



HAL
open science

Ratings de risque pays et performance des marchés financiers dans les pays émergents : une étude empirique sur les marchés d'Amérique Latine

Nivine Albouz

► To cite this version:

Nivine Albouz. Ratings de risque pays et performance des marchés financiers dans les pays émergents : une étude empirique sur les marchés d'Amérique Latine. Economies et finances. Université d'Angers, 2022. Français. NNT : 2022ANGE0042 . tel-04009077

HAL Id: tel-04009077

<https://theses.hal.science/tel-04009077>

Submitted on 28 Feb 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

THESE DE DOCTORAT DE

L'UNIVERSITE D'ANGERS

ECOLE DOCTORALE N° 597

Sciences Economiques et sciences De Gestion

Spécialité : Sciences Économiques

Par

Nivine ALBOUZ

Ratings de risque pays et performance des marchés financiers dans les pays émergents

Une étude empirique sur les marchés d'Amérique Latine

Thèse présentée et soutenue à Angers, le 02 décembre 2022

Unité de recherche : Granem

Thèse N° : 242157

Rapporteurs avant soutenance :

Delphine Lahet Professeure des universités, Université de Bordeaux

Waël Louhichi Professeur, ESSCA (Paris)

Composition du Jury :

Président :	Prénom Nom	Fonction et établissement d'exercice (<i>à préciser après la soutenance</i>)
Examineurs :	Isabelle Rabaud	Maître de conférences HC (HDR), Université d'Orléans
	Lardic Sandrine	Professeure des universités, Université du Havre

Dir. de thèse : Camille Baulant Professeure des universités, Université d'Angers

L'auteur du présent document vous autorise à le partager, reproduire, distribuer et communiquer selon les conditions suivantes :



- Vous devez le citer en l'attribuant de la manière indiquée par l'auteur (mais pas d'une manière qui suggérerait qu'il approuve votre utilisation de l'œuvre).
- Vous n'avez pas le droit d'utiliser ce document à des fins commerciales.
- Vous n'avez pas le droit de le modifier, de le transformer ou de l'adapter.

Consulter la licence creative commons complète en français :
<http://creativecommons.org/licences/by-nc-nd/2.0/fr/>

REMERCIEMENTS

La rédaction de ce manuscrit m'a convaincu que la thèse est loin d'être un travail solitaire. En effet, c'est grâce à l'aide de nombreuses personnes que j'ai pu mener cette thèse à son terme.

Mon plus profond remerciement s'adresse ma directrice de thèse, Madame Camille Baulant, qui m'a accompagnée avec une grande patience tout au long de mes trois années de thèse. Mes mots ne suffiront jamais à lui exprimer ma profonde gratitude. Merci pour son questionnement passionné sur mon travail qui m'a permis de préciser, au fur à mesure de l'avancement mon travail, mes apports personnels dans le domaine du risque pays appliqué aux pays sud-américains. Je tiens également à la remercier pour son soutien moral et ses mots d'encouragements qui sont avant tout une condition préalable à la réussite de ce travail.

Je tiens à remercier l'université d'Angers et le laboratoire Granem, je remercie en particulière la directrice du laboratoire Madame Sandra Camus ainsi que les responsables de l'axe de recherche 3 pour l'accueil chaleureux et les conditions de travail privilégiées qu'ils m'ont offertes, un grand merci également à Madame Diana Pop qui m'a accompagnée et m'a aidée à bien comprendre la base de données Refinitif Eikon. Bien sûr, je n'oublie pas de remercier tous et toutes les enseignants/es du master IESCI, je remercie profondément Monsieur Philippe Compaire pour l'aide qu'il m'a apportée en matière d'économétrie financière et Monsieur Serge Blondel pour les informations précieuses qu'il m'a fournies en gestion de risque.

Mes reconnaissances s'adressent aussi aux rapporteurs ainsi qu'aux membres de jury : Madame Delphine Lahet, Monsieur Waël Louhichi, Madame Sandrine Lardic et Madame Isabelle Rabaud, merci d'avoir accepté de participer à ce jury de thèse.

Cette thèse est dédiée à ma famille en Syrie, mes chers parents, mes sœurs et mon frère, malgré la distance qui nous sépare, vous avez toujours été à mes côtés ; vos encouragements et vos mots m'ont été très utiles pour garder l'espoir et poursuivre ma thèse jusqu'au bout.

Je dédie ce travail également à mon mari Yasser pour son soutien quotidien et son enthousiasme à l'égard de mon travail comme de la vie en général, à mon trésor et la belle fleur de ma vie, ma fille Alma, son sourire insouciant m'a toujours redonné le courage et enfin à mon bébé qui arrive bientôt et qui rajoute encore de l'espoir à ma vie.

A tous et toutes les ami/es que je connais et/ou ceux que j'ai rencontrés ici en France, je vous remercie pour votre bienveillance, votre aide et votre soutien moral.

« Au peuple syrien, qui se bat depuis douze ans pour sa liberté et sa dignité, votre courage m'a appris que rien n'est impossible »

Sommaire

INTRODUCTION GENERALE

CHAPITRE 1 : EVALUATION DU RISQUE PAYS DANS LES PAYS EMERGENTS : ROLE DES FACTEURS INTERNES ET EXTERNES ET SPECIFICITE DES PAYS D'AMERIQUE LATINE

INTRODUCTION

- 1.1. *Le risque pays : une approche de diagnostic multidisciplinaire*
- 1.2. *Les grandes théories du risque pays établi par les ratings (ou notes) des agences de notation : où en est-on ?*
- 1.3. *La difficulté de dissocier les facteurs internes et externes dans le risque pays en Amérique latine : apport d'une revue de la littérature sur cette question sur les déterminants de la prime de risque souverain.*

CONCLUSION

CHAPITRE 2 : LA TRANSMISSION DE L'EFFET DES NOTATIONS SUR LES MARCHES EMERGENTS : LE ROLE DES ANNONCES DE NOTATIONS SOUVERAINES DANS LA PREVISIBILITE DES RENDEMENTS ET DE LA VOLATILITE DES MARCHES FINANCIERS EN AMERIQUE LATINE

INTRODUCTION

- 2.1 *Les canaux de transmission de l'effet de Rating : le rôle de l'investissement domestique privé et du 'Cap souverain'*
- 2.2 *L'impact spécifique de la notation du risque pays sur les marchés émergents d'Amérique latine*
- 2.3 *Utilité de la notation en période de crise*

CONCLUSION

CHAPITRE 3 : LA NOTATION ET L'HYPOTHESE D'EFFICIENCE INFORMATIONNELLE DES MARCHES FINANCIERS : RETOUR SUR LE DEBAT DE L'EFFICIENCE SEMI-FORTE

INTRODUCTION

- 3.1. *L'efficience informationnelle des marchés financiers (EMH) : la théorie de base introduite par E. Fama (1965)*
- 3.2. *Les études empiriques sur l'efficience informationnelle*
- 3.3. *L'efficience des marchés : analyse de certains paradoxes et anomalies qui apparaissent*

CONCLUSION

CHAPITRE 4 : LES DETERMINANTS DU SPREAD SOUVERAIN EN AMERIQUE LATINE : ETUDE EMPIRIQUE SUR 14 PAYS DANS LA REGION ALC.

INTRODUCTION

- 4.1. *Méthodologie et spécification du modèle économétrique*
- 4.2. *Échantillon et description des données*
- 4.3. *Analyse descriptive*
- 4.4. *Résultats empiriques*

CONCLUSION

CHAPITRE 5 : L'IMPACT DES NOTATIONS SOUVERAINES SUR LES RENDEMENTS ET LA VOLATILITE DES ACTIONS ET DES OBLIGATIONS DES ALC7 : LE TEST D'EFFICIENCE SEMI-FORTE

INTRODUCTION

- 5.1. *Les données empiriques*
- 5.2. *Méthodologie et spécification des modèles économétriques*
- 5.3. *Résultats empiriques obtenus*

CONCLUSION

CONCLUSION GENERALE

BIBLIOGRAPHIE

TABLE DES MATIERES

TABLE DES FIGURES

TABLE DES TABLEAUX

ANNEXES

Introduction Générale

La globalisation financière des années 90 a été marquée par le lancement en 1989 du Plan Brady, qui avait pour objectif principal d'aider les pays endettés, principalement d'Amérique latine, fortement touchés par la crise de dette de 1982, à se redresser. Une des solutions proposées par ce plan a été la titrisation de la dette qui consiste à échanger l'ancien titre de dette par une action ou une obligation. Depuis le Plan Brady, on a assisté ainsi à un passage d'un financement par les prêts bancaires publics (intermédiés par le FMI ou la BM) ou privés (largement répandus courant des années 70), vers un financement direct par les actifs financiers privés : notamment les deux principales formes d'investissement privé (l'investissement direct étranger -IDE- et l'investissement de portefeuille -IP-). Pour un pays émergent, ce nouveau type de finance directe a été perçu comme une option très attractive qui aurait dû aider ce pays à financer son économie ainsi que ses différents programmes de développement (Williamson, 1985). A la différence du financement par les fonds publics et/ou privés, la finance directe par les actifs financiers privés ne nécessite pas l'engagement du pays dans des plans d'ajustements structurels (PAS) imposés par les institutions internationales. Le développement des marchés financiers locaux dans les pays émergents a par ailleurs permis à ces pays d'émettre des actions et des obligations souveraines dans leurs propres monnaies nationales. Cette possibilité aurait dû réduire les effets indésirables du problème du « péché originel »¹, défini dans les travaux de Eichengreen et Panizza, (2003), en évitant en particulier les défauts liés à la hausse de la dette en dollars lors d'une crise de change (Eichengreen and Hausmann 1999). Pour Lahet et Prat (2019), l'internationalisation des monnaies locales de certains pays émergents après l'année 2005, a largement augmenté la part de la dette extérieure en monnaie locale dans la dette extérieure totale (58 % en Afrique du Sud et 35 % en Inde en 2017 ; 37 % au Mexique et 35 % en Thaïlande en 2013 et 33 % au Brésil et 28 % en Corée en 2014). Ces chiffres indiquent que les investisseurs font de plus en plus confiance à ces marchés et qu'en conséquence ils sont plus disposés à émettre ou à acheter de la dette libellée dans ces devises locales (Lahet et Prat, 2019). Au cours de deux dernières décennies, les marchés émergents ont alors considérablement amélioré l'approfondissement de leurs marchés financiers et ont redressé les fondamentaux macroéconomiques de leur économie.

Ces évolutions favorables, associées à la persistance de faibles rendements sur les marchés développés, ont incité les investisseurs internationaux en portefeuille à accroître leurs investissements dans les actifs des marchés émergents (Hassan, 2017). Pour Hook (2001) les « marchés émergents » étaient considérés, au milieu des années 90, comme la destination requise pour les investisseurs de portefeuille prudents. « Les institutions et les personnes qui n'assignaient pas une petite partie de leurs actifs - disons 3 à 5% - à cette nouvelle catégorie ont été considérées comme étant en retard » (Hook, 2001). Depuis le début 2000, les marchés émergents ont ainsi vu leurs flux bruts d'entrées de capitaux privés multiplier par cinq, avec une part importante concentrée dans les portefeuilles les plus volatils (FMI, 2014). Les émergents d'Amérique Latine, particulièrement en retard, ont

¹ La notion de « péché originel » rend compte de l'incapacité d'un pays émergent à emprunter auprès du marché international dans sa monnaie locale, ce qui implique un risque supplémentaire pour ces pays en cas d'une dévaluation de sa monnaie par rapport à la monnaie étrangère plus forte. Suite aux crises de défaut des années 1990, les pays asiatiques puis certains pays d'Amérique latines ont commencé à développer leurs propres marchés locaux d'actions et d'obligations pour éviter les situations de crise auto-entretenu propres au « péché originel » (Baulant, 2014).

montré une forte croissance en matière d'émission des obligations souveraines et rattraper les autres marchés émergents et/ou les marchés développés. La figure 1-A montre que la valeur des obligations souveraines émises par ces pays s'est passée d'un niveau modeste de moins de 5 milliards de dollars dans les années 1980 à plus de 205 milliards de dollars à la fin de 1999 (soit 70% du volume émis par les autres pays émergents et en voie de développement qui atteignaient 294 milliards de dollars fin 1999).

Aujourd'hui encore l'émission des obligations souveraines en Amérique Latine et les Caraïbes (ALC) continue à montrer une tendance à la hausse notamment entre 2015 et 2021, le volume est passé de 280 milliards à 464 milliards de dollars de décembre 2015 à mars 2021 (figure 1-B).

Figure 1-A : Émission de dette souveraine des marchés en développement et développés (1990-2000).

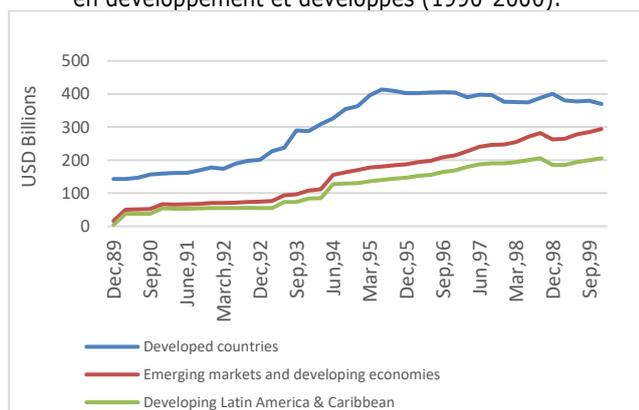
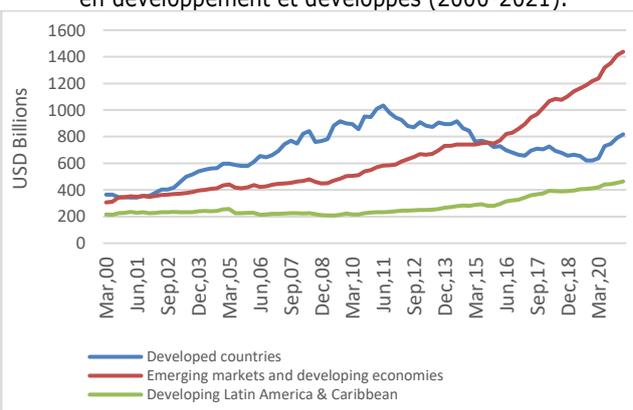


Figure 1-B : Émission de dette souveraine des marchés en développement et développés (2000-2021).



Source : Données extraites de la banque des règlements internationaux (BRI), 01/12/2021.

<https://stats.bis.org/statx/toc/SEC.html>

Pourtant, durant les périodes de crise, les investissements de portefeuille, visant la rentabilité financière à court terme et non la rentabilité économique à long terme (comme pour l'IDE), sont toujours associés à un risque élevé (Minsky, 1980). A ce titre, on parle alors de « Hot Money » qui est caractérisé par une très forte volatilité et qui est considéré comme le responsable principal de l'éclatement des « bulles spéculatives » engendrant des crises systémiques (Minsky, 1980 ; Orléan, 1989). De plus, les investissements de portefeuilles génèrent un effet de contagion internationale beaucoup plus fort depuis la titrisation des dettes et a renforcé l'interconnectivité et les liens entre les différents marchés.

Avec la liberté des mouvements de capitaux et l'interconnexion croissante des marchés internationaux de capitaux, il est nécessaire d'analyser en profondeur l'évolution des facteurs de risque pays qui sont passés des risques politiques à des risques financiers (solvabilité et liquidité) puis à des risques potentiellement systémiques induits par des politiques macro-économiques des Etats ou des comportements micro-économiques des agents financiers (Aglietta et al., 2005 ; Baulant, 2019). La complexification du risque pays a notamment eu un impact important sur la volatilité et la prévisibilité des rendements des marchés boursiers qui sont devenus essentiels pour évaluer les décisions diversifiées des investissements des portefeuilles tant au niveau régional qu'au niveau mondial. L'étude du risque pays reflète directement la santé financière et les perspectives des entreprises (Poon et Granger, 2003 ; Bekiros et al., 2016). En matière d'évaluation de risque pays et de risque de défaut des entreprises, les agences de notation crédit, notamment les trois agences leaders « The Big Three », Standard & Poor's (S&P), Fitch et Moody's Investors Service (Moody's), ont été perçues par les acteurs des marchés comme

des institutions financières susceptibles d'exercer une forte influence sur la volonté des investisseurs internationaux de détenir certains types de titres financiers, et ainsi, d'avoir un impact significatif sur la performance des marchés boursiers. En étudiant les différents facteurs du risque susceptibles d'empêcher le paiement régulier de la dette souveraine, les agences de notation quantifient le niveau de risque dans le pays en question et lui attribuent une note, nommée le rating, pour sa dette souveraine. Plus un de ces facteurs se dégrade, plus le rating du pays s'abaisse. Bien que les agences de notation s'appuient sur des critères en majorité internes (politiques, financiers, macroéconomiques et microéconomiques) spécifiques à chaque pays pour mesurer le niveau du risque de défaut, la littérature économique sur les déterminants de risque pays dans les pays émergents distingue pourtant deux grands composantes du risque pays : un risque interne spécifique au pays émergent étudié et un risque externe ou global qui dépend de la situation des marchés internationaux. Le risque interne fait référence aux fondamentaux économiques (dette, PIB, dette/PIB, inflation, balance courante) tandis que le risque externe comprend tous les facteurs globaux susceptibles à affecter indirectement la solvabilité de ce pays, comme le taux d'intérêt des bons du trésor aux Etats-Unis, le cours des matières premières ou le degré d'aversion au risque des investisseurs internationaux (Calvo et al., 1993 ; Kim, 2000). La hausse des échanges internationaux d'obligations des marchés émergents depuis le lancement du plan « Brady », en 1989, a conduit de nombreux chercheurs à étudier de plus en plus l'évolution de la prime de risque pays exprimée par le « spread » qui mesure l'écart des obligations souveraines par rapport au prix du bon du trésor US. Alors qu'avant 1990, les économistes étudiaient le niveau de dette soutenable d'un pays en développement (Cohen, 1987), depuis le milieu des années 1990, l'écart de taux d'intérêt est devenu, surtout en période de crise, un indicateur majeur du risque de défaut dans les marchés émergents. Dans ce cas, on observe que les agences de notation suivent plutôt le spread donné par les marchés financiers et se comportent de façon procyclique : elles dégradent fortement le rating lors des fortes hausses de spread enregistrés sur les marchés financiers (cas de l'Argentine en décembre 2001). Ce comportement procyclique des agences de notation a été accusé d'amplifier le risque de crises de défaut plutôt que d'en avertir les investisseurs, ce qui ne donne aucune nouvelle information mais envoie de façon incorrecte des signaux déjà présents sur les marchés financiers (Ferri et al., 1999 ; Li et al., 2008).

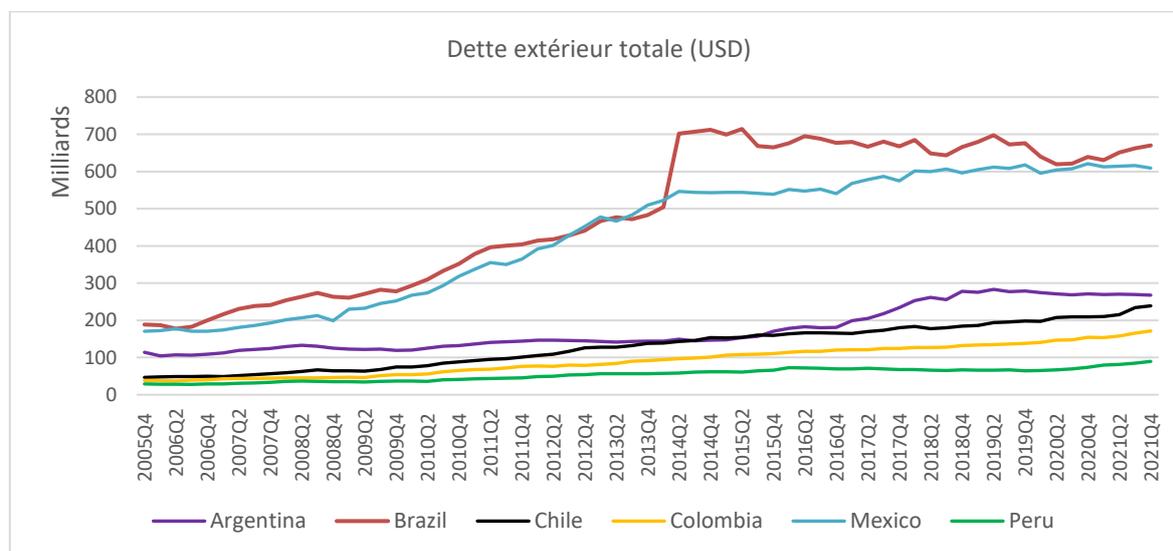
L'étude du risque pays a également été mis en avant lors de la crise financière mondiale de l'année 2008 et après les différentes crises de défauts et les crises systémiques qui ont frappé la région d'Amérique latine depuis les années 90 : la crise Tequila au Mexique 1994, la crise Samba au Brésil 1999, la crise Tango en Argentine 2001. Une mauvaise gestion des conditions macroéconomiques intérieures, des problèmes politiques, des crises monétaires et des chocs des prix des matières premières ne sont que quelques-uns des facteurs qui ont accru le risque de défaut dans la région et qui a empêché les différents gouvernements de rembourser leurs créanciers étrangers conformément aux conditions initiales des contrats de dette sous-jacents. Plus récemment, en 2020 et en 2021, la région a été confrontée à un nouveau choc en raison de la pandémie de Covid-19, qui a créé pour certains pays de nouvelles contraintes de liquidité, tandis que pour d'autres, a exacerbé les déséquilibres macroéconomiques ou les pressions budgétaires déjà existants. Depuis le début de 2022, la guerre en Ukraine bouleverse également l'économie mondiale et accroît l'incertitude quant aux perspectives de rendements en Amérique latine et aux Caraïbes (ALC). L'impact de la guerre en Ukraine s'est traduit par une inflation plus élevée pour tous les pays du monde et en Amérique latine en particulier ce qui affecte les revenus réels des populations, notamment les plus vulnérables. Suite à la hausse des taux d'intérêt US, les décideurs publics des pays émergents

ont été contraints de resserrer leur politique monétaire et de mettre en œuvre des mesures pour aider les populations les plus vulnérables et contenir les risques de troubles sociaux.

Pourtant, d'autres risques se profilent pour les années à venir. Une aggravation possible de la guerre pourrait conduire à des difficultés financières mondiales et à un resserrement des conditions financières pour la région. Surtout, le resserrement continu de la politique monétaire aux États-Unis, avec les fortes hausses des taux directeurs par la Réserve fédérale entraîne une hausse du dollar et donc une dépréciation des autres devises qui risque d'affecter durablement les conditions financières mondiales. Dans ce cas, les coûts de financement mondiaux et nationaux plus élevés risquent d'accélérer les sorties de capitaux et représenter un défi important pour la région, compte tenu des importants besoins de financement public et externe dans certains pays et de leurs ressources limitées pour financer leurs investissements. En outre, la forte décélération de la croissance en Chine, en raison de la pandémie et pour d'autres raisons (notamment les tensions entre Pékin et Taïwan), pourrait avoir un impact négatif sur les principaux prix à l'exportation et le commerce dans la région. Tous ces risques (internes et globaux) assombrissent les perspectives de croissance de l'Amérique latine et nécessitent une action politique de la part des gouvernements.

En raison des nombreuses crises qui ont frappé les pays d'Amérique latine, plusieurs pays ont connu une augmentation dans leurs dettes extérieures totales (libellées en devises et en monnaies locales), le Brésil a enregistré une augmentation de sa dette totale de 170 milliards de dollars en 2006 à plus de 500 milliards au début de l'année 2014, et ce chiffre atteint 670 milliards de dollars au quatrième trimestre de 2021, la dette du Mexique passe de 460 milliards de dollars en 2013 à plus de 620 milliards en 2020 et 2021, la dette du Chili a augmenté de 177 milliards en 2018 à 239 milliards de dollars au quatrième trimestre de 2021, le Pérou a également connu une augmentation de sa dette extérieure de 642 milliards fin 2019 à plus de 896 milliards de dollars à la fin de l'année 2021 (figure 2-A). Dès à présent, certains pays d'ALC, ainsi que certaines provinces argentines, ont cherché à restructurer en profondeur leur dette extérieure : l'Argentine a restructuré environ 65 milliards de dollars de dette extérieure due à des créanciers privés, l'Équateur a restructuré 17,4 milliards de dollars de dette extérieure privée, soit plus de dix provinces argentines ont collectivement restructuré plus de 10 milliards de dollars de dette extérieure privée (Clark et Lyratzakis, 2021).

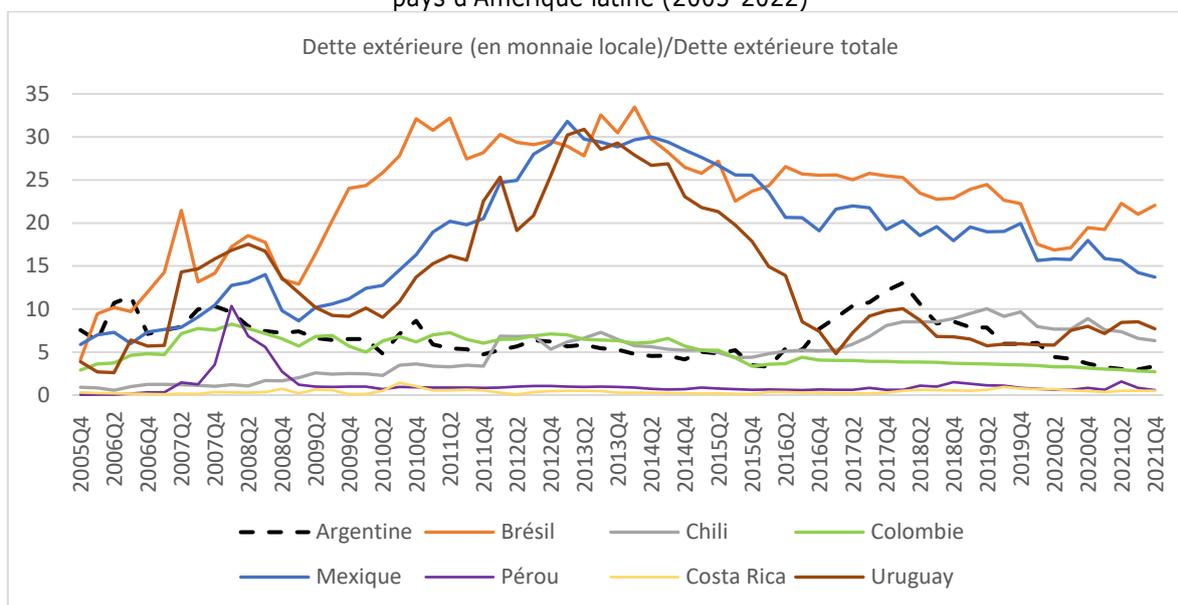
Figure 2-A : Evolution de la dette extérieure totale dans certains pays d'Amérique latine (2005-2022)



Source : Base de données « Quarterly External Debt Statistics SDDS », données extrait du site de la banque mondiale, 29/07/2022.

De plus, en dépit des efforts menés par les pays de la région pour éviter le problème du « péché originel », la part de dette libellée en monnaie locale dans la dette extérieure totale reste modeste par rapport aux dettes extérieures libellées en devises étrangères². La part de la dette brésilienne libellée en réal a baissé de 33% en 2014 à seulement 17% au quatrième trimestre de 2020 avant de ré-augmenter légèrement à 22% au dernier trimestre de 2021. La dette du Mexique libellée en peso est également en forte baisse depuis 2012, la part de cette dette dans la dette extérieure totale a atteint 13% au quatrième trimestre de 2021. Pour les autres pays, ce pourcentage de la dette extérieure libellée en monnaie nationale ne dépasse pas la barre de 10% entre (2018-2022), au quatrième trimestre de 2021, le ratio a atteint 7% pour l'Uruguay, 6% pour le Chili, 3% pour l'Argentine, 2% pour la Colombie, 0.55% pour le Pérou et 0.49% pour Costa Rica (figure 2-B).

Figure 2-B : Ratio de la dette extérieure (libellée en monnaie locale) / la dette extérieure totale dans certains pays d'Amérique latine (2005-2022)



Source : Base de données « Quarterly External Debt Statistics SDDS », données extrait du site de la banque mondiale, 29/07/2022.

En réponse à la montée de ces différentes incertitudes dans la région, les trois plus grandes agences de notation ont modifié plusieurs fois leurs notes souverains en Amérique Latine. Les agences de notation ont actuellement des perspectives stables pour le Brésil et le Mexique. La dette du Brésil en devises et en monnaie locale est noté depuis 2019 à BB- (grade spéculatif) par l'agence de notation américaine S&P, soit trois notes en dessous de la catégorie Investment grade, bien que cette note ait été BB avant les dernières élections brésiliens fin 2018, cette note signifie que la situation politique et économique au Brésil se dégrade mais avec une probabilité de défaut peu élevé. La dette du Mexique en devises et en monnaie a été notée BBB au mois de juillet 2022 (selon l'agence S&P) (Baa2 selon l'agence Moody's), cette noté était BBB+ avant le mois de mars 2020 (le début de la crise sanitaire Covid19). Impacté par la crise persistante depuis 2018, les taux d'inflation très élevés et la dévaluation des taux de change, la crise sanitaire de 2020, le rating de l'Argentine est resté longtemps dans une catégorie

² Alors que le ratio de dette extérieure libellée en monnaie nationale/ la dette extérieure totale a atteint, au quatrième trimestre de 2021, 50% en Afrique du sud, 32% pour la Corée et l'Inde et 31% pour Thaïlande selon les statistiques de la Banque Mondiale, base de données « Quarterly External Debt Statistics SDDS ».

hautement risquée sur l'échelle de rating (le niveau C). Depuis septembre 2020, la note souveraine d'Argentine est légèrement remontée à CCC+ et CCC par les deux agences S&P et Fitch respectivement, alors que l'agence Moody's lui a attribué la note Ca. Ces notes signifient que le défaut de paiement reste une possibilité importante pour l'Argentine et sa capacité à honorer les engagements financiers n'est garantie que dans le cas d'une conjoncture économique et des affaires favorable et soutenable. La Colombie, quant à elle, est restée longtemps en « grade d'investissement » jusqu'au fin mai 2021, lorsque les deux agences de notation S&P et Fitch avaient abaissé sa note souveraine à long terme de BBB- (grade d'investissement) à BB- (grade spéculative). La révision à la baisse est intervenue à la suite de l'abandon des réformes fiscales au début du mois de mai 2021, en raison de violentes manifestations à l'échelle nationale. Les agences de notation ont supposé que la finance publique ne serait pas suffisamment redressée et que la dette publique resterait supérieure à 60 % du PIB à moyen terme. Bien que l'intérêt au notation crédit des entreprises dans le domaine académique ait débuté à la fin des années 1980, les études sur les changements de notation souveraine n'ont commencé à se développer qu'après la crise mexicaine de 1994 et la crise asiatique de 1997 (Li et al., 2007). La littérature sur les notations souveraines est particulièrement vaste. Dans les études empiriques, on peut distinguer trois types de recherche qui examinent la relation entre les changements de notation souveraine et la stabilité des marchés financiers. Un premier type de recherche se concentre sur le problème de liquidité des marchés. Le deuxième type de recherche s'intéresse à l'impact des changements de notation souveraine d'un pays sur les rendements et la volatilité des marchés boursiers et obligataires. Le troisième type analyse enfin l'effet de contagion selon lequel l'impact de rating dans un pays émergent pourrait se transmettre aux marchés financiers des autres pays (des pays qui se trouvent dans la même région géographique (Amérique latine), des pays qui ont particulièrement investi comme les pays émergents (crise de 1997) et des pays qui sont en situation de « péché originel » (toutes les économies émergentes avant 2005)). Concernant les rendements des actions et des obligations, plusieurs analyses empiriques récentes indiquent un impact direct du rating sur les rendements des marchés obligataires, alors que l'impact sur les rendements boursiers reste indirect. La volatilité des marchés financiers dans les pays émergents a été également un centre d'intérêt pour beaucoup d'études. La volatilité peut en effet aggraver l'instabilité financière et l'imprévisibilité des marchés, puisque des niveaux de volatilité élevés sont associés à une perception plus élevée du risque des acteurs du marché. De plus, cette volatilité accrue et ce risque perçu peuvent avoir des effets similaires mais non justifiés sur l'incertitude macroéconomique amplifiant encore la volatilité (Afonso et al., 2014).

Théoriquement, les notations de crédit devraient améliorer la transparence et l'efficacité des marchés financiers en réduisant l'asymétrie d'information entre les emprunteurs et les prêteurs (Gande et Parsley, 2014). Dans ce cadre, Ekins et Calabria (2012) indiquent que les agences de notation contribuent à l'efficacité du marché en fournissant des évaluations précises, claires et fiables de la solvabilité des emprunteurs auprès des marchés internationaux. Déjà, en 1965, l'économiste néo-classique Eugène Fama avait formalisé, au niveau micro-économique, la théorie de l'efficacité des marchés financiers (EMH) selon trois formes (faible, semi-forte et forte) en les combinant avec un modèle des anticipations rationnelles des acteurs qui engendrait un équilibre automatique des marchés financiers. La forme faible d'EMH indique que les prix actuels des actifs reflètent pleinement tous les prix passés disponibles, de sorte que les données historiques ne peuvent pas être utilisées pour prévoir les prix futurs. Dans l'efficacité semi-forte, outre les informations sur les prix, toute information connue et disponible au public est également incorporée au prix d'actif. Enfin, la forme forte stipule que les prix

des titres reflètent les informations accessibles au public ainsi que les informations privées (Fama, 1970). L'idée des marchés efficients a progressivement gagné en popularité (dans les domaines académique et professionnel) jusqu'à atteindre une apogée dans les années quatre-vingt.

Suite aux crises des années 80 (notamment la crise de la dette des PVD de 1982), l'attention académique et professionnelle s'est déplacée vers la théorie de la finance comportementale ; l'EMH a par conséquent été issue de plusieurs critiques par les chercheurs. Principalement, il s'agit des anomalies causées par certaines caractéristiques des marchés financiers qui peuvent mettre en cause la validité d'EMH, notamment dans les marchés émergents. En effet, les marchés émergents sont plus sujets à une forte asymétrie d'information car les investisseurs sont mal informés et ont accès à des informations peu fiables. En outre ces économies connaissent d'importantes fluctuations de prix ainsi qu'une instabilité accrue. A la différence des pays développés, les rendements des actions dans les économies émergentes sont largement prévisibles (ne suivent pas une marche aléatoire) et donnent aux investisseurs une chance accrue d'exploiter la situation pour augmenter leurs profits (Harvey, 1993). Notamment, Grossman et Stiglitz (1980) ont remis en question la gratuité parfaite de l'information alors que cette hypothèse constitue une condition essentielle pour la validité d'EMH. Ils démontrent l'impossibilité de réaliser l'EMH en raison de l'existence de deux catégories d'agents : les agents informés (qui paient un prix pour l'information) et les agents non informés (qui obtiennent leur information gratuitement en observant les prix).

Plus récemment enfin, les différentes crises systémiques qui ont frappé le monde, depuis la crise financière mondiale de 2008 jusqu'à la crise actuelle du covid19 de 2020, ont ravivé le débat sur la question de l'efficacité informationnelle des marchés de capitaux dans les pays émergents vis-à-vis les informations accessibles au public (y compris les informations issues des annonces de notations souveraines) et leur capacité à prédire les turbulences ou les crises financières. Gande et Parsley (2014) montrent ainsi un déclin significatif de la réputation des agences de notation de crédit à la suite de la crise financière mondiale et concluent à une diminution de leur rôle d'influence sur l'efficacité des marchés financiers. De même, Kiff et al. (2010) font ressortir que les notations de crédit nuisent à l'efficacité des marchés financiers parce que les émetteurs de titres peuvent les utiliser pour accroître l'asymétrie de l'information par le biais du « shopping de notation » des agences qui attribuent des notations élevées afin de réduire les coûts d'emprunt pour certains titres.

Objectifs et questions de la thèse

En réalisant deux études économétriques portant sur les marchés financiers d'Amérique Latine, cette thèse a pour deux objectifs principaux. Il s'agira d'abord identifier les principaux déterminants du risque pays (représentés par le spread souverain) en Amérique latine. Le but est de mettre l'accent sur la relation qui existe pour les 14 pays Latino-américains sélectionnés entre les différentes classes du rating souverain et la prime de risque (le spread). Nous analyserons ensuite pour les sept plus grands pays d'Amérique latine l'impact des changements de notes de la dette souveraine de ces pays sur les rendements et la volatilité de leurs marchés d'actions et d'obligations. Grâce à ces deux études économétriques, nous souhaitons apporter des éléments de réponse sur plusieurs questions centrales.

La première étude portant sur le marché du spread de 14 pays d'Amérique latine souhaite analyser différentes questions en testant plusieurs hypothèses théoriques :

- 1) H1 Les notations souveraines, effectuées par les trois agences de notation fournissent-elles des informations supplémentaires au spread des marchés latino-américains, au-delà de celles déjà fournies par les fondamentaux spécifiques aux pays ?
- 2) H2 Quels sont les principaux déterminants de la prime de risque en Amérique Latine ? Le spread des marchés latino-américains réagit-il différemment aux facteurs fondamentaux et externes en fonction du compartiment du rating atteint par les pays ?
- 3) H3 Quel est l'impact du rating pendant les crises ? Les agences de notation souveraine tendent-elles à se comporter de façon procyclique en retardant l'annonce de leurs notes au moment du déclenchement de la crise ?

Pour sa part, la deuxième analyse menée sur les sept principaux marchés en Amérique Latine (ALC 7) vise à répondre à quatre questions essentielles à nos yeux :

- 4) H4 Quel est le lien entre les changements de rating du risque pays effectués par les trois agences de rating et les rendements et la volatilité des marchés des actions et des obligations en Amérique Latine ? La question de la volatilité préoccupe en effet largement les investisseurs internationaux qui investissent dans les pays sud-américains.
- 5) H5 Peut-on dire, comme le font certaines études académiques, que les marchés des actions et des obligations latino-américains sont efficients sous la forme semi-forte, vis-à-vis l'information publique issue du rating souverain ? Cette relation est-elle vérifiée pour toutes les agences de notation ?
- 6) H6 La dégradation d'une note souveraine a-t-elle un impact plus fort sur la volatilité des marchés qu'une amélioration de la note portant sur la même ampleur ? Autrement est-il possible d'affirmer que l'effet de levier est vérifié sur les marchés d'Amérique latine ?
- 7) H7 Est-il possible de mesurer le niveau d'interdépendance existant entre les marchés latino-américains ? et si oui, est-il possible de repérer des effets de contagion plus importants pour ces pays ?

Le choix d'Amérique latine

Le choix de la région d'Amérique latine pour notre terrain d'études a été motivé par plusieurs raisons qui nous semblent importantes. Tout d'abord, ces pays ont des niveaux de vie relativement élevés et des marchés internes très importants (Brésil, Mexique notamment) parmi les économies émergentes ; cette région offre donc des opportunités intéressantes pour les investisseurs internationaux en portefeuille. Ensuite, les pays sud-américains sont des pays à la fois semblables et différents. Ils sont semblables de par leur histoire commune : un endettement en devises fortes, des pays riches en matières premières qui ont initié des stratégies de croissance tirée par le marché intérieur en se fermant partiellement au commerce international et en pratiquant des politiques de substitution aux importations (Salama et al., 1992), à la différence des pays asiatiques où la croissance a été tirée par les exportations manufacturières. Ces pays sont également très différents par leur taille, leurs niveaux de vie, leurs politiques macro-économiques, et, bien-sûr leurs grades de rating de la dette souveraine. Les analyses menées dans la thèse doivent nous permettre de caractériser plus avant cette similarité et cette différenciation. Par exemple, parmi le pays de notre échantillon, le Chili, le Mexique et le Pérou ont été placés en 2021 en « investment grade » tandis que l'Argentine, le Brésil la Colombie et le Venezuela ont été touchés par des crises économiques, sociales et financières qui les placent en « speculative grade ». L'étude de ces deux grandes classes de notation pour les sept pays étudiés doit nous permettre d'examiner dans quelle

mesure une note dans la classe spéculative entraîne en moyenne une volatilité plus grande des prix des actions et des obligations par rapport à une note classée dans le grade d'investissement.

Pour ce qui concerne le risque et les turbulences, la région d'Amérique latine a connu plusieurs crises financières et systémiques majeures au cours des trente dernières années telles que la crise du Mexique en 1994, la crise du Brésil en 1999, les défaillances de l'Argentine en 2001 et 2014, la défaillance du Venezuela en 2017... Les pays d'Amérique latine ont également été particulièrement affectés par la crise financière globale de 2008 partie des USA, un partenaire commercial et financier important pour ces pays. En outre, et durant des décennies entières, suite à leur fermeture aux échanges internationaux (droits de douanes et quotas d'importations), plusieurs pays sud-américains (Argentine, Brésil, Venezuela...) ont connu des périodes d'hyperinflation (de plus de 2000% par an) entraînant une forte instabilité politique avec des coups d'Etat militaires (Ominami, 1984 ; Salama et al., 1992). Enfin, compte tenu de l'instabilité des banques et des autres institutions financières en Amérique latine, les analystes et les investisseurs doivent se montrer attentifs à la fois aux facteurs externes qui affectent cette région (la hausse des taux d'intérêt aux États-Unis, les tensions commerciales entre Chine et les États-Unis et le ralentissement des marchés développés) et aux facteurs domestiques (les indicateurs macro-économiques, financiers et politiques qui restent spécifiques à chaque pays de la région).

Avec un endettement international relativement ancien (depuis le début de 1970), le marché latino-américain constitue un segment important du marché international des obligations. Les économies clefs de la région (Brésil, Mexique, Argentine) sont intégrées à de solides liens économiques et financiers vis-à-vis du reste du monde (exportations de matières premières et importations de capitaux) (Baumann, 2008). En dépit des crises de défaut répétées de ces pays, la recherche de fonds sur le marché international continue à être une source de financement importante pour ces économies émergentes en vue de stimuler les activités économiques nationales. Ces économies sont donc très volatiles et fortement vulnérables aux changements de préférences des investisseurs internationaux, notamment en période de crise. Pour Ee (2008), il existe au moins deux raisons pour lesquelles les réactions des actions aux annonces de modification de la notation de crédit en Amérique latine peuvent différer de celles des autres régions. Premièrement, les questions de gouvernance d'entreprise et de réglementation peuvent différer d'une région à l'autre et d'un pays à l'autre. Deuxièmement, les notations de crédit sont fondées sur des informations publiques et privées et il n'est pas sûr que les agences de notation puissent collecter les informations privées dans les pays d'Amérique latine aussi efficacement qu'elles ne le font dans les pays développés.

Apport espéré de nos travaux et plan de la thèse

Notre travail de recherche vise à compléter la littérature qui existe sur les déterminants du spread souverain des marchés latino-américains dans plusieurs directions.

