchtar (2021) ont à leurs coté rédigé un article autour de la problématique du ratio de capital et les facteurs affectant le ratio de capital des banques cotées en bourses en Indonésie. Le but recherché de leur article était de savoir les facteurs qui influencent le plus le ratio de capital des banques indonésiennes. Les résultats de la régression ont démontré dans l'horizon observé que la taille de la banque et le retour sur

equite (ROE) ont un impact positif sur le ratio de capital. Le taux de provisionnement et le niveau de liquidité ont une relation inverse avec le ratio de capital (capital adequacy ratio).

Dans un autre cadre géographique, Li et al (2016) se sont penchés sur l'adaptabilité et de la consistance des ratios de capital exigés par BALE 2 (8%) et BALE 3 (10.5%) sur les banques taiwanaises durant la période 2007-2009. Les auteurs ont étudié les facteurs endogènes impulsant le ratio d'adéquation du capital les distinguant en 2 catégories : des facteurs de capacité de génération des revenus et des facteurs de comportements et réaction dans le marché des capitaux. La finalité était de savoir si un ratio de 8% ou de 10.5% est très strict ou plutôt laxiste pour l'efficacité et l'efficience des banques observées. La conclusion retenue de cet ouvrage était que le respect du ratio de capital demandé par le comité BALE 3 (10.5%) permettra aux banques taiwanaises d'atteindre l'efficacité recherchée et optimiser ainsi leurs revenus et leur profitabilité.

Pour les facteurs non financiers, citons les travaux de Garel & al (2022) qui ont étudié l'effet d'un important actionnariat institutionnel dans les banques américaines sur leur ratio de capital. Les auteurs ont examiné cette relation sur un échantillon de 1.025 banques américaines durant un horizon de 22 années (de 1994 à 2016). À travers les résultats obtenus, les chercheurs ont conclu que les banques ayant un actionnariat majoritairement composé d'investisseurs institutionnels fonctionnent généralement en maintenant un ratio de capital plus élevé que les autres banques. Les auteurs ont expliqué ce phénomène par plusieurs facteurs dont notamment une meilleure appréhension du marché et de ses risques, une meilleure capacité de surveillance et les couts d'agences moins élevés que pour des investisseurs de moindre taille et de moindre influence. Aussi, les auteurs ont expliqué que le but ultime des investisseurs institutionnels est d'optimiser la valeur de leurs placements (value maximizing and value enhancing).

Kanga et al (2020) ont étudié la même problématique dans un contexte géographique différent. Ces chercheurs ont examiné la relation qui existe entre le capital bancaire, le risque et la rentabilité des banques appartenant aux pays de l'Union Economique et Monétaire de l'Afrique de l'Ouest avec la structure du capital des institutions financières observées. L'horizon d'observation était de 14 années, soit depuis

l'année 2000 à l'année 2014. Les pays dont les banques ont été retenues dans l'échantillon ont été divisés en 2 classes suivant la classification de la Banque Mondiale : les pays à revenu intermédiaire inférieur (PRFI) et les pays à faible revenu (PFR). Outre la conclusion que la rentabilité bancaire impacte positivement le ratio de capital pour les banques des 2 sous classes de pays observés, et que la valeur des capitaux propres des banques a tendance à évoluer positivement avec le cycle économique dans les pays à faible revenu plus proportionnellement aux pays, les auteurs ont retenu aussi que la structure d'actionnariat impacte les indicateurs financiers de ces banques, avec une meilleure posture de risque de rentabilité et ainsi de ratio de capital en présence de banques françaises qu'en présence de banques panafricaines, démontrant une meilleure gouvernance de ces banques et une meilleure maîtrise des opérations bancaires.

2.3.5 Ratio de capital des banques et gestion des différents risques rencontrés

Dans ce cadre, commençons par Ronald & Dale (1992) qui ont étudié l'impact du risque de crédit des banques américaines sur leur niveau de capital. Deux groupes de banques ont été repéré à travers cette étude, soit les banques bien capitalisées (respectant les niveaux réglementaires) et les banques sous capitalisées. A travers cette article, les auteurs ont trouvé qu'il existe une corrélation positive entre le changement du niveau du risque avec le niveau du capital obtenu pour les banques qui ont un ratio de capital d'ores et déjà supérieur au niveau minimum réglementaire, autrement dit, plus de risque équivaut plus de bénéfices et une meilleure capitalisation s'il est géré convenablement. Pour les banques sous-capitalisées, les auteurs ont conclu à travers les résultats obtenus qu'une gestion efficace du risque de crédit permet de maintenir et améliorer la capitalisation de ces banques. La conclusion obtenue permet de se positionner par rapport au fait que les variations du capital bancaire sont fondées sur le niveau de risque encouru.

Plus récemment, Rojas-Suarez (2023) a étudié dans un article, paru quelques jours après la faillite de la Silicon Valley bank aux Etats Unis, les facteurs de risque de marché, de liquidité et de consolidation du capital qui permettent d'éviter ce genre de problèmes. Certes, les principales causes de la faillite de la Silicon Valley Bank sont, selon l'auteur de l'article, l'inadéquation entre la maturité des dépôts des clients (court terme essentiellement pour les compagnies de technologies) et des actifs investis (bons de trésor à

long terme) et la forte exposition des actifs investis aux fluctuations des taux d'intérêt. Cet article a mis en évidence aussi que le buffer accordé aux banques par les autorités de supervision durant la période de COVID 19 pour la consolidation de leur capital requis a une résultante sur la structure des banques, et peut engendrer un déséquilibre entre les actifs et les passifs, pouvant mener à une faillite des banques. Aussi, les mesures prudentielles BALE 3 pour la capitalisation et le ratio de liquidité ne sont obligatoirement applicable que pour les banques ayant des opérations internationales, d'où le fait que la Silicon Valley Bank n'était pas contrainte d'appliquer et suivre.

Evoquons par la suite la recherche rédigée par Maisel (1982) autour des modèles utilisés pour mesurer le capital minimum requis tel que l'approche de portefeuilles, et ce, en liaison avec le modèle de faillite ou d'insolvabilité et le modèle de variance. Sa méthodologie pour mesurer le capital minimum requis pour les banques partait de l'estimation du risque alloué à chacune des activités bancaires pour les appliquer par la suite à l'exposition des banques pour chacune de ses activités. Ceci permet de déterminer le risque d'insolvabilité dépendamment du capital existant et disponible pour les banques.

D'autre part, Wright (2023) s'est penché sur le sujet de l'évolution rapide des encours de crédits et de son impact négatif potentiel sur la conjoncture financière et économique. Le sujet principal est l'impact des mesures économiques et monétaires du gouvernement chinois après la crise financière de 2008 sur la résilience du système financier en général et le système bancaire aussi. Cet article a mis en exergue l'importance d'un bon niveau de capital pour gérer l'évolution du volume de crédit post relance économique. Dans cet article, la notion qui a été évoquée le plus est l'exigence en capital plutôt que le ratio de capital (capital requirement) mais s'agissant d'une notion qui a la même finalité, soit une adéquation des fonds propres pour mieux gérer les risques d'une évolution adverses du marché ou de l'économie.

La même problématique a été évoquée par Shipalana et O'riordan (2020), dans un autre article mais observant dans ce cas-ci les pays africains et l'impact sur la stabilité financière de la crise sanitaire COVID 19. Comme l'article précédent, la notion qui a été évoquée le plus est exigence en capital plutôt que ratio de capital (capital requirement) mais s'agissant d'une notion qui a la même finalité, soit une adéquation des fonds propres pour mieux gérer les risques d'une évolution adverses du marché ou de l'économie.

Aussi, Jumreornvong et al (2018) ont étudié le phénomène du risque bancaire en liaison aux assurance-dépôts et l'adéquation des fonds propres pour cinq marchés développés et neuf marchés émergents sur un horizon de 13 années. Il a été conclu que l'assurance des dépôts reste un outil efficace, surtout en temps de crise. Cependant, le capital minimum requis ne remplit pas efficacement le rôle de surveillance et conduit au problème de substitution d'actifs. La mise en œuvre conjointe des filets de sécurité de l'assurance-dépôts et de l'adéquation des fonds propres pourraient constituer une architecture financière durable. L'analyse des effets immédiats révèle que l'interaction entre l'assurance des dépôts et l'adéquation des fonds propres est indispensable à la stabilité du système bancaire.

Dans un cadre similaire, Abbas & Ali (2020) ont étudié l'impact d'un changement du ratio de capital des banques commerciales américaines sur leurs appétits aux risques, sur un horizon temporel allant de 2003 à 2019. L'échantillon observé était composé des 973 plus grandes banques américaines ayant des données disponibles pour toutes les années d'observations. Les résultats obtenus permettent de conclure qu'une augmentation des ratios de capital fondés sur le risque pondéré diminue les risques des banques. Les auteurs ont démontré une corrélation positivement significative entre le ratio de capital des banques et la prise de risque bancaire. Les résultats démontrent également qu'une augmentation des ratios de coussin de fonds propres diminue le risque des banques.

3. Hypothèses

Cette section présente les deux principales hypothèses de notre mémoire de recherche.

3.1. Hypothèse 1

Notre première hypothèse stipule que le ratio de capital des banques diminue à la suite d'une augmentation du risque géopolitique. De part la littérature précédente, le ratio de capital des banques est impacté à des degrés différents et dans des sens différents par plusieurs facteurs financiers intrinsèques aux banques (Setiawan et Muchtar (2021), Bhattaria, 2021 ; Jadhav et al, 2019 ; Hafez et El-Ansary, 2015).

Cependant, et suivant la même littérature, l'effet du risque géopolitique sur le ratio de capital des banques reste indéterminé (étant un facteur non financier). Toutefois, si nous nous basons sur les anciens travaux relatifs à l'effet du risque géopolitique sur d'autres phénomènes financiers, nous retenons souvent que l'impact est négatif. Les travaux qui sont les plus reliés à notre problématique sont ceux de Bach Phan et al. (2021) qui se sont penchés sur l'effet du risque géopolitique sur la stabilité des banques américaines. Ces auteurs ont conclu que l'augmentation du risque géopolitique implique moins de stabilité bancaire (détérioration de la stabilité bancaire), et ce, à travers une plus grande prime de risque liée aux défauts sur les prêts et à la fluctuation de liquidité (effet de panique des agents économiques).

Ainsi, et sur la base des résultats obtenus de la littérature financière évoquée au paragraphe précédent, nous supposons qu'une plus grande instabilité géopolitique (augmentation du risque géopolitique) implique une détérioration du ratio de capital, et ce, à travers une mauvaise qualité de crédits (donc plus de default sur les prêts et une plus grande prime de risque) et une plus grande volatilité des ressources impliquant plus de provisionnement des créances, moins de liquidité, donc, un effritement des capitaux de la banque et ainsi une réduction du ratio de capital.

3.2. Hypothèse 2

Notre deuxième hypothèse stipule que l'effet de la composante « acte géopolitique » sur le ratio de capital des banques est plus considérable que l'effet de la composante « menace géopolitique ».

Caldara et Iacoviello (2018) ont fragmenté l'indice du risque géopolitique en deux composantes : « menace géopolitique » et « acte géopolitique ». Ceci est pour distinguer la perception de la réalisation d'un événement géopolitique.

Selon Bach Phan et Al (2021), qui ont étudié l'effet du risque géopolitique sur la stabilité des banques américaines, la composante « acte géopolitique » a un effet négatif plus important sur la stabilité des banques que la composante « menace géopolitique », et ce, sur la base d'un coefficient de la composante acte représentant quasiment le double du coefficient de la composante menace dans le modèle économétrique testé.

Dans notre projet de mémoire, considérant que la stabilité bancaire est la variable la plus proche de notre variable à tester, soit le ratio de capital des banques, nous supposons ainsi que la composante « acte géopolitique » a un plus grand impact sur le ratio de capital des banques que la composante « menace géopolitique ». Donc, statistiquement parlant, nous supposons que le coefficient de la composante acte géopolitique est supérieur au coefficient de la composante menace géopolitique.

4. Base de données et descriptions des variables

4.1 Base de données

Afin de tester nos hypothèses, nous avons eu recours à 2 bases de données différentes. Pour les données financières des banques, en l'occurrence le ratio de capital, le ratio de rentabilité des capitaux propres, le ratio des actifs productifs et la taille de la banque, nous avons utilisé la base de données « OSIRIS ». Cette base de données est souvent utilisée dans les recherches liées au secteur bancaire.

Pour l'indice du risque géopolitique général « GPR », la sous variable menace « GRPT » et la sous variable acte « GRPA », nous avons utilisé la base de données www.matteoiacoviello.com/gpr.htm, qui synthétise la tendance du risque géopolitique depuis sa création.

Pour le choix de l'échantillon (horizon et individus), voici la méthodologie retenue :

- **Première étape** : les banques qui n'ont pas de données récentes tel que 2021 et 2022 ont été enlevées de l'échantillon. Même démarche pour les compagnies financières qui ne sont pas des banques, tel que les compagnies de cartes de crédit (American Express par exemple) ou les compagnies de gestion d'actifs (E Sun financial holding par exemple).
- **Deuxième étape** : suite aux retraitements décrits dans la première étape, nous retrouvons un échantillon exploitable de 240 banques. En faisant référence au modèle économétrique à tester, le nombre de variables serait de 7.
- **Troisième étape** : Dans l'échantillon de 240 banques, les horizons de temps dans lesquels les données sont disponibles sont différents. Il y a des banques qui ont des données disponibles à partir de 2005 ou encore plus récemment. Nous nous sommes positionné tout d'abord sur l'année 2023, dans laquelle nous retrouvons uniquement 48 banques qui ont des données disponibles, donc, à notre avis, nous ne considérons pas l'année 2023 dans l'horizon de temps (pourcentage des banques non représentatif, soit 48 / 240 ou bien encore 20%). Pour le restant de l'horizon de temps, le tableau suivant récapitule le

nombre de banques qui ont des données financières disponibles par horizon de temps (année de départ jusqu'à 2022), avec le nombre d'observations que nous pourrions exploiter dans notre modèle.

Nombre d'observations par horizon de temps

Horizon de temps	Nb banques avec données disponibles (individus)	Nb années (horizon)	Nb total de variables	Nb total Observations
2005-2022	83	18	7	10,458
2006-2022	132	17	7	15,708
2007-2022	150	16	7	16,800
2008-2022	174	15	7	18,270
2009-2022	163	14	7	15,974
2010-2022	172	13	7	15,652
2010-2022	195	12	7	16,380
2011-2022	196	11	7	15,092
2012-2022	223	10	7	15,610
2013-2022	233	9	7	14,679
2014-2022	233	8	7	13,048
2015-2022	233	7	7	11,417
2016-2022	233	6	7	9,786
2017-2022	233	5	7	8,155
2018-2022	233	4	7	6,524
2019-2022	233	3	7	4,893
2020-2022	233	2	7	3,262
2021-2022	233	1	7	1,631

Ainsi, nous proposons de retenir l'horizon de temps 2008 – 2022 qui nous permet d'avoir le maximum d'observations possible, donc, une meilleure pertinence de résultats.

- **Quatrième étape** : l'échantillon retenu est composé de 174 banques réparties sur les 6 zones économiques suivantes : Asie (61 banques), Europe (45 banques), MENA (32 banques), Indopacifique (27 banques), Afrique et Amérique du Sud (9 banques). La liste des banques retenues dans l'échantillon et la composition de l'échantillon par zone économique se trouve dans le tableau 1. L'horizon d'observation sera de 2008 à 2022.

4.2 Analyse descriptive

4.2.1 Description des variables

La variable dépendante est le RATIO DE CAPITAL. Les variables indépendantes sont RENTABILITE DES CAPITAUX PROPRES, TAILLE DE LA BANQUE, RATIO D'ACTIFS PRODUCTIFS, INDICE DE RISQUE GEOPOLITIQUE avec les sous variants MENACE ET ACTE.

Dans les équations à tester, (α) correspond à la constante et les (β) font références aux coefficients des différentes variables indépendantes et (ε) le terme d'erreur. A cet effet, les variables sont définies de la manière suivante :

- RATIO DE CAPITAL qui est mesuré comme étant (Capital tier 1 + capital tier 2) / actifs totaux pondérés.
- RENTABILITE DES CAPITAUX PROPRES (Return On Equity abrégée en ROE) qui est mesuré comme étant « Résultats nets / total capitaux propres ». Suivant la littérature précédente en l'occurrence les travaux de Setiawan et Muchtar (2021), le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres est significativement positif.
- TAILLE DE LA BANQUE qui est mesurée comme étant « Logarithme naturel du total des actifs ». Suivant la littérature précédente en l'occurrence les travaux de Setiawan et Muchtar (2021), le coefficient de la taille de banque est significativement positif.
- RATIO D'ACTIFS PRODUCTIFS qui est mesuré comme étant « Total crédits / total actifs ». Suivant les mêmes travaux de Setiawan et Muchtar (2021), le coefficient du ratio d'actifs productifs est significativement négatif.
- INDICE DE RISQUE GEOPOLITIQUE = Moyenne annuelle de l'indice de risque géopolitique. Des recherches automatiques ont été faites mensuellement sur en moyenne 70.000 articles parus dans 11 journaux anglophones depuis le début du siècle, permettant de construire un index de risque géopolitique depuis l'année 1985. Suivant les travaux de Bach Phan et Al (2021) sur la stabilité des

banques américaines, l'indice de risque géopolitique a un impact négatif sur la stabilité des banques américaines. Autrement dit, une augmentation du risque géopolitique implique une détérioration de la stabilité financière des banques. Suivant la littérature précédente aussi, des résultats similaires (impact négatif du risque géopolitique) ont été retrouvés sur d'autres facteurs du système financier, tel que l'encours des crédits bancaires (Demir et Danisman, 2020), la décision d'investissement (Wang et Al, 2023) et le rendement des marchés de capitaux en Corée du Sud (Lee et Al, 2021). Ainsi, nous anticipons les mêmes résultats ou conclusions dans notre modèle à tester, soit un coefficient négatif pour l'indice du risque géopolitique.

- INDICE DE RISQUE GEOPOLITIQUE-MENACE = Moyenne annuelle de l'indice de risque géopolitique sous variant menace. Suivant les mêmes travaux de Bach Phan et Al (2021) sur la stabilité des banques américaines, la sous variante menace a un effet négatif sur la stabilité des banques américaines. Ainsi, nous anticipons à avoir les mêmes résultats et conclusions dans notre modèle à tester, soit un impact négatif de l'indice de risque géopolitique « sous variante menace » sur le ratio de capital des banques, Donc, nous anticipons un coefficient négatif de l'indice de risque géopolitique « sous variante menace ».
- INDICE DE RISQUE GEOPOLITIQUE-ACTE = Moyenne annuelle de l'indice de risque géopolitique sous variant acte. Le même constat que la variable précédente. Ajoutons que suivant les mêmes travaux de Bach Phan et Al (2021) sur la stabilité des banques américaines, la sous variante acte géopolitique a un effet négatif plus important que la sous variante menace géopolitique. Ainsi, nous anticipons à avoir les mêmes résultats ou conclusions dans notre modèle à tester, soit un coefficient pour la « sous variante acte » plus négatif que le coefficient pour la « sous variante menace », témoignant de plus d'impact de l'acte géopolitique sur le ratio de capital que la menace géopolitique.

4.2.2 Statistique descriptive

Dans ce mémoire de recherche, nous allons faire une analyse descriptive des variables financières pour l'échantillon total retenu (174 banques). Nous allons aussi raffiner notre analyse descriptive pour 4 régions économiques, qui sont l'Asie (61 banques), l'Europe (45 banques), le MENA (32 banques) et l'Indopacifique (27 banques).

Analyse descriptive pour l'échantillon total (174 banques)

- **Ratio de capital (variable expliquée – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 15.47%. Parmi 2,610 observations, 2,143 observations de ratio de capital étaient dans l'intervalle 10% à 20% et 307 observations dans l'intervalle 20% à 30%. Ceci démontre que la plupart des banques retenues dans l'échantillon sont convenablement capitalisées et se conforment aux exigences de BALE. L'écart type pour le ratio de capital est de 4.07 démontrant que les banques retenues dans l'échantillon sont homogènes d'un point de vue capitalisation.
- **Rentabilité des capitaux propres (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 8.91%. Parmi 2610 observations, 2,452 observations (93.9%) ont une rentabilité de capitaux propres positive, démontrant que la majeure partie des banques sont rentables et bénéficiaires. L'écart type pour le ratio de rentabilité des capitaux propres est de 33.32% démontrant des disparités que nous allons analyser plus tard en estimant cette variable par région.
- **Log normal du total actifs (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 19.07, soit près de 20,000 millions de dollars. Pour cette variable, les disparités sont plus marquantes entre les banques, avec près de la moitié des individus (banques) ayant un total actif dans l'intervalle du 15 à 20 et 982 observations dans l'intervalle 20 à 25. L'écart type pour le log normal du total des actifs des banques est quand même minime, se situant à 2.87, marquant une quasi-constance du total des engagements des banques retenues dans l'échantillon.

- **Total actifs productifs (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 57.02%. Ici aussi, les disparités sont marquantes. Il y a des banques ayant des ratios dans l'intervalle 0% à 20% (s'agissant des banques ayant des activités diversifiées offrant outre les prêts, d'autres services financiers rémunérateurs tel que les placements de marchés). 2,278 observations sont dans l'intervalle 40% à 80%, marquant ici l'activité traditionnelle des banques qui est l'octroi de prêts, donc, la pondération des prêts dans le total des actifs est prédominante. Vu l'existence de plusieurs observations dans chacun des quantiles, l'écart type pour cette variable est assez élevé, se situant à 12.97.
- **Corrélation entre les différentes variables** : Pour le ratio de capital, nous remarquons une corrélation positive avec les autres variables explicatives à l'exception du ratio total actifs productifs et de l'indice de risque géopolitique – sous variant acte. Pour la corrélation négative qui existe entre le ratio de capital et le ratio du total des actifs productifs, ceci confirme la littérature précédente et revient à conclure qu'un encours de crédit plus important des banques engendre une détérioration de la capitalisation des banques, sous l'impulsion des provisions sur les prêts. La potentielle présence du ratio de provisionnement dans ce modèle (données non disponibles) nous aura donné une meilleure compréhension de cette relation.

Pour la corrélation négative qui existe entre le ratio de capital et l'indice de risque géopolitique – sous variant acte, ceci témoigne qu'un acte géopolitique (attentat, guerre, ...) mène systématiquement à une détérioration du ratio de capital. Nous assumons à travers ce résultat qu'un acte géopolitique mène à une détérioration de la qualité des actifs ou bien aussi par une posture plus prudente des banques concernant l'octroi de prêts et l'activité d'investissements rendant les ressources un peu plus oisives.

Analyse descriptive pour l'échantillon des banques asiatiques (61 banques)

- **Ratio de capital (variable expliquée – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 13.92%. Parmi 915 observations, 834 observations de ratio de capital étaient dans l'intervalle 10% à 20%. Ceci démontre que la plupart des banques retenues dans l'échantillon sont convenablement capitalisées et se conforment aux exigences Baloise. L'écart type pour le ratio de capital est de 2.95 démontrant que les banques retenues dans l'échantillon sont homogènes d'un point de vue capitalisation.
- **Rentabilité des capitaux propres (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 9.67%. Parmi 915 observations, 879 observations (96%) ont une rentabilité de capitaux propres positive, démontrant que la majeure partie des banques sont rentables et bénéficiaires. L'écart type pour le ratio de rentabilité des capitaux propres est de 11.24% surperformant ainsi l'échantillon total qui avait un écart type de 32% et démontrant ainsi moins des disparités entre les observations et les banques retenues dans l'échantillon.
- **Log normal du total actifs (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 18.37, soit près de 19,200 millions de dollars. Pour cette variable, les disparités sont plus marquantes entre les observations, avec près de la moitié ayant un total actif dans l'intervalle du 15 à 20 et 279 observations dans l'intervalle 20 à 25. L'écart type pour le log normal du total des actifs des banques est quand même minime, se situant à 3.15, marquant une quasi-constance du total des engagements des banques retenues dans l'échantillon.
- **Total actifs productifs (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 54.96% versus 57% pour l'échantillon total, démontrant une plus grande diversification des activités pour les banques asiatiques. 826 observations sont dans l'intervalle 40% à 80% (90%), marquant ici l'activité traditionnelle des banques qui est l'octroi de prêts, donc, la pondération des prêts dans le total des actifs est prédominante. Vu l'existence de plusieurs

observations dans chacun des quantiles, l'écart type pour cette variable est assez élevé, se situant à 9.86%.

- **Corrélation entre les différentes variables :** Pour le ratio de capital, nous remarquons une corrélation positive avec les autres variables explicatives à l'exception du ratio total actifs productifs et de l'indice de risque géopolitique – sous variant acte.

Pour la corrélation négative qui existe entre le ratio de capital et le ratio du total des actifs productifs, ceci confirme la littérature précédente et revient à conclure qu'un encours de crédit plus important des banques engendre une détérioration de la capitalisation des banques, sous l'impulsion des provisions sur les prêts. La potentielle présence du ratio de provisionnement dans ce modèle (données non disponibles) nous aura donné une meilleure compréhension de cette relation.

Pour la corrélation négative qui existe entre le ratio de capital et l'indice de risque géopolitique – sous variant acte, ceci témoigne qu'un acte géopolitique (attentat, guerre, ...) mène systématiquement à une détérioration du ratio de capital. Nous assumons à travers ce résultat qu'un acte géopolitique mène à une détérioration de la qualité des actifs ou bien aussi par une posture plus prudente des banques concernant l'octroi de prêts et l'activité d'investissements rendant les ressources un peu plus oisives.