D'abord, l'analyse économétrique sur les déterminants du spread en Amérique latine permet de savoir si le rating des agences peut ou non fournir une nouvelle information sur le marché du spread au-delà de celles déjà incluses dans les variables fondamentales du pays. Comme les notations souveraines sont principalement construites sur la base des fondamentaux spécifiques aux pays (PIB, inflation, politique de change, compte extérieur, niveau de dette), la question sera de savoir si le rating exerce bien une influence sur les spreads, indépendamment de leur corrélation avec d'autres informations accessibles au public. Nous souhaitons vérifier cette hypothèse en testant

l'impact des notations souveraines sur le spread souverain, avant et après l'inclusion de ces facteurs fondamentaux spécifiques aux marchés latino-américains. De plus, la plupart des études empiriques semblent indiquer qu'un mouvement d'un cran de la notation a le même impact tout au long de l'échelle de rating. Or, notre analyse économétrique vise à introduire deux classes de notation : la classe d' « investissement » et celle « spéculative ». Le but est de mesurer également l'impact d'un changement de notation entre les classes, c'est-à-dire de la classe « spéculative » à la classe « d'investissement » et vice-versa. Une telle différenciation de l'effet des deux classes de rating, si elle se confirme dans l'étude empirique, pourrait aider considérablement les investisseurs internationaux à diversifier leurs choix d'investissement au sein de la région latino-américaine. L'analyse menée sur le spread doit permettre aussi de mieux qualifier l'impact des changements de notation pendant et après certaines crises financières et globales majeures, telles que les crises d'Amérique latine des années 90, la crise des subprimes de 2008 ou la crise du covid19 de 2020. Les variables de crise nous semblent en effet essentielles dans cette analyse car elles permettent d'observer si les agences de notation se comportent ou non de manière procyclique en temps de crise, c'est-à-dire si ces agences retardent leurs modifications de notes après que les crises se soient déclenchées comme le montrent par exemple les travaux de (Kräussl, 2005 ; Li et al., 2008 ; Sy, 2002 ; Micu et al., 2006). En effet, certaines études montrent que pendant les crises, c'est le spread qui détermine le rating plutôt que l'inverse. Nous souhaitons tester cette hypothèse en étudiant spécifiquement la corrélation qui existe entre le rating et le spread.

En ce qui concerne la deuxième étude économétrique menée, nous souhaitons tester l'hypothèse d'efficacité semi-forte des marchés financiers. Notre revue de littérature portant sur les effets de changement des notations sur la volatilité des marchés boursiers et obligataires met en effet l'accent sur l'effet asymétrique de rating selon lequel une dégradation de note peut avoir un impact plus fort qu'une amélioration de la même ampleur. Notre travail vise dans ce cadre à fournir un cadre unifié combinant la notation souveraine et la littérature de contagion financière dans la région d'Amérique latine. A différence des travaux empiriques montrant une efficacité semi-forte sans proposer de preuve solide pour l'efficacité faible, la thèse souhaite tester ces deux formes d'EMH pour affiner les conclusions que l'on peut tirer de la notion d'efficacité semi-forte. La littérature académique indique à ce sujet que les trois formes d'EMH sont fortement liées les unes aux autres (Bodie et al., 2003, Lindner et al., 2010, Lardic et Mignon, 2006).

L'organisation de la thèse sera la suivante :

Le premier chapitre définit le cadre théorique du concept de risque pays dans les marchés émergents, son évolution et ses différents déterminants qui ont fortement évolué au cours du temps. Nous présenterons les méthodologies retenues par les trois grandes agences de notations souveraines pour établir le rating du risque pays.

Le deuxième chapitre porte sur la littérature financière qui a étudié le rôle des annonces de notations souveraines sur les marchés financiers d'actions et d'obligation dans pays émergents, en mettant l'accent sur la région d'Amérique latine fortement endettée et sujette à de fortes crises de défaut. Dans ce chapitre, nous étudierons les différents effets qui résultent de l'impact du rating sur les rendements et sur la volatilité des marchés d'actions et d'obligations. L'effet de contagion, selon lequel une crise de rating dans un pays se propage aux autres marchés, sera étudié. L'effet du rating en temps des crises qui résulte du comportement procyclique des agences

de notations ainsi que l'effet d'asymétrie du rating ou l'effet de levier (expliqué par la théorie de l'aversion au risque de Kahneman et Tversky (1979)) seront également mobilisés.

Un troisième chapitre théorique sera consacré à la transmission de l'effet de rating aux marchés financiers émergents ainsi qu'au rôle de l'hypothèse de marché efficient (EMH) de l'économiste Fama (1965). Cette hypothèse joue un rôle clef pour étudier l'impact du rating sur les rendements et la volatilité des marchés financiers. Plus précisément, nous présenterons les différents courants et les débats théoriques qui ont étudié cette hypothèse ainsi que les analyses empiriques qui ont testé les trois formes de l'efficience informationnelle : faible, semi-forte et forte.

Le quatrième chapitre présentera les résultats de notre analyse économétrique sur les déterminants de la prime du risque (le spread) des obligations souveraines dans 14 marchés latino-américains. Nous cherchons concrètement à analyser l'impact des différentes notations de dette souveraine sur le spread de marché. L'analyse propose également de déterminer les facteurs clés du spread. En s'appuyant initialement sur la littérature des déterminants du risque pays en Amérique Latine et en effectuant une régression de panel à effets fixes, nous allons construire un modèle qui relie le spread souverain au rating des trois agences de notation ainsi qu'aux différents facteurs du risque, tels que les facteurs globaux et/ou les facteurs politiques, financières et macroéconomiques spécifiques aux pays étudiés.

Le cinquième chapitre sera consacré aux résultats d'une seconde étude économétrique portant sur les marchés des actions et des obligations des sept pays en Amérique Latine (ALC-7). Ce chapitre d'étudiera la réaction des rendements et de la volatilité des marchés des actions et des obligations aux changements (dégradation et amélioration) de la notation souveraine dans chacun des sept pays. L'étude doit nous permettre de tester l'hypothèse de l'efficience semi-forte (EMH) des marchés financiers en Amérique Latine. Ce chapitre analysera enfin l'effet de contagion entre ces sept marchés latino-américains.

Chapitre 1 : Evaluation du risque pays dans les pays émergents : rôle des facteurs internes et externes et spécificité des pays d'Amérique latine

Introduction

Au cours des 50 dernières années, la région d'Amérique latine et des Caraïbes a connu au moins 50 crises et restructurations de la dette souveraine (Beers et al., 2021). La mauvaise gestion des conditions macroéconomiques intérieures, les problèmes politiques, les crises monétaires et les chocs des prix des matières premières ne sont que quelques-uns des facteurs qui ont accru le risque de défaut dans la région, empêchant ainsi les différents gouvernements de rembourser leurs créanciers étrangers conformément aux conditions initiales des contrats de dette sous-jacents. En réponse, les emprunteurs souverains se sont engagés dans des opérations multiples et complexes de restructuration de la dette souveraine, avec plus ou moins de succès. En 2020 et 2021, la région a été confrontée à un nouveau choc en raison de la pandémie de COVID-19, qui a créé pour certains pays de nouvelles contraintes de liquidité, tandis que pour d'autres, a exacerbé les déséquilibres macroéconomiques et les pressions budgétaires déjà existants. Plusieurs pays d'Amérique latine et des Caraïbes et certaines provinces argentines ont en conséquence cherché à restructurer en profondeur leur dette extérieure : entre autres, l'Argentine a restructuré environ 65 milliards de dollars de dette extérieure due à des créanciers privés, l'Équateur a restructuré 17,4 milliards de dollars de dette extérieure privée, soit plus de dix provinces argentines ont collectivement restructuré plus de 10 milliards de dollars de dette extérieure privée (Clark et Lyrtzakakis, 2021). À la suite de cette vulnérabilité accrue en Amérique latine, les trois plus grandes agences de notation (Standard & Poor's, Moody's et Fitch), ont modifié plusieurs fois leurs notes souverains en Amérique Latine. Les agences de notation ont actuellement des perspectives stables pour le Brésil et le Mexique. La dette du Brésil en monnaie étrangère et en monnaie locale est noté depuis 2019 à BB- ((un grade spéculatif)) par l'agence de notation américaine S&P, soit trois notes en dessous de la catégorie Investment grade, bien que cette note a été BB avant les dernières élections brésiliens fin 2018, cette note signifie que la situation politique et économique au Brésil se dégrade avec une probabilité de défaut peu élevé. La dette du Mexique en monnaie étrangère et en monnaie nationale s'est notée BBB au mois de juillet 2022 (selon l'agence S&P) (Baa2 selon l'agence Moody's). Cependant, impactés par la crise persistante depuis 2018, les taux d'inflation très élevés et la dévaluation des taux de change, la crise sanitaire de 2020, le rating de l'Argentine est resté longtemps dans une catégorie hautement risquée sur l'échelle de rating (le niveau C), la note souveraine d'Argentine était au mois de septembre 2020 CCC+ et CCC par les deux agences S&P et Fitch respectivement, alors que l'agence Moody's lui a attribué la note Ca. Ces notes signifient que le défaut de paiement est une possibilité réelle pour l'Argentine et sa capacité à honorer les engagements financiers n'est garantie que dans le cas d'une conjoncture économique et des affaires favorable et soutenable.

Depuis le début de 2022, la guerre en Ukraine bouleverse l'économie mondiale et accroît l'incertitude quant aux perspectives de l'Amérique latine et des Caraïbes. L'impact s'est traduit en Amérique latine par une inflation plus élevée (95% selon les estimations de la banque centrale argentine) qui affecte les revenus réels, en particulier des plus vulnérables. Les gouvernements latino-américains ont réagi à ce défi en resserrant la politique

monétaire. Les autorités monétaires du Brésil, du Pérou, de la Colombie, du Mexique et du Chili ont augmenté leurs taux directeurs en réponse à une forte inflation, reflétant l'autonomie dont elles jouissent. Au Brésil, l'inflation, mesurée par l'indice du prix à la consommation, a atteint 8,73% en août 2022 (par rapport à 2,44% août 2022) entraînant la réponse la plus agressive de toutes les banques centrales (le taux directeur au Brésil : 13,75% en août 2022 par rapport à 4,25% en juin 2021)³, en Argentine, ce taux a atteint 70% en août par rapport à 40% en janvier 2022.

Mais d'autres risques se profilent. Une éventuelle escalade de la guerre pourrait éventuellement conduire à des difficultés financières mondiales et à un resserrement des conditions financières pour la région. De plus, le resserrement continu de la politique monétaire aux États-Unis (le taux d'intérêt directeur est de 3% en septembre 2022 par rapport à 0,75% au mois de mai), alors que la Réserve fédérale adopte des mesures plus rigoureuses, pourrait éventuellement affecter les conditions financières mondiales.

Des coûts de financement mondiaux et nationaux plus élevés peuvent accélérer les sorties de capitaux et représenter un défi pour la région, compte tenu des importants besoins de financement public et externe dans certains pays et des ressources limitées pour financer les investissements dans la région.

Toute décélération plus importante de la croissance en Chine, en raison de la pandémie ou pour d'autres raisons (les tensions entre Pékin et Taïwan), pourrait également avoir un impact sur les principaux prix à l'exportation et le commerce dans la région. La situation d'incertitude s'aggrave également avec une forte instabilité politique dans la région d'Amérique latine, qui nuira à la confiance des entreprises et aux investissements à court terme au Brésil, en Colombie, au Pérou et au Chili. Les partis de gauche sont bien placés pour accéder au pouvoir au Brésil et en Colombie, ce qui représente une menace majeure pour l'environnement des affaires. Le virage à gauche, déjà observé au Pérou, en Bolivie et au Chili en 2021, semble devoir se poursuivre en 2022. Une victoire de l'ancien président Luiz Inácio Lula da Silva poserait une incertitude importante pour la politique budgétaire brésilienne, qui reste le principal défi du pays compte tenu d'un important déficit budgétaire structurel (-13% du PIB en 2020 et -8% en 2022) et d'une dette publique très élevée (supérieure à 80% du PIB). En Colombie, une victoire de Gustavo Petro de la gauche radicale (en mai 2022) conduirait à une position hostile envers les industries pétrolières et minières, à des révisions potentielles des contrats d'infrastructure et à une politique budgétaire expansionniste rejetant l'austérité⁴. Tous ces risques (globaux et internes) assombrissent les perspectives de croissance en Amérique latine et nécessitent une action politique de la part des gouvernements. Notre premier chapitre théorique sera structuré autour d'une double question : 1- dans un contexte de crises et d'un accroissement du risque dans le monde entier et dans les pays d'Amérique latine en particulier, quel rôle jouent les agences de notations pour prévoir au mieux les situations de défaut des pays émergents ? 2- En dépit des progrès atteints par ces pays pour atténuer le problème du 'péché originel' (l'impossibilité pour un pays émergent d'emprunter massivement en monnaie nationale), est-t-il possible aujourd'hui de dissocier les facteurs internes et externes du risque pays ?

³ La banque centrale brésilienne, septembre 2022.

⁴ Rapport des perspectives sur la région d'AL 2022, Cabinet de gestion de risque « Control Risks », <https://www.controlrisks.com/campaigns/latam-outlook-report>

Après avoir présenté l'évolution du concept du risque pays dans la littérature, la deuxième section de ce chapitre s'intéressera aux trois grandes agences de notations, au mécanisme clef de la construction des notations souveraines par ces agences, aux facteurs clés mis en évidence par les travaux empiriques antérieurs qui déterminent ce rating pour les agences. Nous analyserons dans une troisième section les différents travaux académiques ayant étudié les déterminants externes et internes de la prime de risque dans les marchés émergents (avec un accent sur les émergents d'Amérique latine) pour évaluer quels sont les facteurs qui dominent et pour quel type de pays. La dernière section enfin sera essentielle pour notre étude économétrique du chapitre 4, dont l'objectif principal est d'évaluer les déterminants de la prime de risque des obligations souveraines dans quatorze pays en Amérique latine⁵.

1.1. Le risque pays : une approche de diagnostic multidisciplinaire

Le mot risque trouve son origine dans le XVI^e siècle en Europe pendant la Renaissance, et vient du mot italien « Riscicare », qui signifie oser. Dans ce sens, le risque est un choix et non un destin (Bernstein, 1997). Dans le domaine économique, le risque a été abordé pour la première fois par Frank Knight en 1921, dans son livre intitulé « Risk, Uncertainty and Profit ». Knight a souligné la différence entre le risque (la situation inconnue dont la probabilité de se produire peut se mesurer) et l'incertitude (les événements incertains que les gens ne savent pas décrire) (Guerron-Quintana, 2011). Le concept de risque pays est revenu sur le devant de la scène avec la libéralisation de mouvements de capitaux en 1990 et les grandes crises de défaut des économies émergentes qui ont suivi (Mexique 1994, Thaïlande, 1997, Russie, 1998, Argentine, 2001) (Baulant, 2019).

Contrairement aux années 1980, qui étaient caractérisées par l'inaccessibilité aux marchés de capitaux internationaux pour la plupart des pays émergents en raison des récurrentes crises de défaut durant cette période, notamment la crise de la dette des pays d'Amérique Latine en 1983, les années 1990 ont assisté à la fin des contraintes extérieures et à un mouvement inversé et intensifié des flux de capitaux internationaux vers les économies émergentes, principalement par l'acquisition des actions et des obligations ou par des investissements directs étrangers (IDE). Cependant, le financement par des titres financiers privés a été accusé d'être le responsable des crises de défaut et de formation des bulles spéculatives (Minsky, 1980 ; Orléan, 1989). D'où vient l'importance d'une analyse profonde au risque associé à cette forme de financement, censé être plus risqué et plus volatile, mais surtout une analyse de la probabilité de défaut des pays émergents pour aboutir une bonne décision et une bonne allocation des investissements.

Le rôle de la finance internationale a été d'ailleurs renforcé par le passage à une économie de la connaissance, qui a été accompagnée essentiellement par l'évolution de la réseaux d'internet et les nouveaux produits de haut technologie et d'information, les (NTIC), et dans une économie de connaissance et des NTIC, on assiste à une spécialisation accrue des savoirs qui nécessite une action créatrice par les agents économiques, elle nécessite également un haut niveau d'innovation afin de d'être compétitive et de faire face à la concurrence accrue. L'apparition de l'économie de la connaissance fait alors évoluer, à long terme, la spécialisation par les « avantages

⁵ la prime de risque (ou spread en anglais) calcule la différence entre le taux d'intérêt des obligations souveraines d'un pays exprimées en devises et le taux d'intérêt d'un actif sans risque, par convention le Bon du Trésor américain.

concurrentiels » définie dans les travaux de M. Porter en 1995, et permet aux pays et aux entreprises de gagner à court terme 'la compétitivité informationnelle' qui dépend principalement de deux éléments importants (l'adaptation à l'environnement de l'affaire et la gestion de l'information et la connaissance). Pouvoir se spécialiser à long terme sur des secteurs de pointe tout en restant compétitif à court terme nécessite alors beaucoup d'analyses de risque pays.

En outre, la globalisation financière des années 90s a été caractérisée par une forte complexité des rapports entre les différentes entreprises, régions ou les différents pays. D'une part, cette complexité au niveau mondial renforce le risque systémique et accroît la contagion financière entre les différents marchés, et d'autre part, cette complexité, associé à une période de croissance molle font resurgir la priorité des conflits sociaux (lutte contre la pauvreté dans les économies émergentes, lutte contre les mouvements de délocalisation dans les pays développés) qui font alors passer au premier plan les risques politiques et sociaux (géostratégiques) dans l'analyse de la croissance économique et dans les analyses du risque pays.

En fin le risque pays a été historiquement associé aux pays émergents qui avaient un risque supplémentaire par rapport aux pays développés à cause du problème de « péché originel » définie par Eichengreen et al. (2003). Ce problème indique la non-capacité des pays émergents à s'endetter en leurs propres monnaies locales, ce qui entraîne, pour ces pays, un risque d'endettement plus élevé en cas de forte dépréciation de taux de change.

Le risque de change s'est renforcé également par une tendance accrue par les pays émergent et une préférence de plus en plus importante du régime de change « flexible ». En effet, ce régime de change était le régime imposé par le FMI dans le cadre des Plans d'Ajustements Structurelle (PAS), et le seul régime qui se conforme à la fois à la liberté de mouvement des capitaux et à l'indépendance de la politique monétaire selon le concept du « Triangle des incomptables » de Robert Mundell et Marcus Fleming (1960). Cependant, le régime de change flottant accroît la volatilité de taux de change et implique nécessairement un risque de change plus élevé, car il dépend des anticipations et des décisions des investisseurs.

Du point de vue théorique, il semble difficile de trouver une définition unique, claire et précise pour le risque pays. La raison principale est que, depuis des décennies, la littérature sur le sujet offre un large éventail de définitions à partir de différents points de vue et disciplines. Au cours des années 1960, la définition de risque pays était principalement liée à l'exposition des entreprises multinationales au risque politique. Les années 1980 ont été caractérisées par des crises d'endettement des pays émergents, où le concept de risque pays a pris un virage plutôt économique, qui consiste à évaluer la solvabilité d'un pays, c'est-à-dire le risque de défaut (Bekaert et al. 1998). Depuis le début des années 1990, les crises financières fréquentes dans plusieurs pays a marqué la troisième phase. Dès lors, le risque pays s'intéresse d'une part, aux pays débiteurs qui font face à un problème d'insolvabilité, et d'autre part, aux créanciers, c'est-à-dire les gouvernements des pays industrialisés et les institutions financières internationales responsables de l'octroi des financements destinés à la stabilisation macroéconomique (Basu et al., 2011). A partir de 2000, les études sur le risque pays se sont de plus en plus développées en utilisant une gamme de variables et des outils permettant une définition plus large. La définition la plus complète est donnée par Meldrum (2000), qui indique que le risque pays représente « l'ensemble des risques qui ne sont pas matérialisés si des transactions sont effectuées sur le marché intérieur, mais qui peuvent émerger lorsqu'un investissement dans un pays étranger est effectué ». La définition du risque pays donné par Meldrum (2000) réduit donc le risque pays au risque lié à l'investissement étranger. Il note que lorsque les investissements ont lieu au-delà des frontières nationales, il existe des risques supplémentaires qui ne sont pas

présents dans les transactions nationales. Ces risques supplémentaires comprennent généralement le risque découlant des différences dans les structures économiques et politiques et les institutions sociopolitiques, géographiques et monétaires entre le pays de l'investisseur étranger et le pays dans lequel l'investissement est réalisé (Meldrum, 2000). Les différences entre les deux nations sont multiples et concernent des domaines différents, de sorte que le risque pays ne peut être analysé en s'appuyant sur un seul domaine de recherche (Doumpos et Zopounidis 2002).

Depuis son rond de négociations Bâle2 en 2004, la Banque des règlements internationaux (BRI) distingue trois dimensions de risque pays de façon à tenir compte du fait que les $\frac{3}{4}$ des mouvements de capitaux sont aujourd'hui des titres de finance privée : le 'risque de crédit' qui indique l'Incapacité ou le refus d'une entité publique ou privée étrangère d'honorer sa dette, le 'risque de marché' qui se mesure par la volatilité très forte des prix des titres de créance et le 'risque opérationnel' qui est un risque de défaut lié à la défaillance des procédures, des facteurs humains et des systèmes ou à des causes externes. Une autre division de risque pays est donnée par Nordal (2001), qui distingue trois types de risque pays : le risque économique, le risque commercial et le risque politique (Nordal, 2001). Le risque économique fait référence aux conditions macroéconomiques d'un pays et à son développement, il peut être lié également au niveau de taux d'intérêt et au taux de change, qui peuvent affecter la rentabilité d'un investissement. Le risque commercial concerne le risque d'un investissement spécifique, tel que le risque lié à l'exécution de contrats avec des entreprises privées ou des partenaires locaux. Quant au risque politique, Nordal (2001) indique trois formes de ce risque: le premier est le risque de transfert, qui survient lorsque des biens et des services sont « transférés » au-delà des frontières nationales, il fait référence à la probabilité qu'un gouvernement rencontrant des difficultés de service de la dette (en monnaie étrangère) impose des restrictions de paiement en devises (par exemple, des moratoires sur le paiement de la dette) à des entreprises et/ou des individus par ailleurs solvables dans sa juridiction, les empêchant ainsi à honorer leurs propres engagements en devises (Peter et Grandes, 2005); le second risque est le risque opérationnel, lié au risque de fonctionnement et de rentabilité d'un investissement dans le pays d'accueil ; le troisième est le risque de contrôle de la propriété, lié à des événements qui influencent la capacité du propriétaire à contrôler et à gérer son investissement dans le pays hôte (l'investissement pourrait être exproprié ou le propriétaire initial pourrait être contraint de donner une part de la propriété au partenaire local à un prix inférieur que prévu). Bekaert et Harvey (2002) soulignent le rôle plus important de la politique dans les marchés émergents. Les événements politiques tels que le changement de gouvernement, la violence politique, etc. peuvent modifier négativement la valeur du portefeuille d'investissement. Le risque associé à l'incertitude politique affecte l'environnement des affaires et peut ainsi conduire à un risque systémique (Bekaert et Harvey, 2002).

Selon Meldrum (2000), le risque politique est la catégorie de risque la plus importante : chaque pays est une entité politique, par conséquent, il a ses propres lois et réglementations à appliquer aux investissements, telles que les lois protégeant les droits de propriété. Le risque politique concerne principalement la possibilité de modifier ces lois et règlements, et l'incertitude qui en résulte est la plus grande source de risque politique dans un pays, ce qui affecte sa fiabilité. Ce type de risque peut également être entraîné par le comportement de l'État ou des entreprises publiques sur le marché, ou par des situations plus extrêmes telles que des grèves, des troubles civils ou des guerres (Meldrum, 2000).

A partir des définitions ci-mentionnées, nous pouvons conclure qu'il est compliqué d'établir une théorie unifiée de risque pays car il est construit sur un ensemble de dimensions économiques, politiques et sociales spécifiques à

chaque pays endetté. Le risque pays est donc un concept composite qui analyse à la fois des facteurs quantitatifs (PIB, exportations, taux de change, dette, réserves de change...etc..) et des facteurs qualitatifs (gouvernement politique, démocratie, degré de consensus, santé, culture...etc..). Il est donc multidimensionnel et omniprésent dans l'ensemble des relations financières internationales.

1.2. Les grandes théories du risque pays établi par les ratings (ou notes) des agences de notation : où en est-on ?

1.2.1. Le rôle des agences de notations souveraines et la construction de rating : les trois agences leaders, les 'Big Three'

Les notations de la dette souveraine sont des mesures qualitatives prospectives de la probabilité de défaut d'un pays élaborées par les agences de notation financière, elles fournissent ainsi des avis sur la capacité relative de ce pays à honorer sa dette extérieure. Le rôle des agences de notation souveraine est devenu de plus en plus important car leur notation (rating) joue un rôle vital en signalant d'informations non seulement aux émetteurs, aux investisseurs individuels, aux investisseurs institutionnels étrangers mais aussi aux décideurs politiques au sein des marchés financiers. Une notation de crédit souverain est d'une grande importance économique pour un pays émergent qui souhaite émettre des titres de créance. En effet, avoir une notation lui permettra d'attirer les investissements étrangers car de nombreux investisseurs préfèrent les titres notés aux titres non notés présentant un risque de crédit apparemment similaire (Cantor & Packer, 1996). En outre, pour un pays émergent, avoir une bonne notation lui permettra plus d'accès au financement international avec un coût d'emprunt moins cher, car la prime de risque est plus faible pour les emprunts moins risqués.

Boot et al. (2005) montrent que les agences de notation jouent un rôle économiquement significatif dans la réduction de la fragilité financière de deux manières : premièrement, les procédures de surveillance du crédit (Credit Watch)⁶ réduisent les coûts de surveillance. Deuxièmement, les notations de crédit jouent un rôle crucial dans la décision d'allocation des investissements notamment pour les investisseurs institutionnels tels que les gestionnaires de fonds de pension qui sont soumis des contraintes réglementaires (Boot et al., 2005). L'importance des notations de crédit souverain a été également soulignée par Kim et Wu (2011) qui montrent que les notations de la dette en devises encouragent le développement du secteur financier et sont un catalyseur pour attirer les capitaux. En outre, Ils constatent que les notations de la dette (en monnaie locale) sont importantes pour le développement des marchés boursiers et obligataires nationaux. Un marché obligataire local qui fonctionne bien est important pour la stabilité financière car il permet aux pays d'émettre des obligations à long terme en monnaie locale. Cela permet de réduire le problème du péché originel et le problème de déséquilibre des devises qui en résulte en cas de crises monétaires dans les économies émergentes (Kim et Wu, 2011).

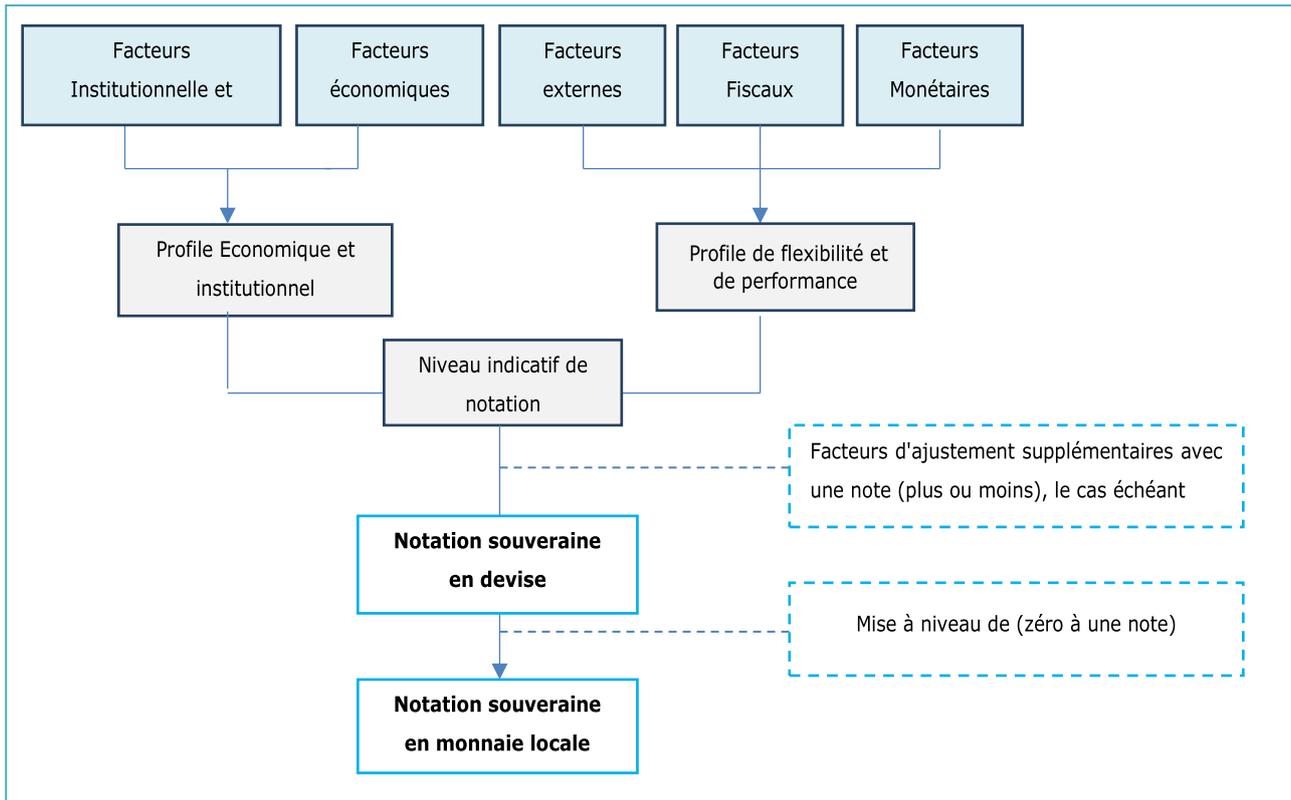
⁶ Une surveillance de crédit (Credit Watch) est un type d'avis, émis par les agences de notation, qui indique que certains facteurs se sont produits ou sont très susceptibles de se produire et auront un impact sur la notation de crédit d'un individu, d'une entreprise ou d'un autre type d'organisation. Le Credit Watch peut figurer sur le rapport de solvabilité de l'entité, Il sert de moyen d'alerter l'entité d'un changement imminent, ainsi que d'avertissement à toute personne qui envisage de réaliser un business avec l'entité.

Il existe environ 150 agences de notation de différentes tailles dans le monde (Comité de Bâle sur le contrôle bancaire, 2000). Cependant, les études s'intéressent souvent à trois agences de notation, Moody's Investor Services (Moody's), Standard and Poor's (S&P) et Fitch Ratings (Fitch). Ces agences, nommés parfois « The Big Three », dominent le marché dans sa quasi-totalité et pourront être qualifiées comme oligopoles (Blaurock, 2007). Reisen et Maltzan (1999) notent que les trois leaders de marché contrôlent environ 80% de l'industrie de rating. Han et al. (2009) indiquent que les notations émises par ces trois agences sont essentielles pour les investisseurs internationaux qui souhaitent investir dans des titres de créance des marchés émergents, pour plusieurs raisons: a) les marchés émergents sont beaucoup moins transparents que les marchés développés, b) il n'existe pas, sur les marchés émergents, d'institutions financières fiables qui puissent certifier l'admissibilité d'une dette aux investisseurs internationaux c) de nombreux investisseurs institutionnels étrangers ne sont pas autorisés à investir dans des obligations de qualité spéculative sur les marchés émergents, d) les autorités de contrôle bancaire utilisent les notations pour la réglementation et la surveillance financières ainsi que des règles de solvabilité liées à l'adéquation des fonds propres. De même, De Haan et Amtenbrink (2011) indiquent que les agences de notation fournissent deux services : le service d'information et le service de surveillance. Les auteurs notent trois raisons pour lesquelles les ratings de ces agences sont très importants pour les marchés émergents par rapport aux pays développés : un manque important de stabilité économique et politique, un manque de réglementation et de transparence du marché, et un degré élevé de volatilité et d'incertitude.

L'évaluation de la note souveraine par les trois agences de notation repose sur l'analyse d'un ensemble des facteurs économiques, politique, financières et sociaux et tout autre facteur susceptible d'empêcher le paiement régulier de la dette souveraine d'un pays. Les agences différencient leurs notations en fonction de l'échéance de la dette (des notations pour les obligations à court/à long terme), mais aussi en fonction de la devise (des notations pour des obligations émises en monnaie locale/étrangère), les dettes à court terme ont une échéance inférieure à un an, (S&P Global Ratings, 2019).

La création de S&P remonte à l'année 1860, lorsque Henry Varnum Poor publia l'histoire de la situation financière et opérationnelle des chemins de fer et des canaux aux États-Unis. L'agence S&P attribue des notations souveraines à plus de 120 pays, elle combine une score politique qui inclut l'efficacité institutionnelle et le risque politique, une score économique comprenant la structure économique et les perspectives de croissance, une score externe incluant la liquidité externe et la position extérieure globale, une score budgétaire incluant l'endettement, la performance et l'élasticité budgétaires et finalement une score monétaire incluant l'élasticité monétaire, comme l'indique la figure 1.1 (S&P, 2019).

Figure 1.1 : Les cinq facteurs clés utilisés par l'agence S&P pour construire la notation souveraine



Source : S&P Global rating, 15- février- 2019

L'évaluation des facteurs du risque s'appuie en outre, sur certaines critères qualitatives et quantitatives. Pour l'agence S&P, ces critères mesurent essentiellement : le risque politique, les conditions économiques du pays, la flexibilité fiscale et monétaire, la charge de la dette publique, la composition de la dette extérieure et l'analyse de la balance des paiements (Tableau 1.2).

Tableau 1.2 : Critères de notation souveraine de l'agences S&P

Risque politique	<ul style="list-style-type: none"> • Forme de gouvernement et adaptabilité des institutions politiques • Degré de participation populaire • Ordre de succession des dirigeants • Degré de consensus sur les objectifs de politique économique • Intégration dans le système commercial et financier mondial • Risques de sécurité internes et externes
Revenu et structure économique	<ul style="list-style-type: none"> • Niveau de vie, revenu et répartition de la richesse • Économie de marché ou non • Accès aux ressources et degré de diversification
Perspectives de croissance économique	<ul style="list-style-type: none"> • Taille et composition de l'épargne et de l'investissement • Taux et modèle de croissance économique
Flexibilité fiscale	<ul style="list-style-type: none"> • Soldes budgétaires de fonctionnement des administrations publiques

	<ul style="list-style-type: none"> • Compétitivité fiscale • Pression des dépenses publiques
Charge de la dette publique	<ul style="list-style-type: none"> • Actifs financiers des administrations publiques • Dette publique et charges d'intérêts • Composition en devises et structure de la dette publique • Engagements de retraite
Stabilité des prix	<ul style="list-style-type: none"> • L'inflation • Taux d'intérêt et taux de croissance du crédit • Politique de taux de change • Degré d'autonomie de la banque centrale
Flexibilité de la balance des paiements	<ul style="list-style-type: none"> • Impact des politiques budgétaires et monétaires sur les comptes extérieurs • Structure du compte courant • Composition des flux de capitaux
Dette extérieure et liquidité	<ul style="list-style-type: none"> • Taille et composition en devises de la dette extérieure publique • Importance des banques, des entités publiques et privées dans les engagements publics • Structure des échéances et charge du service de la dette • Niveau et composition des réserves et autres avoirs publics extérieurs • Historique du service de la dette

Source: Bashir et al. (2017), à partir de Standard & Poor's, Sovereign Credit Rating Changes and Its Impact on Financial Markets of Europe during Debt Crisis Period in Greece and Ireland. International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences, 7(4), 146-159.

L'agence 'Fitch Publishing Company' a été créée par John Knowles Fitch en 1913, l'agence a démarré ses affaires en fournissant des statistiques financières à utiliser dans le secteur de l'investissement via "The Fitch Stock and Bond Manual" et "The Fitch Bond Book" (Flandreau, 2011). Dans le but de devenir une agence de notation mondiale à service complet, à la fin des années 1990, Fitch a fusionné avec IBCA de Londres une filiale de Fimalac, une société holding française. L'agence a également acquis des concurrents sur le marché, Thomson BankWatch et Duff & Phelps Credit Ratings. A partir de 2005 Fitch a commencé à développer des filiales opérationnelles spécialisées dans la gestion des risques d'entreprise, les services de données et la formation dans le secteur financier avec l'acquisition de la société canadienne 'Algorithmics' et la création de 'Fitch Solutions' et de 'Fitch Training' (aujourd'hui Fitch Learning). Pour ses notations, Fitch prend en compte la performances et les perspectives macroéconomiques, les propriétés structurelles qui rendent l'économie plus ou moins vulnérable aux éventuels chocs, la finance publique (y compris la composition et la soutenabilité de la dette publique) et le financement extérieur (y compris les niveaux de la dette extérieure et la composition des secteurs public et privé), la balance du commerce extérieur, le financement du compte courant et la soutenabilité des flux de capitaux (Fitch, 2012).

De 1903 jusqu'au krach boursier de 1907, "Moody's Manual" était un journal local qui publie des informations générales sur les actions et les obligations de diverses industries. En 1909, Moody a commencé à publier "Moody's

Analyses of Railroad Investments", en ajoutant des informations analytiques sur la valeur des titres financiers. L'expansion de cette idée a conduit à la création en 1914 de 'Moody's Investors Service', qui, au cours des 10 années suivantes, fournirait des notations pour presque tous les marchés des obligations d'État à l'époque. Dans les années 1970, Moody's a commencé à noter les dépôts bancaires, devenant ainsi l'agence de notation à grande échelle qu'elle est aujourd'hui (Naciri, 2015). Moody's met en œuvre des notations de crédit souverain basées sur la stabilité économique, institutionnelle, et budgétaire ou fiscale. La stabilité économique comprend l'évaluation du potentiel de croissance économique, la diversification, la compétitivité et le revenu national, tandis que la stabilité institutionnelle comprend l'évaluation de la capacité du gouvernement à mettre en place des politiques économiques qui alimente la croissance économique et le niveau de vie dans le pays. La solidité budgétaire, quant à elle, indique la situation de la finance publique et la sensibilité des facteurs financiers au risque événementiel, c'est-à-dire le risque lié aux événements soudains et extrêmes qui sont susceptibles de nuire aux finances publiques (Moody's, 2013).

1.2.2. Typologies et catégories de notations souveraines des 'Big Three'

Bien que les agences de notation crédit s'appuient sur des critères similaires pour évaluer la solvabilité des pays, elles utilisent des symboles différents pour leurs notations souveraines. Pour attribuer leurs notations de crédit souverain, les agences appliquent une échelle ordinale. Les notes de Standard & Poor's (S&P) et Fitch pour les obligations à long terme en devises vont de AAA, (pays sans risque) à D (pays en défaut de paiement). De même, les notations souveraines attribuées par Moody's Investors Service' (Moody's) vont de (Aaa), qui signifie un emprunteur souverain peu susceptible de faire défaut, à (C) qui indique que le risque de défaut est relativement élevé. Malgré les différents symboles de rating entre les deux agences S&P et Fitch et l'agence Moddy's, l'interprétation de ces notations est quasiment la même pour les trois agences (Tableau 1.2).

Les notations des agences sont d'ailleurs soumises à des affinements. Les ratings de S&P de AA à CCC peuvent être modifiées par l'ajout d'un plus (+) ou d'un moins (-) pour montrer leur position relative dans les principales catégories de notation. Moody's en revanche, applique des modificateurs numériques 1, 2 et 3 pour chaque notation de Aa à Caa. En plus de leurs notations souveraines, les agences publient des évaluations complémentaires de risque appelées la 'surveillance du crédit' ou le 'Crédit Watch' et les 'perspectives de notation' ou les 'Rating Outlooks', les deux sont destinées à indiquer les perspectives des agences sur les évolutions susceptibles d'induire un changement de notation. Arezki et al. (2011) notent que Fitch, Moody's et S&P utilisent une notification de "perspectives" négatives pour indiquer la possibilité d'une dégradation dans les deux prochaines années (un an dans le cas des crédits de qualité spéculative). Les notifications négatives de « surveillance ou les 'Credit Watch' », quant à eux, indiquent qu'un déclassement est probable dans les 90 prochains jours (Arezki et al., 2011). Moody's Investor Service (2001) mentionne qu'il est crucial de distinguer entre une 'Credit Watch' et un 'Rating Outlook'. Les deux sont destinés à communiquer l'avis des agences aux acteurs du marché, mais chacun contient des informations différentes et a des implications de notation distinctes. Les 'Credit Watches' font partie du processus formel de notation basé sur un comité par lequel les notations des agences sont attribuées, surveillées et modifiées au fil du temps. En revanche, comme le soulignent les agences, un changement de perspective de rating n'est ni un changement de notation ni un examen d'un éventuel changement de notation de crédit. Une perspective de notation peut être considérée comme un indicateur précoce utile, mais comme un signal plus faible qu'une 'Credit Watch' (S&P Global Ratings, 2019). Les agences de notation évaluent

le risque de crédit pour un émetteur et pour une dette spécifique. Comme mentionné par S&P, il peut arriver qu'une dette ait une notation supérieure (à risque plus faible) à celle de l'émetteur lui-même dans le cas où une garantie de haute qualité est offerte.

Les notations de crédit souverain sont souvent séparées en deux grandes catégories ou classes, à savoir la classe d'investissement 'Investment Grade' et la classe spéculative ou 'non-investissement (Speculative) Grade'. Ainsi, les pays dont la notation est BBB- ou supérieure dans le cas de S&P et Fitch (Baa3 ou supérieur dans le cas de Moody's), se situent dans la classe d'investissement, alors que les pays dont la notation est inférieure à ce seuil se classent dans une catégorie d'actifs de qualité spéculative (Tableau 1.2). Cette différenciation joue un rôle essentiel pour les investisseurs institutionnels puisque la majorité d'entre eux opèrent dans des limites restrictives sur le risque des instruments financiers en portefeuille (Kräussl, 2005). Dans certains cas, il s'agit de contraintes absolues : un gestionnaire d'un portefeuille d'obligations de bonne qualité peut être empêché de négocier des obligations qui ne sont pas classées en grade d'investissement. Fridson (1999) mentionne que les émissions de la classe d'investissement sont généralement considérées comme des investissements appropriés pour les investisseurs institutionnels.

Tableau 1.2 : Définition et interprétations des notations souveraines des 'Big Three'

Rating de la dette souveraine (en devise et à long-terme) par les trois agences principales de notation			
Description du rating	S&P	Fitch	Moody's
Classe d'investissement			
Qualité maximale de crédit, Capacité extrêmement forte à respecter les engagements financiers.	AAA	AAA	Aaa
Qualité élevée, très forte capacité à respecter ses obligations	AA+	AA+	Aa1
	AA	AA	Aa2
	AA-	AA-	Aa3
Capacité forte de faire face aux engagements financiers, mais un peu sensible aux conditions économiques défavorables et aux changements de circonstances	A+	A+	A1
	A	A	A2
	A-	A-	A3
Capacité suffisante de faire face aux engagements financiers, mais davantage soumise aux conditions économiques défavorables.	BBB+	BBB+	Baa1
	BBB	BBB	Baa2
	BBB-	BBB-	Baa3
Classe spéculative			
Moins vulnérable à court terme, mais fait face à de grandes incertitudes persistantes face à des conditions commerciales, financières et économiques défavorables.	BB+	BB+	Ba1
	BB	BB	Ba2
	BB-	BB-	Ba3
Plus vulnérable aux conditions commerciales, financières et économiques	B+	B+	B1
	B	B	B2

défavorables, mais est actuellement en mesure de respecter ses engagements financiers.	B-	B-	B3
Actuellement vulnérable et dépendant de conditions commerciales, financières et économiques favorables pour faire face aux engagements financiers	CCC+	CCC+	Caa1
	CCC	CCC	Caa2
	CCC-	CCC-	Caa3
Actuellement très vulnérable	CC	CC	Ca
Clause de défaut, mais le paiement des engagements financiers se poursuit.	C	C	C
Défaut de paiements des engagements financiers.	D	D	D

Source : Standard and Poor's, Services aux investisseurs de Moody's, Fitch Ratings

1.2.3. Les déterminants des notations souveraines dans la littérature

Il est bien connu que les agences de notation ne dévoilent pas explicitement leurs méthodes, notamment en ce qui concerne les poids relatifs qu'ils attribuent à chaque facteur de risque. En effet, certains critères de rating ne sont pas quantifiables, même pour des facteurs quantifiables, la détermination des poids relatifs attribués par Moody's et Standard and Poor's est difficile car les agences s'appuient sur un trop grand nombre de critères (Cantor et Pacher, 1996). En raison de cette approche opaque, les facteurs déterminants de notation souveraine ne sont pas strictement connus.

Avant les années 1990, peu de travaux de recherche ont porté exclusivement sur le Rating des marchés émergents, mais cela a évolué rapidement. De 1993 à 2000, due à la liberté des mouvements de capitaux et à la mise en place du plan Brady de 1990, Moody's a enregistré une croissance de cinq fois plus du nombre des marchés émergents bénéficiés des notations souveraines pour leurs dettes à long terme libellées en devises. Les chiffres indiquent qu'en 1993, Moody's n'avait évalué que 12 économies de marché émergentes. Le nombre de gouvernements notés a rapidement augmenté au milieu des années 90, plusieurs gouvernements ont été notés, en particulier des pays en transition et des pays du Moyen-Orient, cherchant à accéder aux marchés obligataires internationaux (Kräussl, 2005). Face à cette croissance des marchés émergents notés, l'intérêt a accru sur le Rating souverain des pays émergents ainsi que sur les facteurs qui poussent les agences de notation à changer le rating.

Une des études pionnières dans la littérature est celle de Cantor et Pacher (1996). Dans leur étude, qui portait sur 49 pays développés et en voie de développement, Ils identifient les sept variables macroéconomiques les plus importantes qui déterminent le rating attribué par les deux principales agences américaines, Moody's Investors Service et Standard and Poor's. Leur étude montre que, dans une large mesure, les notations souveraines de Moody's et de Standard and Poor's s'expliquent par un nombre de critères, que les deux agences semblent pondérer de manière similaire. La liste de variable explicatives comprend essentiellement, le produit intérieur brut par habitant (PIB), le taux de croissance du PIB, le taux d'inflation, le solde du compte courant / PIB, le solde budgétaire / PIB, le ratio de la dette extérieure / exportations totales et l'historique de défaut dans le pays. Leurs résultats n'indiquent pas un impact statiquement significatif pour la variable du solde budgétaire en PIB ni pour le déficit du compte courant en PIB. L'impact des autres variables indépendantes était en revanche

significatif. En outre, ils montrent que pour une augmentation de 1000 dollars du revenu par habitant, les notations de S&P augmentent de 1,5 grade en moyenne. Ils constatent également que les pays en développement avaient généralement tendance à avoir trois notes inférieures en moyenne par rapport aux pays développés, et que le fait d'avoir des antécédents de défaut conduit à un rating deux notes inférieur à celui d'un pays qui n'a aucun passé de défaut. Ces résultats ont été fortement renforcés par Afonso (2003), qui identifie les six principaux facteurs qui contribuent à déterminer les notations souveraines des agences. Ces facteurs comprennent le PIB par habitant, le ratio de la dette extérieure / exportations, le niveau de développement économique, l'histoire de défaut, le taux de croissance réelle et le taux d'inflation. Son étude porte sur 81 pays en développement et développés, il conclue que le PIB par habitant est pratiquement le seul moteur économique pertinent pour le Rating des pays développés, alors que la dette extérieure est un déterminant clé pour les pays en développement. De même, Erdem et Varli (2014) ont mis en évidence des facteurs similaires. En utilisant des données trimestrielles de 2002 à 2011 pour les marchés émergents, leurs résultats indiquent que le solde budgétaire/PIB, le PIB par habitant, les indicateurs de gouvernance, la dette extérieure / exportations et les réserves de change/PIB ont un effet significatif sur les notations de crédit indépendamment de l'échelle de notation.

Ferri et al. (1999 et 2001) et Mora (2006) ont élargi la base des variables explicatives de Cantor et Packer (1996). En utilisant une analyse de panel linéaire, les travaux de Ferri et al. (1999 et 2001) étaient différents de celui de Cantor et Packer. Leurs deux études portaient sur les notations souveraines de 17 pays entre 1986 et 1998. Les résultats confirment un coefficient statiquement non significatif pour les variables de taux de croissance, le taux d'inflation et de la balance du compte budgétaire. Alors que les variables fiscales n'étaient pas significatives avec un modèle des effets fixes pour une régression panel, ces variables se révèlent significatives en utilisant un modèle des effets aléatoires. Dans l'analyse des données du panel Probit ordonné par Mora (2006), toutes les variables étaient statistiquement significatives. Ul-Haque et al. (1996) analysent 60 pays en développement entre 1963 et 1980. Leur analyse détermine la solvabilité des pays sélectionnés en utilisant trois indicateurs : les investisseurs institutionnels, l'Euromoney et l'unité d'Economist Intelligence. Celles-ci ont été utilisées pour indiquer la capacité et la volonté d'un pays de rembourser ses obligations financières. Les variables explicatives comprennent les réserves totales en mois d'importations (l'or est exclu), le solde du compte courant/ PIB, le taux de croissance des exportations, le taux de croissance du PIB, le terme d'échange et le taux d'intérêt américain à court terme. Ils trouvent un signe significatif et positif pour les réserves de change en mois d'importation, le solde du compte courant par rapport au PIB et la croissance des exportations. En revanche, l'impact du terme de l'échange et la croissance de l'unité de 'economist intelligence' n'était pas significatif. D'ailleurs Ils ont constaté une relation inverse entre le taux d'intérêt américain et la solvabilité des pays en développement.

Montes et al. (2016) mènent une étude de données de panel pour la période 1994-2013. Ils constatent que la croissance du PIB, le PIB par habitant, l'inflation, les réserves de change, le solde budgétaire de l'état et la dette extérieure étaient tous des facteurs macroéconomiques importants de la modification des notations. Ils ont montré également que l'adoption de la politique du ciblage d'inflation, la transparence financière, la démocratie, l'ordre public et la réduction de la corruption étaient des facteurs importants pour améliorer la notation souveraine d'un pays en développement. Concernant le ciblage de l'inflation, l'étude conclut que les pays qui ont adopté cette politique obtenaient généralement de meilleures notes par rapport aux pays qui ne ciblent pas l'inflation.

Williams et al. (2013) indiquent dans leur travail que plus le score de liberté économique, de liberté financière, de dépenses publiques, de la liberté d'investissement et de liberté des affaires est élevé, moins les banques sont

susceptibles d'être mises à niveau, à la suite des améliorations récentes des notations souveraines. Au contraire, plus la liberté économique, financière, d'investissement et des affaires d'un pays est faible, plus il est probable que les banques locales soient mises à niveau à la suite d'une amélioration de la note souveraine du pays et vice versa pour les dégradations. Dans leur étude qui porte sur les ratings des risques économiques, politiques et financiers spécifiques aux pays de BRICS. Hammoudeh et al. (2013) constatent que le service de la dette, la liquidité internationale, la balance du compte courant/PIB et la stabilité du taux de change sont des facteurs de risque importants pour les marchés boursiers des pays de BRICS. En regardant la majorité des études, on peut dire qu'il existe un chevauchement des facteurs macroéconomiques qui déterminent le rating souverain et qui motivent à la fois la modification de ce rating. Le taux de croissance du PIB apparaît l'indicateur commun entre ces études.

1.2.4. Problèmes posés par la construction des notations (ratings) des 'Big Three'

Malgré la grande importance des agences de notation financière pour les investisseurs et les emprunteurs, il convient de noter que les notations de crédit ne sont que des opinions et non des recommandations pour acheter, vendre ou détenir un titre financier (Erlenmaier, 2011).

Reddy et al. (2014) indiquent que même une entité avec une notation AAA a environ une chance sur 600 de défaut sur une période de cinq ans. Une notation élevée ne garantit donc pas qu'un titre d'une entité soit un investissement sûr (Reddy et al., 2014). Depuis la crise financière de 2008 et puis la crise d'Euro en 2010, les agences de notation sont largement critiquées en raison de leur incapacité à prévoir les crises. Parmi les critiques adressés aux notations des trois agences de notations (S&P, Fitch et Moody's) on peut noter :

a) Le modèle du « Paiement par l'émetteur » et le conflit d'intérêts

Un des reproches majeurs adressés aux agences à la suite de la crise des Subprimes (2008), était l'incapacité de leurs notations à prédire la crise, en raison des mauvaises incitations créées par un conflit d'intérêts au cœur du modèle économique adopté par les agences. En effet, les agences de notation financées par des frais versés par les émetteurs ou les vendeurs de titres, sont fortement incitées à gonfler les notations pour plaire à leurs clients. Autrement dit c'est l'évalué qui paie pour son évaluation (Wighton, 2009).

Historiquement, les notations des agences étaient payées par les abonnements et la vente, aux investisseurs, de newsletters sur la qualité du crédit. Dans les années 60, ce modèle de « Paiement par l'investisseur » est devenu moins efficace. Deux facteurs ont contribué au changement du « business model » des agences de notation crédit. D'un côté, les agences de notation ont pu craindre que leurs informations sur les notations ne soient photocopiées à haut débit, ce qui permettrait aux investisseurs de profiter de ces informations auprès d'autres abonnés. Ce problème de « Free Riding » avait, par conséquent, transformé les annonces de notations en biens publics, évitant ainsi le besoin de paiement par les investisseurs (Sangiorgi et Spatt, 2017). Mathis et al. (2009) notent que le développement des photocopieuses au début des années 1970 avait pour conséquence de réduire considérablement le coût de reproduction des cahiers de notation vendus aux investisseurs, ce qui a menacé l'efficacité du modèle de « rémunération par l'investisseur » poussant ainsi les agences de notation à chercher des frais auprès des émetteurs.

D'autre côté, l'expansion des marchés financiers dans les années 1960, après des décennies d'activité modérée qui ont suivi la « Grande dépression », la seconde guerre mondiale et la fondation du régime de Bretton Woods,

signifiait que les agences avaient besoin de plus de ressources pour répondre au plus grand volume et à la plus grande complexité des titres que ne pouvait fournir le model de souscription vulnérable. En principe, il y a bien un conflit d'intérêt dans les notations des agences. Crockett et al. (2003) affirment que "les conflits d'intérêts surviennent lorsqu'un prestataire de services financiers, ou un agent au sein d'un tel prestataire, a des intérêts multiples qui créent des incitations à agir de manière à abuser les informations (Crockett et al., 2003).

b) Un manque de responsabilité juridique

Il a été démontré que les agences de notation exercent un pouvoir énorme en tant que gardiens des marchés financiers pour les entreprises et en tant qu'outil d'évaluation principal pour les investisseurs. Cependant, alors que les décisions de notation sont apparemment basées sur des normes fixes, les agences elles-mêmes admettent que leurs évaluations sont essentiellement des opinions et ne peuvent pas être vérifiées auprès des tribunaux (Sangiorgi et Spatt, 2017). La notation des agences est par conséquent basée sur des informations non vérifiables et non auditées, l'émetteur ne disposant aucun recours juridique.

Les agences de notation ont été sévèrement critiquées pour leur manque de diligence et pour leurs mauvaises décisions au cours des dernières décennies. L'effondrement des géants entreprises ou groupes financiers a conduit à mettre en cause le rôle et la crédibilité de ces agences. Avant la crise financière mondiale de 2008, les agences de notation ont placé le géant de l'assurance American International Group (A.I.G.) dans la catégorie AA. Ils ont également attribué la note A au groupe Lehman Brothers juste un mois avant son effondrement. Les agences de notation ont maintenu des notations AAA sur des milliers de titres liés aux subprimes presque sans valeur. La raison de cette dépendance continue aux notations est simple : une mauvaise réglementation. Alors que de plus en plus d'organismes de réglementation et d'institutions s'appuient sur les notations, les agences de notation sont devenues de plus en plus réticentes à dégrader leurs notations. En cas de crise, déclasser la dette peut être comme tirer une balle dans le cœur d'une entreprise (White, 2010).

c) Le comportement procyclique des agences qui amplifie les crises de défaut

Les agences de notation ont été accusées de ne pas fournir de notations au bon moment avant l'occurrence des crises financières. Lors de la crise de l'Asie de l'Est en 1997, les agences ont été critiquées pour n'avoir fourni aucun signal d'alerte précoce, elles ont simplement suivi l'opinion majoritaire des acteurs du marché et répondu à la crise en dégradant leurs notes très rapidement (par exemple, la Corée du Sud a été dégradée de trois notes par S&P en une seule journée) (Li et al., 2008). Ce comportement adopté par les agences de notation pendant la crise Asiatique, qui consiste à retarder l'annonce de leurs notations pour après la crise les dégradant en cas des mauvaises nouvelles, est appelé le « comportement procyclique ». Le performance procyclique a été d'ailleurs accusé d'amplifier les crises, le marché ayant déjà pris en compte la détérioration des fondamentaux juste avant l'annonce de rating retardé. Au cours de la crise de dette en Europe de 2010, l'incapacité des agences de notation de crédit à remettre en cause les hypothèses fondamentales sur lesquelles reposait leur évaluation de la soutenabilité de la dette souveraine dans la zone euro s'est traduite par une différenciation inadéquate entre les dettes souveraines des différents pays (Sager et Hinterleitner, 2016). Les agences de notation de crédit ne sont pas les seules à ne pas avoir pleinement compris l'ampleur des problèmes qui se développent dans certains États membres, mais cela ne les dispense pas d'une évaluation correcte de la santé financière de certains États membres de la zone euro à la veille de la crise de la dette européenne.

1.3. La difficulté de dissocier les facteurs internes et externes dans le risque pays en Amérique latine : apport d'une revue de la littérature sur cette question sur les déterminants de la prime de risque souverain.

La littérature distingue entre deux grands composants du risque pays dans les pays émergents : le risque interne spécifique aux pays émergents et le risque externe ou global lié normalement au marché international. Le risque interne fait référence aux fondamentaux spécifiques aux pays, tels que, par exemple, la situation budgétaire et de la balance des paiements, le stock des réserves internationales, le taux de croissance réel de l'économie et le taux d'inflation. Le risque externe, quant à lui, comprend tous les facteurs globaux, qui sont principalement représentés par le taux d'intérêt aux Etats-Unis, par les effets de contagion des crises financières et par le degré d'aversion au risque des investisseurs internationaux (Calvo et al., 1993 ; Kim, 2000).

La forte intensité des échanges internationaux d'obligations des marchés émergents depuis le lancement du plan « Brady » en 1989, a conduit de nombreux chercheurs à s'intéresser de plus en plus à la prime de risque ou le « spread souverain », mesuré par l'écart de rendements des obligations souveraines. Cet écart est rapidement devenu, depuis le milieu des années 1990, un indicateur majeur du risque de défaut des marchés émergents. Le spread souverain se calcule comme la différence entre le rendement d'une obligation d'un Etat émise en monnaie étrangère et celui d'un titre de créance pratiquement sans risque de défaut et d'une échéance comparable (le plus fréquemment, il s'agit du Bon de Trésor américain) (Tebaldi et al., 2018).

Canuto et Santos (2003) indiquent qu'en termes quantitatifs, le risque pays est représenté par la différence de rendement entre un actif risqué et un actif non risqué qui dépend, à son tour, des conditions générales de liquidité sur les marchés internationaux et du comportement des investisseurs internationaux, de leur degré d'aversion au risque et du risque qu'ils attribuent à un seul actif (Canuto et Santos, 2003). Cette différence est le spread qui compense les investisseurs pour le risque supplémentaire qu'ils subsisteraient lorsqu'ils détiennent des titres de créance risqués émis par des économies émergentes dont la solvabilité et les fondamentaux sont beaucoup plus faibles que ceux des États-Unis.

La littérature relative aux spreads des obligations souveraines des marchés émergents est considérable. Certaines études empiriques mettent l'accent sur les déterminants domestiques tels que les variations des fondamentaux, les variables de liquidité et de solvabilité et les variables politiques et budgétaires. D'autres travaux soulignent l'importance des facteurs globaux, tels que la liquidité mondiale, l'appétit pour le risque et les effets de contagion. Edwards (1984) a analysé les spreads obligataires entre 1976 et 1980. En utilisant des données de panel et en appliquant un modèle de régression à effets fixes, son étude se concentre sur les déterminants internes du spread. Il constate que le ratio de la dette aux exportations, le taux de change effectif réel, les réserves de change en mois d'importation et la croissance des biens manufacturés sont statistiquement significatifs pour déterminer les écarts des rendements obligataires.

Kamin et Kleist (1999) montrent que les spreads des marchés émergents sont fortement liés à la solvabilité du pays emprunteur. Les chercheurs ont étudié les différents déterminants (externes et/ou internes) qui les affectent. Ils se sont également intéressés à savoir si l'écart de rendement des obligations souveraines est évalué de manière appropriée par rapport aux fondamentaux spécifiques à chaque économie émergente.

Nogués et Grandes (2001) ont mené une étude empirique sur les déterminants de spread des obligations à taux variable en Argentine (FRB)⁷, ils ont utilisé des données mensuelles allant de janvier 1994 à décembre 1998 et une technique d'estimation développée par Pesaran, Shin et Smith (2001) pour contrôler la stationnarité et vérifier l'existence d'une relation structurelle à long terme. Ils ont conclu que la crise mexicaine, le ratio du service de la dette/exportations, le taux de croissance du PIB, le solde budgétaire et le rendement du Trésor américain à 30 ans avaient un impact significatif sur l'écart.

Sy (2002) considère que les spreads des obligations souveraines sont fonction de la probabilité de défaut et des taux de recouvrement en cas de défaut. De plus, ils sont influencés par des facteurs techniques tels que les conditions de liquidité commerciale et les changements dans les préférences des investisseurs.

Rojas et Jaque (2003) ont étudié les déterminants du spread souverain chilien à l'aide de l'estimation MCO. Ils ont utilisé des données mensuelles sur une période allant d'avril 1999 à juillet 2002 et ont trouvé un impact significatif sur le spread des variables suivantes : le ratio de la dette/réserves de change, les exportations, le PIB et les taux d'intérêt américains. Cependant, la validité de leurs résultats pourrait être remise en question, car ils n'ont pas tenu compte du fait que les variables qu'ils utilisaient sont plus susceptibles d'être non stationnaires, invalidant ainsi la signification de leurs coefficients estimés.

Ferrucci (2003) étudie la relation entre les spreads des obligations souveraines des marchés émergents et un ensemble de facteurs macroéconomiques spécifiques aux pays et certains indicateurs externes de risque. En suivant le modèle standard de primes de risque d'Edwards (1984), son étude utilise un panel de spread souverain, mesuré par l'indice 'JP Morgan EMBI', et plusieurs indicateurs macroprudentiels spécifiques aux pays, il contrôle également certains indicateurs du marché international tels que le Bon de Trésor américain à 10 ans et les cours de l'indice boursier S&P500. Il constate que la baisse des spreads souverains entre 1995 et 1997 ne peut être totalement expliquée par une amélioration des fondamentaux (facteurs internes spécifiques aux pays). Ces résultats suggèrent que les fondamentaux des pays et les conditions de liquidité externe sont des déterminants importants des spreads obligataires. Min et al. (2003) indiquent que les variables de liquidité et de solvabilité spécifiques expliquent la plupart des variations des spreads obligataires dans 11 marchés émergents (cinq d'entre eux sont des marchés latino-américains) au cours des années 1990. En outre, ces auteurs constatent que le taux d'intérêt américain joue un rôle important en tant que déterminant des écarts des rendements obligataires.

Grandes (2003) analyse l'impact d'un ensemble de facteurs internes et externes sur l'écart de rendement des obligations souveraines dans trois marchés latino-américains (le Brésil, le Mexique et l'Argentine) au cours de la période (1993- 2001). Ses résultats montrent un effet significatif du service de la dette/PIB et du compte courant/PIB uniquement pour l'Argentine et le Brésil. Il a constaté également que le taux de croissance du PIB affecte négativement le spread des trois pays. De plus, l'étude de l'impact de la crise a montré que la crise mexicaine de 1994 et la crise russe de 1998 avaient touché à la fois l'Argentine et le Brésil, tandis que la crise brésilienne de 1999 s'est propagée uniquement à l'économie argentine. Concernant le taux des fonds fédéraux, l'estimation démontre un impact significatif négatif sur le risque pays brésilien et un impact significatif positif sur le risque pays mexicain. L'impact du rendement des bons du Trésor américain à 30 ans s'est avéré négatif et

⁷ L'une des émissions d'obligations Brady en Argentine.

significatif uniquement pour le Brésil, ce qui indique qu'une hausse du rendement des bons du Trésor américain réduit le risque pays brésilien.

Rowland & Torres (2004) étudient les déterminants du spread souverain ainsi que les déterminants de la solvabilité de 16 économies émergentes. Leurs résultats indiquent que, tant pour l'écart que pour la solvabilité, certaines variables jouent un rôle majeur, notamment : le taux de croissance économique, le ratio des réserves de change/PIB, le ratio de la dette extérieure/PIB (le ratio de la solvabilité) et le ratio de la dette extérieure/exportations (le ratio de la liquidité). Il a été constaté que le ratio des exportations/PIB et le service de la dette/PIB n'avaient d'impact que sur le spread, tandis que la solvabilité était influencée par le taux d'inflation, en effet l'inflation pourrait provoquer une crise de change qui augmente mécaniquement la dette du pays.

Jüttner et al. (2006) confirment que la variation des spreads des obligations souveraines peut s'expliquer à la fois par des facteurs du marché mondial, des facteurs de risque local et d'autres facteurs propres à chaque pays. Ils appliquent un modèle de marché mondial multifactoriel conventionnel et tiennent compte des risques politiques et financiers ainsi que d'autres déterminants susceptibles d'affecter le spread.

Grandes (2007) identifie les principaux moteurs des écarts des rendements obligataires en Argentine, au Brésil et au Mexique entre 1993 et 2001. Il constate que certaines variables macroéconomiques, telles que la croissance du PIB réel, les entrées brutes de capitaux et le service de la dette/PIB ont un impact significatif sur le spread obligataire. De plus, l'auteur suggère que des grands changements de ces variables ont un impact plus important sur les spreads des obligations souveraines, que des chocs temporaires.

González-Rozada et Yeyati (2008) concluent que la variation du spread s'explique en grande partie par certains facteurs exogènes tels que la contagion par la crise systémique comme le défaut russe de 1998, la liquidité mondiale (mesurée par les taux d'intérêt internationaux) et l'appétit pour le risque (reflété par le spread des obligations à rendements élevés des entreprises des marchés développés).

Hartelius et al. (2008) ont en revanche, montré la difficulté de dissocier les facteurs internes et externes : les fondamentaux macroéconomiques sont considérés des déterminants clés du spread des marchés émergents mais ils soulignent également le rôle important des facteurs globaux, tels que les taux d'intérêt américains et la volatilité du marché international.

Teixeira et al. (2008) analysent l'impact des facteurs économiques (externes et internes) sur la prime de risque brésilienne mesurée par l'indice de 'Emerging Market Bond Index Plus (EMBI+), au cours de la période (1992-2003). Ils constatent qu'à court terme, le risque pays est affecté par trois variables internes : le ratio de la dette publique/PIB, l'excédent du compte primaire (budgétaire) /PIB et le ratio des réserves internationales/PIB. Cependant, à long terme, leurs résultats montrent que seuls les facteurs externes, tels que l'écart entre les obligations américaines à haut rendement et le taux du Trésor américain, peuvent affecter le risque pays du Brésil.

De même, Gumus (2011) se concentre sur l'influence de la politique monétaire interne (en tant que déterminant de l'environnement macroéconomique du pays) sur le système financier ainsi que sur la perception du risque des investisseurs internationaux et le risque souverain. Cet auteur démontre que les pays à taux de change fixes ont des spreads plus faibles que les pays qui prononcent un régime flottant ou une flexibilité intermédiaire.

Hilscher et Nosbusch (2010) constatent que les fondamentaux propres à chaque pays, en particulier le terme d'échange variable, ont un pouvoir explicatif considérable même après le contrôle des facteurs mondiaux.

Jaramillo et Tejada (2011) analysent si le spread du marché peut être déterminé par certaines conditions financières globales et/ou certains facteurs macroéconomiques fondamentales. Bien que le résultat principal indique un effet significatif des variables globales du marché internationale (telles que la volatilité du marché américain et le taux d'intérêt de la Réserve fédérale américaine), l'étude souligne également l'importance de certains facteurs internes spécifiques aux pays. Une dette publique extérieure inférieure au niveau du PIB et une croissance du PIB réel plus élevée peuvent améliorer le sentiment de marché, réduisant ainsi le coût d'emprunt, en particulier pour les États souverains les moins bien notés (classés dans le compartiment spéculatif), tandis que des réserves de devises étrangères plus élevées ne peuvent réduire le spread que dans le cas de la classe spéculatif.

Baldacci et al. (2011) analysent les principaux facteurs qui affectent la prime de risque pays dans 46 pays émergents entre 1997 et 2008. Ils constatent que des niveaux de risque politique plus faibles sont associés à des spreads réduits, en particulier pendant les turbulences financières lorsque les marchés sont plus vulnérables à l'instabilité institutionnelle. En outre, les auteurs constatent que les facteurs budgétaires sont importants pour le risque de crédit dans les marchés émergents, car les pays présentant à la fois des déficits et des dettes élevés présentent un risque de défaut plus élevé. Par conséquent, ils concluent qu'en dépit du rôle important des conditions financières mondiales et de l'appétit des investisseurs pour le risque, les facteurs fondamentaux nationaux sont importants pour réduire le coût d'emprunt des économies émergentes.

Siklos (2011) examine les déterminants des écarts de rendement obligataire pour 22 marchés émergents au cours de la période 1998-2009. Divers déterminants ont été pris en compte, certains indicateurs sont internes ou externes, d'autres sont encore de nature plus institutionnelle. En plus, l'étude considère le lien entre la volatilité (reflétée par l'indice de la volatilité de S&P500 (VIX)) et les écarts de rendement obligataire. La volatilité et la transparence des banques centrales sont deux acteurs communs à tous les pays examinés alors que des caractéristiques spécifiques sont constatées pour les marchés d'Amérique latine et d'Amérique du Sud, d'Europe, d'Asie et d'Afrique. Plus particulièrement, la crise financière mondiale a creusé les écarts de rendement pour tous ces marchés, à l'exception d'Asie, ce qui suggère que, dans une certaine mesure, les marchés obligataires de cette région ont été déconnectés de ceux des autres parties du monde. L'auteur constate également que la transparence des banques centrales et les variations de l'aversion au risque sont également des déterminants significatifs. La politique monétaire américaine quant à elle, n'avait d'impact que sur les économies latines, sud-américaines et asiatiques. En outre, l'inflation et le solde du compte courant, sont également des déterminants importants des écarts de rendement des marchés émergents.

Contrairement à Teixeira et al. (2008), Csonto et Ivaschenko (2013) trouvent que les variables fondamentales dominent à long terme, tandis qu'à court terme, les deux groupes de variables (spécifiques et globales) ont un impact significatif sur le spread des marchés d'Amérique latine.

Martinez et al, (2013) analysent les facteurs clés qui déterminent le spread des obligations souveraines (représenté par l'indice EMBIG) dans sept pays d'Amérique latine. En utilisant des données de panel et le modèle des « effets fixes », ils constatent que le taux d'inflation, le ratio de terme d'échange, la dette extérieure/PIB et les réserves internationales/PIB sont des moteurs importants du spread souverain en Amérique latine.

Tebaldi et al. (2018) utilisent l'estimateur GMM pour analyser les déterminants du spread souverain dans 31 économies émergentes entre 1994 et 2014. Leurs résultats indiquent que le taux de croissance du PIB, le taux de change effectif réel (TCER) et la libération politique jouent un rôle clé dans la détermination du spread

souverain (les facteurs internes dominant). En outre, ils montrent un impact significatif de la crise asiatique de 1997 et de la crise financière de 2008 sur les spreads des marchés émergents.

Mpapalika et Malikane (2019) étudient les déterminants de spread souverain pour les pays émergents africains. En utilisant un modèle dynamique à effets fixes et l'estimateur GMM, leurs résultats montrent que la croissance du PIB, le ratio de la dette publique/PIB, les réserves de change, le taux d'inflation, le prix des matières premières et le sentiment du marché (représenté par le sentiment du consommateur) ont un impact significatif sur le spread. Dans le tableau 1.3 nous résumons une sélection d'études ayant analysé les déterminants de la prime de risque pays des marchés émergents en Amérique latine.

Tableau 1.3 : Les déterminants de la prime de risque dans les marchés émergents en Amérique latine

Auteurs	Analyse empirique	Méthodologie & Fréquence des données	Variables Significatives
Nogués et Grandes (2001)	Les déterminants de spread des obligations à taux variable d'Argentine (FRB), (janvier 1994 à décembre 1998)	Estimation technique : Pesaran, Shin et Smith (2001) Données mensuelles	*Indice de rendement total EMBI Mexique (-) *Service de la dette extérieure/Exportations (+) *Taux de croissance du PIB (-) *Solde budgétaire (-) *Rendement du Trésor américain à 30 ans (-)
Rojas et Jaque (2003)	Les déterminants du spread souverain du Chili. (Avril 1999 à juillet 2002)	L'estimateur MCO Données mensuelles	*Dette à court terme/Réserves (+) *Dette extérieure totale/Réserves (+) *Exportations (-) *Activité économique (-) *Taux des fonds fédéraux américains (+)
Ferrucci (2003)	Lien empirique entre les spreads du marché secondaire (JP Morgan EMBI et EMBI Global) et 16 indicateurs macroprudentiels spécifiques à 23 pays émergents (8 pays d'Amérique latine) et 4 facteurs externes du risque (Bon du Trésor américain à 30 jours, Bon du Trésor US à 10 ans, l'écart de rendement entre les obligations d'entreprises américaines à faible et à haute notation, l'indice boursier américain S&P 500) Au cours de la période (1991-2003)	Pooled mean Group technique Données mensuelles (interpolation des données macroprudentielles)	<u>Etude de panel :</u> *dette extérieure (+) /PIB, *l'ouverture commerciale (-), * amortissement de la dette extérieure/les réserves (indicateur de liquidité) (+) * le Bon de trésor US à 10 ans (-) * les cours des actions américaines S&P 500) (-), <u>Par pays :</u> <u>Argentine</u> (Amortissement de la dette extérieure/ Réserves (+)) <u>Colombie</u> (rendements de Trésor US à 30-jours (+))

			<p><u>Equateur</u> : Dette extérieur/PIB (+) et l'ouverture commerciale (-).</p> <p><u>Mexique</u> : Dette extérieur/PIB (+), balance budgétaire/PIB (+), compte courant/PIB (-).</p> <p><u>Pérou</u> : Amortissement de la dette extérieure/ Réserves (+) rendements de Trésor US à 30-jours (+), l'indice US S&P 500 (-).</p>
Grandes (2003)	<p>Les déterminants des spreads des obligations souveraines en Argentine, au Brésil et au Mexique (1993-2001) : l'impact des <u>facteurs macroéconomiques internes</u> (PIB réel, compte courant/PIB, service de la dette/PIB) et des <u>facteurs globaux</u> de risque (la contagion financière capturée par les variables de crises Tequila 1994, brésilienne 1999 et russe 1998, le taux réel des fonds fédérales US, le Bon de Trésor US à 30 ans) sur l'indice EMBI+</p>	<p>autoregressive distributed lag model (ARDL)</p> <p>Données mensuelles (Interpolation des données trimestrielles à une fréquence mensuelle)</p>	<p>* Service de la dette (+) /PIB</p> <p>*compte courant/PIB (pour l'Argentine (-) et le Brésil (+).</p> <p>* PIB (-)</p> <p>* taux des fonds fédéraux (-) sur le risque pays brésilien et (+) sur le risque pays mexicain.</p> <p>*bons du Trésor américain à 30 ans (-) pour le Brésil.</p>
Rowland & Torres (2004)	<p>Les déterminants du spread souverain (l'indice JP Morgan EMBI global) et de la solvabilité (représentée par l'indice de solvabilité des investisseurs institutionnels)</p> <p>Un panel de 16 économies émergentes (6 pays d'Amérique latine), pour la période de 1998 à 2002 pour de l'analyse du spread.</p> <p>Variable dépendante du spread : l'indice JP Morgan EMBI global</p> <p>Variables explicatives : Croissance du PIB réel, Balance budgétaire/PIB, Compte courant/PIB, Dette extérieure/PIB, Dette extérieure/exportations, Inflation (IPC), Réserves/PIB, service de la dette/PIB, service de la dette/réserves, service de la dette/exportations, Exportations/PIB, Dette à court terme/Réserves,</p>	<p>Régression de Panel, model des effets aléatoires (GLS regression)</p> <p>Données annuelles</p>	<p>Les déterminants du spread :</p> <p>* croissance du PIB (-)</p> <p>* Dette extérieure/exportations (+).</p> <p>* Service de la dette/PIB (+)</p> <p>* Réserves/PIB (-).</p>

	Échéance de la dette extérieure, Taux des bons du Trésor américain à 3 mois, l'historique de défaut (dummie)		
Teixeira et al. (2008)	L'impact des facteurs économiques (externes et internes) sur l'indice de JP Morgan `Emerging Market Bond Index Plus (EMBI+) au Brésil (1992-2003).	Model ARDL (Autoregressive Distributed Lag) de Pesaran and Shin (1999), Données trimestrielles	<u>A court terme</u> (les facteurs internes), *le ratio de la dette publique/PIB (+) *le ratio de l'excédent du compte primaire (budgétaire) /PIB (-) *le ratio des réserves internationales/PIB (-). <u>A long terme</u> (les facteurs externes) *l'écart entre les obligations américaines à haut rendement et le taux du Trésor américain.
González-Rozada et Yeyati (2008)	Les déterminants externes du spread souverain (JP Morgan EMBI global) pour 33 pays émergents (12 pays d'AL) (1993-2005) Variables explicatives : le rating de dette souveraine en devise à long terme par S&P, le taux du Trésor américain à 10 ans (indicateur de liquidité internationale), le spread des obligations à haut rendement sur les marchés développés (indicateur d'appétit pour le risque), la volatilité implicite des options sur actions américaines (VIX) (mesure alternative de l'appétit pour le risque), la contagion par les crises systémiques (dummies)	Modèle d'Engle-Granger (Engle et Granger, 1987) Données (mensuelles et hebdomadaires)	*la contagion par la crise de défaut russe *Bon de Trésor US à 10 ans * l'appétit pour le risque (le spread des obligations à rendements élevés des entreprises des marchés développés).
Siklos (2011)	Les déterminants des écarts de rendement obligataire (le spread représenté par l'indice JP Morgan EMBI+) pour 22 marchés émergents (8 pays d'Amérique latine et du sud) (1998-2009).	GLS estimation Données trimestrielles	<u>Panel tous les pays</u> * Transparence de la banque centrale (+) * le type du régime de change (de 1=flottant à 5= Fixe) (-) *Niveau de corruption (-) *l'ouverture commerciale (Exportations+Importations)/PIB (+)

			<p>* IDE (net entrées des capitaux) (+).</p> <p>*VIX (volatilité du S&P500) (-)</p> <p>*le taux des réserves fédérales US (-)</p> <p><u>Panel la région d'Amérique latine et du sud</u></p> <p>* Transparence de la banque centrale (+)</p> <p>*Niveau de corruption (+)</p> <p>*l'ouverture commerciale (Exportations+Importations)/PIB (+)</p> <p>* IDE (net entrées des capitaux) (-).</p> <p>*VIX (volatilité du S&P500) (-)</p> <p>*le taux des réserves fédérales US (+)</p>
Jaramillo et Tejada (2011)	Les déterminants du spread souverain (l'indice EMBI Global), Décembre 1997 à février 2010 35 pays émergents (12 pays d'AL)	Effet fixe Régression de Panel Données mensuelles	<p>*le rating des agences de notation (-) pour les ratings de la classe investissement et (+) pour les ratings de la classe spéculative</p> <p>*la volatilité du marché US, variable VIX (+)</p> <p>*Dette extérieure publique/PIB (+), pour les pays dans la classe d'investissement (-).</p> <p>*Réserves de changes/PIB (-), pour les pays dans la classe d'investissement (+).</p> <p>*la croissance du PIB réel (-)</p>
Csonto et Ivaschenko (2013)	Lien entre (les facteurs fondamentaux spécifiques et les facteurs globaux) et le spread (l'indice de JP Morgan EMBIG) pour 18 pays émergents (7 pays d'AL, les ALC7) Entre (janvier 2001 et mars 2013) Variables fondamentales : les ratings de risque pays fournis par le guide international du risque pays (ICRG) (trois notations pour les risques	A-Le modèle des effets fixes : B-Analyse des effets dynamiques (long et court termes) : Estimateur Pooled Mean Group Données mensuelles	<p><u>Estimation (Fixed effet)</u></p> <p>A- <i>Tous les pays</i></p> <p>*les rating de risque pays (économique, politique et financier) (-)</p> <p>*VIX (l'indicateur de l'appétit pour le risque) (+)</p> <p>*Taux des fonds US (-)</p> <p>B- <i>la région d'Amérique latine</i></p>

	politique, économique et financier spécifique à chaque pays Variables globales : - indicateur de l'aversion au risque : l'indice VIX - indicateur de la liquidité du marché international : Le taux des fonds fédéraux américains (US federal fund rate)		*les rating de risque pays (économique, politique et financier) (-) *VIX (l'indicateur de l'appétit pour le risque) (+) *Taux des fonds US (-) <u>Estimation Pooled Mean Group (résultat de la région d'AL)</u> A- à long terme *le rating de risque économique (+) * les rating des risques économique et financier (-) *VIX (l'indicateur de l'appétit pour le risque) (+) B- à court terme *les rating de risque pays (économique et financier) (-) *VIX (l'indicateur de l'appétit pour le risque) (+) *Taux des fonds US (-)
Martinez et al, (2013)	Les déterminants du spread souverain (EMBIG) dans sept pays d'Amérique latine (ALC7) et l'effet de contagion sur ces marchés lors de la crise financière globale (2007-2008). (2003-2012)	Fixed effect (régression panel) Données trimestrielles	*le taux d'inflation (+) *le ratio des termes de l'échange (-) *la dette extérieure/PIB (+) *les réserves internationales/PIB (-)
Tebaldi et al. (2018)	les déterminants des spreads souverains dans 31 économies émergentes (10 pays d'AL), (1994 – 2014)	Dynamic panel data model L'estimateur GMM Données annuelles	*le taux de croissance du PIB (-) *le taux de change effectif réel (TCER) (-) *la libération politique (PolityIV) (-)

Note : les signes (-) négatif et (+) positif indiquent l'impact de la variable explicative sur la variable dépendante.

Conclusion

Le risque pays est devenu un sujet de préoccupation majeur pour la communauté financière internationale au cours des trois dernières décennies. L'importance des notations pays est soulignée par l'existence de trois grandes agences dominantes de notation du risque pays (Standard & Poor's, Moody's et Fitch). Ces agences de notation utilisent des différentes méthodes pour déterminer les notations des risques pays, en analysant une gamme d'informations qualitatives et quantitatives qui tient compte des facteurs de risque : politiques, financiers et économiques. Au cours du temps, le rôle des notations souveraines est devenu de plus en plus important à la fois

pour les prêteurs et pour les emprunteurs. Les investisseurs ou les prêteurs ont besoin de la bonne information sur la solvabilité du pays dans lequel ils vont investir leurs fonds afin de bien calculer le ratio risque-rendement. Pour les pays emprunteurs, notamment les pays émergents, un bon rating va leur permettre d'avoir un large accès aux marchés financiers internationaux avec un coût de financement (un spread) moins cher. Un bon rating va en outre leur permettre d'émettre des obligations à long terme et en devise locale et d'atténuer de cette façon le problème du péché originel, l'inadéquation notoire des devises et l'inadéquation des échéances dans les positions d'endettement des économies émergentes. Pourtant, la crédibilité de ces agences en ce qui concerne la construction de leurs notations a été souvent mis en question. Plusieurs problèmes ont été posés au sujet de la responsabilité juridique, le conflit d'intérêt et le comportement pro-cyclique adopté par les agences en temps de crise. Dans ce chapitre nous avons démontré ces différentes contradictions qui se posent autour de ces agences entre la théorie et le pratique. Ce chapitre a permis en outre d'analyser les différents travaux académiques ayant évalué les déterminants de la prime de risque dans les pays émergents. La prime de risque est ainsi devenue une des mesures importantes pour le risque de défaut notamment en temps de crises lorsque les agences de notations ont un comportement pro-cyclique. Les différents travaux empiriques que nous avons présentés sur le rôle respectif des facteurs internes et externes dans la détermination de la prime de risque dans les pays d'Amérique latine fait apparaître quatre résultats.

D'abord, les résultats des différentes études divergent entre elles et mettent en évidence soit un impact plus déterminant des variables du marché global, soit un impact plus important des facteurs fondamentaux spécifiques aux pays. Ensuite, les études montrent que les variables du marché mondial et les facteurs de risque global affectent toujours la force de l'effet des fondamentaux spécifiques à chaque pays sur les spreads. En troisième lieu, des fondamentaux spécifiques à chaque pays solide tendent à réduire, dans certains cas, l'effet des facteurs mondiaux sur les spreads. Enfin, la majorité des travaux empiriques distinguent l'impact des facteurs (externes et internes) à court et à long terme. Leurs résultats indiquent que les fondamentaux des pays déterminent le spread à long terme tandis que les facteurs mondiaux sont d'importantes déterminantes du spread à la fois à court et à long terme.

D'une façon générale, ces travaux montrent l'extrême difficulté de dissocier les le rôle respectif des facteurs internes et externes dans le risque pays des pays d'Amérique latine.

Cela peut s'expliquer par le fait que les pays d'Amérique latine longtemps interconnectés ont connu des situations de crises auto-entretenuës et systémiques. Une des raisons principales semble être le problème du « péché originel » décrit par Eichengreen et Panizza qui empêchent ces pays de s'endetter sur le marché international dans leurs monnaies locales et entraînent alors des fortes sorties des capitaux (en cas de crise systémique) qui accroît encore plus leurs dettes en dollars, comme on a pu le constater lors des crises de défaut des années 90. Les marchés internes des pays d'Amérique latine suivent aussi principalement l'évolution de facteurs exogènes : les fluctuations des prix de matières premières, les retournements de politique monétaire US et les fluctuations de change. En période de boom des matières premières, les excédents commerciaux financent les remboursements de la dette, mais ils se retournent brutalement à chaque crise de défaut. Malgré des taux de croissance du PIB en volume élevés dans les années 1970-1980, la montée des dettes des pays d'Amérique latine libellées en dollars ont entraîné la grande « crise de la dette des PVD » en 1982 ». La politique restrictive menée aux Etas unis (1979) avait entraîné des sorties des capitaux de la région d'Amérique latine. Il est alors à craindre

que le resserrement de la politique US en 2022 entraînent la même difficulté dans cette région encore endettée en dollars.