Analyse descriptive pour l'échantillon des banques européennes (45 banques)

- **Ratio de capital (variable expliquée – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 16.5% étant ainsi supérieure à la moyenne de l'échantillon total (15.47%). Parmi 675 observations, 519 observations de ratio de capital étaient dans l'intervalle 10% à 20% et 130 observations dans l'intervalle 20% à 30%. Ceci démontre que la plupart des banques retenues dans l'échantillon sont convenablement capitalisées et se conforment aux exigences de BALE. L'écart type pour le ratio de capital est de 4.04 démontrant que les banques retenues dans l'échantillon sont homogènes d'un point de vue capitalisation.
- **Rentabilité des capitaux propres (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 4.94%. Parmi 675 observations, 585 observations (86.6%) ont une rentabilité de capitaux propres positive, démontrant que la majeure partie des banques sont rentables. L'écart type pour le ratio de rentabilité des capitaux propres est de 46.65% démontrant des disparités que nous allons analyser plus tard en estimant cette variable par région économique.
- **Log normal du total actifs (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 19.91, soit près de 20,900 millions de dollars. Pour cette variable, la quasi-majorité des observations se situent dans l'intervalle du 15 à 30 (674 observations). L'écart type pour le log normal du total des actifs des banques est quand même minime, se situant à 2.31, marquant une quasi constante du total des engagements des banques retenues dans l'échantillon.
- **Total actifs productifs (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 55.22%. Les disparités sont marquantes. Il y a quelques banques ayant des ratios dans l'intervalle 0% à 20% (s'agissant des banques ayant des activités diversifiées offrant outre les prêts, d'autres services financiers rémunérateurs tel que les placements de marchés). 533 observations sont dans l'intervalle 40% à 80%, marquant ici l'activité traditionnelle des banques qui est l'octroi de prêts, donc, la pondération des prêts dans le total des actifs est prédominante. Vu

l'existence de plusieurs observations dans chacun des quantiles, l'écart type pour cette variable est assez élevé, se situant à 15.18%.

- **Corrélation entre les différentes variables :** Pour le ratio de capital, nous remarquons une corrélation positive avec les autres variables explicatives à l'exception du ratio total actifs productifs et de l'indice de risque géopolitique – sous variant acte.

Pour la corrélation négative qui existe entre le ratio de capital et le ratio du total des actifs productifs, ceci confirme la littérature précédente et revient à conclure qu'un encours de crédit plus important des banques engendre une détérioration de la capitalisation des banques, sous l'impulsion des provisions sur les prêts. La potentielle présence du ratio de provisionnement dans ce modèle (données non disponibles) nous aura donné une meilleure compréhension de cette relation.

Pour la corrélation négative qui existe entre le ratio de capital et l'indice de risque géopolitique – sous variant acte, ceci témoigne qu'un acte géopolitique (attentat, guerre, ...) mène systématiquement à une détérioration du ratio de capital. Nous assumons à travers ce résultat qu'un acte géopolitique mène à une détérioration de la qualité des actifs ou bien aussi par une posture plus prudente des banques concernant l'octroi de prêts et l'activité d'investissements rendant les ressources un peu plus oisives.

Analyse descriptive pour l'échantillon des banques des pays du MENA (32 banques)

- **Ratio de capital (variable expliquée – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 17.33%. Parmi 480 observations, 397 observations de ratio de capital étaient dans l'intervalle 10% à 20% et 73 observations dans l'intervalle 20% à 30% (donc 98% des observations). Ceci démontre que la plupart des banques retenues dans l'échantillon sont convenablement capitalisées et se conforment aux exigences Baloise. L'écart type pour le ratio de capital est de 3.74 démontrant que les banques retenues dans l'échantillon sont homogènes d'un point de vue capitalisation.
- **Rentabilité des capitaux propres (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 9.39%. Parmi 480 observations, 462 observations (96.25%) ont une rentabilité de capitaux propres positive, démontrant que la majeure partie des banques sont rentables. L'écart type pour le ratio de rentabilité des capitaux propres est de 44.13% démontrant des disparités entre les banques observées et des fragilités pour certaines banques retenus dans l'échantillon liées aux contexte politiques des différents pays composant l'échantillon.
- **Log normal du total actifs (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 17.97, soit près de 19,000 millions de dollars. Pour cette variable, 85% des observations ont un total actif dans l'intervalle du 15 à 25. L'écart type pour le log normal du total des actifs des banques est quand même minime, se situant à 2.55, marquant une quasi constante du total des engagements des banques retenues dans l'échantillon.
- **Total actifs productifs (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 60.51%. 439 observations sont dans l'intervalle 40% à 80% (soit 91% des observations), marquant ici l'activité traditionnelle des banques qui est l'octroi de prêts, donc, la pondération des prêts dans le total des actifs est prédominante. Vu l'existence de plusieurs observations dans chacun des quantiles, l'écart type pour cette variable est assez élevé, se situant à 13.27.

- **Corrélation entre les différentes variables** : Pour le ratio de capital, nous remarquons une corrélation positive avec les autres variables explicatives à l'exception du total des actifs, du ratio total actifs productifs et de l'indice de risque géopolitique – sous variant acte.

Pour la corrélation négative qui existe entre le ratio de capital et le ratio du total des actifs productifs, ceci confirme la littérature précédente et revient à conclure qu'un encours de crédit plus important des banques engendre une détérioration de la capitalisation des banques, sous l'impulsion des provisions sur les prêts. La potentielle présence du ratio de provisionnement dans ce modèle (données non disponibles) nous aura donné une meilleure compréhension de cette relation.

Pour la corrélation négative qui existe entre le ratio de capital et l'indice de risque géopolitique – sous variant acte, ceci témoigne qu'un acte géopolitique (attentat, guerre, ...) mène systématiquement à une détérioration du ratio de capital. Nous assumons à travers ce résultat qu'un acte géopolitique mène à une détérioration de la qualité des actifs ou bien aussi par une posture plus prudente des banques concernant l'octroi de prêts et l'activité d'investissements rendant les ressources un peu plus oisives.

Analyse descriptive pour l'échantillon des banques des pays de l'Indopacifique (27 banques)

- **Ratio de capital (variable expliquée – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 15.06%. Parmi 405 observations, 396 observations de ratio de capital étaient dans l'intervalle 10% à 25%. Ceci démontre que la plupart des banques retenues dans l'échantillon sont bien capitalisées et se conforment aux exigences baloise. L'écart type pour le ratio de capital est de 3.42 démontrant que les banques retenues sont homogènes d'un point de vue capitalisation.
- **Rentabilité des capitaux propres (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 12.4%. Parmi 405 observations, 399 observations (98.5%) ont une rentabilité de capitaux propres positive, démontrant que la majeure partie des banques sont rentables et bénéficiaires. L'écart type pour le ratio de rentabilité des capitaux propres est de 8.94% démontrant des disparités que nous allons analyser plus tard en estimant cette variable par région économique.
- **Log normal du total actifs (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 21.27, soit près de 22,000 millions de dollars. Pour cette variable, les disparités sont plus marquantes entre les observations, avec près de la moitié ayant un total actif dans l'intervalle du 20 à 25 et 54 observations dans l'intervalle 25 à 30. L'écart type pour le log normal du total des actifs des banques est quand même minime, se situant à 2.27, marquant une quasi-constance du total des engagements des banques retenues dans l'échantillon.
- **Total actifs productifs (variable explicative – variable financière)** : la moyenne pour cette variable est de 62.26%. Les disparités sont marquantes. Il y a des banques ayant des ratios dans l'intervalle 0% à 20% (s'agissant des banques ayant des activités diversifiées offrant outre les prêts, d'autres services financiers rémunérateurs tel que les placements de marchés). Le total observations pour cet intervalle est 9. 379 observations sont dans l'intervalle 40% à 80%, marquant ici l'activité traditionnelle des banques qui est l'octroi de prêts, donc, la pondération des prêts dans le total des actifs est prédominante. Vu l'existence de plusieurs observations dans chacun des quantiles, l'écart type pour cette variable est assez élevé, se situant à 9.73.

- **Corrélation entre les différentes variables** : Pour le ratio de capital, nous remarquons une corrélation positive avec les autres variables explicatives à l'exception du ratio total actifs productifs et de l'indice de risque géopolitique – sous variant acte.

Pour la corrélation négative qui existe entre le ratio de capital et le ratio du total des actifs productifs, ceci confirme la littérature précédente et revient à conclure qu'un encours de crédit plus important des banques engendre une détérioration de la capitalisation des banques, sous l'impulsion des provisions sur les prêts. La potentielle présence du ratio de provisionnement dans ce modèle (données non disponibles) nous aura donné une meilleure compréhension de cette relation.

Pour la corrélation négative qui existe entre le ratio de capital et l'indice de risque géopolitique – sous variant acte, ceci témoigne qu'un acte géopolitique (attentat, guerre, ...) mène systématiquement à une détérioration du ratio de capital. Nous assumons à travers ce résultat qu'un acte géopolitique mène à une détérioration de la qualité des actifs ou bien aussi par une posture plus prudente des banques concernant l'octroi de prêts et l'activité d'investissements rendant les ressources un peu plus oisives.

5. Méthodologie économétrique

5.1 Modèle des moindres carrés ordinaires

Le modèle économétrique révisé étudie l'impact du risque géopolitique sur le ratio de capital des banques et se penche à définir quel sous variante du risque géopolitique est la plus influente : <acte> ou <menace>. Nous basons notre analyse sur les travaux de Setiawan et Muchtar (2021) sur les banques indonésiennes et Hafez et A.El-Ansary (2015) sur les banques égyptiennes et Bach Phan et al (2021) sur les banques américaines. Par ailleurs, ils existent deux modèles économétriques de traitement de données de panel qui sont le modèle linéaire et le modèle dynamique. Nous choisissons d'utiliser le modèle linéaire. Ainsi, notre modèle économétrique est le suivant :

Ratio de capital t

$$\begin{aligned} &= \alpha + \beta_1 \text{RENTABILITE DES CAPITAUX PROPRES } t \\ &+ \beta_2 \text{TAILLE DE LA BANQUE } t + \beta_3 \text{RATIO D'ACTIFS PRODUCTIFS } t \\ &+ \beta_4 \text{INDICE DE RISQUE GEOPOLITIQUE } t + \epsilon_i \end{aligned} \tag{1}$$

Cette équation répond à notre première hypothèse qui, rappelons-le, consiste à estimer l'impact du risque géopolitique sur le ratio de capital des banques, avec un signe attendu négatif.

Pour répondre à notre deuxième hypothèse, nous ajustons le modèle économétrique initial comme suit :

Ratio de capital t

$$\begin{aligned} &= \alpha + + \beta_1 \text{RENTABILITE DES CAPITAUX PROPRES } t \\ &+ \beta_2 \text{TAILLE DE LA BANQUE } t + \beta_3 \text{RATIO D'ACTIFS PRODUCTIFS } t \\ &+ \beta_4 \text{INDICE DE RISQUE GEOPOLITIQUE } t \\ &+ \beta_5 \text{INDICE DE RISQUE GEOPOLITIQUE – MENACE } t \\ &+ \beta_6 \text{INDICE DE RISQUE GEOPOLITIQUE – ACTE } t + \epsilon_i \end{aligned} \tag{2}$$

5.2 Test de diagnostics

5.2.1 Test d'hétéroscédasticité

Le test d'hétéroscédasticité est une analyse statistique pour détecter si la variance des résidus (erreurs de prédiction) est constante à travers l'ensemble des observations. L'hétéroscédasticité se produit lorsque la variance des erreurs de régression n'est pas constante à travers toutes les valeurs des variables indépendantes. L'hétéroscédasticité peut affecter la validité des estimations des coefficients de régression et précision des tests d'hypothèses. Ils existent plusieurs tests d'hétéroscédasticité tel que le test de Goldfeld-Quandt, le test de Glejser, le test de White et le test de Breusch-Pagan. Dans ce mémoire de recherche, nous allons utiliser le test couramment utilisé dans un contexte de modèle de régression, soit le test de Breusch-Pagan. Les hypothèses du test sont les suivantes :

- H_0 : présence d'homoscédasticité;
- H_1 : présence d'hétéroscédasticité;

Si la probabilité associée au test est inférieure à 5%, alors on rejette H_0 et H_1 est ainsi acceptée, donc, on conclut une présence d'hétéroscédasticité.

Les résultats de notre test sont représentés dans le tableau 7. La probabilité $\text{Prob}>F$ est la valeur p associée à la statistique du test. Dans notre modèle, la valeur p est très petite d'environ 0,0000. Étant donné que la valeur p est inférieure au niveau de signification (0.05 soit 5%), on doit rejeter l'hypothèse nulle de la variance constante (H_0). Cela suggère que l'hétéroscédasticité est présente dans nos données.

5.2.2 Multi colinéarité

La multi colinéarité dans le contexte de régression linéaire est une situation dans laquelle deux ou plusieurs variables indépendantes dans un modèle de régression sont fortement corrélées les unes aux autres. En d'autres termes, il existe une relation linéaire forte entre au moins deux variables explicatives. Cette

situation peut poser des problèmes lors de l'ajustement de modèles de régression et doit être prise en compte pendant l'analyse des données. Également, il est à noter que la colinéarité peut rendre les coefficients de régression difficiles à interpréter, ou instables et insensibles aux petites modifications des données d'entrée. Nous pouvons détecter la multi colinéarité à travers la matrice variance covariance qui calcule le coefficient de corrélation entre les paires de variables. La présence d'un coefficient de corrélation élevé qui suggère habituellement une forte colinéarité. A cet effet, pour résoudre le problème de multi colinéarité, il faut procéder à la suppression ou la consolidation de certaines variables, la collecte de données supplémentaires ou l'utilisation de méthodes de régression robustes. La matrice variance covariance témoigne qu'il n'y a pas de forte corrélation entre les différentes variables. Nous jugeons non nécessaire à cet effet de faire des tests supplémentaires de multi colinéarité.

6. Estimation MCO sans effets fixes

6.1 Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle

6.1.1 Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle – échantillon total (174 banques)

Les coefficients obtenus sont tous positifs à l'exception du coefficient obtenu pour le ratio d'actifs productifs.

Pour le coefficient de la rentabilité des capitaux propres (0.014), il est positif et statistiquement significatif tel que démontré par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs (0.173), il est aussi positif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme aussi les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs productifs versus total actifs (-0.059526), il est négatif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 . Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique (0.018), il est contrairement à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, positif et statistiquement significatif. Cela peut s'expliquer du fait que les banques retenues dans l'échantillon ne sont pas diversifiées géographiquement, rendant l'impact du risque géopolitique global sur le ratio de capital insignifiant et positif au lieu de négatif, tel qu'attendu initialement dans nos hypothèses.

Le degré de prédiction du modèle est de 0.08 tel que démontré par le R carré et le R carré ajusté.

6.1.2 Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)

Les coefficients obtenus sont tous positifs à l'exception du coefficient obtenu pour le ratio d'actifs productifs.

Pour le coefficient de la rentabilité des capitaux propres (0.001908), il est positif et statistiquement non significatif tel que démontré par le T de student < 1.96 en valeur absolue. Ceci vient infirmer les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs (0.306), il est aussi positif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme aussi les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs productifs versus total actifs (-0.114583), il est négatif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 . Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique (0.005896), il est contrairement à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, positif et statistiquement non significatif. Cela peut s'expliquer du fait que les banques appartiennent à des pays où le risque géopolitique est minime et peu influent pour l'activité financière, donc ayant peu d'impact sur la capitalisation des banques.

Le degré de prédiction du modèle est de 0.26 tel que démontré par le R carré et le R carré ajusté.

6.1.3 Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle – échantillon pays européens (45 banques)

Les coefficients obtenus sont tous positifs à l'exception du coefficient obtenu pour le ratio d'actifs productifs.

Pour le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres (0.01), il est positif et statistiquement significatif tel que démontré par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs (0.195), il est aussi positif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme aussi les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs productifs versus total actifs (-0.007352), il est négatif mais statistiquement non significatif tel que démontré par le T de student < 1.96 . Ceci confirme partiellement les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique (0.039499), il est contrairement à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, positif et statistiquement significatif. Cela peut s'expliquer du fait que les banques retenues dans l'échantillon des pays européens sont peu sensibles aux turbulences géopolitiques, rendant l'impact sur la capitalisation insignifiant et peu remarquable.

Le degré de prédiction du modèle est de 0.06 tel que démontré par le R carré et le R carré ajusté.

6.1.4 Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle – échantillon pays MENA (32 banques)

Les coefficients obtenus sont tous positifs à l'exception du coefficient obtenu pour le total des actifs et le ratio d'actifs productifs.

Pour le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres (0.018387), il est positif et statistiquement significatif tel que démontré par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs (-0.516299), il est négatif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci infirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs productifs versus total actifs (-0.067644), il est négatif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 . Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique (0.010439), il est contrairement à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, positif mais statistiquement non significatif. Cela peut s'expliquer du fait que les banques retenues dans l'échantillon sont bien capitalisées, d'où le faible impact du risque géopolitique global sur le ratio de capital dans une région du monde reconnue pour des tensions politiques chroniques et permanentes.

Le degré de prédiction du modèle est de 0.16 tel que démontré par le R carré et le R carré ajusté.

6.1.5 Estimation MCO sans effets fixes – premier modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)

Les coefficients obtenus sont tous positifs à l'exception du coefficient obtenu pour le ratio d'actifs productifs.

Pour le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres (0.079364), il est positif et statistiquement significatif tel que démontré par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs (0.250842), il est aussi positif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme aussi les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs productifs versus total actifs (-0,116283), il est négatif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 . Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique (0,025817), il est contrairement à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, positif et statistiquement significatif. Cela peut s'expliquer du fait que les banques retenues dans l'échantillon ne sont pas diversifiées géographiquement, rendant l'impact du risque géopolitique global sur le ratio de capital insignifiant et positif au lieu de négatif, tel qu'attendu initialement dans nos hypothèses.

Le degré de prédiction du modèle est de 0,22 tel que démontré par le R carré et le R carré ajusté.

6.2 Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle

6.2.1 Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle – échantillon total (174 banques)

Les coefficients obtenus sont tous positifs à l'exception du coefficient obtenu pour le ratio d'actifs productifs, l'indice de risque géopolitique et l'indice de risque géopolitique – sous variant acte.

Pour le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres (0.01393), il est positif et statistiquement significatif tel que démontré par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs (0.1809), il est aussi positif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme aussi les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs productifs versus total actifs (-0.0573), il est négatif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 . Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique (-0.043412), il est dans le deuxième modèle en adéquation à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, négatif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique - sous variant menace (0.046436), il est dans le deuxième modèle positif confirmant plusieurs revues de littérature précédente mettant en évidence le peu d'influence de la menace géopolitique versus l'acte géopolitique (plus influent dans beaucoup de recherches précédentes). Le coefficient est ainsi positif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue. Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique – sous variant acte (-0.00446), il est dans le deuxième modèle en adéquation à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, négatif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Le degré de prédiction du modèle est de 0.10 tel que démontré par le R carré et le R carré ajusté.

6.2.2 Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)

Les coefficients obtenus sont tous positifs à l'exception du coefficient obtenu pour le ratio d'actifs productifs, l'indice de risque géopolitique et l'indice de risque géopolitique – sous variant acte.

Pour le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres (0.007569), il est positif mais statistiquement non significatif tel que démontré par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme en partie les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs (0.305562), il est aussi positif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme aussi les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs productifs versus total actifs (-0.109824), il est négatif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 . Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique (-0.048292), il est dans le deuxième modèle en adéquation à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, négatif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique - sous variant menace (0.038802), il est dans le deuxième modèle positif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue confirmant partiellement plusieurs revues de littérature précédente mettant en évidence le peu d'influence de la menace géopolitique versus l'acte géopolitique (plus influent dans beaucoup de recherches précédentes).

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique – sous variant acte (-0.000391), il est dans le deuxième modèle en adéquation à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, négatif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Le degré de prédiction du modèle est de 0.28 tel que démontré par le R carré et le R carré ajusté.

6.2.3 Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays européens (45 banques)

Les coefficients obtenus sont tous positifs à l'exception du coefficient obtenu pour le ratio d'actifs productifs, l'indice de risque géopolitique et l'indice de risque géopolitique – sous variant acte.

Pour le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres (0.008043), il est positif et statistiquement significatif tel que démontré par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs (0.215653), il est aussi positif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme aussi les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs productifs versus total actifs (-0.004011), il est négatif mais statistiquement non significatif tel que démontré aussi par le T de student < 1.96 . Ceci confirme partiellement les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique (-0.079962), il est dans le deuxième modèle en adéquation à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, négatif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique - sous variant menace (0.090725), il est dans le deuxième modèle positif confirmant plusieurs revues de littérature précédente mettant en évidence le peu d'influence de la menace géopolitique versus l'acte géopolitique (plus influent dans beaucoup de recherches précédentes). Le coefficient est ainsi positif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique – sous variant acte (-0.012431), il est dans le deuxième modèle en adéquation à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, négatif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Le degré de prédiction du modèle est de 0.17 tel que démontré par le R carré et le R carré ajusté.

6.2.4 Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays MENA (32 banques)

Les coefficients obtenus sont tous positifs à l'exception du coefficient obtenu pour le ratio d'actifs productifs, l'indice de risque géopolitique et l'indice de risque géopolitique – sous variant acte.

Pour le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres (0.018413), il est positif et statistiquement significatif tel que démontré par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs (-0.516087), il est négatif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci infirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs productifs versus total actifs (-0.066115), il est négatif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 . Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique (-0.004893), il est dans le deuxième modèle en adéquation à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, négatif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique - sous variant menace (0.016032), il est dans le deuxième modèle positif confirmant plusieurs revues de littérature précédente mettant en évidence le peu d'influence de la menace géopolitique versus l'acte géopolitique (plus influent dans beaucoup de recherches précédentes). Le coefficient est ainsi positif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique – sous variant acte (-0.010098), il est dans le deuxième modèle en adéquation à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, négatif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Le degré de prédiction du modèle est de 0.17 tel que démontré par le R carré et le R carré ajusté.

6.2.5 Estimation MCO sans effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)

Les coefficients obtenus sont tous positifs à l'exception du coefficient obtenu pour le ratio d'actifs productifs, l'indice de risque géopolitique et l'indice de risque géopolitique – sous variant acte.

Pour le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres (0.088626), il est positif et statistiquement significatif tel que démontré par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs (0.280983), il est aussi positif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 en valeur absolue. Ceci confirme aussi les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient du total des actifs productifs versus total actifs (-0.109762), il est négatif et statistiquement significatif tel que démontré aussi par le T de student > 1.96 . Ceci confirme les résultats retrouvés dans la littérature précédente.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique (-0.219881), il est dans le deuxième modèle en adéquation à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, négatif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique - sous variant menace (0.148577), il est dans le deuxième modèle positif confirmant plusieurs revues de littérature précédente mettant en évidence le peu d'influence de la menace géopolitique versus l'acte géopolitique (plus influent dans beaucoup de recherches précédentes). Le coefficient est ainsi positif mais statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Pour le coefficient de l'indice du risque géopolitique – sous variant acte (0.047652), il est dans le deuxième modèle en inadéquation à la littérature précédente pour d'autres variables financières et bancaires, étant positif et statistiquement non significatif avec un T de student < 1.96 en valeur absolue.

Le degré de prédiction du modèle est de 0.32 tel que démontré par le R carré et le R carré ajusté.

7. Test de robustesse

Nous allons contrôler dans cette partie les effets fixes soit les individus ou banques et le temps, et ce, afin de voir s'il y a un impact sur le degré de prédiction du modèle. En effet, l'ajout des effets fixes permet de contrôler l'hétérogénéité individuelle et temporelle, signifiant que les variations constantes entre les individus (banques) et les années sont prises en compte afin de mieux isoler les effets des variables explicatives du modèle. Nous allons dans les paragraphes suivants synthétiser les résultats des 2 modèles en incrémentant l'effet fixe.

7.1 Effets fixes sur le premier modèle

7.1.1 Effets fixes – premier modèle – échantillon total (174 banques)

Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres et de l'indice de risque géopolitique conservent un signe positif et sont statistiquement significatif (identiquement au modèle sans effets fixes). Le coefficient du ratio des actifs productifs conserve un signe négatif et est statistiquement significatif (identiquement au modèle sans effets fixes). Le degré de prédiction du modèle passe à 0.54.

7.1.2 Effets fixes – premier modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)

Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres, du total des actifs et de l'indice de risque géopolitique conservent un signe positif mais sont statistiquement non significatif. Le coefficient du ratio des actifs productifs conserve un signe négatif et est statistiquement significatifs (identiquement au modèle sans effets fixes). Le degré de prédiction du modèle passe à 0.56.

7.1.3 Effets fixes – premier modèle – échantillon pays européens (45 banques)

Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres, du total des actifs et de l'indice de risque géopolitique conservent un signe positif. Seul le coefficient du total des actifs et de l'indice de risque géopolitique est statistiquement significatif (identiquement au modèle sans effets fixes). Le coefficient du ratio des actifs productifs conserve un signe négatif tout en étant statistiquement non significatif. Le degré de prédiction du modèle passe à 0.49.

7.1.4 Effets fixes – premier modèle – échantillon pays MENA (32 banques)

Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres et de l'indice de risque géopolitique conservent un signe positif et sont statistiquement significatifs. Le coefficient du ratio des actifs productifs conserve un signe négatif étant statistiquement non significatif. Le degré de prédiction du modèle passe à 0.52.

7.1.5 Effets fixes – premier modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)

Le coefficient de l'indice de risque géopolitique est le seul qui conserve un signe positif et est statistiquement significatif. Le degré de prédiction du modèle passe à 0.54.

7.2 Effets fixes sur le deuxième modèle

7.2.1 Effets fixes – deuxième modèle – échantillon total (174 banques)

Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres, du total des actifs et de l'indice de risque géopolitique conservent un signe positif. Le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres demeure statistiquement significatif. Les coefficients du total des actifs et de l'indice de risque géopolitique ne sont pas statistiquement significatifs.

Les coefficients du ratio des actifs productifs, de l'indice de risque géopolitique « menace » et de l'indice du risque géopolitique « acte » conservent un signe négatif. Le degré de significativité est différent. En effet, le ratio des actifs productifs conserve un niveau statistiquement significatif (identiquement au modèle sans effets fixes). Cependant, les coefficients de l'indice de risque géopolitique « menace » et de l'indice de risque géopolitique « acte » ne sont statistiquement significatifs. Le degré de prédiction du modèle est passé à 0.56.

7.2.2 Effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)

Tous les coefficients sont positifs sauf pour le ratio d'actifs productifs et pour l'indice risque géopolitique. Le degré de significativité est différent. En effet, le ratio des actifs productifs est significativement négatif, alors que l'indice de risque géopolitique n'est pas significativement négatif. Le degré de prédiction du modèle est passé à 0.57.

7.2.3 Effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays européens (45 banques)

Tous les coefficients sont positifs à l'exception de celui de l'indice de risque géopolitique. Ceci est différent des résultats obtenus au modèle sans effets fixes. Le coefficient de l'indice de risque géopolitique est négatif et statistiquement significatif, démontrant l'impact de ce risque sur le niveau de capitalisation des banques européennes retenus dans l'échantillon. Le degré de prédiction du modèle est passé à 0.54.

7.2.4 Effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays MENA (32 banques)

Tous les coefficients sont positifs à l'exception de celui de l'indice de risque géopolitique, du total des actifs et du ratio d'actifs productifs. Ceci est différent des résultats obtenus au modèle sans effets fixes.

Le coefficient de l'indice de risque géopolitique est négatif mais statistiquement non significatif, démontrant l'impact de ce risque sur le niveau de capitalisation des banques du MENA retenus dans l'échantillon. Le degré de prédiction du modèle est passé à 0.53.

7.2.5 Effets fixes – deuxième modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)

Tous les coefficients sont négatifs à l'exception de celui de l'indice de risque géopolitique « menace » et l'indice de risque géopolitique « acte ». Ceci est différent des résultats obtenus au modèle sans effets fixes.

Le coefficient de l'indice de risque géopolitique est négatif et statistiquement significatif, démontrant l'impact de ce risque sur le niveau de capitalisation des banques indopacifique retenus dans l'échantillon.

Pas d'impact négatif additionnel du sous variant « menace » et « acte ». Le degré de prédiction du modèle est passé à 0.64.

8. Analyse de la régression Panel avec effets aléatoires sur l'horizon

Nous allons contrôler dans cette partie les effets fixes sur les individus ou banques. Pour l'horizon de temps, nous allons considérer un effet aléatoire. Nous testons nos deux modèles avec la régression panel effets fixes (individus) et effets aléatoires (temps), et ce, afin de voir s'il y a un impact sur le degré de prédiction du modèle. Dans ce modèle, nous contrôlons uniquement l'hétérogénéité individuelle. Nous allons dans les paragraphes suivants synthétiser les résultats des 2 modèles en incrémentant l'effet fixe sur les individus et l'effet aléatoire sur les années.

8.1 Effets aléatoires sur le premier modèle

8.1.1 Effets aléatoires – premier modèle – échantillon total (174 banques)

Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres et de l'indice de risque géopolitique conservent un signe positif et sont statistiquement significatif (identiquement au modèle sans effets fixes et a effets fixes individus et années). Le coefficient du ratio des actifs productifs conserve un signe négatif et est statistiquement significatif (identiquement au modèle sans effets fixes et avec effets fixes individus et années). Le coefficient du total des actifs devient négatif dans ce modèle mais statistiquement non significatif. Même le coefficient pour le total des actifs est très minime. Le degré de prédiction du modèle est de 0.54 (versus 0.57 pour le modèle a effets fixes individus et temps).

8.1.2 Effets aléatoires – premier modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)

Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres, du total des actifs et de l'indice de risque géopolitique conservent un signe positif mais sont statistiquement non significatif (identiquement au modèle sans effets fixes et a effets fixes individus et années). Le coefficient du ratio des actifs productifs conserve un signe négatif et est statistiquement significatifs (identiquement au modèle sans effets fixes).

Le degré de prédiction du modèle demeure toujours à 0.56 comme le modèle a effets fixes individus et temps.

8.1.3 Effets aléatoires – premier modèle – échantillon pays européens (45 banques)

Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres, du total des actifs et de l'indice de risque géopolitique conservent un signe positif. Seuls les coefficients du total des actifs et de l'indice de risque géopolitique sont statistiquement significatifs (identiquement au modèle sans effets fixes et au modèle à effets fixes aussi). Le coefficient du ratio des actifs productifs conserve un signe négatif tout en étant statistiquement non significatif. Le degré de prédiction du modèle passe à 0.39.

8.1.4 Effets aléatoires – premier modèle – échantillon pays MENA (32 banques)

Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres et de l'indice de risque géopolitique conservent un signe positif et sont statistiquement significatifs. Le coefficient du ratio des actifs productifs conserve un signe négatif étant statistiquement non significatif. Le coefficient du total des actifs devient quant à lui négatif et statistiquement significatif. Le degré de prédiction du modèle se situe à 0,5 (versus 0.54 pour le modèle a effets fixes individus et temps).

8.1.5 Effets aléatoires – premier modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)

Le coefficient de l'indice de risque géopolitique est le seul qui conserve un signe positif et est statistiquement significatif. Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres et du ratio des actifs productifs sont négatifs et statistiquement significatif. Le degré de prédiction du modèle se situe à 0,53 (versus 0.5 pour le modèle a effets fixes individus et temps). Donc, nous retenons que le modèle effets fixes

individus / effets aléatoire temps est plus prédictif que le modèle effets fixes pour l'échantillon des banques des pays de l'indopacifique.

8.2 Effets aléatoires sur le deuxième modèle

8.2.1 Effets aléatoires – deuxième modèle – échantillon total (174 banques)

Les coefficients du ratio de rentabilité des capitaux propres, du total des actifs et de l'indice de risque géopolitique conservent un signe positif. Le coefficient du ratio de rentabilité des capitaux propres demeure statistiquement significatif. Les coefficients du total des actifs et de l'indice de risque géopolitique ne sont pas statistiquement significatifs. Les coefficients du ratio des actifs productifs et de l'indice du risque géopolitique « acte » conservent un signe négatif. Le coefficient du ratio des actifs productifs conserve un niveau statistiquement significatif (identiquement au modèle sans effets fixes). Cependant, le coefficient de l'indice de risque géopolitique « acte » n'est pas statistiquement significatif. Le coefficient de l'indice du risque géopolitique « acte » devient positif mais statistiquement non significatif.

Le degré de prédiction du modèle demeure à 0.56 comme le modèle a effets fixes (individus et temps).

8.2.2 Effets aléatoires – deuxième modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)

Tous les coefficients sont positifs sauf pour le ratio d'actifs productifs et pour l'indice risque géopolitique. Le degré de significativité est différent. En effet, le ratio des actifs productifs est significativement négatif, alors que l'indice de risque géopolitique n'est pas significativement négatif. Le degré de prédiction du modèle est passé à 0.57.

8.2.3 Effets aléatoires – deuxième modèle – échantillon pays européens (45 banques)

Tous les coefficients sont positifs à l'exception de celui de l'indice de risque géopolitique. Ceci est identique aux résultats obtenus au modèle a effets fixes. Le coefficient de l'indice de risque géopolitique est négatif

et statistiquement significatif, démontrant l'impact de ce risque sur le niveau de capitalisation des banques européennes retenus dans l'échantillon. Le degré de prédiction du modèle est passé à 0.46.

8.2.4 Effets aléatoires – deuxième modèle – échantillon pays MENA (32 banques)

Tous les coefficients sont positifs à l'exception de celui de l'indice de risque géopolitique, du total des actifs et du ratio d'actifs productifs. Ceci est identique aux résultats obtenus au modèle a effets fixes.

Le coefficient de l'indice de risque géopolitique est négatif mais statistiquement non significatif, démontrant l'impact de ce risque sur le niveau de capitalisation des banques du MENA retenus dans l'échantillon. Le degré de prédiction du modèle est passé à 0.50 (versus 0.53 pour le modèle a effets fixes individus et temps).

8.2.5 Effets aléatoires – deuxième modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)

Tous les coefficients sont négatifs à l'exception de celui de l'indice de risque géopolitique « menace » et l'indice de risque géopolitique « acte ». Ceci est identique aux résultats obtenus au modèle a effets fixes.

Le coefficient de l'indice de risque géopolitique est négatif mais statistiquement significatif. LA valeur absolue du T de student est assez élevé démontrant un impact de ce risque sur le niveau de capitalisation des banques indopacifique retenus dans l'échantillon. Pas d'impact négatif additionnel du sous variant « menace » et « acte ». Le degré de prédiction du modèle est passé à 0.63 (versus 0.64 pour le modèle a effets fixes individus et temps).

9. Test de Hausman

Le test de Hausman est une analyse statistique qui permet de comparer un estimateur convergent sous l'hypothèse nulle et un estimateur convergent et efficace sous l'hypothèse alternative. Dans un modèle de régression linéaire sur données de panel, le test de Hausman permet de tester la différence entre le modèle à effets aléatoires, supposé convergent sous l'hypothèse nulle et le modèle à effets fixes supposé à son tour convergent sous l'hypothèse alternative. Dans ce mémoire de recherche, nous allons utiliser le test de Hausman pour connaître quel modèle est le plus pertinent (effets aléatoires ou effets fixes). Les hypothèses du test sont les suivantes :

- H_0 : modèle de régression effets aléatoires plus pertinent que le modèle à effets fixes;
- H_1 : modèle de régression effets fixes plus pertinent que le modèle effets aléatoires.

Si la probabilité associée au test est inférieure à 5%, alors on rejette H_0 et H_1 est ainsi acceptée, donc, on conclut que le modèle à effets fixes est plus pertinent que le modèle à effets aléatoires.

Les résultats de notre test sont représentés dans les tableaux 10 et 13. Dans les sections suivantes, nous commenterons les résultats du test de Hausman pour chacun des modèles et pour chacun des échantillons.

9.1 Test de Hausman sur le premier modèle

9.1.1 Test de Hausman – premier modèle – échantillon total (174 banques)

La probabilité obtenue est de 0.2504, donc, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle, donc, le modèle de régression à effets aléatoires est plus approprié que le modèle de régression à effets fixes.

9.1.2 Test de Hausman – premier modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)

La probabilité obtenue est de 0.051, donc, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle, donc, le modèle de régression a effets aléatoires est plus approprié que le modèle de régression a effets fixes.

9.1.3 Test de Hausman – premier modèle – échantillon pays européens (45 banques)

La probabilité obtenue est de 0.0000, donc, on peut rejeter l'hypothèse nulle, donc, le modèle de régression a effets fixes est plus approprié que le modèle de régression a effets aléatoires.

9.1.4 Test de Hausman – premier modèle – échantillon pays MENA (32 banques)

La probabilité obtenue est de 0.0331, donc, on peut rejeter l'hypothèse nulle. Ainsi, le modèle de régression a effets fixes est plus approprié que le modèle de régression a effets aléatoires.

9.1.5 Test de Hausman – premier modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)

La probabilité obtenue est de 0.022, donc, on peut rejeter l'hypothèse nulle. Ainsi, le modèle de régression a effets fixes est plus approprié que le modèle de régression a effets aléatoires.

9.2 Test de Hausman sur le deuxième modèle

9.2.1 Test de Hausman – deuxième modèle – échantillon total (174 banques)

La probabilité obtenue est de 0.775, donc, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle, donc, le modèle de régression a effets aléatoires est plus approprié que le modèle de régression a effets fixes.

9.2.2 Test de Hausman – deuxième modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)

La probabilité obtenue est de 0.054, donc, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle, donc, le modèle de régression a effets aléatoires est plus approprié que le modèle de régression a effets fixes.

9.2.3 Test de Hausman – deuxième modèle – échantillon pays européens (45 banques)

La probabilité obtenue est de 0.0000, donc, on peut rejeter l'hypothèse nulle, donc, le modèle de régression a effets fixes est plus approprié que le modèle de régression a effets aléatoires.

9.2.4 Test de Hausman – deuxième modèle – échantillon pays MENA (32 banques)

La probabilité obtenue est 0, donc, on peut rejeter l'hypothèse nulle. Ainsi, le modèle de régression a effets fixes est plus approprié que le modèle de régression a effets aléatoires.

9.2.5 Test de Hausman – deuxième modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)

La probabilité obtenue est de 0.001, donc, on peut rejeter l'hypothèse nulle. Ainsi, le modèle de régression a effets fixes est plus approprié que le modèle de régression a effets aléatoires.

10. Contrôle pour le biais de simultanéité

Compte tenu du fait que la variable dépendante et toutes les variables indépendantes se réalisent au même moment dans le temps (à la fin de l'année), il peut y avoir un biais de simultanéité. Par exemple, le ratio de capital au temps (t) peut être déterminée par la taille de la banque au temps (t). Afin d'éviter une simultanéité dans la détermination de nos variables, nous allons utiliser les valeurs retardées de nos variables explicatives. Par exemple, nous pensons que la valeur du ROE au temps (t-1) peut avoir un impact sur le ratio de capital de la banque au temps (t).

Ainsi, nous allons dans le premier modèle contrôler le biais de simultanéité des variables explicatives incluant la variable indice de risque géopolitique sur le ratio de capital. Pour le deuxième modèle, nous allons contrôler le biais de simultanéité des variables explicatives incluant l'indice de risque géopolitique, l'indice de risque géopolitique « menace » et l'indice de risque géopolitique « acte » sur le ratio de capital. Nous allons dans ce qui suit synthétiser les résultats des 2 modèles a effets retardés.

10.1 Contrôle pour le biais de simultanéité sur le premier modèle

10.1.1 Biais de simultanéité – premier modèle – échantillon total (174 banques)

Le signe du coefficient de l'indice de risque géopolitique (t-1) devient négatif et statistiquement significatif (contrairement au modèle sans effets fixes et a effets fixes individus et années). Le degré de prédiction du modèle demeure quasiment au niveau obtenu par le modèle a effets fixes ou aussi a effets aléatoires, étant de 0.55.

10.1.2 Biais de simultanéité – premier modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)

Le signe du coefficient de l'indice de risque géopolitique (t-1) est négatif et statistiquement significatif (contrairement au modèle sans effets fixes et a effets fixes individus et années). Le degré de prédiction du modèle demeure quasiment au niveau obtenu par le modèle a effets fixes ou aussi a effets aléatoires, étant de 0.60.

10.1.3 Biais de simultanéité – premier modèle – échantillon pays européens (45 banques)

Le signe du coefficient de l'indice de risque géopolitique (t-1) est négatif et statistiquement significatif (contrairement au modèle sans effets fixes et a effets fixes individus et années). Le degré de prédiction du modèle est légèrement inférieur au niveau obtenu par le modèle a effets fixes ou aussi a effets aléatoires, étant de 0.53.

10.1.4 Biais de simultanéité – premier modèle – échantillon pays MENA (32 banques)

Le signe du coefficient de l'indice de risque géopolitique (t-1) est négatif et statistiquement significatif (contrairement au modèle sans effets fixes et a effets fixes individus et années). Le degré de prédiction du modèle demeure quasiment au niveau obtenu par le modèle a effets fixes ou aussi a effets aléatoires, étant de 0.54.

10.1.5 Biais de simultanéité – premier modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)

Le signe du coefficient de l'indice de risque géopolitique (t-1) est négatif mais statistiquement non significatif (contrairement au modèle sans effets fixes et a effets fixes individus et années). Le T de Student est quand même tout proche du seuil de significativité, étant à 1.93 en valeur absolue. Le degré de prédiction

du modèle demeure quasiment au niveau obtenu par le modèle a effets fixes ou aussi a effets aléatoires, étant de 0.53.

10.2 Contrôle pour le biais de simultanéité sur le deuxième modèle

10.2.1 Biais de simultanéité – deuxième modèle – échantillon total (174 banques)

Le signe du coefficient de l'indice de risque géopolitique (t-1) est positif et statistiquement significatif (comme le modèle sans effets fixes et a effets fixes individus et années). Les signes des coefficients de l'indice du risque géopolitique « menace » (t-1) et de l'indice de risque géopolitique « acte » (t-1) sont négatifs et statistiquement significatifs (contrairement aux modèles testés précédemment). Le degré de prédiction du modèle demeure quasiment au niveau obtenu par le modèle a effets fixes ou aussi a effets aléatoires, étant de 0.57.

10.2.2 Biais de simultanéité – deuxième modèle – échantillon pays asiatiques (61 banques)

Le signe du coefficient de l'indice de risque géopolitique (t-1) est positif et statistiquement significatif (comme le modèle sans effets fixes et a effets fixes individus et années). Les signes des coefficients de l'indice du risque géopolitique « menace » (t-1) et de l'indice de risque géopolitique « acte » (t-1) sont négatifs et statistiquement significatifs (contrairement aux modèles testés précédemment). Le degré de prédiction du modèle demeure quasiment au niveau obtenu par le modèle a effets fixes ou aussi a effets aléatoires, étant de 0.61.

10.2.3 Biais de simultanéité – deuxième modèle – échantillon pays européens (45 banques)

Le signe du coefficient de l'indice de risque géopolitique (t-1) est positif et statistiquement significatif (contrairement au modèle a effets fixes individus et années). Les signes des coefficients de l'indice du risque géopolitique « menace » (t-1) et de l'indice de risque géopolitique « acte » (t-1) sont négatifs (contrairement aux modèles testés précédemment) mais statistiquement non significatifs. Le degré de prédiction du modèle demeure quasiment au niveau obtenu par le modèle a effets fixes ou aussi a effets aléatoires, étant de 0.54.

10.2.4 Biais de simultanéité – deuxième modèle – échantillon pays MENA (32 banques)

Le signe du coefficient de l'indice de risque géopolitique (t-1) est positif et statistiquement significatif (identiquement au modèle a effets fixes individus et années). Les signes des coefficients de l'indice du risque géopolitique « menace » (t-1) et de l'indice de risque géopolitique « acte » (t-1) sont négatifs (contrairement aux modèles testés précédemment) mais statistiquement non significatifs. Le degré de prédiction du modèle demeure quasiment au niveau obtenu par le modèle a effets fixes ou aussi a effets aléatoires, étant de 0.54.

10.2.5 Biais de simultanéité – deuxième modèle – échantillon pays indopacifique (27 banques)

Le signe du coefficient de l'indice de risque géopolitique (t-1) est positif et statistiquement significatif (contrairement au modèle a effets fixes individus et années). Les signes des coefficients de l'indice du risque géopolitique « menace » (t-1) et de l'indice de risque géopolitique « acte » (t-1) sont négatifs (contrairement aux modèles testés précédemment). Seul le coefficient de l'indice du risque géopolitique « acte » est statistiquement significatif. Le degré de prédiction du modèle demeure quasiment au niveau obtenu par le modèle a effets fixes ou aussi a effets aléatoires, étant de 0.59.

11. Conclusion

Le risque géopolitique, étant un nouveau risque non financier, a amené les chercheurs du monde entier à étudier et estimer son impact sur plusieurs phénomènes financiers, essayant ainsi de compléter les risques traditionnels, tel que le risque de marché, le risque de crédit, le risque opérationnel ou le risque macroéconomique. Plusieurs auteurs ont analysé l'impact de ce risque sur les décisions d'investissements, les décisions de financements, la stabilité du système bancaire, la stabilité du marché des matières premières et du marché des capitaux. Citons à cet égard à titre non exhaustif, les travaux de Caldara et Iacoviello, 2018 ; Khoo et Cheung, 2021 ; Cupic et Yamada, 2022 ; Buch, 2022 ; Demir et Danisman, 2020 ; Wang et al, 2021 ; Wang et al, 2023 ; Bach Phan et al, 2021 ; Alsagr et Van Hemmen, 2021 ; Lee et al, 2021 ; Gerlaach et Yook, 2016 ; Xu et Hu, 2020 ; Blomberg et al, 2004 ; Julio et Yook, 2012 ; Chesney et al, 2011 ; Wang et al, 2021 ; Lui et al, 2019 ; Zang et al, 2022.

Notre étude vient compléter la littérature actuelle. Elle s'articule autour de la problématique de l'impact du risque géopolitique sur le ratio de capital des banques. En effet, et même si la littérature est très riche autour des facteurs impactant le ratio de capital des banques, prenant son importance des normes prudentielles de BALE, en l'occurrence à titre non exhaustif, Diamon et Rajan, 2000 ; Flannery et Rangan, 2005 ; Shim, 2013 ; Soumare et Tafolong, 2017 ; Osborne et al, 2017 ; Bhattaria, 2021 ; Ajayi et al, 2019 ; Jadhav et al, 2019 ; Hafez et El-Ansary, 2015 ; Rojas-Suarez, 2023 ; Setiawan et Muchtar, 2021 ; Phuong, et Duc, 2020 ; Shingjergji et Hyseni, 2015 ; Wright, 2023 ; Shipalana et O'riordan, 2020 et Jumreornvong et al, 2018, la problématique de notre mémoire de recherche demeure peu explorée.

De ce fait, nous étudions deux hypothèses concernant la relation entre le risque géopolitique et le ratio de capital des banques. La première hypothèse stipule que le ratio de capital des banques diminue suite à une augmentation du risque géopolitique et la deuxième hypothèse stipule que l'effet de la composante « acte géopolitique » sur le ratio de capital des banques est plus considérable que l'effet de la composante « menace géopolitique ».

Pour vérifier empiriquement ces hypothèses, nous avons eu recours aux données financières des banques, en l'occurrence le ratio de capital, le ratio de rentabilité des capitaux propres, la taille de la banque et le ratio des actifs productifs. Nous avons utilisé la base de données « OSIRIS », qui fournit des informations sur les banques. Pour l'indice du risque géopolitique général « GPR », la sous variable menace « GRPT » et la sous variable acte « GRPA », nous avons utilisé la base de données www.matteoiacoviello.com/gpr.htm, qui synthétise la tendance du risque géopolitique depuis sa création. Nous avons eu recours à l'analyse de régression par les moindres carrés ordinaires sans effets fixes et avec effets fixes. Notre attente au départ était de trouver que le risque géopolitique impacte négativement le ratio de capital des banques. Aussi, notre attente était de trouver que la composante « acte géopolitique » a un impact plus considérable sur le ratio de capital des banques que la composante « menace géopolitique ».

Au final, les résultats retrouvés dans le premier modèle économétrique testé nous permettent de conclure que le risque géopolitique n'a pas d'impact négatif sur le ratio de capital des banques observées. Tout de même, le signe positif obtenu pour le coefficient de l'indice de risque géopolitique n'est pas statistiquement significatif. Le test de robustesse considérant l'effet retardé des variables explicatives incluant l'indice de risque géopolitique (t-1) sur le ratio de capital des banques permet d'avoir des résultats qui confirment notre première hypothèse. L'indice de risque géopolitique de l'année t-1 impacte négativement et significativement le ratio de capital des banques dans l'échantillon total de 174 banques et dans 3 sous échantillons.

L'ajout des sous variants « menace géopolitique » et « acte géopolitique » dans le deuxième modèle économétrique donnent des résultats différents. En effet, les résultats du deuxième modèle démontrent que le risque géopolitique a un impact négatif mais statistiquement non significatif sur le ratio de capital des banques, confirmant ainsi la littérature précédente. Aussi, les résultats du deuxième modèle démontrent que le sous variant « acte géopolitique » est plus influent que le sous variant « menace géopolitique » sur le ratio de capital, tel que c'est le cas pour plusieurs phénomènes financiers que nous avons revu dans la littérature. Le test de robustesse considérant l'effet retardé (t-1) des variables explicatives incluant l'indice de risque géopolitique global et de ses deux sous variants (menace et acte) sur le ratio de capital des banques

démontre que les coefficients des sous variants « menace géopolitique » et « acte géopolitique » sont négatifs et statistiquement significatifs dans l'échantillon total des 174 banques et dans 2 sous échantillons. Aussi, le coefficient du sous variant « acte géopolitique » est généralement supérieur au coefficient du sous variant « menace géopolitique » dans le modèle a effet retardé, confirmant en partie la revue de la littérature précédente et notre deuxième hypothèse.

Nos résultats auront un impact sociétal, en permettant aux acteurs économiques et décideurs politiques de prendre connaissance des répercussions du risque géopolitique sur la solvabilité des banques, caractérisée par leur ratio de capital. Notre étude apportera ainsi plus de clarification sur le potentiel effet du risque géopolitique sur la solidité et la solvabilité des banques.

Au-delà des contributions de cette étude, il est évident qu'elle présentera certaines faiblesses car un travail de recherche n'est jamais parfait.

Bibliographie

Milan Cupic. et Kazuo Yamada. (2022). Does Geopolitical risk affect capital structure. *Social Science Research Network*.

Joye Khoo. et Adrian Cheung. (2021). Does Geopolitical uncertainty affect corporate financing. *Global Finance Journal – 47eme edition*.

Ender Demir. et Gamze Ozturk Danisman. (2020). The impact of economic uncertainty and geopolitical risk on bank credit: evidence from emerging economies. *Social Science Research Network*.

Caldara Dario. and Matheo Iacoviello. (2018). Measuring geopolitical risk. *International finance discussion papers – Board of governors of the federal reserve system*.

Claudia Buch. (2022). Financial stability implications of the current geopolitical situation. *CERP Paris Symposuim : panel on systemic risk*.

Joye Khoo. et Adrian Cheuna. (2021). Does geopolitical uncertainty affect corporate financing? Evidence from MIDAS regression. *Global Finance Journal – 47eme edition*.

Kai-Hua Wang. De-Ping Xiong. Nawazish Mirza. Xue-Feng Shao. et Xiao-Guang Yue. (2021). Does geopolitical risk uncertainty strengthen or depress cash holdings of oil enterprises? Evidence from China. *Pacific Bassin Finance Journal – 66eme edition*.

Xinjie Wang. Yangru Wu. et Weike Xu. (2023). Geopolitical risk and investment. *Social Science Research Network*.

Dinh Hoang Bach Phan. Vuong Thao Tran. et Bernard Njindan Iyke. (2021). Geopolitical risk and bank stability. *Finance Research Letters – 46eme edition*.

Naif Alsagr. et Stefan van Hemmen. (2021). The impact of financial development and geopolitical risk on renewable energy consumption: evidence from emerging countries.

Seyohim Lee. J Lee. et Seung Ho Jung. (2021). The impact of geopolitical risk on stock returns: evidence from inter-Korea geopolitics. *Environmental Science and Pollution Research*.

JR Gerlach. & Y Yook. (2016). Political conflict and foreign portfolio investment: evidence from North corean attack. *Pacific basin Finance Journal*.

Blomberg. S. Brock. Gregory D. Hess. et Athanasios Orphanides. (2004). The macroeconomic consequence of terrorism. *Journal Of Monetary Economics*.