Chapitre 2 : La transmission de l'effet des notations sur les marchés émergents : le rôle des annonces de notations souveraines dans la prévisibilité des rendements et de la volatilité des marchés financiers en Amérique latine

Introduction

La prévisibilité du rendement et de la volatilité des marchés financiers est d'une importance primordiale tant pour les praticiens que pour les chercheurs académiques. Pour les chercheurs académiques, la prévisibilité des rendements pose la question de l'efficacité des marchés liée au contenu informationnel de certaines variables avec une capacité prédictive qui peut être exploitée pour générer des rendements anormaux. Pour les praticiens et les investisseurs, ces informations servent de base aux décisions de gestion et d'allocation des portefeuilles. Dans les deux cas, la prévision des mouvements des marchés financiers est très difficile, car elle comprend intrinsèquement une dimension « d'incertitude radicale » (Knight, 1921) qui s'exprime par des composants stochastiques et non linéaires (Bekiros et al., 2016).

Dans la littérature, on a assisté à l'utilisation d'un large éventail de modèles prédictifs linéaires, non linéaires et non paramétriques avec une variété de prédicteurs liés à l'incertitude financière, macroéconomique, institutionnelle, comportementale, financière et économique nationale et internationale. La prévisibilité des mouvements des marchés financiers peut devenir encore plus difficile avec l'existence d'agences de notation de crédit chargées d'évaluer la qualité de crédit de la nation souveraine ou de l'actif financier et de faire des annonces opportunes (parfois intempestives) sur la confirmation ou le changement de notation (Balcilar et al., 2017). La littérature sur l'importance des notations de crédit souverain pour les marchés boursiers et obligataires se concentre sur les réponses du marché aux changements de notation en ce qui concerne trois grands axes : le rendement et la volatilité des actions et des obligations, la liquidité du marché et la contagion entre les pays. Sur les rendements, plusieurs analyses empiriques récentes indiquent un impact direct de la notation sur les rendements des marchés obligataires tandis que l'impact sur les rendements boursiers reste indirect. La volatilité des marchés financiers dans les pays émergents peut pour sa part exacerber le niveau d'instabilité financière et son imprévisibilité car les niveaux de volatilité élevés sont associés à une perception plus élevée du risque par les acteurs du marché. Une volatilité accrue et un risque perçu peuvent avoir cependant des effets injustifiés sur l'incertitude macroéconomique en amplifiant la volatilité de la production (Afonso et al., 2014). Dans le contexte actuel des crises globales et systémiques qui caractérisent le monde aujourd'hui, il est essentiel pour les investisseurs comme pour les décideurs politiques de mieux comprendre le mécanisme de transmission de ces crises par l'effet de contagion. Si les notations ont un effet sur les actions et les obligations, elles peuvent dans certains cas exacerber et prolonger les crises financières. Les politiques devraient alors tenir compte de cette possibilité, en considérant la contagion potentielle à d'autres marchés et à d'autres pays. Les crises financières et économiques ont tendance à être de nature systémique et régionale. Cela a été notamment le cas des crises d'Amérique latine pendant les années 90 (le Mexique 1994, le Brésil 1999 et l'Argentine 2001) mais aussi de la crise financière asiatique en 1997 ou de la crise de la dette européenne en 2010. La compréhension des retombées

possibles de ces crises sur les marchés émergents peut être utilisée de manière réactive mais aussi de façon proactive, pour atténuer éventuellement les crises financières ou les phases de hausse ou de baisse du cycle économique.

Les travaux de recherche ont prêté récemment un intérêt plus marqué pour les marchés émergents en Amérique Latine. Compte tenu de leur endettement international ancien (1970), le marché latino-américain est un segment important du marché international des obligations, et les économies clefs de la région sont intégrées à de solides liens économiques et financiers vis-à-vis du reste du monde (exportations de matières premières et importations de capitaux) (Baumann, 2008). En dépit de crises de défaut répétées de ces pays (Mexique, 94, Brésil, 99, Argentine, 2001), la recherche de fonds sur le marché international reste une source de financement importante pour ces économies émergentes afin de financer leurs activités économiques nationales. Cela rend pourtant ces économies très vulnérables aux changements de préférences des investisseurs internationaux, notamment en période de crise. Selon Ee (2008), il existe au moins deux raisons pour lesquelles les réactions des actions aux annonces de modification de la notation de crédit en Amérique latine peuvent différer de celles des autres régions. Premièrement, les questions de gouvernance d'entreprise et de réglementation peuvent différer d'une région à l'autre et d'un pays à l'autre. Deuxièmement, Les notations de crédit sont basées sur des informations publiques et privées, et il n'est pas évident que les agences de notation collectent des informations privées aussi efficacement dans ces pays que dans les pays développés.

Ce chapitre a alors pour objectif principal de fournir une analyse profonde de la littérature financière ayant analysé le rôle des annonces de notations souveraines dans les marchés financiers d'actions et d'obligation dans pays émergents et plus spécifiquement dans les pays d'Amérique latine. La première section étudiera les canaux de transmission de rating sur les marchés financiers, tandis que la deuxième section sera consacrée à l'apport de la littérature analysant l'impact des changements de notations sur les rendements et la volatilité des marchés. La dernière section fournira enfin un essai de compréhension de l'effet des ratings en temps de crises.

2.1 Les canaux de transmission de l'effet de Rating : le rôle de l'investissement domestique privé et du 'Cap souverain'

Le PIB comprend la consommation privée, les dépenses publiques, les exportations moins les importations et l'investissement privé. Le changement de notations affecte l'état souverain par le biais de deux mécanismes de transmission. Le premier canal s'appuie sur l'investissement privé. Chen et al. (2013) indiquent que les notations de crédit affectent l'investissement en capital physique par le biais du coût du capital pour les entreprises. L'incertitude qui existe sur les marchés financiers crée un effet de « fuite vers la qualité » lorsque les investisseurs préfèrent investir leurs fonds dans des actifs plus sûrs. Le principe de base de la transmission est donc : si un pays souffre d'une dégradation de sa note souveraine, il devient plus risqué, le spread de ce pays augmente, ce qui pousse les taux d'intérêt à la hausse. Par conséquent, les projets d'investissement, qui étaient auparavant viables avec une valeur actuelle nette (VAN) positive, deviennent non viables avec des VAN négatives, ce qui entraîne une diminution des investissements et du PIB dans le pays concerné. L'étude de Chen et al. (2013) montre, qu'après une amélioration des notes souveraines, il y a une augmentation significative de l'investissement privé dans le pays. Ce résultat a été obtenu en menant une analyse sur 48 pays (30 marchés émergents et 15 développés). Pour Chen et al. (2013) cependant, ces effets restent temporaires, durant un an après la dégradation ou l'amélioration de la note. Ces effets temporaires peuvent s'expliquer par le fait que, lorsqu'un déclassement

se produit, le spread augmente et les investisseurs bloquent leur investissement jusqu'à ce que de nouvelles informations apparaissent, et provoque une chute initiale de l'investissement privé qui redevient ensuite normal. En outre, Chen et al. (2013) montrent que l'effet de rating est asymétrique, en moyenne, la croissance de l'investissement privé, après l'amélioration de la note, est estimée à 3,2%, tandis qu'après une dégradation du rating, l'investissement chute 11,5% et 10,1% au cours des deux années suivantes. L'asymétrie dans ce contexte, selon laquelle l'impact de dégradation de note est plus fort que de l'amélioration, est en cohérence avec la notion « d'aversion au risque » mis en évidence par Kahneman et Tversky (1979), qui implique une sensibilité plus importante des investisseurs aux pertes qu'aux gains équivalents. En s'appuyant sur les données relatives au coût du capital, Chen et al. (2013) ont ensuite amélioré le lien empirique entre changements de notations et son effet sur l'investissement privé en décelant une corrélation empirique négative entre le coût du capital et l'investissement privé. Un effet significatif du changement des notations sur le coût du capital, et donc sur l'investissement privé, a été ainsi constaté.

Outre que le canal d'investissement privé, les politiques des agences de notation exercent également des effets de transmission. Une politique commune pour la plupart des agences de notation est nommée le « Cap souverain », le terme en anglais « Credit Ceiling ». Le cap souverain indique que les notations de crédit d'un émetteur privé (banque ou entreprise privée) sont généralement inférieures ou égales aux notations souveraines du pays d'origine de cet émetteur (Borensztein et al., 2013). Le cap souverain pour les titres de créance en devises est justifié par le risque d'intervention souveraine directe, également appelé « le risque de transfert »⁸. La justification du cap souverain pour les titres de créance en monnaie nationale est ce que Standard & Poor's appelle le « risque économique », également appelé le « risque souverain indirect », il fait référence à la probabilité qu'une entreprise fasse défaut sur sa dette en monnaie nationale à la suite de défaillance de son souverain. En effet, les conditions économiques et commerciales sont susceptibles d'être défavorables pour la plupart des entreprises lorsqu'un gouvernement est en crise de dette (Obstfeld and Rogoff, 1996).

La politique de « Cap souverain » a des effets néfastes pour les entreprises privées. En effet, si la note souveraine d'un pays est dégradée, les entreprises privées le sont également et, avec une notation inférieure, elles auront moins accès au financement. Cette règle a été motivée par le fait que le gouvernement détient le premier droit sur les réserves de change disponibles et contrôle donc la capacité de l'entreprise domestique à se procurer des devises en cas de crise (Kräussl, 2005). Afin d'étudier les effets des « caps souverains », Almeida et al. (2017) ont séparé les entreprises en deux sous-groupes. Le premier groupe comprend les entreprises qui ont une notation égale à la notation de la dette souveraine du pays, tandis que le deuxième groupe désigne les entreprises qui ont une notation inférieure à la notation souveraine du pays. Ils ont constaté qu'une entreprise du 1er groupe avait plus de chance d'être déclassée après une dégradation de la note souveraine du pays par rapport aux entreprises du groupe 2. Par conséquent, les entreprises du 1er groupe ont réduit davantage les investissements, les émissions nettes de dette et ont augmenté les émissions d'actions, à la suite d'une dégradation de la dette souveraine. Lorsque nous examinons plus spécifiquement les effets de la règle du cap souverain, le secteur

⁸ Le terme risque de transfert (ou risque d'intervention souveraine directe) n'est généralement utilisé que dans un contexte de devises étrangères. Il fait référence à la probabilité qu'un gouvernement rencontrant des difficultés de service de la dette (étrangère) impose des restrictions de paiement en devises à des entreprises et/ou des individus par ailleurs solvables dans sa juridiction, les empêchant ainsi de rembourser leurs engagements en devises (Peter et Grandes, 2005).

bancaire en est un excellent exemple. Williams et al. (2013) étudient l'impact des événements de notation souveraine sur les notations des banques dans les marchés émergents. Leurs résultats indiquent que les notations des banques dans les pays émergents suivent de près les notations de leur pays d'origine, quelle que soit la structure de propriété de la banque (propriété publique, étrangère ou privée locale). Ils ont également constaté qu'une banque avait 63,2% plus de chances d'être mise à niveau d'une note si la note souveraine de son pays s'est améliorée d'une note. Cette probabilité que la banque soit mise à niveau sera encore plus élevée à 87,1%, si le pays s'est noté deux notes de plus. En ce qui concerne les déclassements ou les dégradations, la note d'une banque dispose de 26% de chance d'être dégradée d'un cran sur l'échelle des notations après une dégradation d'un cran de la note souveraine du pays d'origine, et 62,2% de chance d'être dégradée de deux notes ou plus à la suite d'une dégradation de deux notes souveraines. De même, Williams et al. (2013) montrent que les annonces de notation souveraine ont un effet significatif sur les valorisations des banques des marchés émergents, en particulier lorsque le changement de notation prend en compte de nouvelles informations de notation. Les notations souveraines de S&P s'avèrent avoir le plus grand effet sur la valorisation des banques.

La politique du cap souverain est aujourd'hui remise en cause car des entreprises très internationalisées de certains pays émergents peuvent régler leurs obligations même en cas de crises souveraines. En avril 1997, S&P a assoupli sa règle de cap souverain pour trois économies dollarisées, l'Argentine, le Panama et l'Uruguay, ce qui a eu pour effet de provoquer la révocation de la politique de plusieurs agences de notation (Almeida et al., 2017). Cependant, même si cette politique a été largement révoquée, son effet reste toujours remarquable. Borensztein et al. (2013) concluent que la politique de «cap souverain» tend à rester en vigueur, en particulier dans les pays où des restrictions du compte de capital sont toujours mises en place. En revanche, pour les pays financièrement libéralisés, elle n'est pas statistiquement significative. Cela est crucial pour les entreprises privées bien gérées et fiables sur les marchés émergents, les notations souveraines des marchés émergents ayant tendance à être en moyenne inférieures à celles des pays développés. Outre la règle du cap souverain, une note d'une obligation peut déterminer si celle-ci est autorisée à être négociée conformément à la réglementation. Kräussl (2005) note que cela est essentiel pour les investisseurs institutionnels, car ils agissent dans les limites de leurs paramètres de négociation. Par exemple, un investisseur qui gère un portefeuille d'obligations de catégorie (investissement grade) peut se voir refuser la détention d'obligations de catégorie spéculative. Cela se répercute directement sur la demande d'obligations. Si l'amélioration de la notation souveraine passe de spéculative à l'investissement grade, elle peut ouvrir la voie à une diversification des portefeuilles des investisseurs étrangers, augmentant ainsi la demande d'obligations et stabilisant cette demande simultanément. À l'inverse, lorsqu'une note d'un pays est dégradée, elle peut réduire et déstabiliser la demande d'obligations.

2.2 L'impact spécifique de la notation du risque pays sur les marchés émergents d'Amérique latine

2.2.1 Le rating permet-il de prévoir les rendements et la volatilité des actions et des obligations sur les marchés financiers en Amérique latine ?

Bien que l'importance primordiale des notations soit due à leur impact sur les taux d'intérêt auxquels les pays fournissent des fonds sur les marchés financiers internationaux (loi de la Parité des Taux d'Intérêt (PTI) augmentée des spreads pour les pays émergents), des études ont également démontré son influence sur les mouvements des marchés boursiers.

Le lien entre le rating de risque pays et les rendements boursiers a été initialement examinée par Erb et al. (1995). En utilisant les notations de crédit extraites de l'enquête semestrielle des investisseurs institutionnels auprès des banquiers. Leurs résultats suggèrent que les pays à risque de crédit plus élevé sont associés à des rendements attendus plus élevés. Ils confirment également que les notations de crédit des pays ont un pouvoir prédictif considérable pour faire la distinction entre les pays à rendements attendus élevés et ceux à rendements faibles.

L'étude de Erb et al. (1996), qui porte sur 35 pays émergents, utilise les quatre composants du risque pays issus du « guide international du risque pays (ICRG)⁹ » ainsi qu'une de la notation des investisseurs institutionnels. Ils ont examiné le lien entre ces notes et les rendements attendus des marchés boursiers. Ils concluent que des rendements attendus plus élevés sont associés à des composants à risque plus élevé.

Cependant, la relation entre le rating et les prix des actions peut dépendre du motif de l'annonce de rating, notamment dans le cas de dégradation de rating. Pour Micu et al. (2006), si la dégradation de note est motivée par le fait que les perspectives financières des émetteurs se détériorent, par exemple une baisse éventuelle de leurs bénéfices qui pourrait survenir, cela devrait entraîner une baisse du prix et donc des rendements de l'action. En revanche, si la note négative est due à une augmentation de l'endettement financier de l'entreprise, cela peut avoir un effet inverse si la hausse de l'endettement permet une activité plus soutenue de l'entreprise et donc des rendements des actions plus élevés. Ainsi, plus l'entreprise est endettée, plus il y aura un transfert de richesse des détenteurs de dettes vers les détenteurs d'actions, ce qui provoque un effet de levier très important pour l'investisseur.

Kaminsky et Schmukler (2002) examinent l'impact des changements des notations de crédit souverain ainsi que des perspectives (rating Outlook), sur les marchés financiers de 16 pays émergents entre janvier 1990 et juin 2000. En utilisant une régression de panel et d'étude d'événement (event study), ils sont parvenus aux résultats suivants :

- Les changements des notations souveraines et les perspectives ont un impact significatif sur les marchés obligataires et boursiers et les écarts de rendement moyens. Alors que les spreads ont augmenté de 2 % en cas de dégradations, les rendements moyens des actions ont diminué de 1 % en cas de dégradations.
- Les changements des notations souveraines et les perspectives dans l'un des marchés émergents entraînent des changements dans les écarts de rendement et les rendements boursiers dans d'autres économies émergentes (par l'effet de contagion).
- Les changements des notations souveraines et les perspectives ont un impact plus fort sur les marchés intérieurs et financiers pendant les crises par rapport aux autres périodes.
- Les changements des notations et les perspectives ont un impact plus fort sur les pays les moins transparents que sur les pays transparents.

Brooks et al. (2004) analyse l'impact des notations de crédit souverain, émises par S&P, Moodys, Fitch et Thomson, sur les marchés boursiers au cours de la période janvier 1973-juillet 2001. En utilisant une approche

⁹ Le Guide international des risques pays rating (ICRG) comprend 22 variables dans trois sous-catégories de risques : politique, financier et économique. Voir : <https://www.prsgroup.com/wpcontent/uploads/2014/08/icrgmethodology.pdf>

d'étude d'événement et une régression de panel, ils ont constaté que les déclassements avaient un impact négatif sur le marché boursier national et la valeur en dollars de l'unité monétaire nationale.

Hooper et al. (2008) ont examiné l'impact de notation sur les marchés financiers de 42 pays au cours de la période 1995-2003 en s'appuyant sur une régression de panel. Ils constatent que les agences de notation fournissaient de nouvelles informations négociables pour les marchés boursiers et les marchés de change et que les améliorations/dégradations augmentaient/diminuaient considérablement les rendements des marchés boursiers libellés en dollars américains et diminuaient/augmentaient la volatilité.

Alors que l'impact de rating sur les rendements des actions dépendent fortement de la raison de changement de rating, le lien entre le rating souverain et les rendements obligataires a été jugé direct et négatif dans la littérature financière. En effet, le risque souverain est directement reflété dans la prime de risque obligataire exigée par les investisseurs, un risque élevé ou une notation faible est donc associé à un spread plus élevé.

Micu et al., (2006) ont mené une étude événementielle en utilisant des données quotidiennes sur les spreads des Credit Defaults Swaps (CDS). Ils ont constaté que les notations de crédit souverain ont un impact direct sur les rendements obligataires car elles sont directement liées au risque inhérent à l'obligation. En cas de dégradation de la notation ou de tout autre choc négatif, le risque associé aux obligations serait plus important. En conséquence, la prime de risque exigée par les investisseurs serait plus élevée. En utilisant des données de panel pour 17 pays émergents, Sy (2002) étudie la relation entre le spread souverain et les notations de la dette en devise à long terme. L'étude constate une relation négative entre les spreads souverains et les notations de crédit, des notations plus élevées entraînant des spreads plus faibles. Reisen et Maltzan (1998) étudient l'impact de la notation des obligations souveraines émise par les deux principales agences de notation (S&P et Moody's) sur les écarts de rendements des obligations souveraines dans 49 pays de l'OCDE et non-OCDE. Ils utilisent le test de causalité de Granger pour déterminer dans quelle mesure les annonces de notation influencent les spreads des obligations souveraines et la volatilité des marchés financiers, leurs résultats indiquent une relation négative entre l'écart et la notation souveraine, ils confirment également que la volatilité du marché de spread augmente après les dégradations de notation et diminue après les améliorations. De même, Heinke (2006), dans son analyse des spreads des obligations d'entreprises, observe un effet dynamique de changement de notation sur la volatilité des spreads qui augmente significativement avec une notation plus faible.

Quant à la région latino-américaine, Bustillo et al. (2018) étudient, dans leur rapport sur l'Amérique latine et les Caraïbes (CEPALC), la relation entre les annonces de notation de crédit et les spreads de la dette souveraine. En utilisant une méthodologie d'étude d'événement au cours de la période (2003-2017) et en se concentrant sur les événements qui impliquent un changement réel de notation (relèvement ou déclassement), le rapport montre que la qualité de crédit souveraine représentée par la notation joue un rôle important dans la détermination du coût d'accès à le financement externe reflété par le spread obligataire. En effet, un relèvement de la note souveraine entre 2003 et 2011, avait entraîné une forte diminution des écarts de taux sur la même période. De plus, leur étude conclut que l'impact de la notation varie selon les sous-régions et selon la sous-période d'analyse. L'impact le plus important a été observé à la suite d'un déclassement en Amérique du Sud et au Mexique, où la qualité du crédit s'est améliorée le plus. En outre, l'impact le plus significatif était dû à un déclassement survenu au cours de la période 2008-2012 et au plus grand nombre de déclassements survenus au cours de la période (2013-2017), puis une inversion de la tendance à la hausse de la note de crédit a été observée.

La volatilité des marchés a été longtemps le centre d'intérêt des études en tant qu'un indicateur clé du risque de marché dans les pays émergents, étant souvent associée à l'incertitude. Plusieurs études ont montré que la volatilité des titres financiers augmente avec la dégradation des notations alors qu'elle diminue avec l'amélioration de la note souveraine d'un pays émergent. Heinke (2006), analyse les spreads des obligations d'entreprises, et Reisen et von Maltzan (1998), analysent les spreads de rendement des obligations souveraines, les deux études adressent la pertinence des annonces de notation souveraine pour la volatilité historique de spread. Heinke (2006) indique que pour les euro-obligations allemandes émises par des émetteurs internationaux, les notations de crédit tendent à classer le risque de chaque obligation en fonction de la volatilité des spreads obligataires respectifs. De plus, la volatilité des spreads augmente significativement avec des notations faibles. Reisen et von Maltzan (1998) étudient l'évolution de la volatilité moyenne des écarts de rendement des obligations souveraines sur une fenêtre de 30 jours. Ils font état d'un changement significatif du niveau de volatilité des spreads ainsi que des rendements réels des marchés boursiers lorsqu'un événement de notation se produit, la volatilité augmentant (diminuant) avec les dégradations (améliorations) des notations. Deux autres études ont analysé les effets des notations souveraines sur la volatilité des marchés boursiers. Hooper et al. (2008) constatent que les améliorations de note souveraine réduisent la volatilité alors que les déclassements augmentent cette volatilité, mais à des degrés différents. Ferreira et Gama (2007) analysent 29 pays sur la période 1989-2003 et trouvent des résultats similaires. D'autres études se sont concentrées sur l'effet des facteurs du risque (tels que les nouvelles macroéconomiques) sur les rendements obligataires et la volatilité des marchés boursiers. Jones et al. (1998) étudient la réaction des prix quotidiens des bons du Trésor à la publication de nouvelles macroéconomiques américaines (emploi et indice des prix à la production). Ils analysent si les nouvelles annonces non autocorrélées donnent lieu à une volatilité auto-corrélée. Ils constatent que la volatilité au jour de l'annonce ne persiste pas, ce qui est cohérent avec l'incorporation immédiate d'informations dans les prix. Ils trouvent également une prime de risque sur ces dates des annonces.

Cermeño & Suleman (2014) analysent le lien entre le rating de risque pays, mesuré par un indice composite de risque, ainsi que des mesures individuelles des risques économique, financier et politique, et la volatilité des rendements des cinq principaux marchés boursiers en Amérique latine (Brésil, Chili, Colombie, Mexique, Pérou). En utilisant des données mensuelles sur une période allant de janvier 1993 à décembre 2013, leur étude applique le modèle GARCH pour générer la volatilité conditionnelle des rendements boursiers des cinq pays. Leurs résultats montrent une volatilité importante et persistante ainsi qu'une corrélation croisée élevée, positive et très significative entre ces marchés boursiers. Ils valident également l'hypothèse selon laquelle un risque pays plus élevé (une note souveraine plus faible) accroît la volatilité des marchés boursiers en Amérique Latine.

Cavalcante et Hillbrecht, (2016) étudient la volatilité de la bourse brésilienne à la suite de l'amélioration de la note souveraine du Brésil qui a eu lieu au début de 2008. En utilisant une base des données mensuelles de l'indice de la bourse brésilienne Sao Paulo 'Ibovespa', avec les rendements de l'indice boursier des marchés émergents MSCI, leur étude utilise les modèles de GARCH, notamment TGARCH et EGARCH pour calculer la volatilité conditionnelle des rendements du marché brésilien. Ils constatent une forte diminution de la volatilité, absolue et relative, de l'indice Ibovespa au cours des six années qui ont suivi l'attribution de la note 'Investment grade' au Brésil. À partir de 2012, une augmentation de la volatilité d'Ibovespa a pourtant été observée à la suite de la dégradation des fondamentaux macroéconomiques du Brésil qui a entraîné la perte de la classe d'investissement (IG) en 2015.

2.2.2 Les « Bad news » et les « Good news » : un effet asymétrique de la notation

Les études ayant analysé la volatilité des marchés financiers ont mis en évidence le phénomène de la volatilité asymétrique. Nelson (1991) indique que la volatilité asymétrique est une des caractéristiques principales des séries chronologiques financières. Selon ce phénomène, il existe une corrélation négative entre les rendements actuels et la volatilité futur des rendements, où les chocs négatifs sur les rendements augmentent la volatilité future dans une plus grande mesure que les chocs positifs d'une ampleur similaire (Nelson, 1991 ; Asai & McAleer, 2011). Cette situation, connue également dans la littérature financière sous le terme « l'effet de levier » (Asai et McAleer, 2011), a été analysée pour la première fois par Black (1976) qui a trouvé une corrélation inverse entre les rendements boursiers et la volatilité future, ainsi, si les rendements boursiers sont négatifs, la valeur des actions diminue, ce qui augmente l'effet de levier de l'entreprise (Hasanhodzic et Lo, 2011). Black (1976) indique que si le cours des actions d'une entreprise baisse, cela signifie inévitablement que sa structure de capital va changer et que son effet de levier aura augmenté. Les investisseurs considèrent alors qu'il s'agit d'une action plus risquée et, à ce titre, les chocs négatifs des rendements d'une action entraînent des effets plus importants sur la volatilité que les chocs positifs. Nelson (1991) et Ding et al. (1993), utilisent des données quotidiennes sur les rendements des indices boursiers. Ils constatent que les chocs non anticipés (positifs et négatifs) des rendements entraînent une hausse légère de la volatilité conditionnelle, bien que des chocs négatifs d'ampleur similaire entraînent une hausse plus importante de la volatilité des marchés. Nelson (1991) souligne que seul le model EGARCH (Exponential generalised autoregressive conditional heteroscedasticity) est capable de prendre en compte cet aspect d'asymétrie qui caractérise les marchés financiers. Selon Ben Nasr et al. (2018) Il est essentiel de considérer l'asymétrie dans ce contexte, car la réaction des investisseurs à une bonne ou une mauvaise nouvelle (politique et/ou économique) peut avoir des effets très différents sur le marché financier local. En supposant que les investisseurs réagissent de manière excessive aux mauvaises nouvelles et pas nécessairement autrement, une telle réponse asymétrique peut ouvrir des opportunités d'arbitrage pour les investisseurs en fonction de la direction du changement de notation, ce qui peut entraîner des bénéfices d'arbitrage importants pour les investisseurs (Ben Nasr et al., 2018).

Dans leur étude sur les cinq principaux marchés boursiers en Amérique latine (Brésil, Chili, Colombie, Mexique, Pérou), Cermeño & Suleman (2014) trouvent que les chocs négatifs sur ces marchés augmentent la volatilité des rendements boursiers dans une plus grande mesure que les chocs positifs. Ainsi, leur analyse valide la volatilité asymétrique dans les cinq marchés Latino-Américains.

L'application de l'effet de levier qui caractérise les marchés financiers s'étend à l'impact des nouvelles publiques (y compris les annonces de notations souveraines). En effet plusieurs études empiriques montrent que les chocs négatifs de rating (tels que la dégradation de la note ou les perspectives négatives) d'un pays peuvent entrainer un impact plus fort qu'un choc positif de la même ampleur (une amélioration de note ou une perspective positive). La différence dans la réaction du marché aux hausses et aux baisses de notation peut s'expliquer par l'hypothèse de la « divulgation discrétionnaire ». Cette hypothèse suggère que les gestionnaires ont un pouvoir discrétionnaire sur la divulgation d'informations et préfèrent annoncer les bonnes nouvelles tout de suite tout en permettant aux mauvaises nouvelles d'être publiées plus lentement (Chen et al., 2001 ; Bae et al., 2006 ; Alsakka et Gwilym, 2012). Par conséquent, une bonne nouvelle est liée à une plus grande divulgation et à une réduction de l'asymétrie de l'information. En revanche, les mauvaises nouvelles sont associées à une divulgation réduite et à une plus grande asymétrie de l'information (He et al., 2011). Au niveau macro, ce dernier raisonnement a été largement

soutenu par Gande et Parsley (2005), ils indiquent que le gouvernement est incité davantage à dévoiler des informations positives, telles que les améliorations de ses fondamentaux (sur lesquels dépendent les agences pour établir le rating). Les nouvelles négatives pourront en revanche être cachées afin de maintenir l'image de pays, ce qui constituerait un choc supplémentaire pour les investisseurs, en cas de dégradation de la note. L'effet de levier s'explique également par la théorie de « perspectives » ou « l'aversion au risque » mise en évidence par Kahneman et Tversky (1979). Cette théorie suggère que les investisseurs ont une sensibilité plus importante aux pertes qu'aux gains équivalents. Plus précisément, selon la théorie des perspectives, les gens tendent à éviter le risque dans le cadre du gain, préférant un gain sûr à un pari spéculatif. En revanche, lorsqu'il s'agit d'une perte plus probable, ils préfèrent prendre le risque et choisir un pari risqué plutôt qu'une perte certaine (Kahneman et Tversky, 1979, 1984 ; Tversky et Kahneman, 1991). Par exemple, lorsque les gens ont le choix entre « un gain certain de 200 \$ » et « 20 % de chances de gagner 1 000 \$ », ils ont tendance à choisir la première option. En revanche, lorsque les gens ont le choix entre « une perte certaine de 800 \$ » et « une probabilité de 80 % de perdre 1 000 \$ », ils préfèrent cette dernière option. Baulant et Blondel (2012) appliquent la théorie des perspectives à l'analyse de risque pays de l'Argentine à la suite de la crise de défaut dans les années 2000. Leurs résultats indiquent une sous-évaluation du spread de l'Argentine entre (1997 et novembre 2001). Il y a eu ensuite une surévaluation du spread de novembre 2001 à juin 2004 (la période qui correspond à la crise d'Argentine de 2001). Enfin, et après la crise (entre juin 2004 et décembre 2008), les évaluations du risque pays se sont dégradées selon les agences de notations par rapport aux marchés financiers. L'étude montre ainsi une forte asymétrie de l'impact de rating sur les spreads en l'Argentine, qui s'explique par la théorie de l'aversion au risque. Dans le cas de la crise de l'Argentine, les investisseurs ont retenu surtout les risques « négatifs » : les hausses de spreads en période de détérioration de la note sont beaucoup plus importantes que les baisses de spreads quand la note s'améliore. Au cours de l'année 2001, les spreads ont augmenté beaucoup plus que la dégradation de la note. Ils sont ensuite restés élevés et le rating très dégradé pour passer, brutalement, de DDD à BB à partir de 2006.

L'effet asymétrique de rating a été également validé dans les travaux de Reisen et Maltzan (1998), Brooks et al. (2004) et Norden et Weber (2004). Freitas et Minardi (2013) analysent si un changement de rating (ou une annonce de Credit Watch) a un impact significatif sur les cours des actions en Amérique-latine. Ils mènent une étude événementielle pour analyser la réaction des marchés boursiers dans les quatre principales économies d'Amérique latine : l'Argentine, le Brésil, le Chili et le Mexique. Leurs résultats montrent que l'impact est significatif pour une dégradation de note alors qu'il soit moins pertinent lors d'une amélioration de note (ou pour un Credit Watch). Ils procèdent également des régressions de « Ordinary least square » afin de déterminer les variables qui expliquent le mieux l'impact des modifications de la notation sur les cours des actions dans ces pays. Leurs résultats indiquent que le changement absolu du nombre de crans¹⁰ pour les déclassements joue le rôle le plus significatif. Ils concluent ainsi que les notations de crédit sont des informations pertinentes pour la région d'Amérique latine. Mokoaleli-Mokoteli et Mongalo (2017) calculent les rendements anormaux des entreprises cotées à la Bourse de Johannesburg qui ont subi un changement de notation entre 2000 et 2015. Les auteurs ne

¹⁰ Un cran de notation ou (une notch) désigne le passage d'une note à l'autre sur l'échelle de notations souveraines des agences (Cantor et Paker, 1996).

rapportent aucun impact significatif des améliorations de notation annoncées par les agences de notation sur les cours des actions ; cependant, le marché a réagi de manière significativement négative aux annonces de dégradation des notations des entreprises. L'étude suggère que seules les révisions à la baisse des notes de crédit contiennent des informations pertinentes sur les prix.

Kräussl (2005) utilise les notations souveraines quotidiennes de la dette à long terme en devises de Standard & Poor's et Moody's. Pour la période comprise entre 1997 et 2000, il trouve que les changements de notation souveraine et les perspectives de crédit ont un effet significatif sur la taille et la volatilité des prêts dans les marchés émergents, notamment en cas de dégradations et de perspectives négatives. Pour les marchés émergents également, Reisen et von Maltzan (1999) constatent un effet significatif sur l'écart de rendement des obligations d'État lorsqu'un pays fait l'objet d'une évaluation en vue d'un déclassement.

Bien que l'effet de levier se valide dans la plupart des études avec les chocs négatifs de rating affectent les marchés plus fortement que des chocs positifs, certaines analyses empiriques trouvent que ce sont plutôt les annonces positives de rating qui comptent pour les investisseurs.

Linciano (2004) étudie 299 actions de notation d'entreprises italiennes par les trois principales agences de notation entre janvier 1991 et août 2003. Contrairement à d'autres auteurs, Linciano trouve des rendements anormaux faibles et négatifs pour les dégradations dans la fenêtre entre un jour avant et un jour après l'annonce. Pour les améliorations en revanche, les résultats indiquent des rendements anormaux positifs et fortement significatifs après l'annonce du changement à la hausse.

Pukthuanthong-Le et al. (2007) examinent les effets des changements des notations souveraines et les perspectives sur les marchés financiers de 34 pays au cours de la période 1990-2000 en utilisant une approche d'étude d'événement et une régression multivariée. Ils ont constaté que seul le marché obligataire réagissait positivement et de manière significative aux améliorations de notes souveraines, tandis que les déclassements avaient un effet négatif significatif sur les rendements des obligations et des actions dans les pays moins développés et à forte inflation.

Balcilar et al. (2017), qui étudient l'impact du rating sur la volatilité et les rendements des marchés boursiers de BRICS et PIIGS, trouvent que la prévisibilité du rendement et de la volatilité via les notations de crédit est principalement dirigée par les améliorations de notation. Ils affirment que les annonces positives de notation sont généralement plus difficiles à anticiper par les acteurs du marché et contribuent ainsi à un effet plus significatif sur les rendements et la volatilité du marché. En outre, en périodes de crise, il est plus facile pour les investisseurs d'anticiper une dégradation des notations, ce qui rend l'effet de cette dégradation de notes sur la dynamique de marché plus limité par rapport à une amélioration. Néanmoins, les résultats suggèrent qu'il existe une valeur ajoutée en termes de prévisibilité en désagrégeant les annonces globales de notation et les analystes doivent tenir compte des effets asymétriques des améliorations et des déclassements dans leurs exercices de prévision.

2.2.3 Le mouvement transversal de la notation : le rôle des classes de rating

Les études citées ci-dessus abordent l'impact asymétrique des changements de notation souveraine quelle que soit la classe de notation. Or, dans certains cas, l'impact d'un changement de notation pourrait être plus ou moins important lors du passage d'une classe de notation à l'autre (c'est-à-dire de la note BB+ à la note BBB- et vice-versa) qu'au sein d'une même classe. Certaines preuves empiriques mettent en évidence le rôle de la « classe d'investissement » dans la réduction du coût des emprunts extérieurs, elles indiquent que la mise à niveau d'une

économie émergente de la spéculation à la qualité d'investissement (IG) peut réduire la volatilité du marché financier, améliorer l'environnement d'investissement et réduire le spread sur les obligations. Selon Castro et Brandão (2008), la catégorie « investment grade » améliore l'environnement d'investissement en attirant les investisseurs de long terme, réduisant ainsi la prime de risque demandée par ces investisseurs (In Cavalcante et Hillbrecht, 2016). En s'appuyant sur de données de panel pour 35 marchés émergents, Jaramillo et Tejada (2011) étudient l'impact du statut d'investissement sur les spreads obligataires. En utilisant le modèle des effets fixes leur étude révèle que l'attribution de la qualité d'investissement tend à réduire l'écart des obligations souveraines de 36 % par rapport à seulement 5 à 10 % de diminution de l'écart en raison d'une amélioration de note au sein de la classe d'investissement, l'étude ne trouve aucun impact pour les mouvements de rating dans la classe spéculative. L'importance de la classe d'investissement a déjà été mise en évidence par Larrain et al. (1997). Leur étude analyse l'impact des annonces de notation par les deux principales agences de notation (S&P et Moody's) sur les écarts de rendement de 49 marchés développés et en développement (y compris les marchés émergents). À l'aide d'une étude d'événement, ils ont d'abord analysé les spreads des marchés émergents et ont constaté un impact significatif des changements de notation sur les écarts de rendement des obligations uniquement lorsque le marché émergent a un statut d'investissement. Cependant, lors du test de l'échantillon complet, y compris les marchés développés et émergents, ils ne trouvent aucun effet significatif des annonces de notation sur l'écart de rendement obligataire, que le pays soit dans une catégorie spéculative ou d'investissement. Kamin et von Kleist (1999) constatent que pendant la crise mexicaine de 1994, le spread sur les obligations classées dans le grade d'investissement en Amérique latine a diminué en raison du phénomène de fuite vers la qualité, tandis que pour les obligations spéculatives, le spread a continué d'augmenter avec la crise. Leur étude conclut qu'une dégradation d'un cran de la notation au sein de la catégorie investissement entraîne une augmentation plus faible du spread que si cette dégradation était dans la catégorie spéculative. À l'inverse, Gaillard (2012) constate que ni le mouvement au sein de la classe d'investissement, ni le passage de la classe spéculative à celle d'investissement n'ont d'impact significatif sur le spread. Cependant, ses résultats montrent que les déclassements au sein de la catégorie spéculative ont été significatifs. Cavallo et al. (2008) n'ont également trouvé aucun impact significatif des changements de notation lors du passage de la note d'investissement à la note spéculative et vice versa. Cantor et Packer (1996) étudient l'impact des annonces de notations, attribuées par les agences S&P et Moody's, ainsi qu'un ensemble d'indicateurs macroéconomiques et financiers sur l'écart de rendement de quarante-neuf pays (développés et en développement). Ils constatent que les notations souveraines expliquent à eux seuls plus de 91 % des variations du marché de spread, ce qui implique que le rating des agences a son influence indépendante et peut ajouter de nouvelles informations au-delà de celles contenues dans les conditions macro-économiques spécifiques aux pays et/ou de toute autre information accessible au public. Leurs conclusions indiquent que, contrairement aux dégradations de notes, les annonces de notations positives ont un impact statistiquement significatif sur l'écart de rendement. Cependant, ils soulignent que les annonces de notation ont un impact significatif immédiat sur le spread uniquement pour la classe spéculative, alors qu'il n'y a pas d'effet significatif lorsque la notation est dans la catégorie investissement. Contrairement à Cantor et Packer, Hand et al. (1992) constatent que les dégradations de notation sont plus susceptibles d'affecter le prix des obligations que les améliorations, de plus, leur résultat indique une petite différence entre la classe d'investissement et celle spéculative, ce qui implique que la notation de crédit affecte

le spread dans la même ampleur tout au long de l'échelle de rating, qu'elle soit dans la classe investissement ou spéculative.

2.3 Utilité de la notation en période de crise

2.3.1. L'impact de la notation en période de crise : le comportement procycliques des agences de notations

Plusieurs travaux empiriques ont examiné l'impact des annonces de notation sur les marchés financiers en période de crise. Certaines études argumentent que les agences de notation peuvent adopter un comportement procyclique pendant les périodes de crises ou de turbulences financières. Comme déjà expliqué dans le premier chapitre, le comportement procyclique implique que les agences retardent la publication des notations par rapport aux actualités du marché, les dégradant ainsi en période de turbulences et les améliorant lorsque les conditions financières du pays sont bonnes. Dans ce cas, le spread obligataire peut être déterminé par le marché lui-même avant d'avoir de nouvelles informations sur la notation. Le comportement procyclique des agences de notation a été accusé d'amplifier le risque de crises de défaut plutôt que d'en avertir, en ne donnant aucune nouvelle information ou en envoyant, de façon incorrecte, des signaux déjà présents sur les marchés financiers (Ferri et al., 1999 ; Li et al., 2008).

Li et al (2008) indiquent qu'il existe deux arguments concernant l'impact de rating en période de crises. Le premier indique que des notes élevées accordées par les agences de notation internationales avant la crise asiatique en 1997 ont joué un rôle important en induisant d'importants afflux de capitaux vers les marchés émergents d'Asie. Le second argument estime que les agences de rating suivent la performance du marché. Par conséquent, au lieu d'avertir les investisseurs en avance, elles tendent à retarder leurs notes de crédit, les améliorant dans un marché déjà en plein essor et ne les dégradant qu'après que les marchés sont entrés en récession. Bhatia (2002) indique que la raison pour laquelle les agences de notation ont raté la crise imminente de 1997 était leur concentration sur les fondamentaux macroéconomiques. De nombreux pays asiatiques avaient des fondamentaux macroéconomiques sains, mais peu d'accent a été mis sur les problèmes de liquidité internationale et la faiblesse du secteur privé dans les pays asiatiques. Or, ce sont ces variables qui ont finalement conduit à la crise (Bhatia, 2002). L'impact procyclique de la notation en temps de crise devrait être plus important dans les marchés émergents où les questions de transparence, de fiabilité, de crédibilité et d'information asymétrique prédominent. Reisen et Maltzan (1999) concluent qu'à la suite de la crise asiatique, il y a eu une augmentation significative du spread des pays asiatiques. Cependant, une partie de la hausse précède la dégradation des notations souveraines. Cela confirme le comportement procyclique des agences de notation qui ont tendance à retarder leurs notations et à les modifier après la survenance des crises. L'étude a conclu que les agences de notation ont la possibilité d'atténuer l'impact des crises financières modérant l'euphorie des investisseurs, si elles fournissent des informations nouvelles et correctes aux investisseurs et si leurs changements de notation précèdent plutôt qu'ils ne suivent les changements des spreads.