Chang Xu. et Yichuan Hu. (2020). Geopolitical tension and corporate investment. *Social Science Research Network*.

Thank Cong Nguyen. & Tien Ho Thuy. (2023). Geopolitical risk and the cost of bank loan. *Finance Research Letters*.

Yulian Zang. et Shigeyuki Hamore. (2022). A connectedness analysis among BRIC's geopolitical risk and ther US macroeconomy. *Economic Analysis and policy*.

Yoajie Zhang. Jiaxin He. Mengxi He. & Shaofans Li. (2022). Geopolitical risk and stock market volatility: a global perspective. *Finance Research Letters*.

Changchum Pan. Weiqi Zhang. & Weiqiang Wong. (2023). Global geopolitical risk and volatility connectedness among China sectoral stock market. *Finance Research Letters*.

Zhuyuan Pan. Xiao Huang. Li Lui. & Juand Huang. (2022). Geopolitical uncertainty and crude oil volatility: evidence from oil importing and oil exporting countries. *Finance Research Letters*.

Jing Lui. Feng Ma. Yingkai Tang. & Yaojie Zhang. (2019). Geopolitical risk and oil volatility: a new insight – Energy Economics.

Zhikai Zhang. Yudong Wang. & Bin Li. (2022). Asymmetric spillover of geopolitical risk and oil price volatility: a global perspective – Resources Policy.

Yikan Wang. Elie Bouri. Zeeshan Fareed. & Yuhui Dai. (2022). Geopolitical risk and the systemic risk in the commodity markets under the war in Ukraine. *Finance Research Letters*.

Matthew W Clance. Rongan Gupta. & Mark E Wohar. (2019). Geopolitical risk and recessions in a panel of advanced economies: evidence from over a century of data. *Applied Economics Letters*.

Mehmet Huseyin Bilgin. Giray Gozgor. & Gokhan Karabulut. (2018). How does geopolitical risks affect government investment? An empirical investigation. *Defence and peace economics*.

Feng Ma. Fei Lu. et Ying Tao. (2022). Geopolitical risk and excess stock returns predictability: new evidence from a century data. *Finance Research Letters*.

Nikolaos Antonakakis. Rongan Gupta. Christos Kollias. & stephenanos Papadamou. (2017). Geopolitical risk and oil stock nexus over 1899-2016. *Finance Research Letters*.

Kiryong Lee. (2022). Geopolitical risk and household stock market participation. *Finance Research Letters*.

Paolo Fiorillo. Antonio Meles. Luigi Raffaele Pellegrino. Vincenzo Verdoliva. (2023). Geopolitical risk and stock liquidity. *Finance Research Letters*.

Dirt Baur. & Lee A Smales. (2020). Hedging geopolitical risk with precious metals. *Journal of banking and finance*.

Pinar Evrim Mandaci. Asil Azimli. & Nazif Mandaci. (2023). The impact of geopolitical risks on connectedness among natural resource commodities: a quantile vector autoregressive approach. *Resource policy*.

Yangli Li. Jianbai Huang. Wang Gao. & Hongwei Zhang. (2021). Analyzing the time-frequency connectedness among oil, gold prices and BRICS geopolitical risks. *Resource policy*.

Ahmet Faruk Aysan. Ender Demir. Giray Gozgor. & Chi Keung Marco Lau. (2019). Effect of the geopolitical risks on bitcoin returns and volatility. *Research in international business and finance*.

Marc Chesney. Ganna Reshetar. & Mustafa Karaman. (2011). The impact of terrorism on financial markets: an empirical study. *Journal of banking and finance*.

Dhundi Raj Bhattaria. (2021). Capital adequacy ratio and financial performance of commercial banks in Nepal. *Tribhuvan University journal – research directorale – Tribhuvan University*.

Samuel Olatayo Ajayi. Henri Folusho Ajayi. et Dare Joseph Enimola. (2019). Effect of capital adequacy ratio on profitability of deposit money banks: a study with international operating license in Nigeria. *Research Journal of Finance and Accounting*.

Jayesh Jadhav. Ashish Kathale. et Shreeya Rajpurohit. (2019). An impact of capital adequacy ratio on the profitability of private sector banks in India. *International Journal of Engineering and Management Research*.

Hassan M.Hafez. et Osama A.El-Ansary. (2015). Determinants of capital adequacy ratio: an empirical study on Egyptian banks. *VIRTUS NTERPRESS*.

Liliana Rojas-Suarez. (2023). The fall of Silicon Valley bank: a warning for emerging markets. *Center for global development*.

Yang Li. Yi-Kai Chen. Feng Sheng Chien. et Wen Chih Lee. (2016). Study of optimal adequacy ratios. *Spring Science+Business Media New York*.

Palesa Shipalana. et Alexander O’riordan. (2020). Impact of Covid-19 on Financial Stability in Africa. *South African Institute of International Affairs*.

Logan Wright. et Daniel Rosen. (2018). Rapid Credit Growth and the Risk of Crisis. *Center for Strategic and International Studies – CSIS*.

Sherman J Maisel. (1982). Risk and capital adequacy in banks. *en partenariat avec le National Bureau of economic research*.

Abdurrahman Setiawan. et Susy Muchtar. (2021). Factors affecting the capital adequacy ratio of banks listed in Indonesia Stock Exchange. *Jurnal Ekonomi / Volume XXVI, No 01 Maret 2021: 153-169*.

Phuong, H. and Duc N. (2020). Determinants influencing capital adequacy ratio of Vietnamese commercial banks. *www.growingscience.com*.

Shingjergji, A. et Hyseni M. (2015). The Determinants of the Capital Adequacy Ratio in the Albanian Banking System During 2007. *International Journal of economic, commerce and management – United Kingdom*.

Jumreornvong, S. Chakreyavanich, C. Treepongkaruna, S. et Jiraporn, P. (2018). Capital Adequacy, Deposit Insurance, and the Effect of Their Interaction on Bank Risk.

Abhiman Das. et Saibail Ghosh. (2004). The relationship between risk and capital: evidence from Indian public sector bank. *www.ideas.repec.org*.

Mark J Flannery. & Kasturi P Rangan. (2005). Partial adjustment toward target capital structure. *Journal of Financial economics*.

Terhi Jokipii. & Alistair Milne. (2007). The cyclical behavior of European bank capital buffer. *Journal of banking and finance*.

Christoph Memmel. & Peter Raupach. (2010). How do banks adjust their capital ratios. *Journal of financial intermediation*.

Alexandre Garel. Arthur Petit-Romec. & Rudi Vander Venet. (2022). Institutional shareholders and bank capital. *Journal of financial intermediation*.

Douglas W Diamond. & Raghuram G Rajan. (2000). A theory of bank capital. *The journal of finance*.

Tolga Ediz. Ian Michael. & William Perraudin. (2007). The impact of capital requirement on UK bank behavior. *Economic policy review*.

Elijah Brewer. George G Kaufman. & Larry D Wall. (2008). Bank capital across countries: why did they vary. *Journal of financial services research*.

Matthew Osborne. Anna Maria Fuertes. & Alistair Milne. (2017). In good time and in bad: bank capital ratios and lending rates. *International review of financial analysis*.

Faical Abbas. & Shoaib Ali. (2020). Dynamics of bank capital ratios and risk taking: evidence from US commercial banks. *Cogent Economics and finance*.

Joseph D Haudrich. (2020). How Cyclical is bank capital. *Journal of financial services research*.

Ronald E Shrikes. & Drew Dale. (1992). The relationship between risk and capital in commercial banks. *Journal of banking and finance*.

Hyeoncheol Baik. Sumin Han. Sunghoon Joo. et Kangbok Lee. (2022). A bank's optimal capital ratio: A time-varying parameter model to the partial adjustment framework. *Journal of banking and finance*.

Allen N Berger. et Christa H.S Bouwman. (2013). How does capital affect bank performance during financial crisis. *Journal of financial economics*.

Christa S Bouwman. Hwagyun Kim. & Sang Oak Shin. (2020). Bank capital and bank stock performance. *Social Science research network*.

Quibin Huang, Jakob De Haan, & Bert Sholtens. (2020). Does bank capitalization matter for bank stock return. *The north American journal of economics and finance*.

Desire Kanga, Victor Murinde, & Issouf Soumare. (2020). Capital, risk and profitability of WAEMU banks: does bank ownership matter? *Journal of banking and finance*.

Issouf Soumare, & Ernest Tafolong. (2017). Risk based capital for credit insurers with business cycles and dynamic leverage. *Quantitative finance*.

Alaa Guidara, Van Son Lai, Issouf Soumare, & Fulbert Tchana Tchana. (2013). Bank capital buffer, risk and performance in the Canadian banking system: impact of business cycles and regulatory changes. *Journal of banking and finance*.

Jeungbo Shim. (2013). Bank capital buffer and portfolio risk: the influence of business cycles and revenue diversification. *Journal of banking and finance*.

Tableaux

Tableau 1 : liste des banques avec appartenance par pays et région économique

Banque	Pays	Region economique
ABU DHABI COMMERCIAL BANK	Emirats Arabe	MENA
COMMERCIAL BANK OF DUBAI P.S.C.	Emirats Arabe	MENA
EMIRATES NBD BANK PJSC	Emirats Arabe	MENA
FIRST ABU DHABI BANK	Emirats Arabe	MENA
NATIONAL BANK OF RAS AL-KHAIMAH	Emirats Arabe	MENA
NATIONAL BANK OF FUJAIRAH PJSC	Emirats Arabe	MENA
ERSTE GROUP BANK AG	Autriche	Europe
BENDIGO AND ADELAIDE BANK LIMITED	Australie	indo pacifique - oceanie
COMMONWEALTH BANK OF AUSTRALIA	Australie	indo pacifique - oceanie
NATIONAL AUSTRALIA BANK LIMITED	Australie	indo pacifique - oceanie
WESTPAC BANKING CORPORATION	Australie	indo pacifique - oceanie
BBK B.S.C.	Bahrain	MENA
NATIONAL BANK OF BAHRAIN B.S.C	Bahrain	MENA
ARAB BANKING CORPORATION BSC	Bahrain	MENA
CREDIT SUISSE GROUP AG	Switzerland	Europe
EFG INTERNATIONAL	Switzerland	Europe
BANCO DE CHILE SA	Chile	Amerique du Sud
INDUSTRIAL AND COMMERCIAL BANK OF CHINA LTD	Chine	Asie
CHINA CONSTRUCTION BANK CO.. LTD	Chine	Asie
DEUTSCHE BANK AG	Allemagne	Europe
IKB DEUTSCHE INDUSTRIEBANK AG	Allemagne	Europe
COMMERZBANK AG	Allemagne	Europe
DANSKE BANK A/S – DANSKEBANK	Danemark	Europe
BANCO BILBAO VIZCAYA ARGENTARIA SA	Espagne	Europe
BANKINTER SA	Espagne	Europe
BANCO DE SABADELL SA	Espagne	Europe
NATIXIS SA	France	Europe
CREDIT FONCIER DE FRANCE SA	France	Europe
SOCIETE GENERALE	France	Europe
BNP PARIBAS	France	Europe
STANDARD CHARTERED PLC	Angleterre	Europe
HSBC HOLDINGS PLC	Angleterre	Europe
LLOYDS BANKING GROUP PLC	Angleterre	Europe
BARCLAYS PLC	Angleterre	Europe
NATWEST GROUP PLC	Angleterre	Europe
ALPHA SERVICES AND HOLDINGS SOCIETE ANONYME	Grece	Europe
EUROBANK ERGASIAS SERVICES AND HOLDINGS SA	Grece	Europe
HANG SENG BANK LTD.	Hong Kong	Asie
BANK OF EAST ASIA LTD	Hong Kong	Asie
CMB WING LUNG BANK LIMITED	Hong Kong	Asie
INDUSTRIAL AND COMMERCIAL BANK OF CHINA	Chine	Asie
DAH SING BANKING GROUP LIMITED	Hong Kong	Asie
OTP BANK PLC	Hongrie	Europe

MKB BANK NYRT.	Hongrie	Europe
BANK OCBC NISP TBK	Indonesie	indo pacifique - oceanie
PT BANK CIMB NIAGA TBK	Indonesie	indo pacifique - oceanie
PT BANK MAYBANK INDONESIA TBK	Indonesie	indo pacifique - oceanie
PT BANK CENTRAL ASIA TBK	Indonesie	indo pacifique - oceanie
BANK LEUMI LE ISRAEL BM	Israel	MENA
BANK HAPOALIM BM	Israel	MENA
MIZRAHI TEFAHOT BANK LTD.	Israel	MENA
ICICI BANK LIMITED	Inde	Asie
FEDERAL BANK LTD. (THE)	Inde	Asie
AXIS BANK LIMITED	Inde	Asie
CANARA BANK	Inde	Asie
KARNATAKA BANK LIMITED (THE)	Inde	Asie
UNION BANK OF INDIA	Inde	Asie
BPER BANCA S.P.A.	Italie	Europe
INTESA SANPAOLO	Italie	Europe
UNICREDIT SPA	Italie	Europe
ARAB BANK PLC	Jordanie	MENA
THE AWA BANK	Japon	Asie
SENSHU IKEDA BANK LTD	Japon	Asie
IYO BANK LTD	Japon	Asie
BANK OF IWATE, LTD	Japon	Asie
KITA-NIPPON BANK	Japon	Asie
KIYO BANK	Japon	Asie
BANK OF KYOTO	Japon	Asie
THE GUNMA BANK LTD	Japon	Asie
THE BANK OF SAGA, LTD	Japon	Asie
SAN-IN GODO BANK, LTD	Japon	Asie
THE SHIGA BANK, LTD	Japon	Asie
THE SHIKOKU BANK LTD	Japon	Asie
THE 77 BANK	Japon	Asie
JOYO BANK LTD.	Japon	Asie
SUMITOMO MITSUI BANKING CORPORATION	Japon	Asie
SUMITOMO MITSUI TRUST BANK LIMITED	Japon	Asie
SHINKIN CENTRAL BANK	Japon	Asie
RESONA BANK LTD	Japon	Asie
RESONA HOLDINGS, INC	Japon	Asie
CHIBA BANK LTD.	Japon	Asie
THE CHUGOKU BANK, LTD	Japon	Asie
TOKYO STAR BANK LTD.	Japon	Asie
MUFG BANK LTD	Japon	Asie
THE TOHO BANK LTD	Japon	Asie
TOHOKU BANK	Japon	Asie
AOZORA BANK LTD	Japon	Asie
HYAKUGO BANK LTD.	Japon	Asie
MIZUHO FINANCIAL GROUP	Japon	Asie
THE MICHINOKU BANK, LTD	Japon	Asie
SUMITOMO MITSUI FINANCIAL GROUP, INC	Japon	Asie
SUMITOMO MITSUI TRUST HOLDINGS, INC	Japon	Asie

MITSUBISHI UFJ TRUST AND BANKING CORPORATION	Japon	Asie
MITSUBISHI UFJ FINANCIAL GROUP, INC.	Japon	Asie
YAMAGUCHI BANK	Japon	Asie
HANA FINANCIAL GROUP	Coree du Sud	Asie
KB FINANCIAL GROUP, INC	Coree du Sud	Asie
NATIONAL BANK OF KUWAIT S.A.K.P.	Koweit	MENA
GULF BANK KSC (THE)	Koweit	MENA
AL AHLI BANK OF KUWAIT (KSC)	Koweit	MENA
BANK AUDI SAL	Liban	MENA
BYBLOS BANK S.A.L.	Liban	MENA
RHB BANK BERHAD	Malaisie	indo pacifique - oceanie
UNITED BANK FOR AFRICA PLC	Nigeria	afrique
NIBC BANK NV	Pays bas	Europe
SPAREBANK 1 SMN	Norvege	Europe
DNB BANK ASA	Norvege	Europe
NATIONAL BANK OF OMAN (SAOG)	Oman	MENA
HSBC BANK OMAN SAOG	Oman	MENA
BANK DHOFAR SAOG	Oman	MENA
BANK MUSCAT SAOG	Oman	MENA
SOHAR INTERNATIONAL BANK SAOG	Oman	MENA
OMAN ARAB BANK SAOC	Oman	MENA
BANCO INTERNACIONAL DEL PERU S.A.A	Perou	Amerique du sud
BSP FINANCIAL GROUP LIMITED	Papouasie Nvlle Guinee	indo pacifique - oceanie
BANK OF THE PHILIPPINE ISLANDS	Philippine	indo pacifique - oceanie
EAST WEST BANKING CORPORATION	Philippine	indo pacifique - oceanie
PHILIPPINE NATIONAL BANK	Philippine	indo pacifique - oceanie
BANK AL HABIB	Pakistan	Asie
BANK ALFALAH LIMITED	Pakistan	Asie
UNITED BANK LIMITED	Pakistan	Asie
HABIB BANK LIMITED	Pakistan	Asie
BANCO COMERCIAL PORTUGUES, SA	Portugal	Europe
BANCO BPI SA	Portugal	Europe
DOHA BANK	Qatar	MENA
QATAR NATIONAL BANK (Q.P.S.C.)	Qatar	MENA
THE COMMERCIAL BANK (QOSC)	Qatar	MENA
PUBLIC JOINT STOCK COMPANY "BANK URALSIB'	Russie	Europe / Asie
SBERBANK OF RUSSIA – SBERBANK	Russie	Europe / Asie
PUBLIC JOINT-STOCK COMPANY ROSBANK	Russie	Europe / Asie
GAZPROMBANK" (JOINT STOCK COMPANY)	Russie	Europe / Asie
RIYAD BANK	Arabie Saoudite	MENA
SAUDI INVESTMENT BANK (THE)	Arabie Saoudite	MENA
SAUDI BRITISH BANK JSC (THE)	Arabie Saoudite	MENA
ARAB NATIONAL BANK PUBLIC JOINT STOCK COM	Arabie Saoudite	MENA
BANQUE SAUDI FRANSI JSC	Arabie Saoudite	MENA
SAUDI NATIONAL BANK - ALAHLI BANK	Arabie Saoudite	MENA
SKANDINAVISKA ENSKILDA BANKEN AB	Suede	Europe
SWEDBANK AB	Suede	Europe
UNITED OVERSEAS BANK LIMITED – UOB	Singapoure	indo pacifique - oceanie
VSEOBECNA UVEROVA BANKA A.S.	Slovaquie	Europe

KASIKORNBANK PUBLIC COMPANY LIMITED	Taïlande	indo pacifique - oceanie
TMBTHANACHART BANK PUBLIC COMPANY LIMITED	Taïlande	indo pacifique - oceanie
AKBANK T.A.S.	Turquie	Europe / Asie
QNB FINANSBANK A.S.	Turquie	Europe / Asie
TURKIYE SINAI KALKINMA BANKASI A.S.	Turquie	Europe / Asie
YAPI VE KREDI BANKASI A.S.	Turquie	Europe / Asie
HUA NAN COMMERCIAL BANK	Taiwan	indo pacifique - oceanie
MEGA INTERNATIONAL COMMERCIAL BANK	Taiwan	indo pacifique - oceanie
TAICHUNG COMMERCIAL BANK	Taiwan	indo pacifique - oceanie
CTBC BANK CO LTD	Taiwan	indo pacifique - oceanie
TAIPEI FUBON COMMERCIAL BANK CO., LTD.	Taiwan	indo pacifique - oceanie
TAIWAN BUSINESS BANK,LTD	Taiwan	indo pacifique - oceanie
KGI BANK CO., LTD. - KGI COMMERCIAL BANK	Taiwan	indo pacifique - oceanie
E. SUN COMMERCIAL BANK	Taiwan	indo pacifique - oceanie
TAISHIN INTERNATIONAL BANK PUBLIC COMPANY	Taiwan	indo pacifique - oceanie
FAR EASTERN INTERNATIONAL BANK PUBLIC COM	Taiwan	indo pacifique - oceanie
TAIWAN COOPERATIVE BANK PUBLIC COMPANY	Taiwan	indo pacifique - oceanie
STANBIC UGANDA HOLDINGS LIMITED	Ouganda	afrique
INVESTEC LIMITED	Afrique du Sud	afrique
STANDARD BANK GROUP LIMITED	Afrique du Sud	afrique

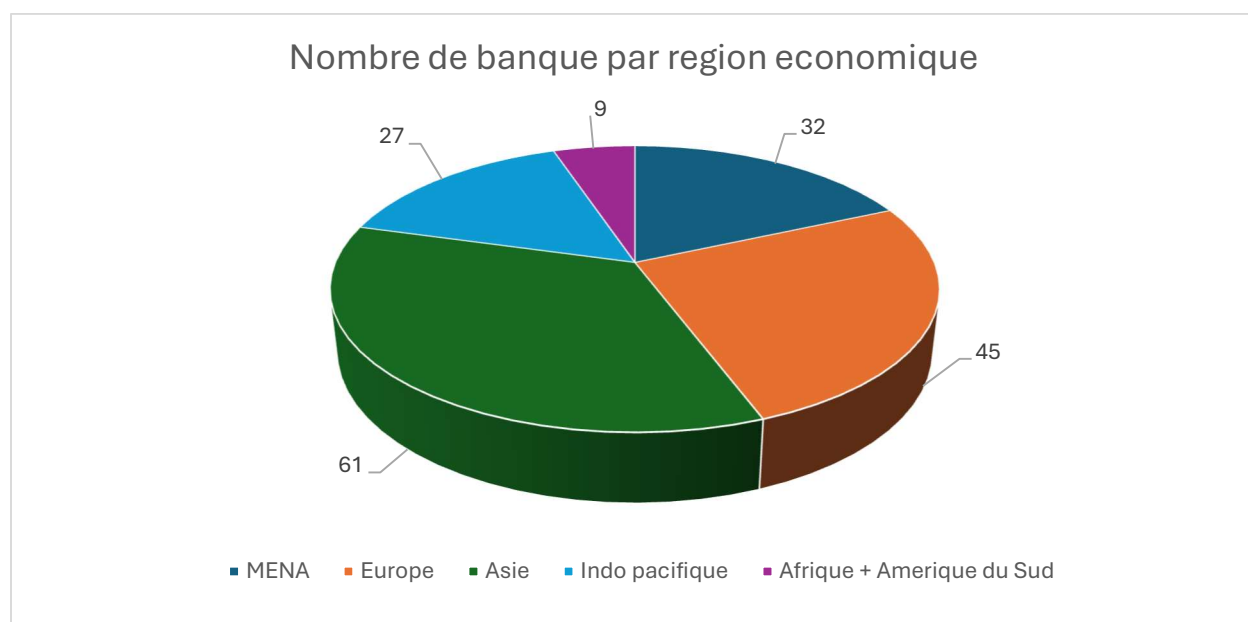


Tableau 2 : statistiques descriptives et coefficient de corrélation des variables – échantillon total

Ce tableau représente les statistiques sommaires des différentes variables financières de notre étude pour l'échantillon total retenu, en l'occurrence le ratio de capital (TOTAL CAPITAL RATIO), la rentabilité des capitaux propres (ROE), le total des actifs (LN TOTAL ASSETS) et le ratio d'actifs productifs (NET LOANS TO ASSETS). Aussi, ce tableau regroupe les statistiques sommaires des différentes variables non financières de notre étude, soit l'indice de risque géopolitique, l'indice de risque géopolitique (sous variant menace) et l'indice de risque géopolitique (sous variant acte). L'échantillon total retenu est 174 banques sur un horizon allant de 2008 à 2022, ce qui donne un total observations de 18,270.

Variabiles	Nombre d'observations	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
Ratio de capital	18 270	15,47981	4,072312	0,600000	41,10000
Rentabilité des capitaux propres	18 270	8,913935	33,32092	-945,2400	63,86000
Total des actifs	18 270	19,07929	2,873996	13,38517	27,52459
Ratio d'actifs productifs	18 270	57,02585	12,97745	7,75000	86,23000
Indice de risque géopolitique	18 270	95,07	20,409073	77,29	160,17
Indice de risque géopolitique – sous variant menace	18 270	102,97	31,545533	74,78	202,58
Indice de risque géopolitique – sous variant acte	18 270	85,34	21,949628	49,32	126,43

Ce tableau présente la matrice de corrélation fournissant des coefficients de corrélations entre les différentes variables dépendantes et indépendantes au seuil de significativité de 1% (0,01).

	Ratio de capital	Rentabilité des capitaux propres	Total des actifs	Ratio d'actifs productifs	Indice de risque géopolitique	Indice de risque géopolitique – sous variant menace	Indice de risque géopolitique – sous variant acte
Ratio de capital	1						
Rentabilité des capitaux propres	0.1357	1					
Total des actifs	0.1534	0.0910	1				
Ratio d'actifs productifs	-0.2087	-0.0191	-0.1076	1			
Indice de risque géopolitique	0.1014	0.0267	-9.6061e-06	-0.0392	1		
Indice de risque géopolitique – sous variant menace	0.15892	0.03507	-0.0108	-0.0529	0.9160	1	
Indice de risque géopolitique – sous variant acte	-0.0492	-0.0013	0.0203	-0.0004	0.6826	0.33502	1

Tableau 3 : statistiques descriptives et coefficient de corrélation des variables – échantillon banques pays asiatiques

Ce tableau représente les statistiques sommaires des différentes variables financières de notre étude pour l'échantillon des banques asiatiques, en l'occurrence le ratio de capital (TOTAL CAPITAL RATIO), la rentabilité des capitaux propres (ROE), le total des actifs (LN TOTAL ASSETS) et le ratio d'actifs productifs (NET LOANS TO ASSETS). Aussi, ce tableau regroupe les statistiques sommaires des différentes variables non financières de notre étude, soit l'indice de risque géopolitique, l'indice de risque géopolitique (sous variant menace) et l'indice de risque géopolitique (sous variant acte). L'échantillon des banques asiatiques retenu est 61 banques sur un horizon allant de 2008 à 2022, ce qui donne un total observations de 6,405.