Contrairement à Reisen et Maltzan (1999), Li et al. (2008) ne valide pas l'hypothèse de procyclicité dans les cinq marchés asiatiques durement touchés par la crise de 1997 (Thaïlande, Indonésie, Malaisie, Philippines et Corée). Leurs résultats montrent que les rendements boursiers dans ces cinq pays sont affectés de manière significative par les changements de rating de leur propre pays. L'estimation effectuée sur la période globale (crise et non crise) indique que les rendements boursiers réagissent significativement aux annonces de rating (le jour et le

lendemain de l'annonce) mais pas avant l'annonce, ce qui implique un rejet de l'hypothèse de procyclicité sur les cinq marchés asiatiques.

En revanche, les analyses de Sy (2004) et Kräussl (2005) montrent que les agences de rating se comportent de manière procyclique rejetant ainsi la forme semi-forte d'EMH. Dans son analyse empirique, Kräussl (2005) utilise les notations souveraines quotidiennes émises par les deux agences de notation américaines Standard & Poor's et Moody's. Il construit un indice nommé « Speculative Market Pressure SMP» qui comprend les variations quotidiennes des taux de change, des taux d'intérêt et de l'indice boursier. Son étude conclut que les agences de notation se comportent de manière pro-cyclique, les mouvements de l'indice SMP avant les annonces de notation indiquent que les agences décident de dégrader/améliorer la note lorsque le SMP monte/descend (Kräussl, 2005). Sy (2004) confirme également que les changements de notation sont des indicateurs tardifs des crises. De même, Micu et al. (2006) montrent que tous les types d'annonces de notation ont un impact significatif sur les spreads des CDS. Malgré ces résultats, les annonces de notation s'avèrent être anticipées car la plupart des ajustements de prix ont eu lieu avant l'annonce d'une notation. Cela implique que le marché des CDS réagit constamment aux nouvelles des entreprises, tandis que les agences de notation réagissent avec un retard ou ne changent pas du tout leurs ratings.

González-Rozada et Yeyati (2008) constatent que les notations de crédit sont endogènes et ne peuvent pas anticiper les changements de spread. Le test de causalité de Granger réalisé par Larrain et al. (1997) montre l'existence d'une corrélation (à double sens) entre les annonces de notation et les spreads de marché. De plus, leurs résultats confirment que les spreads obligataires avec un ensemble de certains déterminants semblent mieux expliquer les évolutions des notations souveraines que l'inverse. Larain et al. (1997) soutiennent que la corrélation mutuelle entre les notations et les écarts de rendement souverain peut être affectée par la nature du risque souverain, le contenu informationnel des notations de risque souverain et l'organisation industrielle de l'industrie de rating.

2.3.2. Les effets de contagion

Caporale et al. (2005) définissent la contagion comme une augmentation significative du degré de co-mouvement entre les rendements boursiers dans différents pays. Dans notre étude l'effet de contagion désigne une situation dans laquelle une modification (dégradation ou amélioration) de la note souveraine d'un pays affecte les marchés des actions et d'obligations d'autres pays. Une compréhension correcte de l'interdépendance entre les marchés financiers ainsi qu'une identification des informations pertinentes qui sont à l'origine de cette contagion sont essentielles à la performance du portefeuille ainsi qu'aux décideurs politiques. D'une part, lors de la mise en place de politiques macroprudentielles ou celles de stabilisation, les décideurs doivent introduire les bonnes variables dans les modèles et identifier les canaux de transmission des chocs afin de réduire l'incertitude liée à la mise en œuvre de ces politiques. Les informations sur l'interdépendance entre marchés sont largement utilisées dans la recherche macroéconomique en tant que variables explicatives pour construire les modèles de gestion des risques. Le pire scénario de la non-identification des informations pertinentes relatives à la contagion pourrait aboutir à une crise de la profondeur, de l'ampleur et de la durée de la crise de subprime de 2008, où les gestionnaires, les décideurs et les régulateurs se sont trompés au sujet de facteurs et d'actions pertinents (Ibragimov et al., 2011). De plus, la récente crise de Covid 19 en 2020 a révélé la forte intercorrélation entre les institutions financières et les marchés en ce qui concerne le risque systémique.

Il existe une vaste littérature sur l'effet de contagion entre les économies développées et émergentes ainsi qu'entre les économies émergentes. Cependant, il a été prouvé que la transmission des chocs de rating est plus remarquable pendant les crises financière et/ou pour les pays voisins ou ceux qui se situent dans la même région (Balcilar et al., 2017). Arezki (2011) a mis en évidence que pendant les crises financières, les marchés boursiers réagissent plus rapidement aux changements de notation dans les pays étrangers qu'aux changements de notation dans leurs propres pays. Christopher et al. (2012) analysent les effets permanents et transitoires des notations de crédit souverain sur les corrélations (variables dans le temps) des marchés boursiers et obligataires avec les marchés régionaux respectifs pour dix-neuf pays émergents. Ils constatent que les effets des changements de notation sur les marchés boursiers et obligataires sont hétérogènes. Il existe une relation positive entre les corrélations des actions et les notations de crédit, ce qui signifie que les mises à niveau entraînent une augmentation des corrélations des actions et que les dégradations réduisent la corrélation. Cela implique qu'un déclassement est considéré comme spécifique à une nation et conduit les investisseurs à déplacer leurs fonds de la nation déclassée vers les pays voisins (effet de découplage). Les changements de notation positifs en revanche, entraînent des effets positifs des rendements sur les nations voisines et la nation qui a été mise à niveau (effet de recouplage). (Christopher et al., 2012).

Ismailescu et Kazemi (2010) examinent l'effet des annonces de notations souveraines sur les spreads de (credit default swap) CDS souverains et les éventuels effets de contagion. En utilisant des données quotidiennes de 2001 à 2009 pour 22 marchés émergents, ils constatent que les événements positifs ont un impact plus important sur les marchés des CDS au cours des deux jours entourant l'événement, ce qui les rend plus susceptibles de se propager à d'autres pays. En outre, ils soulignent qu'un événement de notation de crédit positif est plus pertinent pour les marchés émergents et que les marchés ont tendance à anticiper les événements négatifs. Les effets de contagion ont été également examinés dans les travaux de Gande et Parsely (2005), Arezki et al. (2011). L'une des conclusions récurrentes de ces études est que seules les annonces de notations négatives ont un impact significatif sur les rendements et les spreads de CDS. Afonso et al. (2014) trouve des résultats mixtes par rapport à l'effet de contagion. Ils analysent la réaction des volatilités des marchés des actions et des obligations dans l'UE aux annonces de notations souveraines (émises par les agences Standard & Poor's, Moody's et Fitch). A l'aide d'un panel de rendements quotidiens des marchés boursiers et des obligations souveraines, les volatilités paramétriques sont filtrées en s'appuyant sur la spécification EGARCH. Leur analyse comprend deux parties, l'impact du changement de notations souveraines d'un pays sur son marché des actions et des obligations et l'effet de contagion (c'est-à-dire l'impact d'un changement de notation d'un pays sur les marchés d'actions et d'obligations des autres pays) Les résultats de l'estimation (sur les marchés) montrent que les relèvements n'ont pas d'effets significatifs sur la volatilité, mais les déclassements augmentent la volatilité des marchés boursiers et obligataires. Dans leur première partie de l'estimation, les auteurs trouvent un effet asymétrique de rating sur les deux marchés d'actions et d'obligations avec une dégradation de la note souveraine d'un pays a un impact plus significatif sur son propre marché qu'une amélioration de la note. En revanche, quant à la deuxième partie de l'estimation (qui correspond à l'effet de contagion), Afonso et al. (2014) trouvent que les dégradations de note souveraine sont plus pertinentes dans les marchés des actions, alors que pour le marché d'obligations, les améliorations de la note souveraine d'un pays ont un impact plus important sur les marchés obligataires des autres pays que les dégradations de note (Afonso et al. 2014). Hooper et al. (2008) constatent que l'amélioration de note dans un pays réduit la volatilité dans les autres pays alors que le déclassement l'augmente, mais à des

degrés divers selon le pays. De même, Ferreira et Gama (2007) analysent 29 pays émergents sur la période 1989-2003 et trouvent des résultats similaires, ils signalent ainsi un effet de contagion asymétrique des annonces de notation sur d'autres pays. Kaminsky et Schmukler (2002) examinent si les changements de notation des actifs d'un pays entraînent des fluctuations contagieuses dans d'autres pays. Ils constatent que les changements de notation des obligations dans un marché émergent déclenchent des variations à la fois dans les écarts de rendement (les spreads) et dans les rendements boursiers pour les autres économies émergentes. Gande et Parsley (2005) étudient l'effet d'un changement de notation de crédit souverain d'un pays sur les spreads de crédit souverain d'autres pays et montrent que le changement de notation dans un pays a un effet significatif sur les spreads d'autres pays, ce qui implique des effets de contagion significatif. À l'aide de données quotidiennes sur les marchés et les notations souveraines de neuf pays de la région Asie-Pacifique sur la période 1997-2001, Treepongkaruna et Wu (2012) constatent que les marchés monétaires et boursiers réagissent de manière légèrement hétérogène aux annonces de notation, les marchés boursiers se sont révélés plus réactifs aux informations sur les notations que les marchés des changes.

Dans les études empiriques appliquées aux marchés d'Amérique Latine, des auteurs ont testé les interdépendances entre ces marchés et le marché international en période de crise à travers des facteurs globaux de transmission de chocs. Ben Nasr et al., 2018 ont examiné les liens entre les rendements boursiers, les facteurs de risque pays et les facteurs internationaux au pays BRICS. À l'aide du modèle NARDL, leur échantillon comprend l'indice S&P GSCI des prix spots des matières premières, les marchés BRICS sont considérés des gros consommateurs et producteurs des matières premières sur les marchés mondiaux. Leurs résultats révèlent que les pays des BRICS présentent un fort degré d'hétérogénéité concernant l'interaction entre les rendements de leurs marchés boursiers, les changements de notation et les modifications des variables du marché mondial. Les modifications de rating dans certains pays BRICS, en particulier le Brésil, la Chine et la Russie, ont des implications significatives sur les rendements des marchés boursiers locaux et sur la dynamique des prix des matières premières. Ils observent aussi, qu'à long terme, le marché de matières premières sert de catalyseur pour ces marchés boursiers émergents, contrairement aux marchés boursiers développés. De Oliveira et al. (2018) analysent les canaux de transmission de la volatilité de et vers le marché boursier brésilien. Ils testent l'hypothèse de l'existence des canaux de contagion pour différentes raisons. D'abord, le Brésil semble être un médiateur important des perturbations et de la volatilité des produits de base (métaux, énergie et agriculture) et des marchés d'Amérique latine. En outre, la volatilité du marché financier brésilien dépend fortement des perturbations internationales politiques, géopolitiques, économiques. Les auteurs constatent que le marché boursier brésilien est affecté par les politiques monétaires non conventionnelles, le « Quantitative Easing », appliquées aux États-Unis depuis 2008 ce qui pousse le taux d'intérêt US à la baisse et permet aux investisseurs de réorienter leurs investissements de portefeuille vers les marchés émergents en Amérique Latine. Ce résultat a été également obtenu dans les travaux de Barroso et al. (2016). L'étude montre aussi l'existence d'un canal important de propagation du risque où les investisseurs recherchent une exposition aux marchés des matières premières (Barroso et al., 2016). Ces résultats semblent démontrer que les entrées de capitaux au Brésil ont été bénéfiques sur les variables économiques au Brésil. Elles ont conduit à une appréciation du taux de change, un boom des marchés boursiers, et à une croissance du crédit (Baulant et Albouz, 2021).

Conclusion

Le deuxième chapitre de la thèse a fourni une analyse en profondeur des études ayant analysé le rôle des annonces de notation souveraine dans la prévisibilité des marchés d'actions et d'obligations des pays émergents. D'après les travaux de recherche, il existe deux grands canaux à travers desquels le rating affecte les états souverains et leurs marchés financiers. Un premier canal concerne l'investissement privé : une dégradation de notation crée une situation d'incertitude et entraîne une diminution des investissements et du PIB dans le pays concerné. Un deuxième canal est la politique du 'Cap souverain' exercée par les agences de notations : une banque ou entreprise privée ne peut pas être mieux notée que son état souverain.

Pour étudier le lien entre les annonces de notation souveraine et les marchés financiers dans les pays d'Amérique latine, nous nous sommes concentrés dans ce chapitre sur deux grands piliers. Nous avons examiné d'une part l'impact des annonces de notation sur les rendements et la volatilité des actions et des obligations et l'effet de contagion selon lequel les modifications des notes souveraines dans un pays pourraient se transmettre aux marchés financiers des autres pays. Alors que l'impact du rating sur les rendements des actions dépend de la raison du changement de rating, le lien entre le rating souverain et les rendements obligataires semble direct et avec un signe négatif. Le risque souverain se reflète dans la prime de risque obligataire exigée par les investisseurs : un risque élevé (une notation faible) est donc associé à une prime de risque plus élevée.

Nous avons analysée d'autre part la volatilité des marchés qui augmente avec la dégradation des notations tandis qu'elle diminue avec l'amélioration de la note souveraine d'un pays émergent. La volatilité est aussi asymétrique : les chocs négatifs ont un impact plus important sur la volatilité que des chocs positifs de la même ampleur. Le phénomène de la volatilité asymétrique (ou « effet de levier ») a été également étudié sur l'effet de la notation. Certaines études ont montré une réponse plus significative des marchés financiers aux annonces négatives (dégradations) du rating par rapport aux annonces positives (améliorations). Deux grandes explications ont été examinées dans la littérature. L'hypothèse de la « divulgation discrétionnaire » indique que les décideurs ont un pouvoir discrétionnaire sur la divulgation d'informations et tendent à annoncer les bonnes nouvelles tout de suite tout en retardant l'annonce des mauvaises nouvelles, ce qui crée un choc supplémentaire en cas des mauvaises nouvelles (non anticipées par les marchés). La seconde explication de l'effet de levier est à rechercher dans la théorie de « perspectives » ou « l'aversion au risque » mise en évidence par Kahnmann et Tversky (1979). Cette théorie suggère que les investisseurs ont une sensibilité plus importante aux pertes qu'aux gains équivalents.

En plus de l'effet asymétrique de rating, certaines études ont montré que l'impact d'un changement de notation pourrait se varier en fonction de la classe d'actif. Alors que certaines études empiriques mettent en évidence le rôle de la « classe d'investissement » dans la réduction du coût des emprunts extérieurs, d'autres études montrent au contraire que le mouvement de rating au sein de la classe spéculative est plus pertinent.

Pour l'impact des annonces de notation en période de crise, certaines études argumentent que les agences de notation peuvent adopter un comportement pro-cyclique pendant les périodes de crises ou de turbulences financières. ce comportement pro-cyclique a été accusé d'amplifier le risque de crises de défaut plutôt que d'en avertir, en ne donnant aucune nouvelle information ou en envoyant, de façon incorrecte, des signaux déjà présents sur les marchés financiers. Etant donné la forte interconnexion entre les marchés financiers depuis les années 90 jusqu'aux nos jours, les travaux ont montré que les chocs de rating dans un des marchés émergents

pouvaient se transmettre des marchés financiers aux autres marchés par un effet de contagion. Cet effet est important en temps de crises et peut affecter les pays voisins ou ceux qui se situent dans la même région.

Chapitre 3 : la notation et l'hypothèse d'efficience informationnelle des marchés financiers : retour sur le débat de l'efficience semi-forte

Introduction

Les différentes crises systémiques qui ont frappé le monde, depuis la crise financière mondiale de 2008 jusqu'à la crise actuelle du covid19 de 2020, ont ravivé le débat sur l'efficience informationnelle des marchés de capitaux dans les pays émergents concernant les informations accessibles au public (telles que les informations issues des annonces de notations souveraines) et leur capacité à prédire les turbulences ou les crises financières. Gande et Parsley (2014) révèlent un déclin significatif de la réputation des agences de notation de crédit à la suite de la crise financière mondiale, ce qui diminue leur rôle d'influence sur l'efficience des marchés financiers. Kiff et al. (2010) montrent pour leur part que les notations de crédit nuisent à l'efficience des marchés financiers parce que les émetteurs de titres peuvent les utiliser pour accroître l'asymétrie de l'information par le biais du « shopping de notation » des agences qui attribuent des notations élevées afin de réduire les coûts d'emprunt. Théoriquement, un rôle correct des notations de crédit devrait pourtant améliorer la transparence et l'efficience des marchés financiers en réduisant l'asymétrie d'information entre les emprunteurs et les prêteurs (Gande et Parsley, 2014). Pour Ekins et Calabria (2012), les agences de notation contribuent ainsi à l'efficience du marché en fournissant des évaluations précises, claires et fiables de la solvabilité des emprunteurs auprès des marchés internationaux. Ces interprétations divergentes sur le rôle des agences relancent aujourd'hui le débat sur l'efficience des marchés proposée par l'économiste américain Eugène Fama dès 1965.

L'hypothèse d'efficience des marchés financiers (EMH), est souvent connue sous le terme de « l'hypothèse de marche aléatoire ». Selon Fama (1965), un marché est efficient sur le plan informationnel lorsque les prix actuels des titres financiers reflètent toute l'information disponible. Cette définition implique que toute prévision basée sur des informations historiques ne serait plus utile pour réaliser des bénéfices excédentaires. Sur le plan empirique, un marché efficient stipule que les cours des titres s'ajusteront instantanément et significativement à l'information disponible (Fama, 1970). En fonction de la catégorie d'information, Fama a formalisé ce courant en distinguant entre trois formes d'efficience : a) la forme faible (où les prix s'ajustent/reflètent toutes les informations historiques sur les prix ou les rendements passés des actions), b) la forme semi-forte (où les prix s'ajustent/reflètent toutes les informations accessibles au public correctement et instantanément) et c) la forme forte (où les prix s'ajustent /reflètent toutes les informations disponibles, y compris les informations « privilégiées »).

Le développement de ce concept d'efficience a progressivement gagné en popularité (dans les domaines académique et professionnel) jusqu'à atteindre un pic dans les années quatre-vingt. Les vastes recherches sur l'efficience ont été motivées par de multiples raisons. Tout d'abord, en ce qui concerne les prévisions de rendement, la recherche dans le domaine de l'efficience des marchés boursiers revêt une grande importance pour les investisseurs privés et institutionnels. En effet, un rendement pondéré en fonction des risques devrait être plus élevé sur des marchés inefficients. En outre, Une compréhension approfondie de l'efficience du marché est également cruciale pour les dirigeants d'entreprise dont les décisions et les actions déterminent la valeur perçue des entreprises. L'efficience du marché est également importante pour les acteurs des marchés et les gestionnaires des fonds, car ils peuvent l'utiliser pour modéliser le développement futur du marché boursier.

Depuis les années 80, l'attention académique et professionnelle s'est déplacée vers la théorie de la finance comportementale, l'EMH a par conséquent été issue de plusieurs critiques par les académiques et les chercheurs, il s'agit principalement des anomalies causées par certaines caractéristiques des marchés financiers qui pourront mettre en cause la validité d'EMH, notamment dans les marchés émergents. En effet, les marchés émergents sont caractérisés normalement par une forte asymétrie d'information, des investisseurs mal informés ayant accès à des informations peu fiables, d'importantes fluctuations de prix, et une instabilité accrue. En plus, à la différence des pays développés, les rendements des actions dans les économies émergentes sont largement prévisibles, donnant aux investisseurs une chance d'exploiter la situation et d'augmenter leurs profits (Harvey, 1993, Ozdemir, 2008). Grossman et Stiglitz (1980), remettent en question la gratuité parfaite de l'information, qui constitue une condition essentielle pour la validité d'EMH, ils soulignent l'impossibilité de réaliser en raison de l'existence des agents informés (qui paient un prix pour l'information) et des agents non informés (qui obtiennent leur information gratuitement en observant les prix).

L'objectif de ce troisième chapitre théorique est de faire le point sur le statut de l'hypothèse d'efficience informationnelle des marchés (EMH) et de montrer son évolution dans la littérature économique.

Dans ce cadre, nous cherchons à analyser différents travaux empiriques qui ont testé cette hypothèse dans ses trois formes, afin d'en tirer les meilleurs modèles qui nous seront testés dans notre étude empirique dans le chapitre 5. Nous commençons tout d'abord avec une analyse théorique de l'efficience des marchés (EMH) avant de présenter son évolution au cours du temps. Dans ce cadre, nous rappellerons les définitions et les principes de l'efficience. Une seconde partie étudiera les différentes analyses empiriques utilisées dans les études académiques pour tester l'EMH dans les marchés émergents. Nous nous concentrons tout spécialement sur les formes faible et semi-forte de l'efficience. La dernière partie de ce chapitre abordera les différentes anomalies et paradoxes qui s'opposent à l'hypothèse d'efficience des marchés.

3.1. L'efficience informationnelle des marchés financiers (EMH) : la théorie de base introduite par E. Fama (1965)

3.1.1. Evolution de l'hypothèse d'efficience au cours du temps

L'idée d'efficience des marchés est apparue pour la première fois au XIXe siècle. Elle a atteint sa maturité académique dans les années 80, cependant, depuis lors, sa popularité et sa validité empirique ont décliné. Des pensées similaires à la théorie de la marche aléatoire ont été exprimées pour la première fois aux XVIIe et XVIIIe siècles. Néanmoins, les toutes premières idées de marche aléatoire sont venues d'autres domaines que la finance : le mathématiques, la botanique, le physique. (Sewell, 2011). À leur tour, les termes économiques de la théorie

de marché efficient ont été trouvés à la fin du XIXe siècle. Selon De Moor et al. (2013), le fondateur de la théorie de marché efficient était G. Gibson. En 1889, cet auteur publie un livre sur les bourses de Londres, Paris et New York, affirmant que les cours des actions reflètent les opinions des agents les plus intelligents du marché. Gibson considérait l'évaluation des actions comme un processus de vote dans lequel les participants votent sur la direction dans laquelle le cours de l'action va changer. Les participants les plus intelligents gagneraient éventuellement plus de votes pour leurs suppositions correctes, ce qui leur permettrait d'accumuler plus de fonds (De Moor et al., 2013). Un autre pionnier de la théorie de marché efficient était le mathématicien français L. Bachelier, qui a publié la "Théorie de la spéculation" en 1900 où il a démontré que le rendement attendu d'un investissement est toujours égal à zéro (Sewell, 2011).

Dans la première moitié du XXe siècle, un certain nombre de travaux ont tenté de démontrer le caractère aléatoire des cours boursiers. En 1905, K. Pearson est devenu le premier à utiliser le concept de « marche aléatoire », mais il l'a utilisé dans le contexte de la botanique et non de la finance. En 1925, F. MacCauley compare la bourse au jeu du tirage au sort. Un peu plus tard, en 1933, l'économiste américain A. Cowles, après avoir analysé les statistiques commerciales des investisseurs professionnels, concluait que les investisseurs professionnels étaient incapables de prédire les prix futurs et de réaliser des bénéfices excédentaires. Cowles est arrivé à la même conclusion en 1944, après avoir analysé les données du marché boursier américain (Cowles, 1944).

Cependant, les travaux publiés juste après la Grande Dépression des années 1930, ont été considérablement influencés par la méfiance qui régnait à l'égard des analystes financiers et des marchés financiers en général. A cette époque, la théorie économique se développe rapidement et est fortement influencée par les travaux de J. M. Keynes. Alors que Keynes avait principalement l'intention d'expliquer les évolutions de l'économie réelle, il a également fourni un aperçu du marché financier et des prix des actifs. En 1923, Keynes a démontré que le gain des investisseurs n'était pas associé à une meilleure capacité à prédire l'avenir, mais est une conséquence de risques plus élevés pris. D'autre part, en 1936, dans son livre "The General Theory of Employment, Interest and Money", Keynes affirmait que les transactions en bourse étaient motivées par des "instincts sauvages" plutôt que par des considérations rationnelles. Cette hypothèse, à son tour, peut mieux s'adapter à la finance comportementale qu'à la théorie du marché efficient.

Après la Seconde Guerre mondiale, le nombre d'études soutenant l'EMH a augmenté. En 1953, M. Kendall a analysé une série temporelle de 22 actions et a conclu que les rendements des actions suivaient une marche aléatoire. Ce résultat a surpris de nombreux économistes à l'époque (Dimson et Mussavian, 2000). Plus tard, H. Roberts (1959), A. Larson (1960) et S. Alexander (1961) ont confirmé l'EMH (Sewell, 2011). Cependant, des travaux ultérieurs rapportent des résultats mixtes. En 1964, S. Alexander concluait que l'indice S&P ne suivait pas la marche aléatoire et que les cours de cet indice étaient prévisibles. Ainsi, dans l'après-guerre, le nombre d'études sur l'EMH a augmenté, mais toutes n'ont pas confirmé l'hypothèse. De plus, au cours de cette période, l'EMH est restée dans le cadre de la théorie des anticipations rationnelles et du modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF).

L'EMH a atteint son apogée dans les années 80 (Shiller, 2003). C'est l'économiste américain Eugène. Fama qui y a le plus contribué et dont les travaux sont devenus des courants classiques dans le domaine de l'efficience des marchés. En 1965, Fama confirme le caractère aléatoire des cours boursiers et définit pour la première fois le concept de « marché efficient ». En outre, il a affirmé que les preuves sur l'EMH étaient si solides qu'elles ne pouvaient être négligées que par des études empiriques à grande échelle (Fama, 1965). En 1967, H. Roberts a

inventé pour la première fois le concept « hypothèse de marché efficient » et a divisé l'efficience du marché en formes fortes et faibles (Sewell, 2011). En 1970, cette division a été élargie par Fama qui a ajouté la forme semi-forte de l'efficience du marché. Fama a défini un marché efficient comme le marché où l'information est « entièrement reflétée », et a proposé de réaliser des tests d'efficience en ligne avec les tests d'évaluation des actifs (Fama, 1970). A cette époque, la notion d'efficience des marchés était populaire parmi les universitaires mais encore peu connue par des professionnels. Cette situation a changé en début de 1973 lorsque B. Malkiel a publié son livre « A Random Walk down Wall Street ». Selon Shiller (2003), après la parution du livre de Malkiel, les professionnels sont devenus beaucoup plus intéressés par l'EMH (Shiller, 2003).

3.1.2. Définition de l'efficience et de ses trois formes possibles

Comme démontré dans la section précédente, le développement de l'EMH commence avec les travaux de l'économiste Eugene Fama (1965). Selon cette hypothèse, un marché est efficient au niveau informationnel lorsque le prix observé sur ce marché reflète pleinement et instantanément toute l'information disponible de sorte qu'il n'y ait aucune opportunité de réaliser des profits anormaux et, donc, de battre le marché (Fama, 1970). Cette définition implique que les investisseurs utilisent l'information disponible de façon optimale et qu'ils sont rationnels dans leur anticipation des revenus futures des actifs financiers, ainsi, les prix actuels d'un actif doivent refléter correctement sa valeur fondamentale (Lardic et Mignon, 2006).

Fama (1970) établit trois conditions nécessaires à la validité de l'efficience du marché : a) le coût de transaction est nul, b) toutes les parties disposent de toutes les informations pertinentes sans frais, et c) le cours actuel de l'action doit intégrer toutes les informations disponibles. Selon ces conditions, les actionnaires ne peuvent pas obtenir de rendements supplémentaires et battre le marché sur la base des informations disponibles.

Fama a formalisé ce courant en définissant trois formes d'efficience informationnelle (forte, semi-forte et faible) et les combinant à un modèle des anticipations rationnelles pour les acteurs qui engendre un équilibre automatique. La forme faible d'EMH indique que les prix actuels des actifs financiers reflètent pleinement toutes les informations passées disponibles, de sorte que les données historiques sur le prix ne peuvent pas être utilisées pour prévoir les prix futurs. Cela signifie que toute nouvelle information, basée sur des prix historiques, est en vaine et ne permet pas à l'investisseur de réaliser des profits anormaux. La raison pour laquelle cette forme est nommée « faible » est liée principalement à la facilité d'accès aux informations relatives aux prix passés. Les informations sur les cours des actions étant classées comme les informations les moins coûteuses et les plus faciles à obtenir (Fama, 1991).

La forme semi-forte de l'EMH suppose que les prix reflètent pleinement toute information accessible au public, cela peut comprendre : les rapports annuels, les annonces des profits, les distributions d'actions gratuites, l'information fournie par la presse, etc... Un point important à noter ici est que l'information publique ne doit pas être nécessairement une information financière (Lindner et al., 2010).

Enfin une forme forte d'EMH stipule que les prix des titres reflètent toutes les informations accessibles au grand public ainsi que les informations privées. Ainsi, aucun investisseur ne peut surpasser les autres investisseurs en utilisant des informations internes ou privées. Cela signifie que même la direction, les analystes de la sécurité, les gestionnaires de fonds, etc. qui ont un accès complet aux informations privées privilégiées ne peuvent pas obtenir un rendement supérieur à un bénéfice anormal.

Les trois formes d'EMH sont souvent liées les unes aux autres, les travaux de Fama (1970 et 1991) et d'autres travaux tels que les études de Bodie et al. (2003) et Lindner et al. (2010), indiquent que si le marché boursier est efficient dans sa forme semi-forte, il doit l'être également dans la forme faible. De plus, si le marché boursier est efficient dans la forme forte, cela implique que le marché doit l'être également efficient sous les deux formes (faible et semi-forte). Ainsi, si l'EMH est rejetée sous sa forme faible, cela conduit à un rejet à la fois des formes semi-forte et forte de l'EMH. En effet, si dans la forme faible, les prix doivent intégrer des informations sur les prix passés, dans la forme semi-forte, les prix doivent intégrer non seulement des informations portant sur l'historique des prix et des variables fondamentales mais également des annonces et des informations publiques correspondants à la santé des entreprises (Lardic et Mignon, 2006). Sur la même logique, la forme forte implique que les prix du marché doivent incorporer à la fois des informations sur les cours passés, des informations accessibles au public ainsi que des informations privées.

En s'appuyant sur la définition de l'EMH et ses trois formes, nous pouvons distinguer cinq caractéristiques ou principes sur lesquels s'appuie l'hypothèse de marché efficient :

- La marche aléatoire détermine les variations des prix des actifs.
- Toutes les nouvelles informations sont immédiatement reflétées dans les prix des actions. De plus, ces informations ne peuvent pas être utilisées pour réaliser des bénéfices excédentaires.
- Peu de profits peuvent être possibles par une analyse technique.
- Surperformer le marché est presque impossible, même pour les gestionnaires de fonds.
- Les fondamentaux économiques déterminent et fixent les niveaux des cours boursiers.

3.2. Les études empiriques sur l'efficience informationnelle

3.2.1. Les tests de la forme faible d'EMH

Les études empiriques ayant analysé la forme faible de l'EMH s'appuient principalement sur l'hypothèse de « Marche aléatoire » (the Random Walk hypothesis) (Lardic et Mignon, 2006). En effet, lorsque les investisseurs sont confrontés à de nouvelles informations, certains d'entre eux pourraient sur-réagir alors que d'autres pourraient sous-réagir, ce qui signifie que leur réaction est un comportement aléatoire imprévisible et trace un schéma de distribution normal. Cela implique qu'en règle général, il n'est pas possible pour un investisseur d'obtenir un profit supérieur à la moyenne sur le marché boursier. Les tests utilisés dans la littérature pour tester l'hypothèse de 'Marche aléatoire' sont principalement le test d'autocorrélation, le test de 'suite ou Runs tests', le ratio de variance et les tests de racines unitaires 'Dickey-Fuller Augmentés (ADF)'. Fama (1965, 1970) souligne que l'hypothèse de la marche aléatoire s'appuie sur trois types de tests : un test d'indépendance (qui suppose que les cours des actions peuvent être identifiés par un processus de bruit blanc), un modèle autorégressif stable de premier ordre, un processus de racine unitaire ou une dimension de faible corrélation. De tels tests peuvent faire identifier si le marché est efficient dans la forme faible.

-L'un des tests les plus directs pour les séries temporelles est le test d'autocorrélation en série (Campbell et al., 1997). Si la série temporelle suit une marche aléatoire, les valeurs précédentes ne doivent pas montrer une corrélation significative avec les valeurs futures. En d'autres termes, les valeurs précédentes ne peuvent pas prédire les valeurs futures. Campbell et al. (1997) indiquent que l'hypothèse d'efficience faible suppose l'absence de corrélation (de première ordre). Ding et al. (1993) examinent l'aspect de mémoire longue qui caractérise les rendements d'actions. En analysant les rendements quotidiens de l'indice boursier S&P 500, ils utilisent des

modèles Arch basés sur des rendements au carré ainsi que sur des rendements absolus, ils ont constaté que la plupart des séries d'actions ont une autocorrélation positive de premier ordre. Même si cette corrélation était courte, cela signifie que les rendements ont une petite mémoire et que certains de ces rendements sont prévisibles. Par conséquent, l'étude rejette l'hypothèse d'une marche aléatoire et donc la forme faible de l'efficiency du marché, l'étude conclut que les autres formes d'efficiency sont également rejetées (Ding et al., 1993)¹¹.

-Le test de « Suite », (the Runs test) quant à lui, est un test non paramétrique du caractère aléatoire. Ce test détecte la dépendance statistique qui ne pourrait pas être détectée par l'analyse d'autocorrélation. Il est possible que les prix des titres changent de manière aléatoire la plupart du temps, mais suivent parfois des tendances que l'autocorrélation ne peut pas détecter, les tests 'Runs' sont alors utilisés pour déterminer s'il existe de tels suites de variations de prix. Mishra (2012), examine la forme faible d'efficiency du marché boursier Népalais. En utilisant un test d'autocorrélation, un test de suite, et un test de racine unitaire sur les données mensuelles de l'indice boursier du Népal, pour la période allant de (Juin/2003 -juin/2012), les résultats de l'étude révèlent que la série de rendements mensuels des sociétés cotées en bourse du Népal et les séries de rendements du marché ne suivent aucun schéma prévisible. Cela implique que toute spéculation basée sur des informations des prix passés des actions est en vaine. Par conséquent, l'hypothèse de 'marche aléatoire' des cours d'actions et l'EMH sous la forme faible ont été validées au Népal.

- Le test de racine unitaire Dickey-Fuller augmenté (ADF) permet de tester la stationnarité dans des séries temporelles. Selon Campbell et al., (1997), l'hypothèse nulle du test de racine unitaire suppose que les séries temporelles contiennent des racines unitaire (c'est-à-dire suivent une tendance), tandis que l'hypothèse alternative suppose que les séries temporelles soient stationnaires.

Chan et al. (1992) ont testé la forme faible d'EMH à Hong Kong, en Corée du Sud, à Singapour, à Taiwan, au Japon et aux États-Unis. Leurs résultats indiquent que les cours des actions sur ces grands marchés asiatiques et aux États-Unis sont efficients sous la forme faible. Urrutia (1995) a obtenu résultats mixtes pour les quatre marchés d'Amérique Latine (l'Argentine, le Brésil, le Chili et le Mexique). Les résultats du test de Runs valident l'hypothèse de Marche aléatoire tandis que les résultats du test du ratio de variance la rejettent. De même, Ojah et Karemera (1999) ont mené les mêmes tests sur les quatre mêmes marchés et les résultats ont confirmé les conclusions d'Urrutia (1995). Urrutia (1995) souligne les deux raisons derrière ce scénario. Le premier est que les investisseurs nationaux ne sont pas suffisamment compétents pour concevoir des stratégies de négociation susceptibles de leur permettre d'obtenir des rendements excédentaires, le second est que l'économie et les marchés des capitaux des pays en développement ont connu une croissance à un rythme inhabituellement rapide, et il est probable que les autocorrélations positives sont des indicateurs de croissance économique plutôt qu'une preuve contre l'hypothèse d'un marché effcient. Faisant le lien entre l'inefficiency de marché et l'économie, il a conclu que les quatre marchés boursiers émergents d'Amérique latine sont peu efficients. Grieb et Reyes (1999) examinent la propriété de marche aléatoire des marchés boursiers brésilien et mexicain de 1988 à 1995 en utilisant le test du ratio de variance. Ils constatent que les rendements du marché sont stationnaires au Mexique

¹¹ Cela implique que les actions elles-mêmes ne sont pas pleinement efficientes, mais elles restent un instrument essentiel de l'évolution de l'effet notations souveraines. Ainsi, les changements de notation, s'ils ne sont pas anticipés, peuvent avoir un impact majeur sur les marchés boursiers, même avec un marché ineffcient.

alors qu'ils ne les sont pas au Brésil. Ils signalent également que seul le Brésil a tendance à présenter une marche aléatoire.

Worthington et Helen (2004) analysent l'efficacité faible des marchés européens. Les rendements quotidiens de seize marchés développés et de quatre marchés émergents en Europe sont examinés, en utilisant une combinaison de coefficient de corrélation en série (serial correlation coefficient) ainsi que les tests suivants ; Dickey-Fuller augmenté (ADF), Phillips-Perron (PP) et Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS), le test des racines unitaires et les tests du ratio de variance multiple (MVR). Les résultats indiquaient que parmi les marchés émergents, seuls les rendements de Hongrie suivent une marche aléatoire, l'efficacité faible a été par conséquent validé pour ce marché.

Dans le cas des pays arabes, Abraham et al. (2002) testent l'hypothèse de marche aléatoire et l'efficacité faible des trois principaux marchés boursiers du Golfe (Bahreïn, Koweït et Arabie saoudite) en utilisant le ratio de variance et effectuent des tests sur la période 1992 à 1998, tandis qu'Abdmoula (2010) examine 11 marchés boursiers arabes pour la période 2009 à 2011 en utilisant le modèle GARCH-M (1,1) avec des paramètres variant dans le temps et dans l'espace d'état. Les deux études observent une inefficacité faible sur tous les marchés boursiers et une forte sensibilité aux chocs de marché passés tels que les crises contemporaines. Cela contraste avec des marchés plus stables et matures dans les pays développés.

Islam et Khaled (2005) adoptent des tests robustes d'hétéroscédasticité pour examiner l'efficacité des marchés boursiers asiatiques relativement petits (bourses de Dhaka et Mascate) entre 1990 et 2001. Leurs résultats rejettent l'efficacité faible et l'hypothèse de la marche aléatoire dans les petits marchés du Golfe. Ils concluent que les échanges peu fréquents sur les marchés du Golfe ont pu influencer significativement leurs résultats.

Lee et al. (2010) font ressortir que les rendements des titres financiers sont faiblement efficaces voir inefficaces. Ils utilisent des tests de stationnarité de données de panel qui intègrent de multiples ruptures structurelles pour déterminer si l'hypothèse d'un marché efficace se vérifie sur les marchés boursiers de 32 pays développés et de 26 pays en développement sur la période de 1999 à 2007. Ils constatent que les rendements boursiers suivent des processus stationnaires à la fois dans les pays développés et en développement. Étant donné que la non-stationnarité est une condition nécessaire à l'efficacité faible de marché, ils concluent que les rendements des titres sont incompatibles avec l'hypothèse de marché efficace, ce qui implique qu'il existe des opportunités d'arbitrage rentables entre les marchés boursiers.

3.2.2. Les tests de la forme semi-forte

Les résultats des études empiriques de la forme semi-forte divergent selon les auteurs, les pays, les périodes testées et les modalités du test (jours, mois, années). De façon plus globale, il existe une ambiguïté dans l'interprétation des résultats de l'efficacité semi-forte par les auteurs. Alors que certains théoriciens valident l'efficacité semi-forte par l'ajustement instantané et rapide des marchés aux nouvelles annonces publiques (en accord avec l'hypothèse de base introduite par Fama), des praticiens (tels que les auteurs du FMI, de la BRI) indiquent que l'efficacité semi-forte implique que les prix des marchés ne doivent pas s'ajuster aux annonces, le marché ayant déjà pris en compte ces informations publiques et les a intégrés dans les prix.

a) Les tests favorables à l'efficacité semi-forte de Fama (un ajustement instantané à l'information publique)

Les tests empiriques menés dans la forme semi-forte d'EMH visent à tester si les rendements des actifs financiers s'ajustent rapidement aux nouvelles informations publiques (Fama, 1970, Mignon, 2008).

Une des méthodes utilisées dans la littérature pour tester la forme semi-forte porte sur l'analyse d'événement ou l'étude événementielle (The event study) (Fama, 1991 ; MacKinlay, 1997). Cette méthode consiste à examiner le comportement des rendements anormaux autour de l'annonce de l'information. Lorsque les résultats empiriques indiquent des rendements anormaux positifs et significatifs après la date de l'événement, cela signifie que le marché n'a pas été suffisamment efficient pour absorber la bonne nouvelle qui a été publiée (Fama, 1970 ; Simões et al., 2012). En outre, les études empiriques portant sur des données journalières évaluent la rapidité d'ajustement des prix de marché aux nouvelles informations (Fama, 1970 ; Dimson et Mussavian, 1998 ; Lardic et Mignon, 2006, Simões et al., 2012). Lardic et Mignon (2006) indiquent que, le test d'efficience semi-forte implique que le délai de réaction du marché aux annonces publiques devrait tendre vers zéro, autrement dit, la vitesse d'ajustement des marchés à ces annonces devrait être infinie, car cela signifie que la réaction du marché à une nouvelle information est immédiate (Lardic et Mignon, 2006).

Mishra (2005), examine la réaction des cours des actions aux informations des distributions de bonus de 1998 à 2004. Son analyse porte sur 46 entreprises cotées aux bourses de NSE et ESB en Inde. En utilisant une étude d'événement et à l'aide d'une fenêtre d'événements de 180 jours, Il constate que les actions affichent des rendements anormaux huit ou neuf jours avant l'annonce d'émission des actions bonus. Ainsi l'étude confirme que le marché boursier indien est efficient dans la forme semi-forte. Pichardo et al. (2009), ont examiné l'effet de la faillite de Lehman Brothers sur l'ensemble du marché en utilisant le taux ajusté de risque pour les actions de 15 sociétés. Les tests statistiques ont montré que la faillite avait un impact négatif sur le taux de rendement ajusté au risque de l'action pour les 15 entreprises, ce qui confirme la forme semi-forte d'EMH. Même après l'événement, la faillite a continué d'affecter le marché.

Simões et al., (2012) analysent la relation entre l'annonce de fusions et d'acquisitions et les rendements des actions des entreprises dans trois pays d'Amérique Latine ; l'Argentine, le Brésil et le Chili. Leur analyse indique la présence des rendements anormaux, statistiquement significatifs, le jour de l'événement au Brésil et les 5 jours suivants en Argentine et au Chili confirmant ainsi le comportement de création de valeur. Simões et al, (2012) concluent alors que le marché brésilien est plus efficient sous la forme semi-forte que les deux autres marchés.

Batista et al. (2018) testent l'efficience semi-forte du marché boursier brésilien vis-à-vis les nouvelles politiques. Plus précisément, ils analysent si la destitution présidentielle, qui a eu lieu au Brésil en 2016 à trois dates différentes (18/04, 12/05 et 31/08) / 2016, avait conduit à la réaction attendue du marché boursier brésilien. En menant une étude événementielle, leur résultat montre que dans les trois événements majeurs qui ont provoqué la destitution présidentielle en 2016, aucun impact significatif n'a été observé autour les jours de ces trois événements. Par conséquent, l'hypothèse selon laquelle les rendements anormaux étaient nuls a été acceptée. Le marché brésilien a ainsi été considéré comme bien informé sur les événements politiques, et la forme semi-forte d'EMH a été validée (Batista et al., 2016).