Variabes	Nombre d'observations	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
Ratio de capital	6 405	13,92322	2,950652	2,390000	25,6000
Rentabilité des capitaux propres	6 405	9,674470	11,24056	-121,7900	37,1500
Total des actifs	6 405	18,37854	3,153316	13,41289	27,27602
Ratio d'actifs productifs	6 405	54,96099	9,869100	7,80000	74,67000
Indice de risque géopolitique	6 405	95,07	20,409073	77,29	160,17
Indice de risque géopolitique – sous variant menace	6 405	102,97	31,545533	74,78	202,58
Indice de risque géopolitique – sous variant acte	6 405	85,34	21,949628	49,32	126,43

Ce tableau présente la matrice de corrélation fournissant des coefficients de corrélations entre les différentes variables dépendantes et indépendantes au seuil de significativité de 1% (0,01).

	Ratio de capital	Rentabilité des capitaux propres	Total des actifs	Ratio d'actifs productifs	Indice de risque géopolitique	Indice de risque géopolitique – sous variant menace	Indice de risque géopolitique – sous variant acte
Ratio de capital	1						
Rentabilité des capitaux propres	0.1870	1					
Total des actifs	0.3216	0.3759	1				
Ratio d'actifs productifs	-0.4113	-0.2462	-0.0365	1			
Indice de risque géopolitique	0.0714	0.0421	-0.0159	-0.01120	1		
Indice de risque géopolitique – sous variant menace	0.1376	0.0022	-0.0345	-0.1366	0.9157	1	
Indice de risque géopolitique – sous variant acte	-0.0817	0,0989	0.0245	-0.0203	0.6811	0.3322	1

Tableau 4 : statistiques descriptives et coefficient de corrélation des variables – échantillon banques pays européens

Ce tableau représente les statistiques sommaires des différentes variables financières de notre étude pour l'échantillon des banques européennes, en l'occurrence le ratio de capital (TOTAL CAPITAL RATIO), la rentabilité des capitaux propres (ROE), le total des actifs (LN TOTAL ASSETS) et le ratio d'actifs productifs (NET LOANS TO ASSETS). Aussi, ce tableau regroupe les statistiques sommaires des différentes variables non financières de notre étude, soit l'indice de risque géopolitique, l'indice de risque géopolitique (sous variant menace) et l'indice de risque géopolitique (sous variant acte). L'échantillon des banques européennes retenu est 45 banques sur un horizon allant de 2008 à 2022, ce qui donne un total observations de 4,725.

Variabiles	Nombre d'observations	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
Ratio de capital	4 725	16,5001	4,040629	5,90000	31,80000
Rentabilité des capitaux propres	4 725	4,945852	46,64758	-806,4500	54,86000
Total des actifs	4 725	19,91447	2,305962	10,53000	54,11000
Ratio d'actifs productifs	4 725	55,22113	15,18733	11,97000	83,61000
Indice de risque géopolitique	4 725	95,07	20,409073	77,29	160,17
Indice de risque géopolitique – sous variant menace	4 725	102,97	31,545533	74,78	202,58
Indice de risque géopolitique – sous variant acte	4 725	85,34	21,949628	49,32	126,43

Ce tableau présente la matrice de corrélation fournissant des coefficients de corrélations entre les différentes variables dépendantes et indépendantes au seuil de significativité de 1% (0,01).

	Ratio de capital	Rentabilité des capitaux propres	Total des actifs	Ratio d'actifs productifs	Indice de risque géopolitique	Indice de risque géopolitique – sous variant menace	Indice de risque géopolitique – sous variant acte
Ratio de capital	1						
Rentabilité des capitaux propres	0,1429	1					
Total des actifs	0,1080	0,0854	1				
Ratio d'actifs productifs	-0,0590	0,0013	-0,3205	1			
Indice de risque géopolitique	0,1992	0,0573	0,0055	-0,0159	1		
Indice de risque géopolitique – sous variant menace	0,3154	0,0899	0,0003	-0,0267	0,9163	1	
Indice de risque géopolitique – sous variant acte	-0,1036	-0,0295	0,0157	0,0064	0,6849	0,3386	1

Tableau 5 : statistiques descriptives et coefficient de corrélation des variables – échantillon banques pays du MENA

Ce tableau représente les statistiques sommaires des différentes variables financières de notre étude pour l'échantillon des banques du MENA, en l'occurrence le ratio de capital (TOTAL CAPITAL RATIO), la rentabilité des capitaux propres (ROE), le total des actifs (LN TOTAL ASSETS) et le ratio d'actifs productifs (NET LOANS TO ASSETS). Aussi, ce tableau regroupe les statistiques sommaires des différentes variables non financières de notre étude, soit l'indice de risque géopolitique, l'indice de risque géopolitique (sous variant menace) et l'indice de risque géopolitique (sous variant acte). L'échantillon des banques du MENA retenu est 32 banques sur un horizon allant de 2008 à 2022, ce qui donne un total observations de 3,360.

Variabiles	Nombre d'observations	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
Ratio de capital	3 360	17,33098	3,741114	0,60000	37,30000
Rentabilité des capitaux propres	3 360	9,393354	44,13339	-945,24	30,6000
Total des actifs	3 360	17,97690	2,556926	13,56590	24,98814
Ratio d'actifs productifs	3 360	60,51640	13,27084	7,75000	83,3000
Indice de risque géopolitique	3 360	95,07	20,409073	77,29	160,17
Indice de risque géopolitique – sous variant menace	3 360	102,97	31,545533	74,78	202,58
Indice de risque géopolitique – sous variant acte	3 360	85,34	21,949628	49,32	126,43

Ce tableau présente la matrice de corrélation fournissant des coefficients de corrélations entre les différentes variables dépendantes et indépendantes au seuil de significativité de 1% (0,01).

	Ratio de capital	Rentabilité des capitaux propres	Total des actifs	Ratio d'actifs productifs	Indice de risque géopolitique	Indice de risque géopolitique – sous variant menace	Indice de risque géopolitique – sous variant acte
Ratio de capital	1						
Rentabilité des capitaux propres	0,2023	1					
Total des actifs	-0,2532	0,0488	1				
Ratio d'actifs productifs	-0,1139	-0,0053	-0,3642	1			
Indice de risque géopolitique	0,0563	0,0252	0,0294	-0,0256	1		
Indice de risque géopolitique – sous variant menace	0,0910	0,0209	0,0352	-0,0471	0,9175	1	
Indice de risque géopolitique – sous variant acte	-0,0344	0,0173	0,00711	0,0224	0,6829	0,3389	1

Tableau 6 : statistiques descriptives et coefficient de corrélation des variables – échantillon banques pays indopacifique

Ce tableau représente les statistiques sommaires des différentes variables financières de notre étude pour l'échantillon des banques des pays de l'indopacifique, en l'occurrence le ratio de capital (TOTAL CAPITAL RATIO), la rentabilité des capitaux propres (ROE), le total des actifs (LN TOTAL ASSETS) et le ratio d'actifs productifs (NET LOANS TO ASSETS). Aussi, ce tableau regroupe les statistiques sommaires des différentes variables non financières de notre étude, soit l'indice de risque géopolitique, l'indice de risque géopolitique (sous variant menace) et l'indice de risque géopolitique (sous variant acte). L'échantillon des banques de l'indopacifique retenu est 27 banques sur un horizon allant de 2008 à 2022, ce qui donne un total observations de 2,835.

Variabes	Nombre d'observations	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
Ratio de capital	2 835	15,0600	3,421727	9,37000	27,1000
Rentabilité des capitaux propres	2 835	12,40753	8,946209	-55,7700	44,1800
Total des actifs	2 835	21,27908	2,270023	16,19125	27,52459
Ratio d'actifs productifs	2 835	62,26235	9,731179	31,1600	86,23000
Indice de risque géopolitique	2 835	95,07	20,409073	77,29	160,17
Indice de risque géopolitique – sous variant menace	2 835	102,97	31,545533	74,78	202,58
Indice de risque géopolitique – sous variant acte	2 835	85,34	21,949628	49,32	126,43

Ce tableau présente la matrice de corrélation fournissant des coefficients de corrélations entre les différentes variables dépendantes et indépendantes au seuil de significativité de 1% (0,01).

	Ratio de capital	Rentabilité des capitaux propres	Total des actifs	Ratio d'actifs productifs	Indice de risque géopolitique	Indice de risque géopolitique – sous variant menace	Indice de risque géopolitique – sous variant acte
Ratio de capital	1						
Rentabilité des capitaux propres	0,2571	1					
Total des actifs	0,1714	0,0428	1				
Ratio d'actifs productifs	-0,3523	-0,1116	0,0050	1			
Indice de risque géopolitique	0,1569	0,0364	-0,0142	0,0041	1		
Indice de risque géopolitique – sous variant menace	0,2625	0,0055	-0,0393	-0,0124	0,92015	1	
Indice de risque géopolitique – sous variant acte	-0,1018	0,0754	0,0382	0,0234	0,6915	0,35615	1

Tableau 7 : Test de Breusch-Pagan

Ce test permet de détecter la présence ou non d'hétéroscédasticité des termes d'erreurs dans le modèle de régression.

Test sur les individus

Source	Somme des carrés	Degré de liberté	Carré moyen	Nombre d'observations	18 270
Modèle	0,30	49	0.000612	F (141,6794)	
Résidus	41 699,14	18 221	2,2885	Prob > F	0,00000
Total	41 699,44	18 270	2,2823	R ²	0,246179
				R ² – ajusté	0,244442

Test sur l'horizon d'observation

Source	Somme des carrés	Degré de liberté	Carré moyen	Nombre d'observations	18 270
Modèle	0,108098	49	0.002206	F (58,14387)	
Résidus	38 589,85	18 221	2,1178	Prob > F	0,00000
Total	38 589,96	18 270	2,12	R ²	0,118184
				R ² – ajusté	0,116151

Tableau 8 : résultats du premier modèle économétrique – MCO sans effets fixes / avec effets fixes

Les tableaux qui vont suivre indiquent les différents résultats de notre premier modèle économétrique a tester, pour l'échantillon total de 174 banques ainsi pour les sous échantillons spécifiés précédemment. Le modèle a été testé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les résultats trouvés sont des coefficients qui déterminent la relation entre le ratio de capital et les différentes variables en l'occurrence l'indice de risque géopolitique. Nous allons représenter les résultats moyens avec les intervalles pour les seuils de significativité de 10%, 5% et 1%. Aussi, nous allons représenter les résultats sans effets fixes et avec effets fixes.

Échantillon total (174 banques)

Ratio de capital des banques									
Variables	Sans effets fixes				Effets fixes des banques				
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	
Rentabilité des capitaux propres	0,014	0,011/ 0,018	0,009/ 0,018	0,008/ 0,020	0,009	0,007/ 0,012	0,006/ 0,013	0,005/ 0,0144	
Total des actifs	0,173	0,129/ 0,217	0,120/ 0,225	0,104/ 0,242	-0,010	-0,143 /0,122	-0,169/ 0,148	-0,219/ 0,197	
Ratio d'actifs productifs	-0,059	-0,069/ -0,049	-0,071/ -0,048	-0,074/ -0,044	-0,092	-0,105/ -0,081	-0,107/ -0,078	-0,112/ -0,073	
Indice de risque géopolitique	0,018	0,012/ 0,025	0,011/ 0,026	0,008/ 0,028	0,021	0,0166/ 0,0263	0,015/ 0,027	0,013/ 0,029	
Constante	13,658	12,421/ 14,895	12,183/ 15,132	11,721/ 15,595	18,843	16,084/ 21,603	15,555/ 22,132	14,52/ 23,17	
Observations	13 050	13 050	13 050	13 050	13 050	13 050	13 050	13 050	
R2		0,083658				0,578863			
Effets fixes	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Ratio de capital des banques									
Variables	Sans effets fixes				Effets fixes des banques				
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	
Rentabilité des capitaux propres	0,002	-0,011/ 0,015	-0,014/ 0,018	-0,019/ 0,023	0,004	-0,007/ 0,016	-0,009/ 0,018	-0,014/ 0,023	
Total des actifs	0,306	0,259/ 0,354	0,250/ 0,363	0,233/ 0,381	0,088	-0,002/ 0,179	-0,020/ 0,197	-0,054/ 0,231	
Ratio d'actifs productifs	-0,114	-0,129/ -0,101	-0,131/ -0,097	-0,137/ -0,091	-0,114	-0,131/ -0,097	-0,134/ -0,093	-0,141/ -0,087	
Indice de risque géopolitique	0,058	-0,001/ 0,012	-0,002/ 0,014	-0,005/ 0,017	0,003	-0,001/ 0,009	-0,002/ 0,010	-0,004/ 0,012	
Constante	14,00	12,64/ 15,35	12,38/ 15,61	11,87/ 16,12	18,16	16,18/ 20,14	15,80/ 20,52	15,05/ 21,26	
Observations	4 575	4 575	4 575	4 575	4 575	4 575	4 575	4 575	
R2		0,261946				0,601185			
Effets fixes	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	

Échantillon banques européennes (45 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Coefficient	Sans effets fixes			Effets fixes des banques			
		Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,011	0,005/ 0,016	0,004/ 0,017	0,003/ 0,018	0,004	0,0006/ 0,0086	-0,0001/ 0,0094	-0,0016/ 0,0109
Total des actifs	0,183	0,039/ 0,327	0,012/ 0,355	-0,042/ 0,409	0,202	0,015/ 0,39	-0,021/ 0,426	-0,091/ 0,497
Ratio d'actifs productifs	-0,007	-0,025/ 0,009	-0,028/ 0,013	-0,034/ 0,019	0,003	-0,027/ 0,035	-0,033/ 0,041	-0,044/ 0,052
Indice de risque géopolitique	0,038	0,025/ 0,051	0,023/ 0,053	0,018/ 0,058	0,022	0,010/ 0,033	0,008/ 0,035	0,004/ 0,039
Constante	9,55	6,03/ 13,09	5,35/ 13,77	4,02/ 15,09	10,12	5,83/ 14,41	5,01/ 15,24	3,39/ 16,85
Observations	3 375	3 375	3 375	3 375	3 375	3 375	3 375	3 375
R2	0,068887				0,537157			
Effets fixes	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Coefficient	Sans effets fixes			Effets fixes des banques			
		Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,018	0,012/ 0,024	0,011/ 0,025	0,009/ 0,027	0,016	0,012/ 0,021	0,011/ 0,022	0,009/ 0,023
Total des actifs	-0,516	-0,625/ -0,407	-0,646/ -0,386	-0,687/ -0,345	-0,639	-0,806/ -0,471	-0,838/ -0,439	-0,901/ -0,376
Ratio d'actifs productifs	-0,067	-0,088/ -0,047	-0,092/ -0,043	-0,100/ -0,035	-0,028	-0,054/ -0,003	-0,059/ 0,002	-0,068/ 0,011
Indice de risque géopolitique	0,010	-0,003/ 0,023	-0,005/ 0,026	-0,010/ 0,031	0,013	0,003/ 0,025	0,001/ 0,027	-0,003/ 0,031
Constante	29,53	26,57/ 32,51	26,00/ 33,07	24,88/ 34,19	29,08	25,18/ 32,98	24,43/ 33,74	22,95/ 35,21
Observations	2 400	2 400	2 400	2 400	2 400	2 400	2 400	2 400
R2	0,163718				0,572630			
Effets fixes	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Ratio de capital des banques									
Variables	Coefficient	Sans effets fixes			Effets fixes des banques				
		Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	
Rentabilite des capitaux propres	0,079	0,051/ 0,107	0,046/ 0,112	0,035/ 0,123	-0,043	-0,072/ -0,015	-0,078/ -0,010	-0,089/ 0,001	
Total des actifs	0,251	0,141/ 0,360	0,120/ 0,382	0,079/ 0,423	-0,185	-0,349/ -0,021	-0,380/ 0,010	-0,442/ 0,072	
Ratio d'actifs productifs	-0,116	-0,142/ -0,091	-0,147/ -0,086	-0,156/ -0,076	-0,113	-0,144/ -0,082	-0,150/ -0,076	-0,162/ -0,064	
Indice de risque géopolitique	0,025	0,014/ 0,038	0,011/ 0,040	0,006/ 0,045	0,028	0,019/ 0,038	0,017/ 0,040	0,013/ 0,044	
Constante	13,51	10,42/ 16,61	9,82/ 17,20	8,66/ 18,37	23,87	19,75/ 27,98	18,96/ 28,78	17,41/ 30,32	
Observations	2 025	2 025	2 025	2 025	2 025	2 025	2 025	2 025	
R2		0,222447				0,593436			
Effets fixes	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	

Tableau 9 : résultats du premier modèle économétrique – MCO effets aléatoires / biais de simultanéité

Les tableaux qui vont suivre indiquent les différents résultats de notre premier modèle économétrique à tester, pour l'échantillon total de 174 banques ainsi pour les sous échantillons spécifiés précédemment. Le modèle a été testé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Cette fois ci, nous allons présenter les résultats avec deux tests de robustesse additionnels, soit :

- 1- Contrôler les effets fixes pour les individus et considérer les effets aléatoires pour horizon;
- 2- Contrôler le biais de simultanéité en considérant les données t-1 de l'indice de risque géopolitique.

Les résultats trouvés sont des coefficients qui déterminent la relation entre le ratio de capital et les différentes variables en l'occurrence l'indice de risque géopolitique. Nous allons représenter les résultats moyens avec les intervalles pour les seuils de significativité de 10%, 5% et 1%.

Échantillon total (174 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Effets fixes individus / effets aléatoires horizon				Effets retardés t-1 (variables explicatives)			
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,009	0,007/ 0,012	0,006/ 0,013	0,005/ 0,014	0,005	0,002/ 0,008	0,002/ 0,009	0,001/ 0,010
Total des actifs	-0,009	-0,142/ 0,123	-0,167/ 0,148	-0,218/ 0,198	0,042	-0,101/ /0,186	-0,129/ 0,214	-0,182/ 0,269
Ratio d'actifs productifs	-0,093	-0,106/ -0,081	-0,107/ -0,078	-0,112/ -0,074	-0,076	-0,089/ -0,064	-0,092/ -0,061	-0,097/ -0,057
Indice de risque géopolitique	0,021	0,016/ 0,025	0,015/ 0,026	0,013/ 0,028	-0,013	-0,019/ -0,008	-0,020/ -0,007	-0,022/ 0,005
Constante	18,91	16,16/ 21,66	15,64/ 22,19	14,61/ 23,22	20,35	17,37/ 23,33	16,79/ 23,90	15,67/ 25,02
Observations	13 050	13 050	13 050	13 050	12 180	12 180	12 180	12 180
R2	0,540568				0,537128			
Effets fixes	Partiels	Partiels	Partiels	Partiels	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Effets fixes individus / effets aléatoires horizon				Effets retardés t-1 (variables explicatives)			
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,002	-0,009/ 0,014	-0,011/ 0,016	-0,016/ 0,021	0,000	-0,012/ 0,012	-0,014/ 0,015	-0,019/ 0,019
Total des actifs	0,098	0,007/ 0,189	-0,009/ 0,207	-0,043/ 0,242	0,128	0,029/ 0,228	0,010/ 0,247	-0,027/ 0,285
Ratio d'actifs productifs	-0,113	-0,131/ -0,096	-0,134/ -0,093	-0,140/ -0,086	-0,081	-0,099/ -0,062	-0,102/ -0,059	-0,110/ -0,052
Indice de risque géopolitique	0,004	-0,001/ 0,010	-0,002/ 0,011	-0,003/ 0,013	-0,025	-0,031/ -0,019	-0,032/ -0,018	-0,035/ -0,015
Constante	17,87	15,91/ 19,84	15,53/ 20,21	14,79/ 20,96	18,49	16,33/ 20,64	15,92/ 21,05	15,12/ 21,86
Observations	4 575	4 575	4 575	4 575	4 270	4 270	4 270	4 270
R2	0,555120				0,570892			
Effets fixes	Partiels	Partiels	Partiels	Partiels	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques européennes (45 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Effets fixes individus / effets aléatoires horizon				Effets retardés t-1 (variables explicatives)			
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,005	0,001/ 0,009	0,000/ 0,010	-0,001/ 0,011	0,005	0,001/ 0,009	0,001/ 0,009	-0,001/ 0,011
Total des actifs	0,127	0,001/ 0,009	0,000/ 0,010	-0,043/ 0,298	0,195	0,009/ 0,381	-0,027/ 0,416	-0,097/ 0,487
Ratio d'actifs productifs	-0,006	-0,036/ 0,024	-0,042/ 0,029	-0,054/ 0,041	-0,002	-0,033/ 0,030	-0,040/ 0,036	-0,052/ 0,048
Indice de risque géopolitique	0,027	0,016/ 0,037	0,014/ 0,039	0,011/ 0,044	-0,059	-0,073/ -0,046	-0,076/ -0,043	-0,081/ -0,038
Constante	11,69	8,73/ 14,65	8,17/ 15,22	7,05/ 16,33	18,48	14,20/ 22,77	13,38/ 23,60	11,77/ 25,21
Observations	3 375	3 375	3 375	3 375	3 125	3 125	3 125	3 125
R2	0,396318				0,531585			
Effets fixes	Partiels	Partiels	Partiels	Partiels	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Effets fixes individus / effets aléatoires horizon				Effets retardés t-1 (variables explicatives)			
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,017	0,013/ 0,021	0,011/ 0,022	0,009/ 0,024	-0,001	-0,005/ 0,004	-0,006/ 0,004	-0,008/ 0,007
Total des actifs	-0,654	-0,821/ -0,487	-0,853/ -0,455	-0,916/ -0,392	-0,458	-0,639/ -0,276	-0,674/ -0,242	-0,742/ -0,173
Ratio d'actifs productifs	-0,028	-0,054/ -0,003	-0,059/ 0,001	-0,068/ 0,011	-0,017	-0,047/ 0,011	-0,053/ 0,017	-0,064/ 0,028
Indice de risque géopolitique	0,012	-0,002/ 0,023	-0,000/ 0,025	-0,003/ 0,029	-0,026	-0,037/ -0,013	-0,039/ -0,011	-0,044/ -0,007
Constante	29,43	25,54/ 33,31	24,80/ 34,06	23,33/ 35,53	29,15	24,91/ 33,39	24,09/ 34,20	22,48/ 35,80
Observations	2 400	2 400	2 400	2 400	2 240	2 240	2 240	2 240
R2	0,503986				0,490564			
Effets fixes	Partiels	Partiels	Partiels	Partiels	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Effets fixes individus / effets aléatoires horizon				Effets retardés t-1 (variables explicatives)			
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	-0,035	-0,063/ -0,007	-0,068/ -0,002	-0,079/ 0,008	-0,025	-0,056/ -0,005	-0,061/ 0,011	-0,073/ 0,023
Total des actifs	-0,149	-0,309/ 0,010	-0,340/ 0,041	-0,400/ 0,101	-0,033	-0,214/ 0,148	-0,250/ 0,183	-0,318/ 0,252
Ratio d'actifs productifs	-0,127	-0,157/ -0,097	-0,162/ -0,091	-0,174/ -0,079	-0,059	-0,093/ -0,024	-0,101/ -0,018	-0,114/ -0,005
Indice de risque géopolitique	0,020	0,019/ 0,038	0,017/ 0,040	0,014/ 0,043	-0,013	-0,023/ 0,001	-0,026/ 0,002	-0,030/ 0,007
Constante	23,83	19,83/ 27,83	19,06/ 28,60	17,55/ 30,11	20,94	16,36/ 25,52	15,48/ 26,40	13,75/ 28,13
Observations	2 025	2 025	2 025	2 025	1 890	1 890	1 890	1 890
R2	0,537214				0,500371			
Effets fixes	Partiels	Partiels	Partiels	Partiels	Oui	Oui	Oui	Oui

Tableau 10 : test de Hausman – premier modèle économétrique

Échantillon	Statistique Chi-deux	Probabilité
Échantillon total 174 banques	5,381198	0,2504
Échantillon pays asiatiques 61 banques	9,438539	0,0510
Échantillon pays européens 45 banques	29,318752	0,0000
Échantillon pays MENA 32 banques	10,478234	0,0331
Échantillon pays indopacifiques 27 banques	11,4444	0,0220

Tableau 11 : résultats du deuxième modèle économétrique – MCO sans effets fixes / avec effets fixes

Les tableaux qui vont suivre indiquent les différents résultats de notre deuxième modèle économétrique à tester, pour l'échantillon total de 174 banques ainsi pour les sous échantillons spécifiés précédemment. Le modèle a été testé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les résultats trouvés sont des coefficients qui terminent la relation entre le ratio de capital et les différentes variables en l'occurrence l'indice de risque géopolitique et les 2 sous variants du risque géopolitique (menace et acte). Nous allons représenter les résultats moyens avec les intervalles pour les seuils de significativité de 10%, 5% et 1%. Aussi, nous allons représenter les résultats sans effets fixes et avec effets fixes.