Les informations issues des notations souveraines ont fait l'objet de débats dans la littérature récente. Les notations souveraines, étant basées sur des informations publiques et produites à l'aide de méthodologies publiques et transparentes, devraient en effet être significativement prévisibles (Metz et Tudela, 2015). Dans ce contexte, les tests empiriques de la semi-forte forme d'EMH examinent les ajustements des prix avant, pendant

et après le jour de l'annonce de notation (Norden et Weber, 2004). Si les notations de crédit transmettent de nouvelles informations au marché, les prix devraient réagir (le jour) de l'annonce de notation ou (le jour et après) cette annonce. En revanche, un marché non-efficient implique que les prix ne s'ajustent qu'avant et/ou après les annonces. Selon Norden et Weber (2004), il est possible que les notations de crédit ne reflètent que des informations déjà connues, ce qui impliquerait que les prix ne réagissent pas du tout à l'événement de notation. Dans ce cas, les prix des actifs réagissent en permanence aux actualités de l'entreprise, alors que les notations de crédit réagissent avec un retard (ou ne changent pas) pour des raisons pratiques, telles que des révisions peu fréquentes, un manque de staff ou des politiques de notation particulières (Löffler, 2005). Norden et Weber analysent l'efficacité des marchés financiers concernant la réaction aux annonces de notation faites par les trois agences de notation internationales au cours de la période 2000-2002. En appliquant la méthode de l'étude événementielle au spread des credit default swap (CDS) de 90 entreprises d'Europe, des États-Unis et d'Asie, et sur les indices Stoxx 50, S&P500 et Topix 100, ils constatent que les marchés financiers anticipent toutes les annonces de notation de crédit à partir d'environ deux à trois mois avant la date d'annonce. Ainsi, ils concluent que les marchés financiers sont faiblement efficaces. Ils observent en outre que les révisions de notation sont toujours associées à des réactions anormales significatives, ce qui implique des preuves contre l'efficacité semi-forte.

Micu et al. (2006) montrent que la non-ajustement de prix aux annonces de rating désigne l'absence de l'efficacité semi-forte. Micu et al. (2006) observent de nombreux cas où le rating n'a aucun impact sur le prix des actions et des obligations, l'ajustement des prix a lieu avant l'annonce d'une notation. Ils soulignent deux raisons pour ce résultat : 1) les spéculateurs professionnels peuvent avoir l'information avant le reste du marché et ils l'incorporent dans les prix avant l'annonce du changement de rating (Covitz et al., 2003). 2) en cas de crises, les agences tardent à dégrader leur note ce qui fait que les dégradations sont déjà intégrées par le marché et donc l'annonce du rating n'a plus aucun effet sur les prix des actions et des obligations, ceci revient à confirmer l'argument de Norden et Weber (2004) selon lequel les prix du marché répondent en permanence à l'actualité de l'entreprise, alors que les agences de notation réagissent avec un retard (ou ne changent pas de rating).

Pukthuanthong-Le et al. (2007) testent les formes faible et semi-forte de l'efficacité informationnelle sur la notation souveraine des marchés de la dette et des actions dans 34 pays émergents et développés sur la période de 1990 à 2000. Ils constatent que l'efficacité du marché dépend du coût de l'information pertinente, si le bénéfice marginal de collecte et de traitement des informations pertinentes (telles que les informations relatives aux notations de crédit) dépasse son coût marginal pour un investisseur, alors le marché sera efficace car les prix intégreront toutes les informations accessibles au public. On peut cependant supposer que, dans un marché efficace, l'ajustement des prix des titres aux annonces de notation souveraine se produit rapidement pour interdire les opportunités d'arbitrage (Pukthuanthong-Le et al., 2007). Hooper et al. (2008) étudient la vitesse d'ajustement des prix des titres aux annonces de notation pour 42 pays cotés sur les indices Datastream Global Market, le S&P ou l'IFC sur une période de neuf ans allant de 1995 à 2003. Leurs modèles de régression de panel révèlent que l'ajustement des prix aux annonces de notation n'était pas significatif le jour de l'annonce, ce qui indique que les marchés absorbent de nouvelles informations uniquement sous une forme faible, la forme semi-forte n'a donc pas été validée.

Ismailescu et Kazemi (2010), qui analysent les effets des notations de crédit sur les écarts des CDS¹². Ils ont constaté que les améliorations de rating contenaient généralement de nouvelles informations, puisque 87% des annonces positives ont entraîné une baisse de l'écart des CDS dès le premier jour de l'événement. Cependant, des annonces négatives ont été trouvées transmettre peu d'informations nouvelles.

Plus récemment, Robinson et Bangwayo-Skeete (2015) utilisent une étude d'événement sur six marchés émergents dans les Caraïbes du Commonwealth sur la période de 2001 à 2015 pour tester l'efficacité du marché dans la forme semi-forte. Conformément à Ojah et Karemera (1999), ils constatent d'abord que les marchés financiers dans la région sont généralement efficaces uniquement dans la forme faible. Robinson et Bangwayo-Skeete observent cependant une inefficacité semi-forte car les marchés ne réagissent généralement pas aux restructurations de dettes souveraines et aux révisions des notations de crédit car les investisseurs anticipent fondamentalement ces événements.

b) Les études qui remettent en cause l'hypothèse de l'efficacité semi-forte de Fama

Le développement de l'EMH, commencé avec le travail empirique de Fama (1965), nécessite ainsi un ajustement instantané et rapide aux annonces de notation comme condition préalable pour la validation de l'efficacité semi-forte. Cependant, Findlay et Williams (2000) indiquent que Fama s'est principalement concentré sur la manière dont l'information est utilisée sur le marché et comment cette information affecte les cours des actions. Ils ont qualifié son approche de traditionnelle. C'est la raison pour laquelle un nouveau courant de pensée a émergé, il s'agit de "l'économie de l'information" qui a été soutenue par des chercheurs comme Rubinstein (1975), Beaver (1981) et Latham (1986). Ce courant se concentre sur la façon dont les acteurs du marché renforcent l'EMH par rapport aux rendements boursiers. Latham (1986) démontre que le marché est efficace lorsqu'il n'y a pas d'ajustement dans les cours des actions en réponse aux informations publiques, car toutes les informations sont déjà révélées aux investisseurs. Cette idée a été testée empiriquement à partir des années 2000 par plusieurs chercheurs.

Brooks et al. (2004), indiquent que si les agences de notation basent leurs changements de notation sur des informations accessibles au public, la validation de marché efficace (EMH) implique que les cours des actions ne s'ajusteront pas en réponse à l'événement de changement de notation. Le marché ayant déjà pris en compte ces informations publiques (avant l'annonce des notes) et s'est ajusté en conséquence (Brooks et al, 2004). Les partisans de ce point de vue indiquent que la fréquence à laquelle les agences de notation examinent les émetteurs privés et souverains est trop faible, même pour générer des informations publiques pertinentes (Kräussl, 2005). Ainsi, lorsque les cours des actions réagissent aux changements de rating, cela implique, soit une preuve contre la forme semi-forte de l'EMH, soit une preuve de la présence de certaines informations privées accessibles uniquement aux agences de notation qui, par conséquent, sont entrées dans le domaine public (Brooks et al, 2004). On s'attend à ce que cet effet de rating soit plus marqué dans les marchés émergents où des problèmes comme les informations asymétriques, l'attitude de « Free rider » et la manque de transparence

¹² « Les Credit default swap (CDS) sont des contrats de protection financière entre acheteurs et vendeurs, qui furent développés à partir de 1994 au sein de la banque JP Morgan. L'acheteur de CDS verse au vendeur une prime de protection annuelle, cette prime sert à compenser ex post les pertes de l'actif de référence en cas d'événement de crédit précisé dans le contrat. Il s'agit donc, sur le plan financier, de l'équivalent d'un contrat d'assurance » (Praicheux, 2004).

sont omniprésents (Calvo et Mendoza, 2000 ; Kräussl, 2005). Brooks et al. (2004) appliquent également la méthode d'étude d'événement sur l'indice 'MSCI World' sur la période de 1973 à 2001 pour tester l'efficacité faible et semi-forte. Les résultats de son étude montrent que les marchés financiers sont efficaces dans la forme faible mais inefficace sur le plan informationnel. L'étude conclue donc que les annonces publiques telles que les notations de crédit agissent comme un égaliseur sur les marchés des capitaux en réduisant la capacité des investisseurs à se surpasser en portant de meilleurs jugements sur la solvabilité. Brooks et al. (2004) s'interrogent cependant sur les réactions incohérentes des marchés financiers, qui ne peuvent être uniquement attribuées à des événements informationnels, à des jugements supérieurs ou à des informations publiées dans les rapports de notation de crédit.

Subasi (2008) examine le comportement des rendements des indices boursiers asiatiques au moment des changements de notation des obligations souveraines par Moody's et Fitch entre 1995 et 2007. L'analyse rejette à fois l'hypothèse de marche aléatoire et l'efficacité semi-forte du marché, ce qui implique selon l'auteur que les agences de notation sont des spécialistes à générer, obtenir et traiter des informations sur le risque de défaut des émetteurs qui n'étaient pas auparavant disponibles sur les marchés financiers. Ainsi, Subasi conclut que les indices de marchés peu négociés peuvent ne pas représenter la véritable valeur de l'indice sous-jacent, ce qui crée un biais en faveur du rejet des tests d'efficacité semi-forte et de marche aléatoire.

En application empirique plus récente de cette hypothèse (Efficacité semi-forte validée par le non-ajustement des marchés aux annonces), Yildirim et Bayar (2014) ont testé la validité de l'efficacité semi-forte sur le marché turc. Ils ont examiné les effets des annonces de rating sur l'indice Borsa Istanbul 100 et ont constaté que la bourse d'Istanbul n'avait pas réagi de manière significative aux annonces de rating, les auteurs ont par conséquent validé la forme semi-forte de l'EMH sur ce marché (Yildirim et Bayar, 2014).

Pour Kräussl (2005), il existe deux points de vue différents sur la valeur informative de rating. La première est en cohérence avec l'idée de Brooks et al (2004) et suggère que les agences de notation n'ont accès qu'aux informations accessibles au public et qu'elles sont généralement à la traîne des marchés financiers dans le traitement de ces informations. Selon cette argumentation, les changements de rating ne doivent donc pas affecter les prix du marché, si les marchés financiers sont efficaces sous la forme semi-forte (Kräussl, 2005). Ce point de vue a été largement soutenu par Creighton et al. (2007) qui indiquent que si les marchés sont raisonnablement efficaces et les agences de notation ont peu accès aux informations privées et modifient leurs notations à une faible fréquence, alors il est très probable qu'une grande partie de l'ajustement des prix autour des changements de notation se produise avant l'annonce (Creighton et al., 2007).

Une deuxième interprétation suggérée par Kräussl et al. (2005) indique à l'inverse que les agences de notation sont spécialisées dans l'obtention et le traitement des informations et elles génèrent des nouvelles informations sur le risque de défaillance des émetteurs qui n'étaient pas auparavant sur les marchés financiers. Une annonce négative de rating peut donc inciter les investisseurs institutionnels à rééquilibrer leurs portefeuilles pour des raisons de gestion des risques, de liquidité et/ou pour d'autres raisons. Les modifications des notes peuvent également révéler de nouvelles informations sur un pays et, par conséquent, encourager les rebonds ou les replis des marchés financiers.

Pour résumer, la majorité des études empiriques ayant testé les formes faible et semi-forte d'EMH constatent que les marchés financiers anticipent les actions de notation de crédit avant leurs dates d'annonce et concluent que les marchés financiers sont efficaces uniquement sous la forme faible. En revanche, certaines études, au niveau

régional, constatent que les rendements des actifs sont des processus stationnaires à la fois dans les pays développés et en développement, ce qui implique que les rendements ne suivent pas une marche aléatoire. En ce qui concerne les marchés émergents, les études montrent qu'à quelques exceptions près, la plupart des marchés financiers émergents sont largement inefficients dans la forme semi-forte et que les annonces de notations de crédit sont, dans la majorité des cas, anticipés par les marchés (l'ajustement des prix se produit avant l'annonce). Le tableau 3.1 résume les résultats de certaines études ayant testé l'efficacité des marchés dans les pays d'Amérique latine :

Tableau 3.1 : les tests d'efficacité faible et semi-forte dans la littérature

Auteurs	Forme d'efficacité	Echantillon et période	Marché	Test/Méthode	Efficace ?
Urrutia (1995)	Faible	(Argentine, Brésil, Chili et Mexique), (1975 - 1991).	Actions	- Hypothèse de Marche aléatoire - Variance ratio test & Runs test	- le test de Runs valide l'efficacité faible - le test du ratio de variance la rejette.
Ojah et Karemera (1999)	Faible	Argentine, Brésil, Chili et Mexique, (1987 - 1997).	Actions	- Hypothèse de Marche aléatoire - multiple variance ratio & autoregressive fractional integrated moving average	Oui
Grieb et Reyes (1999)	Faible	Brésil et Mexique (1988 - 1995)	Actions	- Hypothèse de Marche aléatoire - Variance ratio test	- Brésil : Oui - Mexique : Non
Simões et al., (2012)	Semi-forte	Lien entre l'annonce de fusions et d'acquisitions et les rendements des actions des entreprises Brésil, Argentine, Chili (Octobre 1995- août 2008).	Actions	Event study	Brésil : oui (présence des rendements anormaux, le jour de l'événement) Argentine et Chili : Non, (rendements anormaux les 5 jours suivants de l'événement)
Batista et al. (2018)	Semi-forte	L'impact de la destitution	Actions	Event study	Oui

		présidentielle au Brésil sur la bourse brésilien (2016)		Autoregressive-moving-average (ARMA) models.	(Aucun impact significatif n'a été observé autour et les jours de l'évènement)
Norden et Weber (2004)	Semi-forte	La réaction des marchés aux annonces de notation de (S&P, Fitch et Moody's) (2000-2002)	Marché de CDS	Event study	Non (les marchés financiers anticipent toutes les annonces de notation à partir d'environ deux à trois mois avant la date d'annonce.
Hooper et al. (2008)	Faible – Semi-forte	L'ajustement des prix des titres aux annonces de notation pour 42 pays cotés sur les indices Datastream Global Market, le S&P ou l'IFC (1995 à 2003)	Actions	Régression Panel	- Forme faible : oui - Forme Semi-forte : Non (l'ajustement des prix aux notations n'est pas significatif le jour de l'annonce)
Robinson et Bangwayo-Skeete (2015)	Semi-forte	L'effcience de six marchés émergents dans les Caraïbes du Commonwealth (2001 à 2015)	Actions et Obligations	Event study	Faible : oui Semi-forte : Non (les marchés ne réagissent pas aux restructurations de dettes souveraines et aux révisions des notations de crédit).

3.3. L'effcience des marchés : analyse de certains paradoxes et anomalies qui apparaissent

3.3.1. Le paradoxe de Grossman-Stiglitz

La définition de l'EMH par Fama stipule que les prix du marché intègre toute l'information disponible. Grossman (1976) a affirmé que s'il existe un consensus général sur l'effcience de marché (c'est-à-dire si les prix révèlent

complètement toutes les informations existantes), les acteurs du marché commencent à agir passivement et cessent de collecter des informations, ce qui conduirait à l'inefficience (Alsayed, 2016). Ainsi, Grossman arrive à la conclusion suivante : plus les investisseurs croient en l'efficience de marché, moins le marché devient efficient. Une des conditions préalables pour la validation de l'EMH est la gratuité de l'information. Grossman et Stiglitz (1980) remettent en question la gratuité de l'information dans un marché efficient. En présentant un modèle où les prix ne s'ajustent pas complètement à l'information, leur analyse se base sur deux catégories des investisseurs : les agents informés, qui payent un certain coût pour obtenir des informations, et les agents non informés, qui s'appuient uniquement sur des informations gratuites telles que les informations portant sur les prix. Les auteurs soulignent : si le marché boursier est parfaitement informatif (puisque les cours des actions reflètent pleinement les informations sur les prix), les investisseurs informés n'auront plus de motivation à rechercher et à payer pour des informations supplémentaires (Grossman et Stiglitz, 1980). En outre, le marché efficient implique qu'il n'y a aucune possibilité pour les investisseurs de battre le marché et de réaliser des profits anormaux. Grossman et Stiglitz affirment qu'en réalité, il est tout à fait impossible de réaliser cette condition, car il n'y aura aucune raison pour que les investisseurs continuent à échanger sur ces marchés s'il n'y a pas de profits à réaliser, ce qui pourrait conduire à long terme, à une absence d'échange et par conséquent, à un effondrement des marchés financiers. En plus, on sait déjà que la négociation d'actions sur les marchés boursiers entraîne des coûts, il est donc important pour les investisseurs que les gains réalisés soient suffisants pour compenser ces coûts (Lo, 2004).

Ball et Bartov (1996) déclare que lorsque tous les acteurs du marché disposent d'une information gratuite, on peut dire que nous avons tous un « monde identique ». Or, en réalité, il est impossible de s'attendre à ce que tous les investisseurs soient informés de toutes les informations du marché. Ainsi, un modèle d'équilibre doit être considéré lors du test de l'efficience du marché. Lehmann (1990) affirme que la définition de Fama d'un marché efficient est redondante. Il se demande si les investisseurs ne disposent pas des mêmes informations, comment le marché intègre-t-il correctement toutes les informations appropriées dans l'évaluation des cours des actions ?

3.3.2. La volatilité excessive et le sur-ajustement du marché

L'économiste américain R. Shiller s'est opposé à l'EMH avec le concept de volatilité excessive. Il a conclu que la volatilité réelle des cours boursiers avait été supérieure à celle calculée sur la base des informations fondamentales (Shiller, 1982). De Bondt et Thaler (1985) ont reconfirmé l'hypothèse de volatilité excessive de Shiller. Selon eux, les gens ont tendance à réagir de manière excessive aux annonces des entreprises, dont le résultat se reflète dans les cours des actions. En outre, De Bondt et Thaler (1985) ont d'abord remarqué qu'en janvier, les rendements boursiers étaient généralement plus élevés que les autres mois, ce qui ne pouvait s'expliquer uniquement par des informations fondamentales. Shiller (2003) a comparé les courbes des dividendes cumulés actualisés des entreprises américaines et de l'indice S&P. Les résultats obtenus montrent que la courbe des dividendes actualisés est restée relativement plate au cours des deux dernières décennies, tandis que l'indice S&P a considérablement fluctué (Shiller, 2003). En revanche, Shiller a trouvé des résultats significativement différents en examinant des données non agrégées et a supposé que le marché pût être inefficient au niveau macro mais efficient au niveau micro. Schwert (2003) a tiré des conclusions similaires car il considérait que les données agrégées convenaient à des prévisions rentables. Un autre phénomène, étroitement lié à la volatilité excessive, est la réaction excessive aux nouvelles non anticipées des entreprises. En d'autres termes, le cours

d'action a tendance à baisser plus bas qu'il ne le devrait et à augmenter plus haut qu'il ne le devrait par rapport à sa valeur intrinsèque. Ce phénomène est plus remarquable lorsque de mauvaises nouvelles non anticipées sont annoncées (Eakins et Mishkin, 2012). De plus, des études ont également indiqué une sous-réaction aux nouvelles des entreprises. Battalio et Mendenhall (2005) ont constaté que les investisseurs avaient tendance à sous-estimer les annonces financières. Kaniel et al. (2012) ont démontré qu'en 2000-2003, les cours des actions à la bourse NYSE ont maintenu une direction positive trois mois après la publication des résultats financiers des entreprises.

3.3.3. Le phénomène de saisonnalité

La saisonnalité des cours des actions est également incompatible avec l'EMH. C'est notamment ce que l'on appelle « l'effet de janvier » qui a suscité de nombreuses études. Cet effet signifie que les indices boursiers peuvent afficher des rendements moyens plus élevés au cours du premier mois par rapport aux autres de l'année (Lardic et Mignon, 2006). L'effet de janvier pourrait avoir un impact important sur les décisions de l'investisseur. Si cet effet se produit, cela signifie que l'EMH ne tiendra pas, car les investisseurs pourront utiliser des informations disponibles pour réaliser des profits anormaux sur le marché (Fountas et Segredakis, 2002). Eakins et Mishkin (2012) constatent que l'effet de janvier se produit lorsque les investisseurs clôturent des opérations financières non rentables à la fin de l'année pour réduire la charge fiscale. Ensuite, au début de l'année suivante, l'inverse se produit et les investisseurs utilisent leur argent pour négocier des nouvelles opérations. Cependant, cette hypothèse n'explique pas pourquoi les investisseurs institutionnels, exonérés d'impôt sur le revenu, n'en profitent pas pour racheter des actions en fin d'année (Eakins et Mishkin, 2012).

Cependant, les chercheurs s'interrogent aujourd'hui si cette anomalie de janvier existe toujours sur les marchés ou non. Certains points de vue indiquent qu'elle a perdu son importance et qu'elle pourrait même avoir disparu. Mais, il y a d'autres points de vue qui disent que cet effet a peut-être disparu dans certains pays développés comme les États-Unis, mais il est toujours présent pour d'autres, comme les émergents. Malkiel (2003) affirme que cette anomalie de marché semble être rentable théoriquement mais difficile à exercer en pratique en raison des coûts de transaction. De plus, l'effet janvier est plus commun aux petites entreprises mais ne s'applique pas nécessairement au marché boursier en général (Malkiel, 2003).

3.3.4. Des spécifications de modèles ou de tests économétriques qui peuvent être trompeuses

Fama (1991) affirme qu'il n'est pas évident de savoir si les rendements semblent prévisibles en raison de l'inefficience du marché ou si cela était motivé par des hypothèses trompeuses dans les modèles d'évaluation des actifs (Fama, 1991). D'autres contradictions de l'EMH concernent les tests utilisés pour vérifier la validation de l'hypothèse. L'efficience faible par exemple se mesure normalement par la non-autocorrélation des rendements. Or, dans certains cas, il n'est pas très clair si le test d'autocorrélation est un test fiable qui nous permet de valider ou rejeter l'EMH. Brealey et al. (2011) ont analysé pour un ensemble de sociétés l'autocorrélation de premier ordre, le coefficient de corrélation des rendements sur deux jours consécutifs variait de -0,03 à 0,03. Cela implique que le rendement des actions aujourd'hui n'influencera pas le rendement des actions demain. On pourrait dire qu'une période d'un jour est trop courte pour repérer les dépendances potentielles. Allen et al. (2006) ont cependant montré que les résultats restaient néanmoins inchangés lors de l'analyse des rendements hebdomadaires.

3.3.5. Prise en compte du comportement potentiellement irrationnel des agents

Les critiques de l'EMH soulignent le fait qu'il y a tout lieu de douter que les agents soient toujours rationnels et que les cours des actions soient efficients en matière d'information à tout moment, car ils sont influencés par la perception psychologique (optimisme/pessimisme) des perspectives économiques des investisseurs. En réponse, le promoteur de l'hypothèse d'efficacité du marché a cependant soutenu que même si le cours de l'action n'est pas tout à fait efficient sur le plan informationnel, il en est cependant très proche. Le fait que le cours d'une action ait augmenté ou diminué dans le passé n'indique pas qu'il répéterait une performance similaire à l'avenir (Eakins et Mishkin, 2012).

En 1986, Black a été le premier auteur à définir les « noise traders ». Black a affirmé que les « noise traders » pouvaient avoir une influence considérable sur les prix du marché. Contrairement aux investisseurs informés qui sont supposés prendre des décisions rationnelles, les « noise traders » sont des investisseurs qui négocient en s'appuyant sur des signaux bruyants qui ne sont pas nécessairement justifiés par les fondamentaux (Black, 1986). Le comportement des noise traders pourrait avoir un impact sur la stabilité des marchés les rendant ainsi inefficients par rapport aux valeurs fondamentales.

3.3.6. La remise en cause de la forme forte d'EMH

Les analyses de l'EMH sur les économies émergentes se concentrent principalement sur la forme faible et dans certains cas sur la forme semi-forte (Phiri, 2015). La forme forte de l'efficacité du marché est très difficile à tester, et il n'y a pratiquement aucune preuve de son test sur les économies émergentes (Finnerty, 1976). La forme forte suppose que les prix de marché doivent incorporer toutes les informations publiques et privées. Néanmoins, il faudrait se demander si la forme forte d'efficacité existe ou non. Les résultats sont contradictoires et la recherche indique que les preuves concernant la forme forte sont incohérentes. Certains ont ressorti qu'il est tout à fait impossible pour un initié de ne pas bénéficier des informations privées qu'il détient. Mais, certains soutiennent qu'il n'y a aucune possibilité de garder des secrets. Depuis longtemps, la plupart des pays adoptent des lois et des réglementations pour prévenir les délits d'initiés, telles que la création de la « Securities and Exchange Commission aux États-Unis ». Cette commission oblige les propriétaires, les administrateurs et/ou les dirigeants à se rapporter à eux afin de limiter leurs activités nuisibles (Finnerty, 1976).

Conclusion

L'efficacité de transmission de l'effet de rating vers les marchés financiers dépend fortement de la théorie d'efficacité informationnelle des marchés dont le concept et les formes ont été développés par l'économiste Eugène Fama en 1965. Un marché efficient selon Fama est ainsi celui dont les prix des titres financiers intègrent toute l'information accessible au public (y compris les annonces des notations souveraines). L'objet de ce chapitre a été de définir puis de discuter les différents aspects liés à l'hypothèse du marché efficient. L'analyse s'est centrée sur la présentation de travaux empiriques testant l'hypothèse d'efficacité dans les pays émergents.

L'analyse de la définition de l'EMH nous a permis de distinguer deux grandes caractéristiques du marché efficient : Premièrement, les rendements boursiers doivent suivre une marche aléatoire dans un marché efficient.

Deuxièmement, les participants des marchés ne peuvent pas réaliser de profit excédentaire et ne peuvent donc pas « battre les marchés ». Depuis sa création, l'EMH avait reçu beaucoup d'attention et a même été considérée comme « une vérité absolue » dans les années quatre-vingt.

Cependant, depuis lors, de nombreuses études empiriques ont conclu à une inefficacité du marché, ce qui fait que l'EMH semble désormais considérée au mieux comme une vérité toute relative.

Plusieurs raisons expliquent ce rejet de l'efficacité. Tout d'abord, l'EMH ne parvient pas à expliquer la volatilité excessive des cours boursiers, la sur/sous réaction des investisseurs, la saisonnalité des rendements, les bulles d'actifs, l'irrationalité des agents. etc. Ensuite, les séries de rendements boursiers dans certains marchés émergents suivent souvent un processus stationnaire, ce qui s'oppose à l'hypothèse de la marche aléatoire qui constitue une condition importante de l'efficacité faible. Enfin, dans les travaux empiriques portant sur les formes faible et semi-forte d'EMH, les résultats concluent le plus souvent que les marchés financiers sont efficaces uniquement sous la forme faible.

Sur les tests de l'efficacité des marchés portant sur les pays émergents, les études montrent, à quelques exceptions près, que la plupart des marchés financiers émergents sont largement inefficaces dans la forme semi-forte et que les annonces de notations de crédit sont, dans la grande majorité des cas, anticipées par les marchés (l'ajustement des prix se produit avant l'annonce et la publication de notation).

De plus, il n'existe pas de consensus dans l'interprétation des résultats relatifs à l'efficacité semi-forte, tandis que la théorie de Fama et les travaux qui l'ont suivie indiquent que l'efficacité semi-forte implique l'ajustement rapide des prix à l'information publique. Les études contemporaines démontrent que cet ajustement significatif et instantané pourrait constituer une preuve contre l'efficacité semi-forte : les marchés ayant déjà pris en compte cette information publique issue de l'annonce de notation et l'ont intégré dans les prix.

La revue de littérature effectuée dans ce chapitre à ce sujet a montré que certains auteurs ont choisi d'analyser la forme semi-forte de l'efficacité sans pourtant faire apparaître de preuve convaincante sur une efficacité faible des marchés. Ces études peuvent conduire à des biais pouvant être trompeurs dans l'analyse de cette question de l'efficacité. Certaines études ont ainsi montré que les trois formes d'EMH sont souvent liées les unes aux autres (Fama, 1970- 1995 ; Bodie et al., 2003 ; Lardic et Mignon, 2006 ; Lindner et al., 2010). Dès lors, si l'EMH est rejetée sous sa forme faible, cela devrait conduire à rejeter aussi les formes semi-forte et forte de l'EMH.

Chapitre 4 : les déterminants du spread souverain en Amérique latine : étude empirique sur 14 pays dans la région ALC.

Introduction

Ce chapitre vise à tester la littérature existante sur les déterminants du spread souverain des marchés latino-américains. Dans un premier temps, nous étudions l'impact des annonces de notations souveraines fournies par les trois agences de notation (Fitch, Moody's et Standard & Poor's) sur le spread souverain en Amérique latine. Les notations souveraines étant principalement construites sur la base de certains fondamentaux spécifiques aux pays, la question qui se pose est de savoir si les notations souveraines peuvent fournir de nouvelles informations au-delà de celles fournies par ces fondamentaux. Cantor et Packer (1996) concluent que la notation de crédit a un effet indépendant et peut donc fournir au marché des informations supplémentaires au-delà de celles incluses dans les variables macroéconomiques. Nous allons essayer de vérifier cette hypothèse en testant l'impact des notations souveraines (fournies par les trois agences principales) sur le spread souverain avant et après l'inclusion de ces facteurs fondamentaux spécifiques aux marchés latino-américains. Ensuite, notre étude empirique distinguera les effets entre les deux classes de notation : la classe d'actifs « investissement », faisant référence aux notes de AAA+ à BBB- et la classe « spéculative » pour les notes de BB+ et inférieures. La plupart des travaux empiriques indiquent qu'un mouvement d'un cran de la notation souveraine a le même impact tout au long de l'échelle de rating. L'originalité de notre étude va être de mesurer l'impact de changement de notation entre les deux grandes classes, de la classe « spéculative » à la classe « d'investissement » et vice-versa. Elle mesurera également l'impact de ce mouvement au sein de chacune de ces deux classes. Nous pensons qu'une telle différenciation pourrait aider considérablement les investisseurs à diversifier leurs choix d'investissement au sein de la région latino-américaine. Dans un deuxième temps, notre étude va examiner le rôle des autres déterminants du spread des marchés obligataires, tels que les facteurs externes (reflétés par la politique monétaire américaine ou la liquidité internationale) et les facteurs spécifiques au pays (tels que les facteurs macro-économiques, financiers et politiques). De façon plus précise, nous allons examiner si le spread des marchés latino-américains réagit différemment aux facteurs mondiaux et aux fondamentaux selon la classe de note attribuée au pays. En effet, Jaramillo et Tejada (2011) soutiennent dans leurs travaux que le fait d'inclure uniquement la note dans l'analyse peut soulever des doutes quant à la capacité de la note à saisir de manière adéquate les informations pertinentes sur le pays sans exercer une influence biaisée de sa part. Enfin, notre travail étudiera l'impact des changements de notation sur le spread pendant et après les crises. Sur ce point, nous étudierons les principales crises latino-américaines, telles que la crise brésilienne de 1999 (avec son « effet Samba »), la crise argentine de 2001- 2002 (« l'effet Tango »). Nous incluons aussi d'autres crises mondiales comme la crise des subprimes de 2008 et la crise du covid19 de 2020. Dans notre étude, nous donnons un rôle central aux variables de crise car elles permettent d'observer si les agences de notation ont ou non tendance à se comporter de manière procyclique en temps de crise, c'est-à-dire tendent à retarder leurs notations et à les modifier qu'après l'apparition des crises comme le soulignent plusieurs travaux empiriques (Kräussl, 2005 ; Li et al., 2008 ; Sy, 2002 ; Micu et al., 2006). Dans ce contexte, certaines études indiquent ainsi que pendant les crises, c'est le spread qui détermine

le rating plutôt que l'inverse. Nous espérons pouvoir vérifier cet argument en en testant la corrélation inverse entre le rating et le spread.

Nous allons utiliser les données mensuelles des annonces de notation de la dette souveraine fournies par les trois agences de notation (Fitch, Moody's et Standard & Poor's) et un ensemble de variables financières globales et des facteurs spécifiques à chaque pays. Nous utiliserons un modèle de régression à effet fixe pour un panel de quatorze pays d'Amérique latine et pays émergents de la Caraïbe au cours de la période décembre 1997-juillet 2020.

Le chapitre est structuré comme le suivant : la première section présente la méthodologie et le modèle empirique, nous décrivons dans une deuxième section les données de l'échantillon retenue et les limites de l'étude, dans la troisième section nous menons une analyse statistique pour l'évolution de spread et de rating souverain en Amérique Latine tandis que dans la dernière section nous interprétons les résultats de nos estimations économétriques.

4.1. Méthodologie et spécification du modèle économétrique

Nous utilisons une régression à effets fixes pour les données de panel ¹³, ce modèle tient compte des problèmes d'hétéroscédasticité et d'endogénéité entre les variables explicatives, la régression à effets fixes est également une spécification appropriée si nous voulons contrôler les effets fixes temporels et/ou spécifiques au pays (Baltagi, 2008). Ce modèle est utilisé par diverses études qui ont analysé les déterminants de la prime de risque dans les marchés émergents, comme les travaux de (Jaramillo, 2011 ; Gaillard, 2012 ; Csonto et Ivaschenko, 2013 ; Martinez et al., 2013 ; Mpalalika et Malikane, 2019).

Pour dériver notre équation de régression, nous utilisons un modèle couramment utilisé, qui a d'abord été développé par Edwards (1984, 1986) puis appliqué dans les travaux d'Akitoby et Stratmann (2008) pour les spreads des obligations souveraines du marché secondaire :

Ce modèle suppose que le taux d'intérêt sur une obligation sans risque est fonction de la probabilité de défaut d'un pays et de la perte accumulée en cas de défaut (Ferruci, 2003). Ainsi, la meilleure allocation des investissements de portefeuille peut être donnée par l'équation suivante (Akitoby et Stratmann, 2008) :

$$(1 + r') = p \cdot w + (1 - p)(1 + RL) \quad (4.1)$$

r' est le taux d'intérêt sans risque, p est la probabilité de défaut du pays emprunteur, w est le paiement effectué par l'emprunteur au prêteur en cas de défaut, et RL est le taux de prêt.

Sur la base de l'équation (4.1), on peut donc extraire le spread sur le taux d'intérêt global (sans risque) ($RL - r'$) à partir de l'équation suivante :

$$sp = \frac{p}{1-p} (1 + r' - w) \quad (4.2)$$

Enfin, la probabilité de défaut peut être donnée par l'équation suivante :

$$p = \frac{\exp(\sum_{k=1}^n \delta_k F_k)}{1 + \exp(\sum_{k=1}^n \delta_k F_k)} \quad (4.3)$$

F_k est le vecteur des déterminants de probabilité par défaut et δ_k est le paramètre associé.

¹³ Le test Hausman indique que le modèle à effet fixe est le meilleur, de plus le test 'parm' spécifique à l'effet temporel donne une P-value < 0,05 ce qui indique la nécessité de contrôler l'effet fixe temporel dans notre modèle.

En combinant les équations (4.2) et (4.3), on obtient l'équation de spread souverain suivante représentée en logarithme naturel :

$$\ln sp = \ln(1 + r') + \sum_{k=1}^n \delta_k F_k \quad (4.4)$$

Si l'on rajoute les deux dimensions des effets fixes (pays et temps), on obtient le modèle stochastique à effets fixes suivant qui sera estimé dans notre étude :

$$\ln sp_{it} = \ln(1 + r') + \gamma F_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (4.5)$$

sp_{it} est le spread souverain au temps t pour le pays i , φ_i est l'effet fixe pays (date) et ε_{it} est le terme d'erreur (terme d'erreur gaussien).

Enfin, et suite à cette spécification obtenue dans l'équation (4.5), la régression panel de notre étude se représente par l'équation :

$$\ln EMBI_{it} = \alpha + \beta Rating_{it} + \rho X_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (4.6)$$

X_{it} est le vecteur des variables de contrôle (fondamentales et globales) qui affectent le spread. La variable $Rating_{it}$ représente les variables indicatrices qui correspondent aux différentes notes souveraines (nous avons construit 17 variables indicatrices pour 17 notes allant de A+ à C). Nous avons également créé deux autres variables indicatrices qui indiquent les deux principales classes de notation (spéculative et investissement), ces deux variables sont utilisées pour mesurer l'effet d'interaction entre les facteurs globaux ou fondamentaux et chacune de ces classes de notation¹⁴.

4.2. Échantillon et description des données

Notre analyse empirique couvre 14 pays d'Amérique latine (Argentine, Mexique, Brésil, Chili, Colombie, Pérou, Équateur, Venezuela, Panama, République dominicaine, Uruguay, Costa Rica, El Salvador, Guatemala), les pays choisis sont à la fois similaires (fort endettement en devises étrangères, riches en matières premières, une histoire commune de fermeture au commerce international) et différents (différentes tailles, différents niveaux de vie, différentes politiques et différentes notations souveraines) ce qui nous permettra de mener une analyse claire et non biaisée, tout en distinguant entre les classes d'actifs financiers. Nous utilisons des données mensuelles sur une période allant de décembre 1997 à juillet 2020. Cette période couvre essentiellement les changements majeurs des fondamentaux économiques des marchés latino-américains, mais aussi les crises financières, politiques et économiques majeures.

4.2.1. Mesure du spread souverain

Comme proxy de la prime de risque, nous utilisons les données mensuelles de l'indice « EMBI+ » (Emerging Markets Spread Index), calculé par JP Morgan. Ces données sont extraites de la base de données Global Economic Monitor (GEM) disponible sur le site de la Banque mondiale. L'indice EMBI+ est orienté vers les obligations souveraines d'Amérique latine et les obligations Brady. Il comprend des obligations Brady libellées en dollar américain, des euro-obligations et des prêts négociés émis par des souverains. Les instruments doivent avoir une

¹⁴ Pour tester cette hypothèse, nous avons inclus dans notre estimation le terme d'interaction entre chaque variable et chacune des deux classes de notation.

taille d'émission minimale de 500 millions de dollars, une échéance d'au moins 2,5 ans lorsqu'ils sont inclus, et au moins un an jusqu'à la date d'échéance pour continuer à être inclus (Sy, 2002).

4.2.2. Les notations souveraines

Nous utilisons les notations souveraines à long terme fournies par les trois agences de notation (Fitch, Moody's et S&P). La majorité des analyses empiriques transforment la note en une échelle linéaire sous l'hypothèse qu'en moyenne, un mouvement d'un cran (une note) a le même impact sur les spreads quelle que soit la classe d'actifs (investissement ou spéculative). En revanche, dans notre analyse, pour mesurer l'impact de chaque note souveraine, nous avons créé une variable binaire pour chaque note souveraine comprise entre A+ et CC- (17 variables muettes), ce qui permet d'avoir des coefficients différents selon la classe d'actif attribuée au pays. Pour générer la note moyenne (qui est incluse dans notre panel) nous avons d'abord transformé les notations souveraines des trois agences en une échelle numérique commune allant de (AAA à C) avec des valeurs décroissantes de (21 à 0), où la valeur de 21 est attribuée à la meilleure note (AAA /Aaa), la transformation linéaire des notations est présentée dans le tableau 4.1.

Tableau 4.1 : L'échelle linéaire des notations souveraines de trois agences (S&P, Moody's et Fitch)

Echelle linéaire des notations souveraines			
S&P	Moody's	Fitch	Score linéaire
Classe d'Investment			
AAA	Aaa	AAA	21
AA+	Aa1	AA+	20
AA	Aa2	AA	19
AA-	Aa3	AA-	18
A+	A1	A+	17
A	A2	A	16
A-	A3	A-	15
BBB+	Baa1	BBB+	14
BBB	Baa2	BBB	13
BBB-	Baa3	BBB-	12
Classe Spéculative			
BB+	Ba1	BB+	11
BB	Ba2	BB	10
BB-	Ba3	BB-	9
B+	B1	B+	8
B	B2	B	7
B-	B3	B-	6
CCC+	Caa1	CCC+	5
CCC	Caa2	CCC	4
CCC-	Caa3	CCC-	3
CC	Ca	CC	2
C	C	C	1
SD/D	Default	DDD/DD/D	0

Nous avons ensuite calculé la note moyenne entre les trois agences de notation. Par exemple, si la notation d'un pays donné à la fin d'un mois donné était 12 (ou BBB- par l'agence S&P), 11 (BB+ par l'agence Fitch) et 13 (Baa2 par Moody's), on considère alors que la note moyenne est 12 (BBB-/Baa3).

4.2.3. Autres déterminants du spread souverain

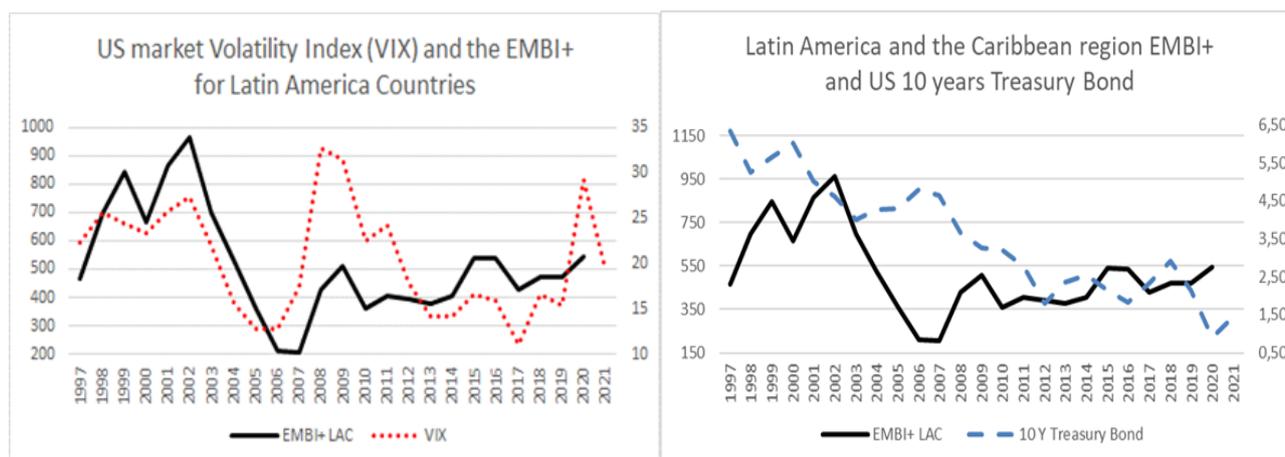
En plus des variables indicatrices de notation, nous avons contrôlé les principaux déterminants du spread souverain des marchés latino-américains, tels que les variables macroéconomiques, politiques et financières propres à chaque pays, nous avons également inclus les principaux facteurs du marché global qui ont été largement utilisés dans la littérature.

a) Les variables du marché mondial :

Nous utilisons deux indicateurs principaux :

- L'indice de volatilité du marché américain (VIX)¹⁵. La valeur de l'indice (VIX) enregistre la variation attendue de l'indice S&P 500 au cours des 30 jours suivants. Cet indicateur, souvent appelé « l'indice de peur », fournit une mesure quantifiable du risque de marché et du sentiment du marché. Nous attendons un impact positif de cette variable sur le spread de l'Amérique latine, car une valeur plus élevée indique un risque plus élevé. González-Rozada et Yeyati (2008) et Jaramillo et Tejada (2011) trouvent un signe positif de l'indice VIX, tandis que Siklos (2011) constate que la volatilité du marché américain, exprimée par l'indice VIX, tend à réduire le spread en Amérique latine et en Amérique du Sud au cours de la période (1997-2009), il soutient qu'un indice VIX en hausse reflète un risque élevé sur le marché américain. Par conséquent, une hausse du VIX devrait, toutes choses égales par ailleurs, rendre la dette des marchés émergents plus attrayante, réduisant ainsi leur écart des obligations. Notre analyse suggère que le spread en Amérique latine (représenté par l'indice EMBI+) est positivement affecté par l'indice VIX, comme le montre la figure 4.1.

Figure 4.1 : JP Morgan EMBI+ pour la région Amérique latine et Caraïbes et les facteurs financiers globaux

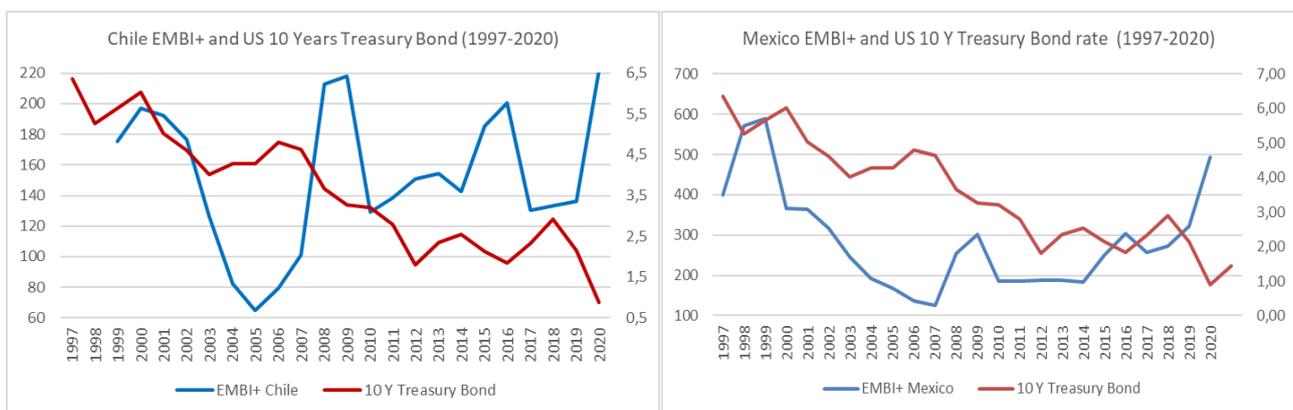


Source : auteur, la base de données Global Economic Monitor (GEM), FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis.

¹⁵ Chicago Board Options Exchange, CBOE Volatility Index: VIX [VIXCLS], extrait de FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis ; <https://fred.stlouisfed.org/series/VIXCLS>, 12 avril 2022. L'indice est calculé par le Chicago Board Options Exchange (CBOE) comme la moyenne annuelle des volatilités sur les options d'achat et les options de vente sur l'indice de Standard & Poor's 500 (S&P 500).

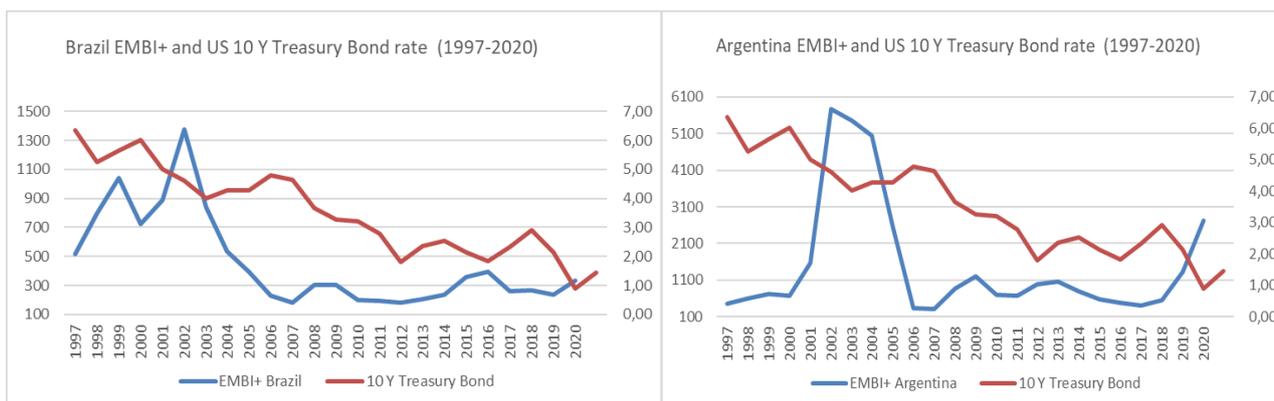
- La liquidité globale est représentée par le rendement des bons du Trésor américain à 10 ans (10 years US treasury bond yield): L'effet des taux du Trésor américain est jugé ambigu dans la littérature. Les analyses empiriques distinguent deux impacts opposés de cet indicateur sur le spread souverain des pays émergents, le premier est appelé l'« effet de substitution » ou l'« effet de portefeuille », selon cet effet, une hausse du taux d'intérêt américain à 10 ans devrait accroître l'attractivité des obligations américaines pour les investisseurs internationaux, le risque pays dans les marchés émergents devrait donc augmenter en raison du manque d'offre sur leurs fonds prêtables (Teixeira et al., 2008). González-Rozada et Yeyati (2008) trouvent un effet positif du Bon de trésor américain à 10 ans. Le deuxième impact du taux du Trésor américain est connu sous l'effet de « fuite vers la qualité », principalement remarquable en période de crise, où le taux d'intérêt américain devrait avoir un effet de retournement sur la prime de risque dans les pays émergents. En effet, en période de crises extrêmes, un comportement d'aversion au risque prévaut, une hausse du taux du Bon de Trésor américain pourrait alors conduire les investisseurs internationaux à préférer investir sur les marchés émergents plus sûr plutôt qu'investir dans les titres américains qui deviennent à leurs yeux des titres risqués (avec un taux d'intérêt élevé) (Grandes, 2003). Grandes (2003) et Ferruci (2003) constatent un impact statiquement négatif de taux d'intérêt américain sur le spread souverain brésilien. Notre étude confirme les conclusions de Grandes (2003) selon lesquelles « l'effet de portefeuille » domine dans des pays comme le Chili ou le Mexique, comme illustré par la figure 4.2, tandis que l'effet de « fuite vers la qualité » et « l'aversion au risque » domine dans les pays d'Amérique du Sud connaissant des crises sévères comme le Brésil et l'Argentine (figure 4.3).

Figure 4.2 : La corrélation positive entre EMBI+ et le rendement US 10 ans (effet portefeuille), Chili (2000, 2006, 2013, 2020), Mexique (1999, 2018-2020)



Source: auteur, la base 'Global economic monitor (GEM) database', FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis

Figure 4.3 : La corrélation négative entre EMBI+ et le rendement 10 ans US pendant les crises (effet fuite vers la qualité), Brésil (1999-2000, 2014-2015), Argentine (2001-2002, 2018-2020)



Source: author, la base de données 'Global economic monitor (GEM) database', FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis

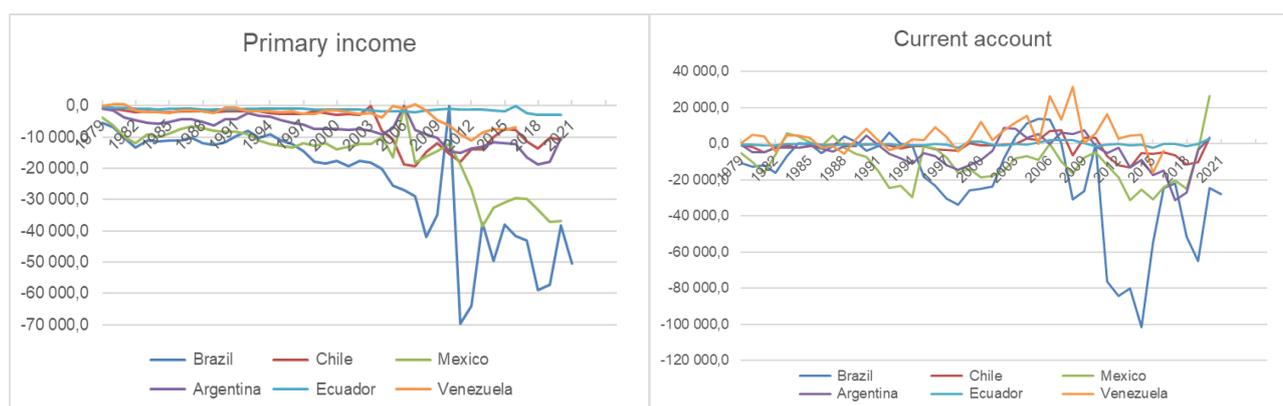
b) Les fondamentaux spécifiques à chaque pays

Nous contrôlons les principaux déterminants du risque pays en Amérique latine, tels que les variables macroéconomiques, politiques et financières propres à chaque pays. Historiquement, les trois agences de notation analysaient uniquement les risques politiques et financiers des pays émergents. Depuis la crise du peso en 1994, les agences évaluent les facteurs macro-économiques (croissance économique, emploi, inflation et déficit du compte courant) qui pourraient induire le risque financier futur. Les facteurs économiques sont devenus vitaux du fait de la libre circulation des capitaux de 1990. Pour Williamson (1985), le déficit du compte courant n'est plus un problème si les capitaux privés affluent dans le pays émergent. Malheureusement, ces entrées des capitaux induisent un important déficit du compte de revenu primaire et, par conséquent, un déficit du compte courant. Pour cette raison, le compte courant fait le lien entre les facteurs réels (épargne nationale nette ou investissement national net) et les facteurs financiers (sorties ou entrées d'actifs financiers privés et de prêts extérieurs).

Les facteurs financiers comprennent :

- Le solde du compte courant en pourcentage du PIB, qui devrait avoir un effet négatif sur le spread, comme le montrent les résultats de Martinez et al. (2013), Ferruci (2003), Mpalalika et Malikane (2019) et Siklos (2011). En effet, la diminution de l'excédent du compte courant réduit la liquidité du pays, augmentant ainsi le risque de défaut (Pinheiro, 2004). Dans la plupart des pays d'Amérique latine, le compte courant négatif est largement déterminé par le déficit du revenu primaire en raison du problème de l'endettement accumulé, le compte courant devient profondément négatif avec le déficit de la balance des revenus primaires (Figure 4.4).

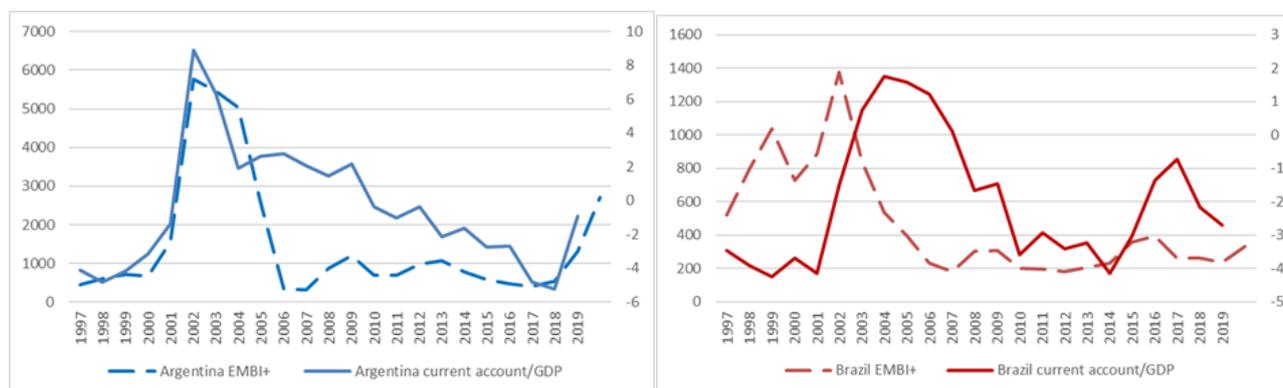
Figure 4.4 : Déficit du compte courant déterminé par le déficit du revenu primaire



Source : réalisation de l'auteur, d'après la base de données du FMI.

Cependant, il convient de noter que l'impact du solde du compte courant sur le risque pays pourrait être inconstant. D'une part, une augmentation de l'excédent courant induite par une hausse des exportations nationales pourrait conduire à une diminution du spread. D'autre part, un excédent courant pourrait refléter une forte récession dans le pays, conformément à l'approche « fiscale » ou l'approche d'« Épargne-Investissement » dans l'analyse de l'équilibre du compte courant. Cette approche suggère que le solde du compte courant est corrélé au compte national du pays par l'équilibre suivant : Solde du compte courant = (recettes publiques - Dépenses publiques) + (Épargne privée - Investissement privé), (Hung & Bronowski, 2002). Dans ce contexte, une amélioration du solde courant augmenterait le risque et l'écart des rendements obligataires (comme en Argentine en 2001-2002 et au Brésil en 2014-2015) (Figure 4.5).

Figure 4.5 : EMBI+ vs compte courant pour l'Argentine et le Brésil (1997-2020)



Source : réalisation de l'auteur, en se basant sur la base de données Global Economic Monitor (GEM) et FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis.

- Les réserves de change en mois d'importations, qui représentent un indicateur de liquidité à court terme : plus les réserves sont importantes, plus le pays serait en mesure de payer ses importations à court terme, donc le lien entre cet indicateur et le spread est censé être négatif.
- La dette publique en pourcentage du PIB, un stock de dette plus important se traduit généralement par une plus grande difficulté pour le secteur public à honorer le service de la dette, ce qui augmente le risque de défaut (Guardia, 2004). On peut donc s'attendre à une corrélation positive entre la dette publique et le risque pays.

- Les entrées nettes des investissements directs étrangers en pourcentage du PIB (IDE/PIB) : mesurent le niveau d'ouverture financière d'un marché. Depuis 1990, il est essentiel de considérer les indicateurs d'ouverture (financière ou commerciale) dans un contexte d'économie mondiale fortement intégrée. Depuis la crise du peso en 1994, ce ratio est difficile à analyser car, pendant les crises, la volatilité des IDE peut devenir presque la même que la volatilité du portefeuille. Habituellement, les entrées d'IDE sont plus stables que les entrées de portefeuille. Mais, avec la libre circulation des capitaux, les entrées d'IDE deviennent très volatiles (comme au Brésil). Concernant l'effet des IDE sur les pays d'Amérique latine, il y a peu de consensus parmi les chercheurs sur les conséquences de la forte ouverture sur le risque pays. Peiris (2010) montre qu'une participation étrangère croissante peut augmenter la liquidité du marché et réduire l'asymétrie des devises, ce qui contribue finalement à réduire le risque pays. De plus, les IDE induisent un transfert technologique qui peut moderniser les différentes industries du pays émergent, ce qui diminue le risque à long terme. À l'inverse, Siklos (2011) trouve une corrélation positive entre les entrées d'IDE et le spread dans 22 marchés émergents, son étude couvre l'Amérique latine et du Sud, l'Asie, l'Europe et l'Afrique, il indique que l'augmentation des entrées d'IDE pourrait augmenter le risque d'un surajustement du taux de change. Dans les pays d'Amérique latine, les entrées de capitaux peuvent être dangereuses car elles augmentent les taux de change nominaux et induisent de faibles rendements sur l'investissement. Même si une faible élasticité-prix peut empêcher une éventuelle détérioration de la balance commerciale en raison du surajustement du taux de change (Baulant, 2019 ; Albouz et Baulant, 2022), un simple changement de la politique monétaire aux États-Unis ou, un climat financier incertain, peut rapidement transformer d'importantes entrées de capitaux en sorties de capitaux conduisant ainsi à une crise spéculative (Dornbusch, 1976). Tebaldi et al. (2018) ne trouvent pas d'effet significatif des IDE sur le risque pays, ils soulignent que le niveau d'ouverture du marché, reflété par le ratio IDE/PIB, peut affecter positivement le rendement des obligations gouvernementales d'un pays émergent, mais ne se considère pas nécessairement un indicateur déterminant du risque pays par rapport aux autres acteurs de la scène internationale. Peut-être que le niveau d'investissement étranger n'est qu'une simple indication des rendements attractifs qui compensent le risque pris par les investisseurs (Tebaldi et al., 2018).

Les facteurs macroéconomiques réels comprennent :

- La croissance du PIB réel devrait avoir un effet négatif sur le spread du marché, une croissance économique plus élevée renforce la position budgétaire, ce qui facilite le remboursement du service de la dette du pays et donc réduit le risque pays et la prime de risque (Mpapalika et Malikane, 2019 ; Tebaldi et al., 2018 et Grandes, 2003).

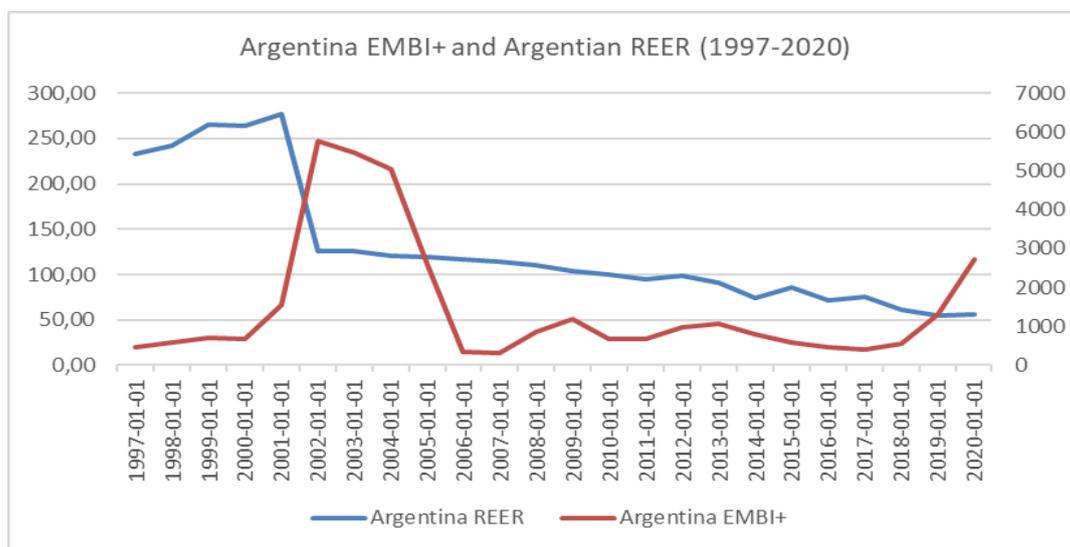
- Le taux d'inflation exprimé par l'indice des prix à la consommation (IPC) : le taux d'inflation reflète la productivité et la compétitivité du pays ainsi que son niveau d'investissement. Plus l'inflation est élevée, plus l'incertitude sur l'environnement économique est élevée et donc plus le risque sera élevé (Teixeira et al., 2008). Les économies latino-américaines souffrent de faibles niveaux de productivité et de compétitivité des prix ainsi que d'un faible niveau d'investissement local, ce qui entraîne des taux d'inflation plus élevés.

- Le taux de change effectif réel (TCER), un TCER fort peut avoir deux impacts différents sur le spread des marchés émergents, car il reflète soit un indicateur de détérioration de la compétitivité du pays, soit un signe d'une certaine amélioration des termes d'échange du pays, ce qui augmente sa liquidité et sa capacité à assurer le service de sa dette extérieure. Edwards (1989) trouve une corrélation négative entre le spread et le taux de change effectif réel. Il démontre à quel point le TCER est très spécifique pour les pays d'Amérique latine et d'Afrique car ces pays

exportent des matières premières. Dans ce cas, une hausse du TCER ne diminue pas le volume des exportations des pays d'Amérique latine (comme c'est le cas dans les pays avancés, dans les pays PECO et dans les pays asiatiques) mais elle implique une augmentation de la valeur des prix des exportations de matières premières (comme le pétrole, les produits agricoles...) et, par conséquent, des augmentations de l'excédent de la balance commerciale et du taux de change nominal.

Au contraire, lorsque le TCER diminue (figure 4.6 pour l'Argentine par exemple en 2001), le taux de change nominal diminue fortement (en 2001 avec la fin du currency Board sur le dollar en décembre 2001) induisant une baisse des réserves de change en dollars de la banque centrale de telle manière que le pays d'Amérique latine ne pouvait pas rembourser sa dette en dollars. Dans ce contexte, une baisse de taux de change nominal ne stimule pas la balance commerciale comme elle le fait dans tous les autres pays (c'est-à-dire ne conduit pas à une hausse des exportations et une baisse des importations par l'élasticité-prix des échanges en quantité).

Figure 4.6: EMBI+ vs TCER pour l'Argentine: l'indice TCER 2010=100, Not Seasonally Adjusted



Source : Auteur, Banque des règlements internationaux (BRI), Real Broad Effective Exchange Rate for Argentina [RBARBIS], extrait de FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis ; <https://fred.stlouisfed.org/series/RBARBIS>, 14 avril 2022.

En fin le risque politique est mesuré par le niveau de démocratie dans chaque pays :

- Nous utilisons l'indice de stabilité politique (le score Polity IV)¹⁶ : l'indice PolityIV ou (Polity2 en version 2015) mesure le niveau de démocratie du régime politique sur une échelle de -10 à -6 (autocraties), -5 à 5 (anocraties) et 6-10 (démocraties). Cette mesure a été utilisée par Tebaldi et al. (2018) et a permis de réduire considérablement la propagation des marchés émergents.

Pour chacune de ces variables globales et spécifiques aux pays d'Amérique latine, nous examinons l'effet d'interaction avec les deux classes d'actifs de notation (spéculative et d'investissement) sur l'indice EMBI+, en ajoutant le terme d'interaction à notre régression. L'objectif ici étant de mesurer si l'effet de ces variables peut changer en fonction de la classe d'actif attribuée au pays. Outre que l'effet de ces variables (globales et

¹⁶ Les données de l'indice PolityIV sont disponibles sur le site (the INSCR database). <https://www.systemicpeace.org/polityproject.html>

fondamentales), notre analyse cherche à examiner si les agences de notation adoptent un comportement procyclique pendant les crises, c'est-à-dire si ces agences retardent l'annonce de leurs notations les modifiant après la survenance des crises, comme le soutiennent les travaux de (Sy, 2002 ; Kräussl, 2005 ; Li et al., 2008). Pour tester cette hypothèse, nous avons créé une variable muette qui correspond aux changements de notation, elle prend la valeur 1 lorsqu'il y a un changement de notation par l'une des trois agences de notation, Moody's, Fitch et S&P, et 0 sinon. D'autres variables muettes, qui se réfèrent aux deux périodes (crise et après crise), ont ensuite été incluses dans la régression¹⁷, et pour chacune de ces variables indicatrices de crise, nous avons étudié l'effet d'interaction avec la variable binaire de rating¹⁸. Par exemple, la variable muette nommée LACrisis#Rating mesure l'impact des changements de notation pendant la crise latino-américaine. Si le coefficient associé était statistiquement significatif, on suppose que les notations souveraines affectent instantanément le marché des spreads pendant la crise et que les agences ne retardent pas l'annonce de leurs notes par rapport à la crise ou les nouvelles du marché. Si toutefois il n'y avait pas d'impact significatif de cette variable, alors que le coefficient associé à la variable fictive AfterLA#Rating était statistiquement significatif, on considère que les agences de notation de crédit ont tendance à retarder leurs annonces de notation après la crise, et qu'il existe donc des preuves d'une performance procyclique adoptée par les agences de notation.

4.2.4. Limites et disponibilité des données

La période de notre analyse empirique (décembre 1997-juillet 2020) a été principalement contrainte par la disponibilité des données de l'indice de JP Morgan EMBI+ qui reflète le spread souverain.

La sélection des variables indépendantes s'est basée d'une part sur la significativité des variables dans la littérature dédiée aux déterminants des spreads dans les pays émergents¹⁹, et d'autre part sur la disponibilité de données à fréquence mensuelle ou trimestrielle pour certaines variables macroéconomiques²⁰. Toutes les données n'étant pas disponibles pour l'ensemble de l'échantillon de 14 pays, nous avons effectué plusieurs régressions en ajoutant progressivement nos variables explicatives, cela nous permet d'observer l'évolution des coefficients à chaque modèle ou régression. Les données sur la croissance du PIB, le taux d'inflation, le compte courant en pourcentage du PIB, les réserves de change en mois d'importations et le taux de change effectif réel sont disponibles sur la base de données Refinitiv Eikon²¹, tandis que les données trimestrielles sur la dette publique et

¹⁷ Nous avons inclus les deux crises latino-américaines : la crise Samba du Brésil 1999 et la crise Tango de l'Argentine 2001, nous avons également inclus les principales crises mondiales telles que la crise des Subprimes de 2008 et la crise covid19 de 2020, pour la crise Covid19 notre échantillon, qui se termine en juillet-2020 ne permet pas de créer une variable muette pour la période qui a suivi cette crise.

¹⁸ Li et al., 2008 ont étudié l'impact de la notation en divisant leur échantillon en deux sous-périodes, la période tranquille et la période de crise. Au lieu de cela, nous avons décidé de créer des variables indicatrices de crises afin de distinguer l'impact des changements de notation pendant et après les crises : par ex. LACrisis fait référence aux périodes de la crise brésilienne de 1999 et de la crise argentine de 2001, AfterLA dummy fait référence à la période qui a suivi ces deux crises latino-américaines.

¹⁹ Le nombre de variables binaires du rating étant important (17 variables binaires de la notation souveraine), nous avons soigneusement sélectionné nos variables fondamentales spécifiques aux pays et les variables de marché global, tout en éliminant les variables qui n'étaient pas significatives dans la littérature, pour préserver les degrés de liberté.

²⁰ Certaines variables macroéconomiques et financières sont disponibles sur une fréquence trimestrielle, nous avons donc interpolé ces données linéairement pour qu'elles s'adaptent à la fréquence mensuelle. L'interpolation a été largement utilisée dans des études antérieures (Goldman Sachs (2000); Dell'Ariccia et al (2000) ; Ferruci (2003) ; Jaramillo et Tejada (2011)).

²¹ <https://www.refinitiv.com/en/products/eikon-trading-software>

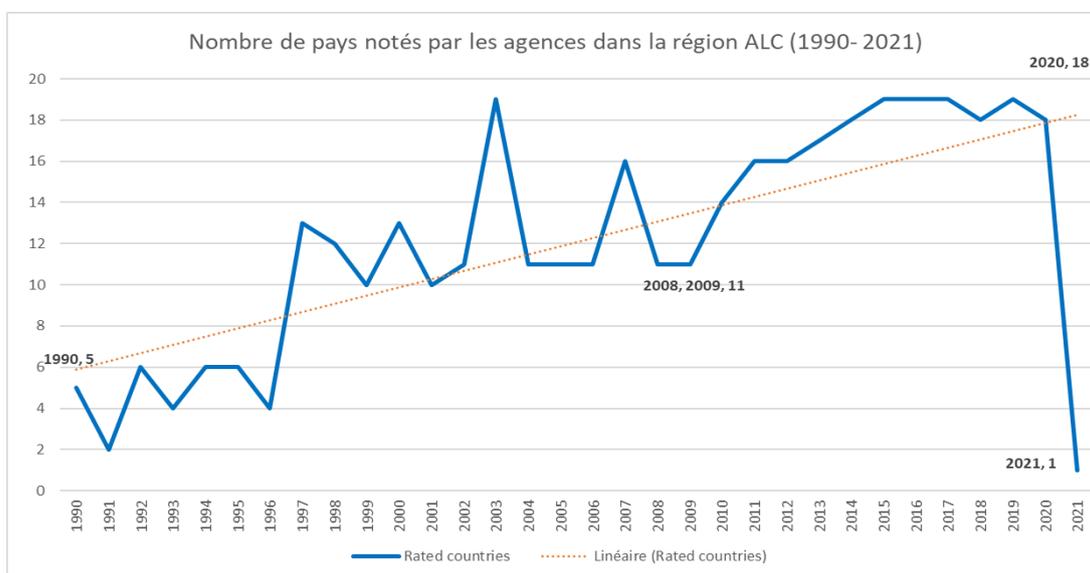
les investissements directs étrangers dans le PIB sont disponibles sur le site Internet de Ceicdata²². En fin les données relatives à l'indice de score politique « PolityIV » sont extraites de la base de données INSCR²³.

4.3. Analyse descriptive

4.3.1. L'évolution des ratings souverains en Amérique Latine

La figure 4.7 montre l'évolution de nombre des pays notés par les trois agences de notations (S&P, Fitch et Moody's). Les années 90 ont été marquées par une forte augmentation du nombre des pays d'Amérique latine notés par les trois agences de notation souveraine (S&P, Moody's et Fitch), un nombre croissant de gouvernements ayant commencé à exploiter les marchés obligataires mondiaux (figure 4.7). À la fin de la décennie, environ 13 pays (sur 19) d'Amérique latine et des Caraïbes étaient notés, contre seulement cinq pays en 1990, (à savoir, l'Argentine, le Brésil et le Mexique, notés par Moody's, et la République bolivarienne du Venezuela, notés par Moody's et Standard & Poor's). Le pic a été atteint en 2003 et puis de 2015-2017 et en 2019, avec 19 pays notés. En revanche, on constate que le nombre de pays a fortement baissé en 1999 (l'année de la crise brésilienne), en 2001 (pendant la crise d'Argentine), en 2004 (le troisième choc pétrolier à la suite de l'invasion de l'Irak) et en 2008 (l'année de la crise financière globale), le nombre de pays notés a diminué de 16 pays en 2007 à 11 en 2008 et 2009 pour qu'il augmente à nouveau à 16 pays en 2011. Cette tendance est probablement liée à la politique des agences de notation selon laquelle elles retardent le changement de leurs ratings pendant les crises pour éviter une éventuelle provocation de nouvelles crises. Cependant, cette tendance n'a pas été clairement constaté en 2020 (début de la crise Covid19). On constate que le nombre de pays noté par les agences a légèrement diminué de 19 pays en 2019 à 18 pays en 2020.

Figure 4.7 : Nombre de pays notés par les trois agences dans la région ALC (1990- 2021)



Source : Réalisation de l'auteur, en s'appuyant sur la base des informations de S&P Moody's et Fitch.

²² Voir le site : <https://www.ceicdata.com/en/indicators> , les données annuelles sur la dette publique et les IDE/PIB sont également disponibles sur le site de la Banque mondiale, pour notre analyse nous avons privilégié les données trimestrielles pour produire une analyse impartiale et plus précise.

²³ Voir le site : <https://www.systemicpeace.org/polityproject.html>

Dans le tableau 4.2, nous présentons l'historique de notations souveraines pour les 19 pays notés par les trois agences (S&P, Fitch et Moody) dans la période post-Deuxième Guerre mondiale, de leur première attribution jusqu'au premier trimestre de l'année 2021. La plupart des pays de la région ont reçu leur notation initiale dans les années 1990, quelques-uns ayant déjà été notés auparavant, tandis que la dernière notation est celle attribuée au Chili le 24 mars 2021. Le premier État souverain à avoir reçu une notation de crédit à long terme pour sa dette en devise étrangère a été le Panama. Le 30 juin 1958, Moody's attribue une la note A au Panama.

Tableau 4.2 : Notations souveraines des 19 pays d'AL notés par les trois agences en Amérique Latine : initiale et dernière notation (1980-2021)

Pays	Standard & Poor's				Moody's				Fitch			
	Premier rating		Dernier rating		Premier rating		Dernier rating		Premier rating		Dernier rating	
	Date	Note	Date	Note	Date	Note	Date	Note	Date	Note	Date	Note
Argentine	25/08/1993	BB-	07/09/2020	CCC+	18/11/1986	Ba3	28/09/2020	Ca	28/05/1997	BB	10/09/2020	CCC
Bolivie	06/07/1998	BB-	17/04/2020	B+	29/05/1998	B1	22/09/2020	B2	17/03/2004	B-	30/09/2020	B
Brésil	30/11/1994	B	11/01/2018	BB-	18/11/1986	Ba1	15/05/2020	Ba2	01/12/1994	B+	05/05/2020	BB-
Chili	17/08/1992	BBB	24/03/2021	A	17/02/1994	Baa2	25/08/2020	A1	10/11/1994	BBB+	15/10/2020	A-
Colombie	21/06/1993	BBB-	11/12/2017	BBB-	04/08/1993	Ba1	03/12/2020	Baa2	10/08/1994	BBB	01/04/2020	BBB-
Costa Rica	16/07/1997	BB	09/06/2020	B	08/05/1997	Ba1	02/06/2020	B2	11/05/1998	BB	12/05/2020	B
Cuba	NA				05/04/1999	Caa1	13/09/2019	Caa2	NA			
El Salvador	26/08/1996	BB	28/12/2018	B-	07/07/1997	Baa3	05/02/2021	B3	23/09/1996	BB	30/04/2020	B-
Équateur	31/07/2000	SD	01/09/2020	B-	24/07/1997	B1	03/04/2020	Caa3	08/11/2002	CCC+	03/09/2020	B-
Guatemala	18/10/2001	BB	18/10/2017	BB-	08/07/1997	Ba2	10/11/2020	Ba1	22/02/2006	BB+	03/04/2020	BB-
Honduras	08/10/2008	B+	18/07/2017	BB-	29/09/1998	B2	12/06/2019	B1	NA			
Mexique	29/07/1992	BB+	26/03/2020	BBB	18/12/1990	Ba2	17/04/2020	Baa1	30/08/1995	BB	15/04/2020	BBB-
Nicaragua	11/02/2016	B+	09/11/2018	B-	27/03/1998	B2	14/02/2020	B3	16/12/2015	B+	22/11/2019	B-
Paraguay	23/10/1995	BB-	11/06/2014	BB	13/07/1998	B2	26/06/2020	Ba1	23/01/2013	BB-	06/12/2019	BB+
Panama	22/01/1997	BB+	24/11/2020	BBB	30/06/1958	A	20/10/2020	Baa1	08/09/1998	BB+	03/02/2021	BBB-
Pérou	18/12/1997	BB	19/08/2013	BBB+	05/02/1996	B2	25/06/2019	A3	14/10/1999	BB	12/03/2020	BBB+
R. Dominicaine	13/02/1997	B+	20/05/2015	BB-	30/05/1997	B1	27/02/2019	Ba3	11/08/2003	B+	08/05/2020	BB-
Uruguay	14/02/1994	BB+	05/06/2015	BBB	15/10/1993	Ba1	06/08/2019	Baa2	18/01/1995	BB+	20/02/2020	BBB-
Venezuela	05/10/1977	AAA	13/11/2017	SD	29/12/1976	Aaa	09/03/2018	C	15/09/1997	BB-	27/06/2019	WD

Source : Réalisation de l'auteur, en s'appuyant sur les informations de Standard & Poor's Moody's et Fitch. NA (rating non disponible).

Le tableau 4.3 affiche l'évolution historique des notations souveraines en Amérique latine (en termes de meilleure et de plus mauvaise notation souveraine). Nous pouvons constater que certains pays ont enregistré un écart significatif entre leur meilleure et leur plus mauvaise notation au cours de la période analysée (tableau 4.3), notamment le Venezuela et l'Uruguay (dans le cas de Standard & Poor's et Fitch). Pour de nombreux pays de l'AL, leur plus mauvaise évaluation était une note de défaut SD, l'Argentine, la République dominicaine, l'Équateur, El Salvador, l'Uruguay le Paraguay, Cuba, Nicaragua et Venezuela) ont reçu au moins une note de défaut, ou une note inférieure à Caa3, pendant la période analysée.

Tableau 4.3 : Notations souveraines des 19 pays notés d'AL par les trois agences en Amérique Latine : la meilleure et la plus mauvaise notation

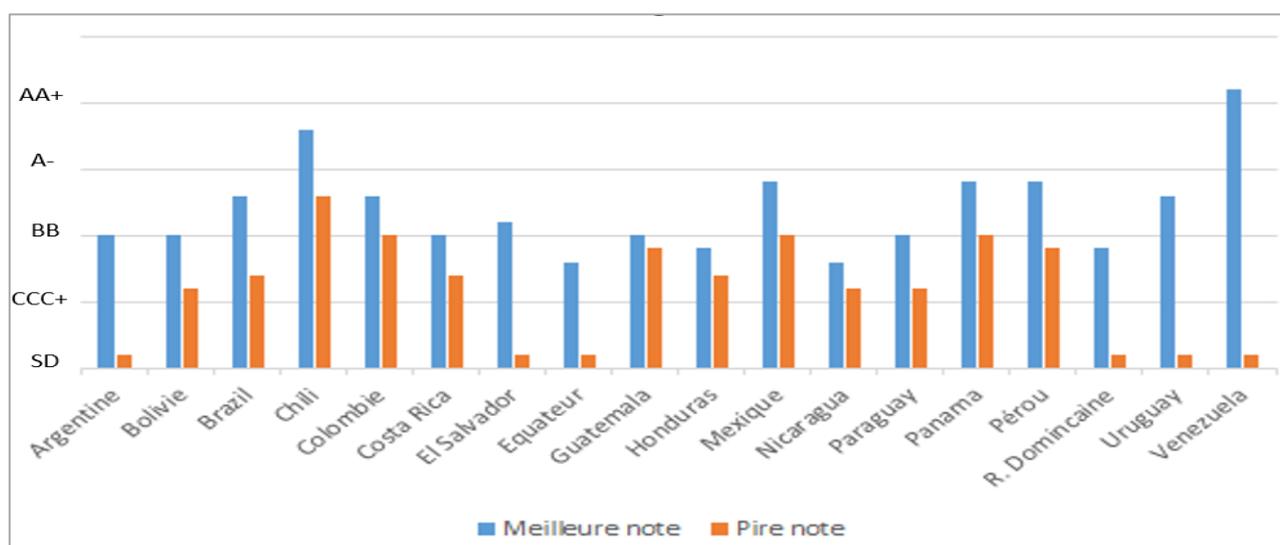
Pays	Standard & Poor's				Moody's				Fitch				
	Meilleure notation		Pire notation		Meilleure notation		Pire notation		Meilleure notation		Pire notation		
	Date(s)	Note	Date(s)	Note	Date(s)	Note	Date(s)	Note	Date(s)	Note	Date(s)	Note	
Argentine	02/04/1997		06/11/2001, 30/07/2014, 20/12/2019, 07/04/2020		18/11/1986, 02/10/1997		20/12/2001, 03/04/2020, 28/09/2020		28/05/1997, 03/12/1997, 21/09/2000, 03/07/2008		03/12/2001, 04/01/2002, 17/06/2004, 14/12/2005, 01/08/2006, 18/12/2008, 31/10/2014, 22/03/2016, 20/12/2019, 26/05/2020		SD
	15/05/2014	BB	20/10/2003	SD	08/06/2012, 15/10/2015, 10/06/2016, 01/08/2017, 05/12/2019	Ba3	16/04/2003	Ca	15/07/2015	BB	17/03/2004, 17/06/2005, 27/07/2007		SD
Bolivie		BB		B-		Ba3		B3		BB			B-
Brazil	17/11/2011		30/11/1994		20/06/2011, 02/10/2013, 09/09/2014		28/03/1989, 03/09/1998, 12/08/2002		25/10/2011, 20/09/2012, 06/11/2013, 13/08/2014, 09/04/2015	BBB		26/01/1999, 21/10/2002, 03/06/2003	B
Chili	26/12/2012		17/08/1992		16/06/2010, 29/10/2013, 11/07/2016, 24/08/2017		17/02/1994		07/09/2011, 30/01/2012, 25/10/2013, 21/10/2014, 13/11/2015, 13/12/2016	BBB		10/11/1994	
	24/04/2013	AA-	24/05/2000	BBB	28/07/2014, 26/05/2016, 22/02/2018, 23/05/2019, 03/12/2020	Aa3	11/08/1999	Baa2	10/08/1994, 20/03/1998, 10/12/2013, 20/11/2014, 15/12/2015, 22/07/2016, 26/10/2017, 14/11/2018, 20/11/2019	A+		25/08/2002, 03/05/2004, 05/06/2006	BBB+
Colombie	16/07/1997	BBB	09/06/2020	BB	09/09/2010, 23/09/2013	Baa2	02/06/2020	Ba2	04/03/2011, 14/02/2012, 24/04/2013, 02/04/2014, 22/01/2015, 22/07/2016	BBB		12/05/2020	BB
Costa Rica		BB		B		Baa3		B2		BB+			B
Cuba	NA				05/04/1999		15/11/2003, 10/12/2015, 08/11/2017, 13/09/2019		NA				
	29/04/1999		02/10/2017		07/07/1997, 08/02/2002, 18/12/2003		13/04/2017	Caa2	05/05/1998, 21/09/2000, 16/08/2001, 21/08/2002, 31/01/2005, 13/03/2008			28/07/2017	
El Salvador		BB+		SD		Baa3		Caa3		BB+			CCC-
Equateur	20/08/2014		31/07/2000, 15-Dec-2008, 13-Apr-2020		24/07/1997		16/12/2008		18/10/2013, 16/10/2014, 02/10/2015, 25/08/2016, 24/08/2017			16/12/2008, 20/04/2020	
	18/10/2001, 17/07/2006	B+	09/05/2003, 18/10/2017	SD	01/06/2010, 10/07/2013, 30/06/2016, 11/06/2018, 10/11/2020	B1	08/07/1997	Ca	22/02/2006, 04/08/2011, 31/07/2012, 11/07/2013	B		03/04/2020	SD
Guatemala		BB		BB-		Ba1		Ba2		BB+			BB-
Honduras	18/07/2017	BB-	11/09/2009, 07/08/2013	B	22/09/2017, 12/06/2019	B1	27/02/2014, 11/05/2015	B3	NA				
	08/10/2007, 19/12/2013		10/02/1995		05/02/2014, 31/03/2016, 27/04/2017, 11/04/2018, 05/06/2019		18/12/1990, 23/12/1994, 06/01/1995		19/09/2007, 10/11/2008, 27/12/2013, 16/10/2014, 31/07/2015, 09/12/2016, 03/08/2017, 31/10/2018			26/10/1995, 15/09/1997, 11/04/2000	
Mexique		BBB+		BB		A3		Ba2		BBB+			BB
Nicaragua	11/02/2016		09/11/2018		27/03/1998, 10/07/2015, 20/07/2017, 13/06/2018, 25/01/2019	B2	30/06/2003		16/12/2015, 24/08/2016, 23/08/2017			27/11/2018, 22/11/2019	
		B+		B-		B2		Caa1		B+			B-
Paraguay	11/06/2014		26/07/2004		20/03/2015, 21/06/2016, 21/06/2018, 26/06/2020	Ba1	28/04/2003		11/12/2018, 06/12/2019	BB+		23/01/2013, 07/08/2014	BB-
Panama	29/04/2019		20/11/2001		08/03/2019, 20/10/2020		22/01/1997		02/06/2011, 14/05/2013, 16/09/2014, 19/02/2015, 22/07/2016, 16/02/2017, 16/02/2018, 13/02/2019, 06/02/2020	BBB		08/09/1998, 21/09/2000, 24/10/2002, 03/12/2003, 29/01/2008	BB+
		BBB+		BB		Baa1		Ba1		BBB			BB+
Pérou	19/08/2013		01/11/2000		02/07/2014, 23/08/2017, 25/06/2019		05/02/1996		23/10/2013, 30/09/2014, 30/09/2015, 29/09/2016, 19/09/2017, 27/09/2018, 25/09/2019, 12/03/2020			18/04/2001, 21/08/2002, 22/10/2003, 04/06/2004	
		BBB+		BB-		A3		B2		BBB+			BB-
R. Dominicaine	05/09/2001, 20/05/2015		01/02/2005		29/08/2001		30/01/2004		18/11/2016, 16/11/2017, 20/09/2018, 26/06/2019, 08/05/2020			11/05/2005	
		BB-	16/05/2003	SD	29/05/2014, 21/05/2015, 22/06/2016, 13/07/2017, 06/08/2019	Ba2	31/07/2002, 09/05/2003	B3	23/01/1997, 21/09/2000, 23/07/2001, 12/09/2013, 24/06/2014, 27/08/2015, 05/10/2016, 21/09/2017, 05/10/2018, 27/06/2019, 20/02/2020	BB-		16/05/2003	SD
Uruguay		BBB		SD		Baa2		Caa3		BBB-			SD
Venezuela	05/10/1977		18/01/2005, 13/11/2017		29/12/1976		13/01/2015, 04/03/2016		15/05/1997, 21/09/2000, 18/12/2001, 14/11/2005, 18/10/2007			27/06/2019, 15/10/2018, 14/11/2017	
		AAA		SD		Aaa		Caa3		BB-			SD

Source : Réalisation de l'auteur, en s'appuyant sur la base des informations de Standard & Poor's Moody's et Fitch. NA (rating non disponible).