Échantillon total (174 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Sans effets fixes				Effets fixes des banques			
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,014	0,010/ 0,018	0,009/ 0,018	0,008/ 0,019	0,009	0,006/ 0,012	0,005/ 0,012	0,004/ 0,014
Total des actifs	0,181	0,137/ 0,224	0,129/ 0,232	0,113/ 0,249	0,103	-0,028/ 0,234	-0,053/ 0,259	-0,102/ 0,309
Ratio d'actifs productifs	-0,057	-0,067/ -0,048	-0,069/ -0,045	-0,072/ -0,042	-0,087	-0,099/ -0,076	-0,102/ -0,073	-0,107/ -0,069
Indice de risque géopolitique	-0,043	-0,192/ 0,106	-0,221/ 0,135	-0,277/ 0,190	0,056	-0,057/ 0,171	-0,079/ 0,193	-0,122/ 0,236
Indice de risque géopolitique – menace	0,046	-0,028/ 0,121	-0,043/ 0,135	-0,071/ 0,164	-0,004	-0,062/ 0,053	-0,073/ 0,064	-0,094/ 0,086
Indice de risque géopolitique - acte	-0,005	-0,064/ 0,054	-0,075/ 0,065	-0,097/ 0,088	-0,041	-0,087/ 0,003	-0,095/ 0,012	-0,112/ 0,029
Constante	14,92	13,03/ 16,80	12,68/ 17,16	11,97/ 17,87	17,03	14,13/ 19,92	13,58/ 20,47	12,50/ 21,56
Observations	18 270	18 270	18 270	18 270	18 270	18 270	18 270	18 270
R2	0,108307				0,597175			
Effets fixes	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Sans effets fixes				Effets fixes des banques			
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,007	-0,005/ 0,021	-0,008/ 0,023	-0,013/ 0,028	0,009	-0,003/ 0,021	-0,005/ 0,023	-0,009/ 0,028
Total des actifs	0,305	0,259/ 0,351	0,25/ 0,36	0,232/ 0,378	0,135	0,044/ 0,226	0,026/ 0,244	-0,007/ 0,278
Ratio d'actifs productifs	-0,109	-0,124/ -0,095	-0,126/ -0,092	-0,132/ -0,087	-0,108	-0,125/ -0,091	-0,129/ -0,088	-0,135/ -0,082
Indice de risque géopolitique	-0,048	-0,201/ 0,104	-0,231/ 0,134	-0,288/ 0,191	-0,085	-0,209/ 0,039	-0,233/ 0,063	-0,28/ 0,109
Indice de risque géopolitique – menace	0,038	-0,038/ 0,115	-0,052/ 0,131	-0,081/ 0,159	0,053	-0,009/ 0,116	-0,021/ 0,128	-0,044/ 0,152
Indice de risque géopolitique - acte	-0,001	-0,061/ 0,060	-0,072/ 0,072	-0,095/ 0,095	0,018	-0,031/ 0,068	-0,04/ 0,077	-0,058/ 0,096

Constante	14,90	12,99/ 16,81	12,62/ 17,18	11,90/ 17,90	18,28	16,05/ 20,51	15,62/ 20,94	14,79/ 21,77
Observations	6 405	6 405	6 405	6 405	6 405	6 405	6 405	6 405
R2	0,288008				0,614124			
Effets fixes	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques européennes (45 banques)

Ratio de capital des banques								
Sans effets fixes					Effets fixes des banques			
Variables	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilite des capitaux propres	0,008	0,004/ 0,013	0,003/ 0,014	0,001/ 0,016	0,0036	9,18 ^E -5/ 0,007	-0,001/ 0,008	-0,002/ 0,009
Total des actifs	0,215	0,078/ 0,349	0,051/ 0,376	0,001/ 0,427	0,237	0,055/ 0,413	0,021/ 0,448	-0,047/ 0,516
Ratio d'actifs productifs	-0,004	-0,02/ 0,013	-0,023/ 0,016	-0,029/ 0,021	0,013	-0,014/ 0,046	-0,019/ 0,051	-0,031/ 0,062
Indice de risque géopolitique	-0,079	-0,358/ 0,208	-0,412/ 0,262	-0,518/ 0,368	-0,659	-0,929/ -0,383	-0,981/ -0,331	-1,084/ -0,228
Indice de risque géopolitique – menace	0,091	-0,054/ 0,230	-0,081/ 0,257	-0,135/ 0,311	0,371	0,232/ 0,507	0,206/ 0,534	0,154/ 0,585
Indice de risque géopolitique - acte	-0,012	-0,126/ 0,097	-0,148/ 0,119	-0,190/ 0,161	0,22	0,111/ 0,326	0,091/ 0,346	0,050/ 0,387
Constante	11,68	7,37/ 16,04	6,54/ 16,87	4,91/ 18,51	16,65	11,77/ 21,40	10,84/ 22,33	9,02/ 24,14
Observations	4 725	4 725	4 725	4 725	4 725	4 725	4 725	4 725
R2	0,170892				0,581275			
Effets fixes	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Ratio de capital des banques								
Sans effets fixes					Effets fixes des banques			
Variables	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilite des capitaux propres	0,018	0,012/ 0,024	0,011/ 0,025	0,009/ 0,027	0,016	0,012/ 0,021	0,011/ 0,022	0,009/ 0,024
Total des actifs	-0,516	-0,624/ -0,408	-0,645/ -0,386	-0,686/ -0,345	-0,642	-0,807/ -0,476	-0,839/ -0,444	-0,901/ -0,381
Ratio d'actifs productifs	-0,066	-0,087/ -0,045	-0,091/ -0,041	-0,098/ -0,033	-0,026	-0,051/ -0,008	-0,056/ 0,004	-0,066/ 0,014
Indice de risque géopolitique	-0,005	-0,315/ 0,305	-0,375/ 0,365	-0,492/ 0,483	-0,241	-0,508/ 0,026	-0,559/ 0,077	-0,659/ 0,178
Indice de risque géopolitique – menace	0,016	-0,14/ 0,172	-0,17/ 0,202	-0,228/ 0,261	0,137	0,003/ 0,272	-0,023/ 0,298	-0,073/ 0,348
Indice de risque géopolitique - acte	-0,010	-0,132/ 0,112	-0,156/ 0,136	-0,202/ 0,182	0,081	-0,023/ 0,187	-0,043/ 0,207	-0,083/ 0,247
Constante	30,11	25,87/ 34,36	25,06/ 35,18	23,46/ 36,78	32,05	27,41/ 36,68	26,52/ 37,57	24,77/ 39,32
Observations	3 360	3 360	3 360	3 360	3 360	3 360	3 360	3 360
R2	0,172442				0,583054			
Effets fixes	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Ratio de capital des banques									
Variables	Coefficient	Sans effets fixes			Effets fixes des banques				
		Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	
Rentabilite des capitaux propres	0,089	0,062/ 0,114	0,057/ 0,119	0,047/ 0,129	-0,026	-0,0051/ -0,001	-0,056/ 0,004	-0,066/ 0,013	
Total des actifs	0,281	0,178/ 0,384	0,158/ 0,404	0,119/ 0,442	-0,087	-0,233/ 0,058	-0,261/ 0,087	-0,316/ 0,142	
Ratio d'actifs productifs	-0,109	-0,133/ -0,085	-0,138/ -0,081	-0,147/ -0,071	-0,099	-0,128/ -0,071	-0,133/ -0,066	-0,144/ -0,055	
Indice de risque géopolitique	-0,219	-0,499/ 0,059	-0,552/ 0,113	-0,658/ 0,218	-0,326	-0,54/ -0,112	-0,582/ -0,071	-0,663/ 0,009	
Indice de risque géopolitique – menace	0,149	0,008/ 0,288	-0,018/ 0,315	-0,071/ 0,368	0,202	0,095/ 0,31	0,074/ 0,33	0,034/ 0,37	
Indice de risque géopolitique - acte	0,048	-0,063/ 0,158	-0,084/ 0,179	-0,125/ 0,221	0,092	0,007/ 0,177	-0,008/ 0,193	-0,040/ 0,225	
Constante	16,32	12,47/ 20,19	11,72/ 20,93	10,26/ 22,39	25,71	21,68/ 29,75	20,90/ 30,53	19,37/ 32,05	
Observations	2 835	2 835	2 835	2 835	2 835	2 835	2 835	2 835	
R2		0,323081				0,682190			
Effets fixes	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	

Tableau 12 : résultats du deuxième modèle économétrique – MCO effets aléatoires / biais de simultanéité

Les tableaux qui vont suivre indiquent les différents résultats de notre premier modèle économétrique à tester, pour l'échantillon total de 174 banques ainsi pour les sous échantillons spécifiés précédemment. Le modèle a été testé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Cette fois ci, nous allons présenter les résultats avec deux tests de robustesse additionnels, soit :

- 1- Contrôler les effets fixes pour les individus et considérer les effets aléatoires pour horizon;
- 2- Contrôler le biais de simultanéité en considérant les données t-1 de l'indice de risque géopolitique, de l'indice de risque géopolitique « menace » et de l'indice de risque géopolitique « acte ».

Les résultats trouvés sont des coefficients qui déterminent la relation entre le ratio de capital et les différentes variables en l'occurrence l'indice de risque géopolitique. Nous allons représenter les résultats moyens avec les intervalles pour les seuils de significativité de 10%, 5% et 1%.

Échantillon total (174 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Effets fixes individus / effets aléatoires horizon				Effets retardés t-1 (variables explicatives)			
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,009	0,006/ 0,012	0,005/ 0,012	0,004/ 0,013	0,004	0,002/ 0,007	0,001/ 0,008	0,000/ 0,009
Total des actifs	0,108	-0,022/ 0,239	-0,047/ 0,264	-0,096/ 0,313	0,143	0,000/ 0,285	-0,027/ 0,312	-0,081/ 0,366
Ratio d'actifs productifs	-0,087	-0,099/ -0,076	-0,102/ -0,073	-0,107/ -0,068	-0,075	-0,088/ -0,063	-0,091/ -0,060	-0,095/ -0,056
Indice de risque géopolitique	0,039	-0,072/ 0,151	-0,094/ 0,173	-0,136/ 0,215	0,350	0,231/ 0,468	0,208/ 0,491	0,163/ 0,535
Indice de risque géopolitique – menace	0,004	-0,052/ 0,061	-0,063/ 0,071	-0,084/ 0,092	-0,171	-0,231/ -0,111	-0,242/ -0,099	-0,265/ -0,077
Indice de risque géopolitique - acte	-0,035	-0,079/ 0,009	-0,087/ 0,017	-0,104/ 0,034	-0,166	-0,213/ -0,119	-0,222/ -0,110	-0,239/ -0,093
Constante	17,14	14,26/ 20,02	13,71/ 20,58	12,63/ 21,66	15,63	12,54/ 18,72	11,95/ 19,32	10,79/ 20,47
Observations	18 270	18 270	18 270	18 270	17 052	17 052	17 052	17 052
R2	0,560991				0,557092			
Effets fixes	Partiels	Partiels	Partiels	Partiels	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Effets fixes individus / effets aléatoires horizon				Effets retardés t-1 (variables explicatives)			
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,007	-0,005/ 0,018	-0,006/ 0,021	-0,011/ 0,025	0,005	-0,007/ 0,017	-0,009/ 0,019	-0,014/ 0,024
Total des actifs	0,158	0,067/ 0,249	0,051/ 0,266	0,016/ /0,301	0,177	0,078/ 0,276	0,058/ 0,296	0,039/ 0,333
Ratio d'actifs productifs	-0,106	-0,124/ -0,089	-0,127/ -0,086	-0,133/ -0,080	-0,080	-0,098/ -0,062	-0,102/ -0,058	-0,108/ -0,052
Indice de risque géopolitique	-0,061	-0,181/ 0,060	-0,205/ 0,083	-0,249/ 0,129	0,193	0,065/ 0,322	0,041/ /0,347	-0,007/ 0,395
Indice de risque géopolitique – menace	0,042	-0,018/ 0,103	-0,029/ 0,115	-0,052/ 0,138	-0,103	-0,168/ -0,037	-0,180/ -0,025	-0,205/ -0,001
Indice de risque géopolitique - acte	0,008	-0,039/ 0,056	-0,049/ 0,065	-0,067/ 0,083	-0,101	-0,152/ -0,050	-0,162/ -0,040	-0,181/ -0,021
Constante	17,48	15,30/ 19,66	14,88/ 20,08	14,06/ 20,91	15,91	13,52/ 18,29	13,06/ 18,75	12,16/ 19,65
Observations	6 405	6 405	6 405	6 405	5 978	5 978	5 978	5 978
R2	0,567745				0,584816			
Effets fixes	Partiels	Partiels	Partiels	Partiels	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques européennes (45 banques)

Ratio de capital des banques								
Variables	Effets fixes individus / effets aléatoires horizon				Effets retardés t-1 (variables explicatives)			
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%
Rentabilité des capitaux propres	0,004	0,000/ 0,008	-0,000/ 0,008	-0,001/ 0,010	0,005	0,001/ 0,009	0,000/ 0,009	-0,001/ 0,011
Total des actifs	0,120	0,016/ 0,224	-0,003/ 0,245	-0,043/ 0,284	0,218	0,033/ 0,404	-0,002/ 0,439	-0,071/ 0,509
Ratio d'actifs productifs	0,001	-0,027/ 0,031	-0,032/ 0,036	-0,043/ 0,047	-0,003	-0,035/ 0,028	-0,041/ 0,034	-0,053/ 0,047
Indice de risque géopolitique	-0,296	-0,532/ -0,060	-0,577/ -0,014	-0,666/ 0,074	0,051	-0,237/ 0,341	-0,293/ 0,396	-0,402/ 0,505
Indice de risque géopolitique – menace	0,196	0,077/ 0,314	0,054/ 0,337	0,010/ 0,382	-0,040	-0,188/ 0,108	-0,217/ 0,137	-0,273/ 0,193
Indice de risque géopolitique - acte	0,072	-0,020/ 0,166	-0,038/ 0,183	-0,073/ 0,219	-0,065	-0,178/ 0,048	-0,201/ 0,070	-0,243/ 0,113
Constante	15,67	12,09/ 19,26	11,40/ 19,95	10,05/ 21,30	17,17	12,28/ 22,06	11,35/ 22,99	9,51/ 24,83
Observations	4 725	4 725	4 725	4 725	4 375	4 375	4 375	4 375
R2	0,467870				0,539226			
Effets fixes	Partiels	Partiels	Partiels	Partiels	Oui	Oui	Oui	Oui

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Ratio de capital des banques									
Variables	Effets fixes individus / effets aléatoires horizon				Effets retardés t-1 (variables explicatives)				
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	
Rentabilité des capitaux propres	0,018	0,013/ 0,022	0,012/ 0,023	0,011/ 0,025	-0,001	-0,005/ 0,003	-0,006/ 0,004	-0,008/ 0,006	
Total des actifs	-0,672	-0,836/ -0,506	-0,868/ -0,474	-0,931/ -0,412	-0,455	-0,637/ -0,275	-0,672/ -0,239	-0,740/ -0,171	
Ratio d'actifs productifs	-0,023	-0,049/ 0,001	-0,053/ 0,006	-0,063/ 0,016	-0,018	-0,048/ 0,011	-0,053/ 0,016	-0,064/ 0,027	
Indice de risque géopolitique	-0,081	-0,315/ 0,153	-0,360/ 0,198	-0,448/ 0,286	0,083	-0,201/ 0,368	-0,256/ 0,423	-0,363/ 0,530	
Indice de risque géopolitique – menace	0,056	-0,061/ 0,173	-0,084/ 0,196	-0,128/ 0,241	-0,051	-0,195/ 0,092	-0,222/ 0,119	-0,276/ 0,174	
Indice de risque géopolitique - acte	0,018	-0,073/ 0,110	-0,091/ 0,128	-0,126/ 0,163	-0,049	-0,162 0,062	-0,184 0,084	-0,226/ 0,126	
Constante	30,99	26,52/ 35,47	25,66/ 36,33	23,97/ 38,01	28,28	23,25/ 33,33	22,27/ 34,30	20,37/ 36,20	
Observations	3 360	3 360	3 360	3 360	3 136	3 136	3 136	3 136	
R2		0,506041					0,489879		
Effets fixes	Partiels	Partiels	Partiels	Partiels	Oui	Oui	Oui	Oui	

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Ratio de capital des banques									
Variables	Effets fixes individus / effets aléatoires horizon				Effets retardés t-1 (variables explicatives)				
	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	Coefficient	Seuil 10%	Seuil 5%	Seuil 1%	
Rentabilité des capitaux propres	-0,022	-0,047/ 0,002	-0,052/ 0,007	-0,061/ 0,017	-0,012	-0,041/ -0,016	-0,046/ 0,021	-0,056/ 0,032	
Total des actifs	-0,043	-0,186/ 0,099	-0,214/ 0,126	-0,268/ 0,181	0,057	-0,110/ 0,225	-0,142/ 0,257	-0,206/ 0,321	
Ratio d'actifs productifs	-0,113	-0,139/ -0,086	-0,144/ -0,080	-0,155/ -0,070	-0,064	-0,096/ -0,032	-0,103/ -0,026	-0,115/ -0,014	
Indice de risque géopolitique	-0,194	-0,398/ 0,009	-0,438/ 0,049	-0,514/ 0,126	0,176	-0,062/ -0,414	-0,107/ -0,460	-0,198/ 0,550	
Indice de risque géopolitique – menace	0,135	0,032/ 0,237	0,012/ 0,257	-0,025/ 0,295	-0,072	-0,191/ 0,048	-0,214/ 0,071	-0,259/ 0,116	
Indice de risque géopolitique – acte t-1	0,043	-0,037/ 0,124	-0,052/ 0,139	-0,083/ 0,170	-0,118	-0,212/ -0,023	-0,231/ -0,006	-0,266/ 0,030	
Constante	24,13	20,20/ 28,06	19,44/ 28,82	17,96/ 30,30	18,76	14,19/ 23,33	13,31/ 24,21	11,58/ 25,94	
Observations	2 835	2 835	2 835	2 835	2 646	2 646	2 646	2 646	
R2		0,622737					0,579344		
Effets fixes	Partiels	Partiels	Partiels	Partiels	Oui	Oui	Oui	Oui	

Tableau 13 : test de Hausman – deuxième modèle économétrique

Échantillon	Statistique Chi-deux	Probabilité
Échantillon total 174 banques	3,264651	0,775
Échantillon pays asiatiques 61 banques	18,364857	0,0054
Échantillon pays européens 45 banques	41,285917	0,0000
Échantillon pays MENA 32 banques	30,640941	0,0000
Échantillon pays indopacifiques 27 banques	27,995472	0,0001

Tableau 14 : différents résultats eviews

Statistiques descriptives et matrice variance covariance – échantillon total

Descriptive Statistics for TOTALCAPITALRATIO
 Categorized by values of TOTALCAPITALRATIO
 Date: 04/07/24 Time: 12:48
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 2610

TOTALCAPIT ALRATIO	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[0, 10)	8.919858	9.320000	9.990000	0.600000	1.400951	-3.857941	20.80900	141
[10, 20)	14.77301	14.70000	19.99000	10.02000	2.547133	0.076017	2.085288	2143
[20, 30)	22.28935	21.80000	28.60000	20.00000	1.921500	1.125899	3.801121	307
[30, 40)	33.45056	33.00000	37.86000	30.00000	2.680001	0.307862	1.623220	18
[40, 50)	41.10000	41.10000	41.10000	41.10000	NA	NA	NA	1
All	15.47981	15.00000	41.10000	0.600000	4.072312	1.000190	5.875738	2610

Descriptive Statistics for ROE
 Categorized by values of ROE
 Date: 04/07/24 Time: 13:13
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 2610

ROE	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[-1000, -500)	-848.8500	-806.4500	-794.8600	-945.2400	83.67709	-0.691876	1.500000	3
[-500, 0)	-23.84535	-10.07000	-0.110000	-452.2600	47.46398	-5.901489	47.55823	155
[0, 500)	12.03424	10.57000	63.86000	0.020000	7.511690	1.534202	7.153625	2452
All	8.913935	10.06000	63.86000	-945.2400	33.32092	-21.38238	541.3236	2610

Descriptive Statistics for LNTOTALASSETS
 Categorized by values of LNTOTALASSETS
 Date: 04/07/24 Time: 13:06
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 2610

LNTOTALAS SETS	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[10, 15)	14.47204	14.61397	14.99829	13.38517	0.423103	-0.806466	2.514930	230
[15, 20)	17.67803	17.85986	19.99020	15.01016	1.526371	-0.201880	1.704408	1314
[20, 25)	21.42133	21.19446	24.98814	20.00245	1.138747	1.198612	3.859067	982
[25, 30)	26.23452	26.29195	27.52459	25.04249	0.587143	0.128005	2.316093	84
All	19.07929	19.26072	27.52459	13.38517	2.873996	0.229085	2.757993	2610

Descriptive Statistics for NETLOANSTOASSETS
Categorized by values of NETLOANSTOASSETS
Date: 04/07/24 Time: 13:16
Sample: 2008 2022
Included observations: 2610

NETLOANST OASSETS	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[0, 20)	15.60222	16.82000	19.66000	7.750000	3.204066	-0.829411	2.915931	36
[20, 40)	33.10891	34.28000	39.90000	20.15000	5.265288	-0.811193	2.712984	265
[40, 60)	52.58195	53.66000	59.99000	40.00000	5.394861	-0.598220	2.320386	1080
[60, 80)	66.91420	66.16500	79.98000	60.00000	4.890071	0.654781	2.602147	1198
[80, 100)	82.26484	81.55000	86.23000	80.10000	1.946321	0.487051	1.875457	31
All	57.02585	59.20500	86.23000	7.750000	12.97745	-0.841037	3.784727	2610

	TOTALCAPITA LRATIO	ROE	LNTOTALASSETS	NETLOANS TOASSETS	GPRINDEX	GPRINDEXTHR EAT	GPRINDEXACT
TOTALCAPITALRATIO	1	0.1357	0.1534	-0.2087	0.1014	0.1589	-0.0492
ROE	0.1357	1	0.0910	-0.0191	0.0267	0.0350	-0.0013
LNTOTALASSETS	0.1534	0.0910	1	-0.1076	-9.6061e-06	-0.0108	0.0203
NETLOANSTOASSETS	-0.2087	-0.0191	-0.1076	1	-0.0392	-0.0529	-0.0004
GPRINDEX	0.1014	0.0267	-9.6061e-06	-0.0392	1	0.9160	0.6826
GPRINDEXTHREAT	0.15892	0.03507	-0.0108	-0.0529	0.9160	1	0.3350
GPRINDEXACT	-0.0492	-0.0013	0.0203	-0.0004	0.6826	0.33502	1

Statistiques descriptives et matrice variance covariance – échantillon banques pays asiatiques

Descriptive Statistics for TOTALCAPITALRATIO
 Categorized by values of TOTALCAPITALRATIO
 Date: 03/31/24 Time: 22:38
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 915

TOTALCAPIT ALRATIO	Mean	Median	Max	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[0, 5)	2.390000	2.390000	2.390000	0.000000	NA	NA	2
[5, 10)	9.308511	9.400000	9.980000	0.504837	-0.934278	3.290200	47
[10, 15)	12.56405	12.51000	14.97000	1.354355	0.022148	1.985805	566
[15, 20)	16.77624	16.56500	19.99000	1.327207	0.704085	2.425606	268
[20, 25)	21.30400	20.79500	24.40000	1.196283	1.092427	3.495504	30
[25, 30)	25.53000	25.53000	25.60000	0.098995	0.000000	1.000000	2
All	13.92322	13.46000	25.60000	2.950652	0.570129	3.810885	915

Descriptive Statistics for ROE
 Categorized by values of ROE
 Date: 03/31/24 Time: 22:46
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 915

ROE	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[-150, -100)	-121.7900	-121.7900	-121.7900	-121.7900	NA	NA	NA	1
[-100, -50)	-78.79500	-78.79500	-62.23000	-95.36000	19.12761	6.00E-16	1.000000	4
[-50, 0)	-12.09000	-10.03000	-1.410000	-44.45000	9.018903	-1.553493	6.479796	31
[0, 50)	10.99420	8.640000	37.15000	0.020000	7.327403	1.279557	4.067839	879
All	9.674470	8.420000	37.15000	-121.7900	11.24056	-4.019838	43.00082	915

Descriptive Statistics for LNTOTALASSETS
 Categorized by values of LNTOTALASSETS
 Date: 03/31/24 Time: 22:48
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 915

LNTOTALAS SETS	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[10, 15)	14.54942	14.71985	14.99771	13.41289	0.420948	-1.109890	3.008886	131
[15, 20)	17.07729	16.37811	19.96886	15.00000	1.605996	0.429004	1.598951	481
[20, 25)	21.70530	21.52007	24.35397	20.01991	1.116120	0.402208	2.127777	279
[25, 30)	26.68462	26.63080	27.27602	26.29164	0.305565	0.421130	2.009494	24
All	18.37854	17.96448	27.27602	13.41289	3.153316	0.524393	2.440064	915

Descriptive Statistics for NETLOANSTOASSETS
 Categorized by values of NETLOANSTOASSETS
 Date: 03/31/24 Time: 22:55
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 915

NETLOANST OASSETS	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[0, 20)	12.80400	12.98000	19.20000	7.800000	4.273679	0.435575	2.192051	5
[20, 40)	35.22405	36.25500	39.90000	20.64000	3.969146	-1.250349	4.707652	84
[40, 60)	52.97905	53.98000	59.97000	40.00000	5.061702	-0.747081	2.744753	518
[60, 80)	64.36143	63.70000	74.67000	60.00000	3.393824	0.765941	2.774828	308
All	54.96099	56.61000	74.67000	7.800000	9.869100	-1.003892	4.542707	915

	TOTALCAPITA LRATIO	ROE	LNTOTALASSE TS	NETLOANSTO ASSETS	GPRINDEX	GPRINDEXTHR EAT	GPRINDEXACT
TOTALCAPITALRATIO	1	0.1870	0.3216	-0.4113	0.07146	0.1376	-0.0817
ROE	0.1870	1	0.3759	-0.2462	0.0421	0.0022	0.0989
LNTOTALASSETS	0.3216	0.3759	1	-0.0365	-0.0159	-0.0345	0.0245
NETLOANSTOASSETS	-0.4113	-0.2462	-0.0365	1	-0.1120	-0.1366	-0.0203
GPRINDEX	0.0714	0.0421	-0.0159	-0.1120	1	0.9157	0.6811
GPRINDEXTHREAT	0.1376	0.0022	-0.0345	-0.1366	0.9157	1	0.3322
GPRINDEXACT	-0.0817	0.0989	0.0245	-0.0203	0.6811	0.3322	1

Statistiques descriptives et matrice variance covariance – échantillon banques pays européens

Descriptive Statistics for TOTALCAPITALRATIO
 Categorized by values of TOTALCAPITALRATIO
 Date: 03/31/24 Time: 21:34
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 675

TOTALCAPIT ALRATIO	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[0, 10)	9.173636	9.500000	9.930000	5.900000	0.984656	-2.146104	7.194112	22
[10, 20)	15.27146	15.30000	19.93000	10.00000	2.592077	-0.127844	2.034439	519
[20, 30)	22.19692	21.60000	28.60000	20.00000	1.912709	1.304853	4.269419	130
[30, 40)	31.05000	31.05000	31.80000	30.30000	0.675771	1.66E-14	1.412595	4
All	16.50001	16.17000	31.80000	5.900000	4.040629	0.485537	3.350407	675

Descriptive Statistics for ROE
 Categorized by values of ROE
 Date: 04/07/24 Time: 21:47
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 675

ROE	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[-1000, -800)	-806.4500	-806.4500	-806.4500	-806.4500	NA	NA	NA	1
[-800, -600)	-794.8600	-794.8600	-794.8600	-794.8600	NA	NA	NA	1
[-200, 0)	-19.31068	-9.380000	-0.110000	-179.8800	26.79044	-3.162104	16.88041	88
[0, 200)	11.34889	10.73000	54.86000	0.000000	7.285026	1.689116	10.12390	585
All	4.945852	9.410000	54.86000	-806.4500	46.65758	-15.43322	264.6883	675

Descriptive Statistics for LNTOTALASSETS
 Categorized by values of LNTOTALASSETS
 Date: 03/31/24 Time: 21:37
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 675

LNTOTALAS SETS	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[10, 20)	18.11777	18.16241	19.99020	10.53000	1.201044	-1.457534	8.580276	300
[20, 30)	21.26424	21.13556	24.45788	20.02107	0.945575	1.289297	4.729773	374
[50, 60)	54.11000	54.11000	54.11000	54.11000	NA	NA	NA	1
All	19.91447	20.27351	54.11000	10.53000	2.305962	4.582458	73.46777	675

Descriptive Statistics for NETLOANSTOASSETS
 Categorized by values of NETLOANSTOASSETS
 Date: 03/31/24 Time: 21:46
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 675

NETLOANST OASSETS	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[0, 20)	15.66667	14.90000	19.28000	11.97000	2.460115	0.083786	1.519917	15
[20, 40)	32.55034	33.66000	39.79000	20.15000	5.284153	-0.778503	2.697076	119
[40, 60)	52.25341	53.16500	59.96000	40.05000	5.368802	-0.459534	2.197923	226
[60, 80)	67.44990	66.89000	79.98000	60.03000	5.005465	0.533934	2.447948	307
[80, 100)	81.17250	80.48500	83.61000	80.16000	1.292945	0.988684	2.460602	8
All	55.22113	58.85000	83.61000	11.97000	15.18733	-0.694366	2.804829	675

	TOTALCAPITA LRATIO	ROE	LNTOTALASSE TS	NETLOANSTO ASSETS	GPRINDEX	GPRINDEXTHR EAT	GPRINDEXACT
TOTALCAPITALRATIO	1	0.1429	0.1080	-0.0590	0.1992	0.3154	-0.1036
ROE	0.1429	1	0.0854	0.0013	0.0573	0.0899	-0.02958
LNTOTALASSETS	0.1080	0.0854	1	-0.3205	0.0055	0.0003	0.01574
NETLOANSTOASSETS	-0.0590	0.0013	-0.3205	1	-0.0159	-0.0267	0.0064
GPRINDEX	0.1992	0.0573	0.0055	-0.0159	1	0.9163	0.6849
GPRINDEXTHREAT	0.3154	0.0899	0.0003	-0.0267	0.9163	1	0.3386
GPRINDEXACT	-0.1036	-0.0295	0.0157	0.0064	0.6849	0.3386	1

Statistiques descriptives et matrice variance covariance – échantillon banques pays du MENA

Descriptive Statistics for TOTALCAPITALRATIO
 Categorized by values of TOTALCAPITALRATIO
 Date: 03/31/24 Time: 20:32
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 480

TOTALCAPIT ALRATIO	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[0, 10)	6.713333	9.730000	9.810000	0.600000	5.294453	-0.706925	1.500000	3
[10, 20)	16.18385	16.35000	19.94000	10.69000	2.030877	-0.256254	2.382455	397
[20, 30)	22.40342	21.80000	27.90000	20.01000	1.968773	1.085268	3.454729	73
[30, 40)	34.04143	34.30000	37.30000	30.00000	2.647958	-0.391449	1.874855	7
All	17.33098	16.92500	37.30000	0.600000	3.741114	1.456091	8.966588	480

Descriptive Statistics for ROE
 Categorized by values of ROE
 Date: 03/31/24 Time: 20:44
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 480

ROE	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[-1000, -800)	-945.2400	-945.2400	-945.2400	-945.2400	NA	NA	NA	1
[-200, 0)	-10.09412	-6.880000	-0.900000	-38.31000	10.49673	-1.794751	5.095142	17
[0, 200)	12.17673	12.26500	30.60000	1.160000	4.622914	0.443666	3.774664	462
All	9.393354	12.03000	30.60000	-945.2400	44.13339	-21.15434	457.9874	480

Descriptive Statistics for LNTOTALASSETS
 Categorized by values of LNTOTALASSETS
 Date: 03/31/24 Time: 20:48
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 480

LNTOTALAS SETS	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[10, 15)	14.54870	14.63814	14.99829	13.56590	0.385216	-0.997302	2.984139	72
[15, 20)	17.90866	18.35482	19.96904	15.01016	1.558604	-0.500070	1.978323	347
[20, 25)	22.41146	22.30352	24.98814	20.00245	1.971465	-0.008556	1.153201	61
All	17.97690	18.26585	24.98814	13.56590	2.556926	0.572391	3.281301	480

Descriptive Statistics for NETLOANSTOASSETS
 Categorized by values of NETLOANSTOASSETS
 Date: 03/31/24 Time: 20:53
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 480

NETLOANST OASSETS	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[0, 20)	13.65200	14.62000	17.66000	7.750000	4.270125	-0.399847	1.609759	5
[20, 40)	28.87233	27.18500	39.56000	20.39000	5.594694	0.638248	2.190061	30
[40, 60)	52.33479	53.46000	59.86000	40.74000	5.756238	-0.461898	1.988893	146
[60, 80)	68.21720	67.56000	79.93000	60.05000	5.208880	0.425871	2.202026	293
[80, 100)	80.82000	80.35500	83.30000	80.10000	1.231795	1.683317	4.003499	6
All	60.51640	63.19000	83.30000	7.750000	13.27084	-1.237644	4.688329	480

	TOTALCAPITALRATIO	ROE	LNTOTALASSETS	NETLOANSTOASSETS	GPRINDEX	GPRINDEXTHREAT	GPRINDEXACT
TOTALCAPITALRATIO	1	0.2023	-0.2532	-0.1139	0.0563	0.0910	-0.0344
ROE	0.2023	1	0.0488	-0.0053	0.0252	0.0209	0.0173
LNTOTALASSETS	-0.2532	0.0488	1	-0.3642	0.0294	0.0352	0.0071
NETLOANSTOASSETS	-0.1139	-0.0053	-0.3642	1	-0.0256	-0.0471	0.0224
GPRINDEX	0.0563	0.0252	0.0294	-0.0256	1	0.9175	0.6829
GPRINDEXTHREAT	0.0910	0.0209	0.0352	-0.0471	0.9175	1	0.3389
GPRINDEXACT	-0.0344	0.0173	0.00711	0.0224	0.6829	0.3389	1

Statistiques descriptives et matrice variance covariance – échantillon banques pays indopacifique

Descriptive Statistics for TOTALCAPITALRATIO
 Categorized by values of TOTALCAPITALRATIO
 Date: 04/01/24 Time: 21:11
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 405

TOTALCAPIT ALRATIO	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[5, 10)	9.643333	9.730000	9.830000	9.370000	0.241937	-0.573645	1.500000	3
[10, 15)	12.95066	13.10500	14.98000	10.14000	1.289229	-0.393267	2.126785	244
[15, 20)	17.07724	16.81000	19.95000	15.01000	1.459714	0.305999	1.791955	123
[20, 25)	22.52414	22.68000	24.60000	20.04000	1.206200	-0.121978	2.341195	29
[25, 30)	26.11833	25.80000	27.10000	25.66000	0.605951	0.847402	1.966997	6
All	15.06000	14.19000	27.10000	9.370000	3.421727	1.132749	4.097515	405

Descriptive Statistics for ROE
 Categorized by values of ROE
 Date: 04/07/24 Time: 20:24
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 405

ROE	Mean	Median	Max	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[-60, -40)	-53.79000	-53.79000	-51.81000	2.800143	0.000000	1.000000	2
[-40, -20)	-24.32000	-24.32000	-24.32000	NA	NA	NA	1
[-20, 0)	-10.56000	-14.15000	-2.130000	7.327298	0.684026	1.500000	3
[0, 20)	10.75238	10.44000	19.93000	3.872491	0.114453	2.933286	344
[20, 40)	25.65280	23.78000	39.92000	5.424607	1.148260	3.046385	50
[40, 60)	41.43400	40.65000	44.18000	1.628659	1.134349	2.678765	5
All	12.40753	11.36000	44.18000	8.946209	-1.363082	19.03145	405

Descriptive Statistics for LNTOTALASSETS
 Categorized by values of LNTOTALASSETS
 Date: 04/01/24 Time: 21:14
 Sample: 2008 2022
 Included observations: 405

LNTOTALAS SETS	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[15, 20)	18.74814	19.11052	19.95880	16.19125	1.073023	-0.899329	2.805768	90
[20, 25)	21.16256	21.18328	24.83358	20.00000	0.748294	1.095695	6.730259	261
[25, 30)	26.06049	25.91128	27.52459	25.04249	0.601260	0.648145	2.878406	54
All	21.27908	20.93506	27.52459	16.19125	2.270023	0.829978	3.781895	405

Descriptive Statistics for NETLOANSTOASSETS
Categorized by values of NETLOANSTOASSETS
Date: 04/01/24 Time: 21:17
Sample: 2008 2022
Included observations: 405

NETLOANST OASSETS	Mean	Median	Max	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	Obs.
[20, 40)	35.08444	35.00000	38.72000	31.16000	2.641894	-0.049353	1.795262	9
[40, 60)	54.35065	56.14000	59.99000	40.23000	4.966825	-1.141180	3.500453	154
[60, 80)	67.17591	66.50000	78.88000	60.01000	4.788811	0.500576	2.272850	225
[80, 100)	83.28882	83.50000	86.23000	80.40000	1.844928	-0.083819	1.723959	17
All	62.26235	62.54000	86.23000	31.16000	9.731179	-0.258847	3.605299	405

	TOTALCAPITA LRATIO	ROE	LNTOTALASSE TS	NETLOANSTO ASSETS	GPRINDEX	GPRINDEXTHR EAT	GRPINDEXACT
TOTALCAPITALRATIO	1	0.2571	0.1714	-0.3523	0.1569	0.2625	-0.1018
ROE	0.2571	1	0.0428	-0.1116	0.0364	0.0055	0.0754
LNTOTALASSETS	0.1714	0.0428	1	0.0050	-0.01428	-0.0393	0.0382
NETLOANSTOASSETS	-0.3523	-0.1116	0.0050	1	0.0041	-0.0124	0.0234
GPRINDEX	0.1569	0.0364	-0.0142	0.0041	1	0.92015	0.6915
GPRINDEXTHREAT	0.2625	0.0055	-0.0393	-0.0124	0.92015	1	0.3561
GRPINDEXACT	-0.1018	0.0754	0.0382	0.0234	0.6915	0.35615	1

Test de Breusch-Pagan

Residual Cross-Section Dependence Test
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
Equation: Untitled
Periods included: 15
Cross-sections included: 174
Total panel observations: 2610
Note: non-zero cross-section means detected in data
Cross-section means were removed during computation of correlations

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	44085.68	15051	0.0000
Pesaran scaled LM	167.3476		0.0000
Pesaran CD	16.72519		0.0000

Résultats du premier modèle économétrique – MCO sans effets fixes

Échantillon total (174 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/09/24 Time: 13:59

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 174

Total panel (balanced) observations: 2610

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.65809	0.751781	18.16766	0.0000
ROE	0.014483	0.002303	6.289691	0.0000
LNTOTALASSETS	0.173257	0.026839	6.455368	0.0000
NETLOANSTOASSETS	-0.059526	0.005925	-10.04711	0.0000
GPRINDEX	0.018722	0.003869	4.838366	0.0000
R-squared	0.083658	Mean dependent var		15.47981
Adjusted R-squared	0.082251	S.D. dependent var		4.072312
S.E. of regression	3.901243	Akaike info criterion		5.562381
Sum squared resid	39647.32	Schwarz criterion		5.573621
Log likelihood	-7253.908	Hannan-Quinn criter.		5.566453
F-statistic	59.45624	Durbin-Watson stat		0.301399
Prob(F-statistic)	0.000000			

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 03/31/24 Time: 23:08

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 61

Total panel (balanced) observations: 915

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.00025	0.821535	17.04156	0.0000
ROE	0.001908	0.008222	0.232113	0.8165
LNTOTALASSETS	0.306903	0.028625	10.72142	0.0000
NETLOANSTOASSETS	-0.114583	0.008785	-13.04301	0.0000
GPRINDEX	0.005896	0.004239	1.390942	0.1646
R-squared	0.261946	Mean dependent var		13.92322
Adjusted R-squared	0.258701	S.D. dependent var		2.950652
S.E. of regression	2.540473	Akaike info criterion		4.708027
Sum squared resid	5873.143	Schwarz criterion		4.734360
Log likelihood	-2148.922	Hannan-Quinn criter.		4.718079
F-statistic	80.74289	Durbin-Watson stat		0.429902
Prob(F-statistic)	0.000000			

Échantillon banques européennes (45 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/07/24 Time: 22:03

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 45

Total panel (balanced) observations: 675

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.199297	2.128779	4.321395	0.0000
ROE	0.010684	0.003247	3.290452	0.0011
LNTOTALASSETS	0.195419	0.086897	2.248864	0.0248
NETLOANSTOASSETS	-0.007352	0.010475	-0.701935	0.4830
GPRINDEX	0.039499	0.007531	5.244989	0.0000
R-squared	0.068887	Mean dependent var		16.50001
Adjusted R-squared	0.063328	S.D. dependent var		4.040629
S.E. of regression	3.910594	Akaike info criterion		5.572636
Sum squared resid	10246.14	Schwarz criterion		5.606078
Log likelihood	-1875.764	Hannan-Quinn criter.		5.585585
F-statistic	12.39222	Durbin-Watson stat		0.417799
Prob(F-statistic)	0.000000			

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 03/31/24 Time: 21:00

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 32

Total panel (balanced) observations: 480

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.53921	1.799780	16.41268	0.0000
ROE	0.018387	0.003562	5.161315	0.0000
LNTOTALASSETS	-0.516299	0.066018	-7.820615	0.0000
NETLOANSTOASSETS	-0.067644	0.012704	-5.324719	0.0000
GPRINDEX	0.010439	0.007951	1.312942	0.1898
R-squared	0.163718	Mean dependent var		17.33098
Adjusted R-squared	0.156676	S.D. dependent var		3.741114
S.E. of regression	3.435565	Akaike info criterion		5.316602
Sum squared resid	5606.477	Schwarz criterion		5.360079
Log likelihood	-1270.985	Hannan-Quinn criter.		5.333692
F-statistic	23.24757	Durbin-Watson stat		0.492083
Prob(F-statistic)	0.000000			

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/07/24 Time: 21:20

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 405

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.51639	1.876007	7.204873	0.0000
ROE	0.079364	0.016998	4.669064	0.0000
LNTOTALASSETS	0.250842	0.066531	3.770285	0.0002
NETLOANSTOASSETS	-0.116283	0.015602	-7.453136	0.0000
GPRINDEX	0.025817	0.007441	3.469506	0.0006
R-squared	0.222447	Mean dependent var		15.06000
Adjusted R-squared	0.214671	S.D. dependent var		3.421727
S.E. of regression	3.032293	Akaike info criterion		5.068784
Sum squared resid	3677.920	Schwarz criterion		5.118215
Log likelihood	-1021.429	Hannan-Quinn criter.		5.088350
F-statistic	28.60854	Durbin-Watson stat		0.378522
Prob(F-statistic)	0.000000			

Résultats du deuxième modèle économétrique – MCO sans effets fixes

Échantillon total (174 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/09/24 Time: 14:00

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 174

Total panel (balanced) observations: 2610

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.92056	1.143492	13.04824	0.0000
ROE	0.013930	0.002273	6.127586	0.0000
LNTOTALASSETS	0.180983	0.026502	6.829110	0.0000
NETLOANSTOASSETS	-0.057310	0.005858	-9.782841	0.0000
GPRINDEX	-0.043472	0.090766	-0.478951	0.6320
GPRINDEXTHREAT	0.046436	0.045576	1.018872	0.3084
GPRINDEXACT	-0.004675	0.035897	-0.130236	0.8964
R-squared	0.108307	Mean dependent var		15.47981
Adjusted R-squared	0.106251	S.D. dependent var		4.072312
S.E. of regression	3.849894	Akaike info criterion		5.536646
Sum squared resid	38580.83	Schwarz criterion		5.552382
Log likelihood	-7218.324	Hannan-Quinn criter.		5.542347
F-statistic	52.69427	Durbin-Watson stat		0.305397

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 03/31/24 Time: 23:09

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 61

Total panel (balanced) observations: 915

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.90356	1.161898	12.82690	0.0000
ROE	0.007569	0.008158	0.927764	0.3538
LNTOTALASSETS	0.305562	0.028179	10.84361	0.0000
NETLOANSTOASSETS	-0.109824	0.008684	-12.64606	0.0000
GPRINDEX	-0.048292	0.092933	-0.519638	0.6034
GPRINDEXTHREAT	0.038802	0.046769	0.829649	0.4070
GPRINDEXACT	-0.000391	0.036969	-0.010566	0.9916
R-squared	0.288008	Mean dependent var		13.92322
Adjusted R-squared	0.283303	S.D. dependent var		2.950652
S.E. of regression	2.497961	Akaike info criterion		4.676448
Sum squared resid	5665.749	Schwarz criterion		4.713314
Log likelihood	-2132.475	Hannan-Quinn criter.		4.690520
F-statistic	61.21591	Durbin-Watson stat		0.447604

Échantillon banques européennes (45 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/07/24 Time: 22:04

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 45

Total panel (unbalanced) observations: 673

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.68567	2.614831	4.468997	0.0000
ROE	0.008043	0.003080	2.611788	0.0092
LNTOTALASSETS	0.215653	0.082132	2.625690	0.0088
NETLOANSTOASSETS	-0.004011	0.009906	-0.404959	0.6856
GPRINDEX	-0.079962	0.170516	-0.468945	0.6393
GPRINDEXTHREAT	0.090725	0.085598	1.059892	0.2896
GPRINDEXACT	-0.012431	0.067467	-0.184252	0.8539
R-squared	0.170892	Mean dependent var		16.50303
Adjusted R-squared	0.163422	S.D. dependent var		4.034893
S.E. of regression	3.690499	Akaike info criterion		5.459747
Sum squared resid	9070.775	Schwarz criterion		5.506675
Log likelihood	-1830.205	Hannan-Quinn criter.		5.477920
F-statistic	22.87881	Durbin-Watson stat		0.447652

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 03/31/24 Time: 21:02

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 32

Total panel (balanced) observations: 480

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	30.11767	2.575597	11.69347	0.0000
ROE	0.018413	0.003554	5.180633	0.0000
LNTOTALASSETS	-0.516087	0.065815	-7.841483	0.0000
NETLOANSTOASSETS	-0.066115	0.012687	-5.211116	0.0000
GPRINDEX	-0.004893	0.188529	-0.025956	0.9793
GPRINDEXTHREAT	0.016032	0.094698	0.169301	0.8656
GPRINDEXACT	-0.010098	0.074363	-0.135796	0.8920
R-squared	0.172442	Mean dependent var		17.33098
Adjusted R-squared	0.161944	S.D. dependent var		3.741114
S.E. of regression	3.424817	Akaike info criterion		5.314449
Sum squared resid	5547.994	Schwarz criterion		5.375317
Log likelihood	-1268.468	Hannan-Quinn criter.		5.338375
F-statistic	16.42682	Durbin-Watson stat		0.487689

Résultats du premier modèle économétrique – MCO avec effets fixes

Échantillon total (174 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/10/24 Time: 20:03

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 174

Total panel (balanced) observations: 2610

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.84397	1.677180	11.23551	0.0000
ROE	0.009908	0.001741	5.689787	0.0000
LNTOTALASSETS	-0.010619	0.080916	-0.131234	0.8956
NETLOANSTOASSETS	-0.092885	0.007452	-12.46509	0.0000
GPRINDEX	0.021512	0.002934	7.332657	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.578863	Mean dependent var	15.47981
Adjusted R-squared	0.545597	S.D. dependent var	4.072312
S.E. of regression	2.745122	Akaike info criterion	4.928245
Sum squared resid	18221.31	Schwarz criterion	5.359848
Log likelihood	-6239.360	Hannan-Quinn criter.	5.084595
F-statistic	17.40104	Durbin-Watson stat	0.623347
Prob(F-statistic)	0.000000		

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/10/24 Time: 21:07

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 61

Total panel (balanced) observations: 915

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.16226	1.201804	15.11250	0.0000
ROE	0.004503	0.007299	0.617011	0.5374
LNTOTALASSETS	0.088624	0.055486	1.597219	0.1106
NETLOANSTOASSETS	-0.114299	0.010419	-10.97072	0.0000
GPRINDEX	0.003890	0.003410	1.140899	0.2542

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.601185	Mean dependent var	13.92322
Adjusted R-squared	0.563975	S.D. dependent var	2.950652
S.E. of regression	1.948380	Akaike info criterion	4.254256
Sum squared resid	3173.612	Schwarz criterion	4.670316
Log likelihood	-1867.322	Hannan-Quinn criter.	4.413068
F-statistic	16.15653	Durbin-Watson stat	0.750067
Prob(F-statistic)	0.000000		

Échantillon banques européennes (45 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/10/24 Time: 20:34

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 45

Total panel (balanced) observations: 675

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.909330	2.595381	3.818064	0.0001
ROE	0.004597	0.002610	1.761199	0.0787
LNTOTALASSETS	0.223869	0.113471	1.972918	0.0490
NETLOANSTOASSETS	-0.001509	0.018584	-0.081220	0.9353
GPRINDEX	0.023037	0.006793	3.391340	0.0007

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.537157	Mean dependent var	16.50001
Adjusted R-squared	0.490267	S.D. dependent var	4.040629
S.E. of regression	2.884830	Akaike info criterion	5.045495
Sum squared resid	5093.212	Schwarz criterion	5.466868
Log likelihood	-1639.855	Hannan-Quinn criter.	5.208654
F-statistic	11.45584	Durbin-Watson stat	0.722377
Prob(F-statistic)	0.000000		

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/10/24 Time: 20:48

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 32

Total panel (balanced) observations: 480

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.08150	2.367038	12.28603	0.0000
ROE	0.016514	0.002823	5.849190	0.0000
LNTOTALASSETS	-0.639128	0.101443	-6.300350	0.0000
NETLOANSTOASSETS	-0.028579	0.015552	-1.837626	0.0668

GPRINDEX	0.013792	0.006622	2.082651	0.0379
----------	----------	----------	----------	--------

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.572630	Mean dependent var	17.33098
Adjusted R-squared	0.523929	S.D. dependent var	3.741114
S.E. of regression	2.581289	Akaike info criterion	4.832787
Sum squared resid	2865.113	Schwarz criterion	5.267557
Log likelihood	-1109.869	Hannan-Quinn criter.	5.003686
F-statistic	11.75823	Durbin-Watson stat	0.899699
Prob(F-statistic)	0.000000		

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/10/24 Time: 20:57

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 405

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	23.87001	2.494297	9.569835	0.0000
ROE	-0.043873	0.017321	-2.533018	0.0117
LNTOTALASSETS	-0.185220	0.099281	-1.865602	0.0629
NETLOANSTOASSETS	-0.112977	0.018906	-5.975852	0.0000
GPRINDEX	0.028425	0.005960	4.768939	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.593436	Mean dependent var	15.06000
Adjusted R-squared	0.543744	S.D. dependent var	3.421727
S.E. of regression	2.311264	Akaike info criterion	4.617905
Sum squared resid	1923.099	Schwarz criterion	5.062782
Log likelihood	-890.1258	Hannan-Quinn criter.	4.793996
F-statistic	11.94246	Durbin-Watson stat	0.615119
Prob(F-statistic)	0.000000		

Résultats du deuxième modèle économétrique – MCO avec effets fixes

Échantillon total (174 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/10/24 Time: 20:20
 Sample: 2008 2022
 Periods included: 15
 Cross-sections included: 174
 Total panel (balanced) observations: 2610

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.03189	1.757918	9.688669	0.0000
ROE	0.009236	0.001705	5.416939	0.0000
LNTOTALASSETS	0.103114	0.079933	1.290001	0.1972
NETLOANSTOASSETS	-0.087934	0.007331	-11.99475	0.0000
GPRINDEX	0.056795	0.069664	0.815274	0.4150
GPRINDEXTHREAT	-0.004322	0.035071	-0.123246	0.9019
GPRINDEXACT	-0.041507	0.027482	-1.510296	0.1311

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.597175	Mean dependent var	15.47981
Adjusted R-squared	0.564996	S.D. dependent var	4.072312
S.E. of regression	2.685887	Akaike info criterion	4.885321
Sum squared resid	17428.99	Schwarz criterion	5.321420
Log likelihood	-6181.344	Hannan-Quinn criter.	5.043299
F-statistic	18.55775	Durbin-Watson stat	0.653919
Prob(F-statistic)	0.000000		

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/10/24 Time: 21:09
 Sample: 2008 2022
 Periods included: 15
 Cross-sections included: 61
 Total panel (balanced) observations: 915

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.28088	1.353442	13.50696	0.0000
ROE	0.008936	0.007250	1.232581	0.2181
LNTOTALASSETS	0.135340	0.055369	2.444311	0.0147
NETLOANSTOASSETS	-0.108578	0.010351	-10.48978	0.0000
GPRINDEX	-0.085076	0.075543	-1.126202	0.2604
GPRINDEXTHREAT	0.053631	0.038080	1.408389	0.1594
GPRINDEXACT	0.018804	0.029982	0.627183	0.5307

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.614124	Mean dependent var	13.92322
Adjusted R-squared	0.577110	S.D. dependent var	2.950652
S.E. of regression	1.918810	Akaike info criterion	4.225646
Sum squared resid	3070.648	Schwarz criterion	4.652239
Log likelihood	-1852.233	Hannan-Quinn criter.	4.388478
F-statistic	16.59145	Durbin-Watson stat	0.770238
Prob(F-statistic)	0.000000		

Échantillon banques européennes (45 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/10/24 Time: 20:36
 Sample: 2008 2022
 Periods included: 15
 Cross-sections included: 45
 Total panel (unbalanced) observations: 675

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	16.65069	2.914505	5.713042	0.0000
ROE	0.003637	0.002487	1.462731	0.1441
LNTOTALASSETS	0.237365	0.108601	2.185658	0.0292
NETLOANSTOASSETS	0.013429	0.018061	0.743506	0.4575
GPRINDEX	-0.659629	0.164793	-4.002766	0.0001
GPRINDEXTHREAT	0.371712	0.082973	4.479903	0.0000
GPRINDEXACT	0.220040	0.064827	3.394259	0.0007

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.581275	Mean dependent var	16.50303
Adjusted R-squared	0.537199	S.D. dependent var	4.034893
S.E. of regression	2.744918	Akaike info criterion	4.948974
Sum squared resid	4581.020	Schwarz criterion	5.384729
Log likelihood	-1600.330	Hannan-Quinn criter.	5.117724
F-statistic	13.18792	Durbin-Watson stat	0.740707

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/10/24 Time: 20:50
 Sample: 2008 2022
 Periods included: 15
 Cross-sections included: 32
 Total panel (balanced) observations: 480

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	32.04609	2.812341	11.39481	0.0000
ROE	0.016661	0.002796	5.958598	0.0000
LNTOTALASSETS	-0.641694	0.100438	-6.388927	0.0000
NETLOANSTOASSETS	-0.026244	0.015424	-1.701496	0.0896
GPRINDEX	-0.240641	0.162056	-1.484919	0.1383
GPRINDEXTHREAT	0.137353	0.081589	1.683478	0.0930
GPRINDEXACT	0.081943	0.063879	1.282790	0.2003

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.583054	Mean dependent var	17.33098
Adjusted R-squared	0.533371	S.D. dependent var	3.741114
S.E. of regression	2.555564	Akaike info criterion	4.816426
Sum squared resid	2795.228	Schwarz criterion	5.268587
Log likelihood	-1103.942	Hannan-Quinn criter.	4.994161
F-statistic	11.73553	Durbin-Watson stat	0.896659

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 04/10/24 Time: 20:58

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 405

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	25.71728	2.448450	10.50349	0.0000
ROE	-0.026323	0.015458	-1.702884	0.0895
LNTOTALASSETS	-0.087192	0.088613	-0.983967	0.3258
NETLOANSTOASSETS	-0.099833	0.017096	-5.839568	0.0000
GPRINDEX	-0.326459	0.129837	-2.514379	0.0124
GPRINDEXTHREAT	0.202765	0.065123	3.113560	0.0020
GRPINDEXACT	0.092233	0.051445	1.792845	0.0738

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.682190	Mean dependent var	15.06000
Adjusted R-squared	0.641355	S.D. dependent var	3.421727
S.E. of regression	2.049170	Akaike info criterion	4.381492
Sum squared resid	1503.277	Schwarz criterion	4.846140
Log likelihood	-840.2521	Hannan-Quinn criter.	4.565408
F-statistic	16.70567	Durbin-Watson stat	0.664228

Résultats du premier modèle économétrique – MCO avec effets fixes banques (individus) – horizon aléatoire

Échantillon total (174 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel EGLS (Period random effects)
 Date: 06/13/24 Time: 21:12
 Sample: 2008 2022
 Periods included: 15
 Cross-sections included: 174
 Total panel (balanced) observations: 2610
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.91510	1.669962	11.32667	0.0000
ROE	0.009935	0.001740	5.710299	0.0000
LNTOTALASSETS	-0.009483	0.080566	-0.117699	0.9063
NETLOANSTOASSETS	-0.093305	0.007448	-12.52828	0.0000
GPRINDEX	0.020786	0.002889	7.195663	0.0000

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section fixed (dummy variables)			
Period random		0.413976	0.0222
Idiosyncratic random		2.745122	0.9778

Weighted Statistics			
R-squared	0.571737	Mean dependent var	15.47981
Adjusted R-squared	0.540568	S.D. dependent var	4.051113
S.E. of regression	2.745901	Sum squared resid	18337.22
F-statistic	18.34324	Durbin-Watson stat	0.623168
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.565627	Mean dependent var	15.47981
Sum squared resid	18793.99	Durbin-Watson stat	0.626475

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel EGLS (Period random effects)
 Date: 06/13/24 Time: 21:56
 Sample: 2008 2022
 Periods included: 15
 Cross-sections included: 61
 Total panel (balanced) observations: 915
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	17.87445	1.193827	14.97239	0.0000
ROE	0.002340	0.007233	0.323494	0.7464
LNTOTALASSETS	0.098840	0.055326	1.786490	0.0744
NETLOANSTOASSETS	-0.113466	0.010392	-10.91849	0.0000
GPRINDEX	0.004680	0.003358	1.393689	0.1638

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section fixed (dummy variables)		
Period random	0.307155	0.0242
Idiosyncratic random	1.948380	0.9758

Weighted Statistics

R-squared	0.586272	Mean dependent var	13.92322
Adjusted R-squared	0.555120	S.D. dependent var	2.930471
S.E. of regression	1.954604	Sum squared resid	3247.404
F-statistic	18.82012	Durbin-Watson stat	0.744857
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.577983	Mean dependent var	13.92322
Sum squared resid	3358.243	Durbin-Watson stat	0.736764

Échantillon banques européennes (45 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel EGLS (Period random effects)

Date: 06/16/24 Time: 20:36

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 45

Total panel (balanced) observations: 675

Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.69860	1.796283	6.512671	0.0000
ROE	0.005239	0.002432	2.154362	0.0316
LNTOTALASSETS	0.127588	0.066243	1.926060	0.0545
NETLOANSTOASSETS	-0.006423	0.018510	-0.346993	0.7287
GPRINDEX	0.027211	0.006465	4.208870	0.0000

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section fixed (dummy variables)		
Period random	0.798036	0.0712
Idiosyncratic random	2.881554	0.9288

Weighted Statistics

R-squared	0.439310	Mean dependent var	16.50001
-----------	----------	--------------------	----------

Adjusted R-squared	0.396318	S.D. dependent var	3.782964
S.E. of regression	2.939249	Sum squared resid	5408.131
F-statistic	10.21836	Durbin-Watson stat	0.693832
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.408226	Mean dependent var	16.50001
Sum squared resid	6511.989	Durbin-Watson stat	0.606746

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel EGLS (Period random effects)

Date: 06/13/24 Time: 22:13

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 32

Total panel (balanced) observations: 480

Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.43288	2.357152	12.48663	0.0000
ROE	0.017231	0.002799	6.156142	0.0000
LNTOTALASSETS	-0.654302	0.101302	-6.458932	0.0000
NETLOANSTOASSETS	-0.028658	0.015442	-1.855839	0.0641
GPRINDEX	0.012946	0.006279	2.061783	0.0398

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section fixed (dummy variables)		
Period random	0.454982	0.0301
Idiosyncratic random	2.581289	0.9699

Weighted Statistics

R-squared	0.540229	Mean dependent var	17.33098
Adjusted R-squared	0.503986	S.D. dependent var	3.691775
S.E. of regression	2.600052	Sum squared resid	3001.560
F-statistic	14.90569	Durbin-Watson stat	0.886432
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.532146	Mean dependent var	17.33098
Sum squared resid	3136.518	Durbin-Watson stat	0.871935

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel EGLS (Period random effects)

Date: 06/13/24 Time: 22:22

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 405

Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	23.83413	2.426048	9.824260	0.0000
ROE	-0.035662	0.016943	-2.104837	0.0360
LNTOTALASSETS	-0.149546	0.096948	-1.542530	0.1238
NETLOANSTOASSETS	-0.127056	0.018180	-6.988713	0.0000
GPRINDEX	0.028965	0.005693	5.087612	0.0000

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section fixed (dummy variables)		
Period random	0.000000	0.0000
Idiosyncratic random	2.311264	1.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.571579	Mean dependent var	15.06000
Adjusted R-squared	0.537214	S.D. dependent var	3.421727
S.E. of regression	2.327746	Sum squared resid	2026.481
F-statistic	16.63245	Durbin-Watson stat	0.607440
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.571579	Mean dependent var	15.06000
Sum squared resid	2026.481	Durbin-Watson stat	0.607440

Résultats du premier modèle économétrique - test est de Hausman

Échantillon total (174 banques)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	5.381198	4	0.2504

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	9.438539	4	0.0510

Échantillon banques européennes (45 banques)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	29.318752	4	0.0000

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	10.478234	4	0.0331

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	11.444440	4	0.0220

Résultats du premier modèle économétrique – MCO avec effets temporel retardé (biais de simultanéité)

Échantillon total (174 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel Least Squares
 Date: 06/23/24 Time: 20:27
 Sample (adjusted): 2009 2022
 Periods included: 14
 Cross-sections included: 174
 Total panel (balanced) observations: 2436

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.34870	1.812645	11.22597	0.0000
PREVIOUS YEAR ROE	0.005300	0.001766	3.001591	0.0027
PREVIOUS YEAR LNTOTALASSETS	0.042848	0.087551	0.489404	0.6246
PREVIOUS YEAR NETLOANSTOASSETS	-0.076929	0.007844	-9.807157	0.0000
PREVIOUS YEAR GPRINDEX	-0.013728	0.003274	-4.193569	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.573246	Mean dependent var	15.53429
Adjusted R-squared	0.537128	S.D. dependent var	4.065531
S.E. of regression	2.765971	Akaike info criterion	4.947823
Sum squared resid	17175.59	Schwarz criterion	5.402437
Log likelihood	-5835.449	Hannan-Quinn criter.	5.113087
F-statistic	15.87177	Durbin-Watson stat	0.662660

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel Least Squares
 Date: 06/23/24 Time: 20:37
 Sample (adjusted): 2009 2022
 Periods included: 14
 Cross-sections included: 61
 Total panel (balanced) observations: 854

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.48661	1.305699	14.15840	0.0000
PREVIOUS YEAR ROE	0.000271	0.007359	0.036887	0.9706
PREVIOUS YEAR LNTOTALASSETS	0.128875	0.060405	2.133516	0.0332
PREVIOUS YEAR NETLOANSTOASSETS	-0.081063	0.011033	-7.347013	0.0000
PREVIOUS YEAR GPRINDEX	-0.025567	0.003732	-6.850357	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.609627	Mean dependent var	13.98691
Adjusted R-squared	0.570892	S.D. dependent var	2.937199
S.E. of regression	1.924052	Akaike info criterion	4.233635
Sum squared resid	2872.734	Schwarz criterion	4.667469
Log likelihood	-1729.762	Hannan-Quinn criter.	4.399779
F-statistic	15.73822	Durbin-Watson stat	0.847253

Échantillon banques européennes (45 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 06/23/24 Time: 20:46

Sample (adjusted): 2009 2022

Periods included: 14

Cross-sections included: 45

Total panel (unbalanced) observations: 625

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.48760	2.600504	7.109238	0.0000
PREVIOUS YEAR ROE	0.005197	0.002337	2.223762	0.0266
PREVIOUS YEAR LNTOTALASSETS	0.194768	0.113052	1.722819	0.0855
PREVIOUS YEAR NETOANSTOASSETS	-0.001782	0.019406	-0.091852	0.9268
PREVIOUS YEAR GPRINDEX	-0.059853	0.008263	-7.243147	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.577376	Mean dependent var	16.70616
Adjusted R-squared	0.531585	S.D. dependent var	3.983797
S.E. of regression	2.726543	Akaike info criterion	4.937874
Sum squared resid	4185.364	Schwarz criterion	5.378099
Log likelihood	-1481.086	Hannan-Quinn criter.	5.108931
F-statistic	12.60907	Durbin-Watson stat	0.728049

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 06/23/24 Time: 20:55

Sample (adjusted): 2009 2022

Periods included: 14

Cross-sections included: 32

Total panel (balanced) observations: 448

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.14534	2.573014	11.32731	0.0000
PREVIOUS YEAR ROE	-0.000860	0.002913	-0.295172	0.7680
PREVIOUS YEAR LNTOTALASSETS	-0.458087	0.109885	-4.168777	0.0000
PREVIOUS YEAR NETLOANSTOASSETS	-0.017966	0.017815	-1.008522	0.3138
PREVIOUS YEAR GPRINDEX	-0.025658	0.007205	-3.561019	0.0004

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.545268	Mean dependent var	17.37489
Adjusted R-squared	0.490564	S.D. dependent var	3.719645
S.E. of regression	2.654890	Akaike info criterion	4.893601
Sum squared resid	2812.327	Schwarz criterion	5.342563
Log likelihood	-1047.167	Hannan-Quinn criter.	5.070586
F-statistic	9.967505	Durbin-Watson stat	0.993955
Prob(F-statistic)	0.000000		

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 06/23/24 Time: 21:02

Sample (adjusted): 2009 2022

Periods included: 14

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 378

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.94077	2.776371	7.542497	0.0000
PREVIOUS YEAR ROE	-0.025279	0.018631	-1.356795	0.1758
PREVIOUS YEAR LNTOTALASSETS	-0.033177	0.110081	-0.301385	0.7633
PREVIOUS YEAR NETLOANSTOASSETS	-0.059430	0.020925	-2.840107	0.0048
PREVIOUS YEAR GPRINDEX	-0.011681	0.007087	-1.648102	0.1003

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.557357	Mean dependent var	15.11352
Adjusted R-squared	0.500371	S.D. dependent var	3.424090
S.E. of regression	2.420300	Akaike info criterion	4.714711
Sum squared resid	1956.522	Schwarz criterion	5.172741
Log likelihood	-847.0803	Hannan-Quinn criter.	4.896496
F-statistic	9.780447	Durbin-Watson stat	0.614111

Résultats du deuxième modèle économétrique – MCO avec effets fixes banques (individus) – horizon aléatoire

Échantillon total (174 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel EGLS (Period random effects)
 Date: 06/13/24 Time: 21:16
 Sample: 2008 2022
 Periods included: 15
 Cross-sections included: 174
 Total panel (balanced) observations: 2610
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.14633	1.751594	9.788989	0.0000
ROE	0.009278	0.001703	5.446899	0.0000
LNTOTALASSETS	0.108213	0.079570	1.359970	0.1740
NETLOANSTOASSETS	-0.087889	0.007329	-11.99148	0.0000
GPRINDEX	0.039476	0.068191	0.578907	0.5627
GPRINDEXTHREAT	0.004359	0.034311	0.127057	0.8989
GPRINDEXACT	-0.035204	0.026918	-1.307804	0.1911

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section fixed (dummy variables)			
Period random		0.391419	0.0208
Idiosyncratic random		2.685887	0.9792

Weighted Statistics			
R-squared	0.591111	Mean dependent var	15.47981
Adjusted R-squared	0.560991	S.D. dependent var	4.051413
S.E. of regression	2.684375	Sum squared resid	17510.26
F-statistic	19.62533	Durbin-Watson stat	0.653047
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.588418	Mean dependent var	15.47981
Sum squared resid	17807.91	Durbin-Watson stat	0.653720

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel EGLS (Period random effects)
 Date: 06/13/24 Time: 21:58
 Sample: 2008 2022
 Periods included: 15
 Cross-sections included: 61
 Total panel (balanced) observations: 915
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.48432	1.326241	13.18337	0.0000
ROE	0.007100	0.007175	0.989573	0.3227
LNTOTALASSETS	0.158330	0.055094	2.873818	0.0042
NETLOANSTOASSETS	-0.106802	0.010310	-10.35940	0.0000
GPRINDEX	-0.060501	0.073400	-0.824264	0.4100
GPRINDEXTHREAT	0.042676	0.036980	1.154023	0.2488
GPRINDEXACT	0.008098	0.029170	0.277601	0.7814

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section fixed (dummy variables)		
Period random	0.171261	0.0079
Idiosyncratic random	1.918810	0.9921

Weighted Statistics

R-squared	0.598958	Mean dependent var	13.92322
Adjusted R-squared	0.567745	S.D. dependent var	2.939716
S.E. of regression	1.932749	Sum squared resid	3167.719
F-statistic	19.18928	Durbin-Watson stat	0.770888
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.596156	Mean dependent var	13.92322
Sum squared resid	3213.632	Durbin-Watson stat	0.769573

Échantillon banques européennes (45 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel EGLS (Period random effects)

Date: 06/16/24 Time: 21:09

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 45

Total panel (balanced) observations: 675

Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.67919	2.176549	7.203696	0.0000
ROE	0.004298	0.002309	1.860965	0.0632
LNTOTALASSETS	0.120442	0.063258	1.903973	0.0574
NETLOANSTOASSETS	0.001921	0.017760	0.108171	0.9139
GPRINDEX	-0.296251	0.143312	-2.067173	0.0391
GPRINDEXTHREAT	0.196312	0.072036	2.725202	0.0066
GPRINDEXACT	0.072867	0.056587	1.287698	0.1983

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section fixed (dummy variables)		
Period random	0.416183	0.0224

Idiosyncratic random 2.749204 0.9776

Weighted Statistics

R-squared	0.507346	Mean dependent var	16.50001
Adjusted R-squared	0.467870	S.D. dependent var	3.873851
S.E. of regression	2.825866	Sum squared resid	4982.965
F-statistic	12.85217	Durbin-Watson stat	0.735230
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.517143	Mean dependent var	16.50001
Sum squared resid	5313.449	Durbin-Watson stat	0.712571

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel EGLS (Period random effects)

Date: 06/13/24 Time: 22:17

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 32

Total panel (balanced) observations: 480

Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	30.99914	2.713248	11.42511	0.0000
ROE	0.017981	0.002753	6.531037	0.0000
LNTOTALASSETS	-0.671537	0.100215	-6.700951	0.0000
NETLOANSTOASSETS	-0.023733	0.015276	-1.553616	0.1210
GPRINDEX	-0.081034	0.142065	-0.570404	0.5687
GPRINDEXTHREAT	0.056275	0.071392	0.788249	0.4310
GPRINDEXACT	0.018590	0.056011	0.331895	0.7401

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section fixed (dummy variables)		
Period random	0.104415	0.0017
Idiosyncratic random	2.555564	0.9983

Weighted Statistics

R-squared	0.544196	Mean dependent var	17.33098
Adjusted R-squared	0.506041	S.D. dependent var	3.736125
S.E. of regression	2.625832	Sum squared resid	3047.588
F-statistic	14.26258	Durbin-Watson stat	0.872345
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.543478	Mean dependent var	17.33098
Sum squared resid	3060.549	Durbin-Watson stat	0.870535

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel EGLS (Period random effects)

Date: 06/13/24 Time: 22:24

Sample: 2008 2022

Periods included: 15

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 405

Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	24.13232	2.384202	10.12176	0.0000
ROE	-0.022302	0.015099	-1.477008	0.1405
LNTOTALASSETS	-0.043740	0.086683	-0.504600	0.6141
NETLOANSTOASSETS	-0.112648	0.016388	-6.873965	0.0000
GPRINDEX	-0.194273	0.123731	-1.570120	0.1172
GPRINDEXTHREAT	0.134974	0.062073	2.174444	0.0303
GRPINDEXACT	0.043308	0.048949	0.884753	0.3769

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section fixed (dummy variables)		
Period random	0.000000	0.0000
Idiosyncratic random	2.049170	1.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.652619	Mean dependent var	15.06000
Adjusted R-squared	0.622737	S.D. dependent var	3.421727
S.E. of regression	2.101685	Sum squared resid	1643.153
F-statistic	21.83970	Durbin-Watson stat	0.654151
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.652619	Mean dependent var	15.06000
Sum squared resid	1643.153	Durbin-Watson stat	0.654151

Résultats du deuxième modèle économétrique - test est de Hausman

Échantillon total (174 banques)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	3.264651	6	0.7750

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	18.364857	6	0.0054

Échantillon banques européennes (45 banques)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	41.285917	6	0.0000

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	30.640941	6	0.0000

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	27.995472	6	0.0001

Résultats du deuxième modèle économétrique – MCO avec effets temporel retardé (biais de simultanéité)

Échantillon total (174 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel Least Squares
 Date: 06/23/24 Time: 20:30
 Sample (adjusted): 2009 2022
 Periods included: 14
 Cross-sections included: 174
 Total panel (balanced) observations: 2436

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.63462	1.878705	8.322020	0.0000
PREVIOUS YEAR ROE	0.004678	0.001728	2.706607	0.0068
PREVIOUS YEAR LNTOTALASSETS	0.142769	0.086648	1.647686	0.0996
PREVIOUS YEAR NETLOANSTOASSETS	-0.075666	0.007719	-9.802776	0.0000
PREVIOUS YEAR GPRINDEX	0.349610	0.072112	4.848136	0.0000
PREVIOUS YEAR GPRINDEXTHREAT	-0.171282	0.036492	-4.693701	0.0000
PREVIOUS YEAR GPRINDEXACT	-0.166271	0.028456	-5.843062	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.592015	Mean dependent var	15.53429
Adjusted R-squared	0.557092	S.D. dependent var	4.065531
S.E. of regression	2.705667	Akaike info criterion	4.904487
Sum squared resid	16420.18	Schwarz criterion	5.363861
Log likelihood	-5780.665	Hannan-Quinn criter.	5.071482
F-statistic	16.95182	Durbin-Watson stat	0.713039

Échantillon banques asiatiques (61 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel Least Squares
 Date: 06/23/24 Time: 20:39
 Sample (adjusted): 2009 2022
 Periods included: 14
 Cross-sections included: 61
 Total panel (balanced) observations: 854

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.90778	1.449727	10.97295	0.0000
PREVIOUS YEAR ROE	0.004995	0.007295	0.684649	0.4938
PREVIOUS YEAR LNTOTALASSETS	0.177171	0.060360	2.935260	0.0034
PREVIOUS YEAR NETLOANSTOASSETS	-0.080123	0.010976	-7.300010	0.0000
PREVIOUS YEAR GPRINDEX	0.193640	0.077991	2.482848	0.0132
PREVIOUS YEAR GPRINDEXTHREAT	-0.102999	0.039475	-2.609234	0.0092
PREVIOUS YEAR GPRINDEXACT	-0.101153	0.031004	-3.262608	0.0012

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.623268	Mean dependent var	13.98691
Adjusted R-squared	0.584816	S.D. dependent var	2.937199
S.E. of regression	1.892577	Akaike info criterion	4.202750
Sum squared resid	2772.351	Schwarz criterion	4.647709
Log likelihood	-1714.574	Hannan-Quinn criter.	4.373155
F-statistic	16.20900	Durbin-Watson stat	0.867338

Échantillon banques européennes (45 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel Least Squares
 Date: 06/23/24 Time: 20:48
 Sample (adjusted): 2009 2022
 Periods included: 14
 Cross-sections included: 45
 Total panel (unbalanced) observations: 625

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.17324	2.966218	5.789608	0.0000
PREVIOUS YEAR ROE	0.004964	0.002319	2.140505	0.0327
PREVIOUS YEAR LNTOTALASSETS	0.218646	0.112351	1.946091	0.0521
PREVIOUS YEAR NETOANSTOASSETS	-0.003154	0.019415	-0.162456	0.8710
PREVIOUS YEAR GPRINDEX	0.051606	0.175708	0.293702	0.7691
PREVIOUS YEAR GPRINDEXTHREAT	-0.039919	0.090198	-0.442572	0.6582
PREVIOUS YEAR GPRINDEXACT	-0.065153	0.068968	-0.944685	0.3452

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.585746	Mean dependent var	16.70616
Adjusted R-squared	0.539226	S.D. dependent var	3.983797
S.E. of regression	2.704215	Akaike info criterion	4.924270
Sum squared resid	4102.470	Schwarz criterion	5.378696
Log likelihood	-1474.834	Hannan-Quinn criter.	5.100844
F-statistic	12.59115	Durbin-Watson stat	0.750502

Échantillon banques des pays du MENA (32 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO
 Method: Panel Least Squares
 Date: 06/23/24 Time: 20:57
 Sample (adjusted): 2009 2022
 Periods included: 14
 Cross-sections included: 32
 Total panel (balanced) observations: 448

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	28.28728	3.057557	9.251596	0.0000
PREVIOUS YEAR ROE	-0.000901	0.002917	-0.309022	0.7575
PREVIOUS YEAR LNTOTALASSETS	-0.455773	0.109992	-4.143700	0.0000
PREVIOUS YEAR NETLOANSTOASSETS	-0.018375	0.017853	-1.029280	0.3040
PREVIOUS YEAR GPRINDEX	0.083495	0.172757	0.483307	0.6291
PREVIOUS YEAR GPRINDEXTHREAT	-0.051418	0.087108	-0.590271	0.5553
PREVIOUS YEAR GPRINDEXACT	-0.049717	0.068227	-0.728696	0.4666

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.546940	Mean dependent var	17.37489
Adjusted R-squared	0.489879	S.D. dependent var	3.719645
S.E. of regression	2.656672	Akaike info criterion	4.898847
Sum squared resid	2801.990	Schwarz criterion	5.366134
Log likelihood	-1046.342	Hannan-Quinn criter.	5.083056
F-statistic	9.585262	Durbin-Watson stat	0.998938

Échantillon banques des pays indopacifique (27 banques)

Dependent Variable: TOTALCAPITALRATIO

Method: Panel Least Squares

Date: 06/23/24 Time: 21:04

Sample (adjusted): 2009 2022

Periods included: 14

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 378

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.76430	2.770876	6.771976	0.0000
PREVIOUS YEAR ROE	-0.012320	0.017223	-0.715336	0.4749
PREVIOUS YEAR LNTOTALASSETS	0.057431	0.101716	0.564626	0.5727
PREVIOUS YEAR NETLOANSTOASSETS	-0.064624	0.019575	-3.301352	0.0011
PREVIOUS YEAR GPRINDEX	0.176131	0.144379	1.219919	0.2234
PREVIOUS YEAR GPRINDEXTHREAT	-0.071504	0.072634	-0.984447	0.3256
PREVIOUS YEAR GRPINDEXACT	-0.118122	0.057204	-2.064913	0.0397

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.629555	Mean dependent var	15.11352
Adjusted R-squared	0.579344	S.D. dependent var	3.424090
S.E. of regression	2.220795	Akaike info criterion	4.547235
Sum squared resid	1637.401	Schwarz criterion	5.026084
Log likelihood	-813.4273	Hannan-Quinn criter.	4.737282
F-statistic	12.53822	Durbin-Watson stat	0.806313