Tableau 4.4 : Premier et dernier rating par l'agence S&P (sur une échelle numérique)

	Premier et dernier rating par l'agence S&P			
	Premier rating	Dernier rating	Différence	
Argentine	9	5	-4	↓
Bolivie	9	8	-1	↓
Brésil	7	9	+2	↑
Chili	13	16	+3	↑
Colombie	12	12	0	
Costa Rica	10	7	-3	↓
El Salvador	10	6	-4	↓
Equateur	0	6	+6	↑
Guatemala	10	9	-1	↓
Honduras	8	9	+1	↑
Mexique	11	13	+2	↑
Nicaragua	8	6	-2	↓
Paraguay	9	10	+1	↑
Panama	11	13	+2	↑
Pérou	10	14	+4	↑
R. Dominicaine	8	9	+1	↑
Uruguay	11	13	+2	↑
Venezuela	21	0	-21	↓

Figure 4.8 : Meilleures et plus mauvaises notations de crédit par Standard & Poor's



Dans le cas de l'agence S&P, les notations de crédit se sont améliorées pour 10 souverains sur 18 pays notés par cette agence au cours de la période analysée, se sont détériorées pour sept pays et sont restées identiques pour un seul pays (la Colombie) (tableau 4.4).

En termes de meilleur et pire rating, le Venezuela avait la plus grande différence entre la note la plus élevée et la plus basse (21 crans), suivi de l'Uruguay (13 crans) et du Salvador (11 crans). Les pays qui ont reçu les notations les plus basses sont ceux qui, à un moment donné de la période analysée, ont fait défaut sur leurs obligations de dette (6 sur 18 pays notés par l'agence S&P, soit 33 % de tous les souverains notés), même si c'était pour une courte période. Dans le cas de Standard & Poor's, cette liste comprend l'Argentine, la République

dominicaine, l'Équateur, le Salvador, le Paraguay, l'Uruguay et le Venezuela (figure 4.8). La moyenne des pires évaluations par Standard & Poor's pour la région était un CCC+, dans la classe spéculative. La moyenne des meilleures évaluations était un BBB-, qui correspond à la dernière notation de la classe d'investissement. En moyenne, la différence entre les notes les plus élevées et les plus basses attribuées par Standard & Poor's pour l'Amérique latine était de sept crans.

4.3.2. Evolution de l'indice EMBI+

Le tableau 4.5 montre les résultats descriptifs du spread souverain, reflété par l'indice EMBI+, par pays et par rating, le résultat total pour l'échantillon complet montre que sur la période (1997-2020), il y a eu une forte volatilité du spread en Amérique latine, la valeur totale de l'écart type de l'indice EMBI+ dépasse 1000 points de base. La volatilité la plus élevée est observée pour le Venezuela et l'Argentine. Avant la baisse des notes et pendant longtemps (1997 à 2013), le Venezuela avait été sauvé du défaut grâce à son niveau élevé d'exportations du pétrole. Pour l'Argentine, le niveau élevé de volatilité s'explique par la fin de la caisse d'émission monétaire « Currency Board » qui a induit des fortes entrées d'IDE de 1991 à 2001.

Tableau 4.5 : Description des données, indice de spread JP Morgan EMBI+

L'indice de spread de JP Morgan EMBI+ (déc-1997- Juill. 2020)						
Pays	Mean	Median	SD	obs Initiale	obs Finale	Rating, Juill. 2020*
Total	615	268	1083			BB-
<i>Par pays</i>						
Argentine	1514	729	1745	Dec-97	Jul-20	CC
Brésil	459	297	358	Dec-97	Jul-20	BB-
Mexique	277	238	139	Dec-97	Jul-20	BBB
Colombie	325	231	194	Dec-97	Jul-20	BBB-
Equateur	1162	812	896	Dec-97	Jul-20	C
Venezuela	2255	1048	4031	Dec-97	Jul-20	C
Panama	261	205	124	Dec-97	Jul-20	BBB+
Pérou	297	202	192	Dec-97	Jul-20	BBB+
Chili	151	143	56	May-99	Jul-20	A+
Uruguay	333	229	267	Jun-01	Jul-20	BBB
R. Dominicaine	480	379	286	Nov-01	Jul-20	BB-
El Salvador	392	380	153	Apr-02	Jul-20	B-
Costa Rica	457	430	109	Feb-15	Jul-20	B
Guatemala	243	229	54	Feb-15	Jul-20	BB
<i>Par Rating</i>						
A	153	143	58			
BBB	221	196	90			
BB	388	354	169			
B	693	613	343			
CCC	1840	1775	788			
CC	2828	2727	2129			
C	7983	5548	6275			

Notes : * Les notations souveraines moyennes des trois agences S&P, Moody's et Fitch en juillet 2020.

Source : Calculs de l'auteur basés sur la base de données Global Economic Monitor (GEM), Standard and Poor's, Moody's Investor Services, Fitch Ratings.

En outre, les spreads élevés en Argentine (décembre 2001, mai 2020), en Équateur (mars 1999, décembre 2008 et mai 2020) et au Venezuela (2013, novembre 2017, février 2021), sont associés à plusieurs défauts de ces

pays. Quant à la médiane, la valeur la plus élevée était également pour ces trois pays, mais aussi pour le Brésil (en janvier 1999 et janvier 2021).

Par notation souveraine, nous pouvons observer que le spread moyen augmente lorsque la notation baisse. Il a été démontré que la volatilité du marché des spreads augmente de manière significative lorsque la notation est dans la catégorie spéculative, en particulier aux niveaux CC et C, ce qui est conforme aux analyses précédentes ayant trouvé une corrélation négative entre les changements de notation et la volatilité du marché des spreads, comme dans l'étude de Reisen et Maltzan (1998).

4.4. Résultats empiriques

Dans le tableau 4.6, nous présentons le résultat de notre estimation de la régression de panel à effets fixes, l'équation (4.6). Dans la première régression (modèle A), nous n'avons inclus que les 17 variables binaires de notation souveraine tandis que dans le modèle B, nous avons inclus les variables du marché mondial (VIX et Bon de Trésor américain à 10 an), dans le troisième modèle C, nous avons omis ces deux variables et ajouté les variables politiques et économiques propres à chaque pays (le score polityIV, la croissance du PIB, le taux d'inflation et le taux de change effectif réel TCER), les variables financières (dette publique/PIB, compte courant/PIB, IDE/PIB et réserve de change/mois d'importations) ont été incluses dans le modèle D. En fin, dans la dernière régression (modèle E), nous avons omis toutes les variables indicatrices de notation afin d'ajouter les deux variables indicatrices des classes de notation : « Investissement » qui fait référence aux notes au sein de la classe d'investissement et « Spéculatif » pour les notes au sein de la classe spéculative. L'idée est de mesurer l'impact de chacune des variables spécifiques au pays et/ou du marché mondial au sein de chacune des deux classes d'actifs, le terme d'interaction a donc été incorporé dans la dernière régression.

Tableau 4.6 : Résultats de la régression de l'équation (4.6)

log EMBI+	Spécification (Fixed Effect)				
	Rating dummies	Variables Globales	Variables Fondamentales	Variables Fondamentales	Terme d'interaction
	Model A	Model B	Model C	Model D	Model E
A+/A1	-0.1118182 (0.247)	-0.0758799 (0.309)	-0.0372793 (0.289)	-0.0880954 (0.144)	
A/A2	-0.1778666 (0.149)	0.0265012 (0.277)	0.0118999 (0.860)	0.0414311 (0.579)	
A-/A3	-0.2523847*** (0.008)	-0.4834364** (0.011)	-0.2793915* (0.053)	-0.0265612 (0.163)	
BBB+/Baa1	-0.6105182*** (0.000)	-0.6054872*** (0.000)	-0.231966*** (0.000)	-0.2547711*** (0.000)	
BBB/Baa2	-0.6907161*** (0.000)	-0.6447115*** (0.000)	-0.3591225*** (0.000)	-0.2240090*** (0.000)	
BBB-/Baa3	-0.5114272*** (0.000)	-0.6067071*** (0.000)	-0.4625831*** (0.000)	-0.2534759*** (0.000)	
BB+/Ba1	0.3843835*** (0.000)	0.2689254*** (0.000)	0.2199771*** (0.000)	0.0426037 (0.375)	
BB/Ba2	0.5830255*** (0.000)	0.5956083*** (0.000)	0.5312643*** (0.000)	0.2153411*** (0.000)	
BB-/Ba3	0.817922*** (0.000)	0.7455343*** (0.000)	0.6338562*** (0.000)	0.5678544*** (0.000)	

B+/B1	0.850278*** (0.000)	0.7721268*** (0.000)	0.8216481*** (0.000)	0.7998808*** (0.000)
B/B2	1.005467*** (0.000)	1.029349*** (0.000)	1.053002*** (0.000)	1.1592250*** (0.000)
B-/B3	1.048083*** (0.000)	1.076994*** (0.000)	1.212726*** (0.000)	1.0550100*** (0.000)
CCC+/Caa1	1.197686*** (0.000)	1.222662*** (0.000)	1.475932*** (0.000)	1.0570660*** (0.000)
CCC/Caa2	1.587347*** (0.000)***	1.899833*** (0.000)	1.771482*** (0.000)	1.6264140*** (0.000)
CCC-/Caa3	2.39004*** (0.000)	2.414718*** (0.000)	2.316252*** (0.000)	1.6659790*** (0.000)
CC/Ca	2.055389*** (0.000)	2.109741*** (0.000)	2.003817*** (0.000)	1.2330150*** (0.000)
C	2.729528*** (0.000)	2.581431*** (0.000)	2.371154*** (0.000)	2.8336920*** (0.000)
VIX		0.6158653*** (0.000)		0.4074753*** (0.000)
USTreasury		-0.0453604*** (0.000)		-0.1474989*** (0.000)
PolityIV			-0.0827307*** (0.000)	0.323963 (0.178)
Inflation			0.0000134** (0.014)	0.0222363*** (0.000)
GDP			-0.0209017*** (0.000)	-0.0257942*** (0.000)
REER			-0.3418858*** (0.000)	-0.9107495*** (0.000)
PublicDebt/GDP				0.0064279*** (0.000)
CurrentAccount/GDP				0.0023336 (0.139)
FDI/GDP				-0.0141391*** (0.007)
Reserves/imports				-0.0096587** (0.017)
Investment				0.000591*** (0.000)
Speculative				0.0061231* (0.093)
USTreasury#Investment				-0.0043525** (0.034)
PolityIV#Investment				-0.0029968 (0.367)
Inflation#Investment				-0.1064013*** (0.000)
GDP#Investment				0.2717291*** (0.001)
REER#Investment				-0.3006676*** (0.000)
PublicDebt#Investment				-0.1979863*** (0.000)
CurrentAccount#Investment				0.005645** (0.019)
				-0.00598* (0.079)
				-0.5859634*** (0.000)
				0.0106321*** (0.000)
				-0.0129832***

					(0.000)
FDI#Investment					0.0158921***
					(0.000)
Inflation#Speculative					0.0136002***
					(0.000)
PublicDebt#Speculative					0.0104042***
					(0.000)
Resrves/imports#Speculative					-0.0096347**
					(0.017)
_Cons	5.327533***	3.599686***	5.812724***	4.9619760***	5.738371***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
R2	0.9134	0.9007	0.8536	0.7933	0.8921
Observations	3238	3238	2413	1207	952
Pays	14	14	12	7	7

Note : La valeur P est présentée entre parenthèses, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1, Dans le modèle D, nous avons testé l'interaction des deux classes (Investissement et spéculatif) avec les autres variables, uniquement les variables qui sont révélées significatives ont été présentées dans le tableau.

La première régression (modèle A) montre que les variables de rating seules expliquent environ 91 % des variations de spread, comme la montre la valeur élevée (91%) de R². Le R² dans le modèle B indique que les changements de notation avec les variables du marché mondial expliquent 90 % de la variation de l'indice EMBI+, alors que dans les modèles C et D, le R2 était (79 % et 89 %) respectivement. Ce résultat confirme la conclusion de Cantor et Packer (1996), qui constatent que la notation de crédit peut exercer une influence sur l'écart des rendements obligataires indépendamment de leur corrélation avec certaines informations macroéconomiques et/ou d'autres informations publiquement disponibles. Autrement dit, les notations souveraines peuvent fournir de nouvelle information au-delà de celle incluse dans les variables fondamentales spécifiques aux pays.

Dans les modèles A, B, C et D, les coefficients estimés des variables indicatrices de rating étaient significatifs et affichaient le signe attendu, négatif pour les notations au sein de la catégorie investissement et positif lorsque la notation est dans la classe spéculative, ce résultat est également confirmé dans la modèle E, le coefficient de la variable fictive "investment grade" était négatif (-0,10), tandis que le coefficient de la variable fictive "spéculative" est positif (+0,27). Généralement, nous remarquons le processus non linéaire qui caractérise la corrélation entre les ratings et l'indice EMBI+. En ce qui concerne l'ampleur de l'impact de la notation, nous remarquons que l'effet le plus important concerne les notations de la classe spéculative, en particulier les notations de niveau C, les coefficients des variables de notation (de BB à C) étaient tous significatifs au niveau de 1 % et supérieurs (en valeur absolue) que celles des notations au sein de la classe d'investissement (de A+ à BBB-), le rating de CCC- par exemple augmente le spread de 9,91 fois²⁴, la note C l'augmente de 14,33 fois, tandis qu'une note de BBB ne réduit le spread que de 0,50 fois. Cela implique que les notations de la classe spéculative peuvent affecter l'écart des rendements plus fortement que les notations dans la classe d'investissement. De plus, les notations A+ et A se sont avérées avoir un impact non significatif sur le spread. En comparant l'impact d'un mouvement transversal de rating (c'est-à-dire de BBB- à BB+ et vice-versa) avec celui d'un mouvement d'un cran au sein de chaque classe d'actifs, les résultats montrent qu'un passage de BB+ à BBB- peut réduire le spread de 0,85.

²⁴ La variable dépendante de l'indice EMBI+ étant exprimée en log, nous avons donc calculé l'impact de chaque variable binaire de notation comme la fonction exponentielle de beta [exp (beta)-1].

Concernant l'impact au sein de la classe d'investissement, seul le passage de BBB- à BBB peut réduire le spread seulement de 0,11. Cependant, l'impact d'un déclassement d'un cran au sein de la note spéculative, en particulier de (CC à C), s'est avéré le plus significatif. En effet, une dégradation d'une note de CC à C peut augmenter l'écart des rendements (exprimé par l'indice EMBI+) de 7,52 fois, ce qui est supérieur à l'impact d'un passage de BB+ à BBB-, qui peut réduire le spread de 0,85.

Nos résultats sur le mouvement intra ou entre les deux classes d'actifs confirment celles obtenues par Hand et al. (1992), Cantor et Packer (1996), Gaillard (2012) et Cavallo et al. (2008), qui ont trouvé un impact plus important de la notation au sein de la catégorie spéculative qu'au sein de la catégorie investissement. Cependant, cela contraste avec les travaux de Jaramillo et Tejada (2011), Larrain et al. (1997) et Kamin et von Kleist (1999), qui montrent que les changements de notation n'ont pas d'impact significatif au sein de la classe spéculative.

Les facteurs du marché mondial jouent un rôle clé dans la détermination du spread en Amérique latine, le coefficient estimé de l'indice de volatilité du marché américain VIX, est significatif et positif (modèle B), ce qui implique qu'une hausse de la volatilité du marché boursier américain augmente le spread souverain dans les marchés émergents d'Amérique latine. Au contraire, l'impact du bon du Trésor américain à 10 ans s'avère négatif, ce qui est conforme aux résultats de Ferruci (2003), González-Rozada et Yeyati (2008) et Grandes (2003), qui ont trouvé que Le taux du Trésor américain à long-terme est négativement corrélé au risque pays dans les marchés émergents par le biais de l'effet de fuite vers la qualité. En effet, en période de crises extrêmes, un comportement d'aversion au risque est dominant, une hausse du taux des bons du Trésor américain conduirait alors les investisseurs internationaux à préférer investir dans les obligations plus sûres des marchés émergents plutôt que d'investir dans les titres américains risqués, qui à son tour réduit le risque pays et donc la prime de risque des obligations des marchés émergents. Cependant, lorsque l'on examine l'effet du bon du Trésor américain à 10 ans au sein des deux classes d'actifs, il n'était significatif que pour la classe d'actifs de qualité investissement (modèle E), cela indique que pour la qualité spéculative, le bon du Trésor américain, ne semblent pas être une information intéressante en termes de risque souverain.

Quant aux variables fondamentales spécifiques au pays (politiques, économiques et financières), elles se sont toutes révélées significatives pour le spread souverain en Amérique-latine (modèles C et D). Comme dans l'étude de Tebaldi et al. (2018), le score de PolityIV a un effet négatif sur la prime de risque pays, indiquant qu'une amélioration du niveau de démocratie peut favoriser la stabilité politique et réduire le risque dans un pays émergent. Ce résultat n'est validé que pour la classe d'investissement comme le démontre le terme d'interaction entre PolityIV et la variable fictive "Investment grade" dans le modèle E.

Le taux d'inflation affecte positivement le spread souverain (exprimé par l'indice EMBI+) car il reflète le niveau de compétitivité et le pouvoir d'achat du pays, un taux d'inflation plus élevé augmente donc l'incertitude et le risque pays. Contrairement au Polity IV, le taux d'inflation semble être un déterminant essentiel du spread souverain uniquement pour la classe d'actifs spéculative. Les coefficients de croissance du PIB et de la variable TCER étaient tous les deux statiquement négatifs, ce qui est conforme aux conclusions d'Edwards (1989), Grandes (2003), Mpapalika et Malikane (2019), Tebaldi et al. (2018), qui constatent qu'une forte croissance du PIB et un taux de change effectif réel élevé augmentent la capacité d'un pays à assurer le service de sa dette extérieure, les deux facteurs se sont avérés des déterminants importants de l'écart des rendements souverains uniquement pour la catégorie investissement, comme le montrent les coefficients des termes d'interaction dans le modèle E.

Les coefficients estimés de la dette publique/PIB et les IDE/PIB s'avèrent positifs et significatifs, comme l'affirme Guardia (2004), un stock de dette plus important se traduit généralement par une plus grande difficulté pour le secteur public à honorer le service de la dette, ce qui augmente le risque de défaut. Siklos (2011) trouve une corrélation positive entre les entrées d'IDE et le spread de 22 marchés émergents, il soutient qu'une augmentation des entrées d'IDE pourrait augmenter le risque de surajustement du taux de change, en effet, une augmentation des entrées de capitaux étrangers est généralement suivie d'une appréciation de la monnaie locale par rapport à la monnaie étrangère, ce qui peut creuser le déficit de la balance commerciale et donc accroître le risque. Tebaldi et al. (2018) soulignent que l'ouverture (représentée par les entrées d'IDE/PIB) et la mondialisation peuvent être des sources de risque pays en plus des conséquences positives qu'elles procurent.

Alors que la dette publique/PIB est significative pour les deux classes d'actifs, l'IDE/PIB s'est avéré significatif uniquement pour la classe d'actifs de qualité investissement. Enfin, l'impact du solde du compte courant/PIB et des réserves de change en mois d'importations a été statiquement négatif. Nos résultats sont en accord avec ceux de Martinez et al. (2013), Ferruci (2003), Mpapalika et Malikane (2019), Siklos (2011) et Pinheiro (2004), qui soutiennent que l'augmentation de l'excédent du compte courant améliore la liquidité d'un pays, réduisant ainsi la probabilité de défaut. De plus, plus les réserves internationales sont importantes, plus le pays serait en mesure de payer ses importations à court terme. Alors que le solde du compte courant semble être une information pertinente pour les souverains dans la classe d'investissement, l'impact des réserves de change/PIB s'avère significatif uniquement pour la classe spéculative.

Tableau 4.7 : Rating, variables globales et variables des crises

Spécification (Fixed Effects): variables globales et variables des crises			
LEMBI	Model A	Model B	Model C
dummyR	0.1763704*** (0.000)	0.1405534*** (0.006)	0.1429190*** (0.006)
VIX	0.4356974*** (0.000)	0.2767638*** (0.000)	0.2621172*** (0.000)
USTreasury	-0.1474837*** (0.000)	-0.0805506*** (0.006)	-0.3287035*** (0.000)
LAcrisis	0.5846731*** (0.000)	0.5956419 (0.369)	0.3783483 (0.551)
crisis08	0.0689186* (0.057)	-0.2814505 (0.624)	-0.5166915 (0.347)
covid20	0.1265143* (0.055)	0.9416876 (0.104)	
dummyR#LAcrisis		0.0335142 (0.750)	0.0329407 (0.748)
LAcrisis#VIX		0.1132603 (0.433)	0.1251886 (0.365)
LAcrisis#USTreasury		-0.2118949 (0.217)	0.0289993 (0.859)
dummyR#crisis08		0.0365506 (0.791)	0.0310851 (0.815)
VIX#crisis08		0.5271483*** (0.000)	0.5417217*** (0.000)
USTreasury#crisis08		-1.1552370*** (0.000)	-0.9073612*** (0.000)
dummyR#covid20		0.5133879** (0.030)	

VIX# covid20		-0.2324560	
		(0.176)	
USTreasury# covid20		-0.6033044***	
		(0.000)	
after LA			-0.8495342
			(0.411)
after 08			-0.6770248
			(0.421)
dummyR# afterLA			0.2674883*
			(0.059)
VIX# afterLA			0.2777445
			(0.221)
USTreasury# afterLA			0.4777228
			(0.242)
dummyR# after08			-0.0714547
			(0.750)
VIX# after08			0.0349543
			(0.872)
USTreasury# after08			0.4062506
			(0.152)
_cons	4.7373860***	5.1087300***	5.3454390***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Observations	3238	3238	3238
Pays	14	14	14

Note : Le p-value est présenté entre parenthèses, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Le tableau 4.7 affiche l'impact des changements de notation ainsi que des facteurs du marché global sur l'indice EMBI+ pendant et après les crises. Nous contrôlons pour la crise financière mondiale de 2008 (la variable indicatrice *crisis08*) et la crise Covid19 de 2020 (variable *covid20*), nous examinons également l'impact des deux crises latino-américaines ; la Crise Samba au Brésil en 1999 et la crise Tango en Argentine en 2001, les deux crises sont représentées par la variable *dummy LAcrisis* dans nos régressions.

La variable *DummyR* indique les jours d'annonce des notations souveraines par les trois agences de notation (S&P, Moody's et Fitch), son coefficient associé est statiquement significatif à 1% dans toutes les régressions (A, B et C), indiquant que le spread souverain varie significativement aux jours de l'annonce de rating. L'impact des variables fictives des crises (*LAcrisis*, *crise08* et *covid20*) a également été significatif et positif, en particulier pour les crises latino-américaines, ce qui implique que ces crises ont considérablement augmenté le risque pays sur les marchés latino-américains. Tebaldi et al. (2018) constatent qu'en raison du phénomène de mondialisation, la crise asiatique de 1997 et la crise financière de 2008 ont considérablement creusé les spreads obligataires des marchés émergents.

Dans le modèle B, nous avons ajouté les termes d'interaction des variables fictives de la crise avec la variable fictive de notation ainsi qu'avec nos deux facteurs du marché mondial (Bon de Trésor américain et l'indice VIX). Le coefficient négatif significatif du taux du Trésor américain pendant la crise de 2008 explique notre conclusion dans le tableau 1, qu'en temps de crise, et en raison de la fuite vers la qualité et du phénomène d'aversion au risque, une hausse du taux d'intérêt américain peut réduire le risque sur les obligations des marchés émergents. Le coefficient estimé de '*dummyR*' pendant les périodes de crise s'est avéré significatif uniquement pendant la crise de Covid19, alors qu'il n'y a eu aucun impact de rating pendant les deux crises financière latino-américaines ou la crise mondiale de 2008. Cependant, nous avons constaté que l'impact des variables du marché mondial

était significatif pendant ces crises. D'une part, cela indique que pendant la crise de Covid19, aucune performance procyclique n'a été montrée par les agences de notation, puisque les changements de notation ont affecté immédiatement et de manière significative le spread souverain, de plus, nous pouvons conclure que les notations de crédit ajoutent des informations aux investisseurs pendant la crise de Covid19 au-delà de celles contenues dans les facteurs financiers mondiaux. D'autre part, la non-significativité de la variable *dummyR* pendant les crises latino-américaines ou la crise financière de 2008 indique que les spreads de marché ne réagissent pas immédiatement aux changements de notation, tout en réagissant de manière significative et immédiate aux facteurs financiers mondiaux (bons du Trésor américain et VIX), ce qui signifie à son tour que les agences de notation avaient pris du retard dans leur notation par rapport aux informations du marchés mondial pendant ces crises.

Pour vérifier la performance procyclique des agences de notation pendant les crises, nous avons exécuté le modèle C, dans lequel nous étudions l'impact des changements de rating pendant et après les périodes de crise. Les résultats montrent que les variables indicatrices associées aux périodes de crise deviennent non significatives lorsqu'on ajoute des variables des périodes « post-crise », qui étaient eux aussi non significatives. Ce résultat confirme la conclusion de Tebaldi et al. (2018), qui trouvent un impact non significatif de la période post-crise de 2008, ils argumentent que lorsque on inclut dans le modèle certains indicateurs pertinents de santé financière, les investisseurs peuvent ne pas considérer la crise financière mondiale de 2008 comme un facteur décisif dans leur décision d'investissement après cette crise. Le coefficient estimé de la variable (*dummyR*) indique une réponse significative du spread souverain aux annonces de notation après les crises latino-américaines (comme l'indique le terme d'interaction *dummyR#afterLA*), alors qu'il n'y a pas d'ajustement significatif après les crises de 2008.

Cela confirme l'argument de Löffler (2005) et de Norden et Weber (2004), selon lequel le comportement procyclique des agences de notation implique que les prix du marché réagissent constamment aux autres informations publiques, tandis que les notations de crédit réagissent plus tard ou ne changent pas du tout pour plusieurs raisons (des révisions peu fréquentes, le manque de personnel ou des politiques de notation spécifiques, etc.). Notre résultat sur le comportement procyclique est cohérent avec celui de Kräussl (2005), Reisen et Maltzan (1999) et Sy (2004).

A l'inverse, Li et al. (2008) ne trouvent pas de preuves empiriques de la performance procyclique des agences de notation souveraine pendant la crise asiatique de 1997. En divisant leur échantillon en deux sous-périodes (période tranquille et période de crise), ils constatent que les annonces de notation affectent les rendements boursiers des cinq marchés asiatiques, durement touchés par la crise asiatique de 1997, le jour et le lendemain d'annonce de rating pendant la période de la crise et uniquement le jour de l'annonce pendant la période tranquille (post-crise), alors que l'impact était non significatif dans les trois jours qui ont précédé la crise.

Les deux termes d'interaction '*VIX#crisis08*' et '*USTreasury#crisis08*' dans les modèles B et C, représentent l'effet des variables VIX et du Bone de Trésor américain pendant la crise financière de 2008, ils indiquent que, pendant cette crise, le spread des marchés latino-américains n'a pas augmenté en grande partie à cause des annonces de notation, mais plutôt à cause des facteurs financiers du marché global.

En fin, comme le soutiennent certaines études, la performance procyclique des agences de notation en temps de crise implique que la notation puisse être déterminée par le spread, nous avons donc tenté de vérifier cette hypothèse en testant la relation inverse entre la notation et le spread durant les deux crises d'Amérique latine,

la crise financière mondiale et la crise du Covid 19. L'impact de l'indice EMBI+ sur la notation est présenté dans le tableau 4-8.

Tableau 4.8 : L'impact de l'indice EMBI+ sur le rating en temps de crise (la performance procyclique des agences de notation)

Variable dépendante : dummyR	Fixed effect: variables des crises
LEMBI	0,0305617** (0,045)
VIX	-0,0020583 (0,896)
USTreasury	0,0270802* (0,058)
LEMBI#LAcrisis	-0,0037756*** (0,001)
LEMBI#crisis08	-0,0016753** (0,034)
LEMBI#covid20	0,0036523 (0,452)
_cons	-0,1537428*** (0,007)
Observations	3,238
Pays	14

Note : Le p-value est présenté entre parenthèses, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Comme prévu, nous remarquons que l'indice EMBI+ détermine la notation pendant les crises latino-américaines ainsi que la crise financière mondiale de 2008, alors qu'aucune preuve de procyclicité n'a été trouvée concernant la crise du Covid19.

Tableau 4.9 : Rating, fondamentaux du pays et variables des crises

LEMBI	Spécification (Fixed effects) : variables fondamentales et variables des crises						
	Model A	Model B	Model C	LEMBI	Model D	Model E	Model F
dummyR	0.2350556*** (0.000)	0.2011134*** (0.000)	0.1790689*** (0.000)	dummyR	0.1578836*** (0.001)	0.0771954 (0.158)	0.1780491*** (0.002)
PolityIV	-0.0697147*** (0.000)	-0.0627936*** (0.000)	-0.0597800*** (0.000)	PublicDebt	0.0103980*** (0.000)	0.0071384*** (0.000)	0.0075794*** (0.000)
GDP	-0.0338666*** (0.000)	-0.0400671*** (0.000)	-0.0375962*** (0.000)	CurrentAccount	-0.0169005*** (0.001)	-0.0035375 (0.537)	0.0093270 (0.108)
Inflation	0.0000023*** (0.003)	0.0000012* (0.088)	0.0000001 (0.899)	FDI	0.0000634*** (0.000)	0.0001119*** (0.000)	0.0001393*** (0.000)
REER	-0.2189420*** (0.000)	-0.2747961*** (0.000)	-0.4021016*** (0.000)	Reserves	-0.0106536*** (0.001)	-0.0207536*** (0.000)	-0.0273037*** (0.000)
LAcrisis	0.7014548*** (0.000)	0.1526720*** (0.000)	0.9734570*** (0.000)	LAcrisis	0.9851165*** (0.000)	2.9350870 (0.152)	3.1345910 (0.142)
crisis08	0.2421130*** (0.000)	0.5181963 (0.696)	1.2951370 (0.284)	crisis08	0.3482294*** (0.000)	0.3583888*** (0.000)	0.3446190*** (0.000)
covid20	0.0839057 (0.157)	0.2371612 (0.808)		covid20	0.4840634*** (0.000)	0.0954146 (0.544)	
dummyR#LAcrisis		-0.1326912 (0.183)	-0.1005571 (0.274)	dummyR#LAcrisis		0.1579613 (0.647)	0.0571165 (0.874)
PolityIV#LAcrisis		-0.0663835*** (0.002)	-0.0764125*** (0.000)	pubDabt#LAcrisis		-0.0230611 (0.575)	-0.0235140 (0.583)
GDP#LAcrisis		-0.0002202	-0.0070408	currAccount#LAcrisis		0.0257207	0.0128519

		(0.975)	(0.244)			(0.649)	(0.827)
INF#LAcrisis		0.0029800**	0.0021479*	FDI#LAcrisis		0.0279712	0.0294753
		(0.017)	(0.058)			(0.238)	(0.272)
REER#LAcrisis		-1.5383600***	-1.6812240***	ResIMP#LAcrisis		-0.0441118	-0.0506740
		(0.000)	(0.000)			(0.202)	(0.159)
dummyR#crisis08		0.0396326	0.0352112	dummyR#crisis08		-0.0105204	-0.1090641
		(0.747)	(0.755)			(0.931)	(0.389)
PolityIV#crisis08		-0.0388605***	-0.0377357***	pubDabt#crisis08		0.0046996*	0.0067756**
		(0.007)	(0.004)			(0.064)	(0.011)
GDP#crisis08		0.0143176**	0.0122483**	currAccount#crisis08		-0.0444269***	-0.0662094***
		(0.038)	(0.043)			(0.000)	(0.000)
INF#crisis08		0.0078369*	0.0116552***	FDI#crisis08		0.0000060**	0.0000062**
		(0.080)	(0.004)			(0.035)	(0.040)
REER#crisis08		-0.1487853	-0.3071625	ResIMP#crisis08		-0.0163212***	-0.0233077***
		(0.594)	(0.227)			(0.006)	(0.000)
dummyR#covid20		0.4485655***		dummyR#covid20		0.6381812***	
		(0.008)				(0.001)	
PolityIV#covid20		-0.0924259***		pubDebt#covid20		0.0095602***	
		(0.006)				(0.000)	
GDP#covid20		0.0123783		currAccount#covid20		0.1064753***	
		(0.152)				(0.000)	
INF#covid20		0.0153237***		FDI#covid20		-0.0000074**	
		(0.000)				(0.049)	
REER#covid20		0.1252531		ResIMP#covid20		-0.0252023***	
		(0.564)				(0.000)	
dummyR#afterLA			-0.1003635	dummyR#afterLA			-0.2358130
			(0.402)				(0.522)
PolityIV#afterLA			0.0044471	pubDebt#afterLA			0.0144054
			(0.856)				(0.810)
GDP#afterLA			-0.0294346***	currAccount#afterLA			-0.0665768
			(0.001)				(0.216)
INF#afterLA			0.0134811***	FDI#afterLA			-0.0000023
			(0.000)				(0.965)
REER#afterLA			-1.6269660***	ResIMP#afterLA			0.0210212
			(0.000)				(0.679)
dummyR#after08			-0.0452744	dummyR#after08			-0.0529932
			(0.829)				(0.831)
PolityIV#after08			-0.0160139	pubDebt#after08			-0.0018080
			(0.520)				(0.689)
GDP#after08			-0.0343586*	currAccount#after08			-0.0049762
			(0.050)				(0.900)
INF#after08			0.0039950	FDI#after08			0.0000038
			(0.674)				(0.451)
REER#after08			-0.0914820	ResIMP#after08			0.0128848
			(0.936)				(0.243)
_cons	5.3305540***	5.0422220***	4.3670060***	_cons	5.8261200***	6.5758470***	6.9025900***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)		(0.000)	(0.000)	(0.000)
Observations	2413	2413	2413	Observations	1207	1207	1207
Pays	12	12	12	Pays	7	7	7

Note : Le p-value est présenté entre parenthèses, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Dans le tableau 4.9, nous excluons les indicateurs financiers du marché mondial et incluons les variables spécifiques aux pays. Comme dans nos résultats rapportés dans le tableau 4.6, toutes les variables fondamentales du pays étaient statistiquement significatives et avaient affiché le signe attendu. La crise Covid19 a un impact

non significatif qui est devenu significatif dans le modèle D, après avoir inclus les fondamentaux de la santé financière dans notre régression. Comme dans nos résultats précédents, une performance procyclique est montrée par les agences de notation de crédit pendant les crises financières latino-américaines et la crise de 2008, les coefficients associés des termes d'interaction dummyR\#LAcrisis et dummyR\#crisis08 étaient statiquement non significatifs dans tous les modèles, cela indique que les agences de notation ont tendance à retarder leurs notations après les crises financières. En revanche, il n'y a aucune preuve de performance procyclique pendant la crise Covid19, comme le montre le coefficient du terme d'interaction dummyR\#covid20 , qui était significatif dans tous les modèles où il était inclus (modèles B et E). De plus, en période des crises latino-américaines, les spreads de marché semblent n'être affectés que par les fondamentaux politiques et macroéconomiques (Polity IV, le taux d'inflation et le taux de change réel effectif TCER), alors qu'il n'y a pas d'impact significatif des indicateurs de santé financière (IDE/PIB, compte courant/PIB et dette publique/PIB), cela suggère que lors des crises latino-américaines, les investisseurs ne considèrent que ces variables pour leurs décisions d'investissement.

Contrairement à son effet attendu, le compte courant/PIB augmente le spread souverain pendant la crise Covid19, comme le montre le signe positif associé au terme d'interaction $\text{CurrAccount\#covid20}$ dans le modèle E. Ce résultat implique que pendant la Covid19, une augmentation de l'excédent du compte courant peut augmenter le spread des obligations souveraines d'Amérique latine. Nous trouvons que ce résultat est logique, en effet en temps de crise un excédent du compte courant peut représenter un signe négatif, car il peut refléter une période de récession économique où des niveaux d'épargne supérieurs à l'investissement domestique. Ce dernier argument est appelé l'approche « fiscale » ou l'approche d'« Épargne-Investissement » dans l'analyse de l'équilibre du compte courant, il suggère que le solde du compte courant est corrélé au compte national du pays par l'équilibre suivant : $\text{Solde du compte courant} = (\text{recettes publiques} - \text{Dépenses publiques}) + (\text{Épargne privée} - \text{Investissement privé})$, (Hung & Bronowski, 2002).

En fin, l'impact des variables fondamentales après les crises se trouve dans la plupart des cas non significatif sauf après les crises latino-américaines, où la croissance du PIB, le taux d'inflation et le TCER influencent significativement le spread souverain, ceci confirme à nouveau notre résultat obtenu dans le tableau 4.7 et celui de Tebaldi et Al. (2018) qui ont constaté que, si nous tenons compte de certains fondamentaux spécifiques à certains pays, les investisseurs pourraient ne pas considérer la crise financière mondiale de 2008 comme un facteur décisif dans leur décision d'investissement après les crises financières.

Conclusion

Ce chapitre avait pour objectif d'examiner les déterminants de l'écart des rendements des obligations souveraines (le spread), reflétés par l'indice EMBI+, dans 14 marchés d'Amérique latine. Pour nos estimations, nous avons utilisé un modèle à effets fixes pour panel déséquilibré car ce modèle tient compte des problèmes d'hétéroscédasticité et d'endogénéité entre les variables explicatives. Nous nous sommes principalement concentrés sur l'impact des annonces de notation fournies par les trois grandes agences de notation.

L'un des principaux résultats de nos travaux indiquent qu'un mouvement de notation au sein de la catégorie spéculative affecte davantage le spread qu'un mouvement entre les deux classes d'actifs ou qu'un mouvement au sein de la classe d'investissement, ce qui confirme à la théorie du risque pays présentée dans le chapitre 1.

Ce résultat pourra être très utile pour les investisseurs afin de diversifier leurs choix d'investissement dans la région et pour les décideurs politiques d'Amérique latine. Nos résultats montrent en revanche que les révisions à la baisse ou à la hausse des notations au sein de la catégorie investissement avaient un impact négligeable sur les spreads souverains en Amérique latine. Les régressions effectuées confirment aussi que la volatilité du marché de spread augmente plus significativement au sein de la classe spéculative comme l'ont montré les études présentées dans notre revue de littérature.

Un autre apport a été de mettre en évidence l'importance des facteurs du marché mondial. Nos régressions montrent aussi le rôle fondamental du marché financier américain dans les crises de défaut d'Amérique latine. L'indice de volatilité des marchés financiers américains (VIX) passe d'une vision optimiste à une vision pessimiste en très peu de temps et implique des sous-ajustements avant la crise et un sur-ajustement du spread après la crise (Minsky, 1986). Or, depuis 1997, le niveau élevé de la liquidité américaine a accru considérablement ces périodes de sur et de sous-ajustements. Nos régressions font ressortir un impact négatif du rendement du Trésor américain sur le spread latino-américain. Ce résultat tend à confirmer un effet de 'fuite vers la qualité' et un comportement d'aversion au risque qui pousse les investisseurs internationaux à investir en période de hausse du taux d'intérêt US dans les titres des pays émergents (qui deviennent à leurs yeux des titres plus sûrs) plutôt que d'investir aux Etats-Unis. Une explication possible de cet effet de fuite par la qualité peut s'expliquer par la présence de périodes de crises (2001-2002 et 2018-2020) pour l'Argentine et le Brésil, par exemple) importantes sur notre période d'estimation (décembre 1997 à juillet 2000). Ainsi, la hausse du spread des pays d'Amérique latine s'explique par la baisse du bon de trésor américain à 10 ans.

Malgré le rôle clé de la finance américaine sur le spread souverain des obligations latino-américaines, les fondamentaux des pays ont aussi un impact significatif sur le spread. Le score de démocratie, le taux de change réel, la dette publique/PIB, le compte courant/PIB et l'IDE/PIB sont des déterminants significatifs du spread pour la classe d'investissement, tandis que le taux d'inflation et les réserves de change/PIB est une information pertinente pour la classe spéculative. Pour le taux de change réel, nous avons montré que sa hausse tend à réduire le spread car, contrairement aux pays développés ou pays asiatique, un taux de change réel croissant dans les marchés émergents d'Amérique latine, permet à ces pays de payer leurs dettes en devises grâce à une hausse du taux de change nominal. Dans ce cas, la hausse du taux de change réel n'induit pas de baisse des exportations latino-américaines car elles dépendent principalement du cours mondial des matières premières.

Nos estimations sur les périodes de crise ont montré enfin que les agences de notation de crédit ont tendance à retarder leurs notations après la crise financière latino-américaine et la crise mondiale de 2008. Le comportement de marché pro-cyclique adopté par les agences pendant ces crises est ainsi validé. En revanche, nos estimations ne montrent aucune preuve de comportement pro-cyclique durant la crise Covid19 de 2020. Les spreads souverains réagissent immédiatement et de manière significative pendant cette crise.

Chapitre 5 : l'impact des notations souveraines sur les rendements et la volatilité des actions et des obligations des ALC7 : le test d'efficience semi-forte

Introduction

Au niveau empirique, le cinquième chapitre de la thèse analyse les marchés des actions et des obligations des sept pays principaux en Amérique Latine (l'Argentine, le Brésil, le Chili, la Colombie, le Mexique, le Pérou et le Venezuela). L'analyse économétrique menée dans ce chapitre étudie la réaction des rendements et de la volatilité des marchés des actions et des obligations aux changements (dégradation et amélioration) de la notation souveraine dans chacun des sept pays. L'étude vise à tester l'hypothèse de l'efficience semi-forte (EMH) des marchés financiers en Amérique Latine. Nous souhaitons aussi tester l'existence de l'effet de contagion entre ces sept marchés latino-américains. Nous avons recentré notre étude sur les sept plus grands pays d'Amérique latine en des potentiels qu'ils offrent pour les investisseurs internationaux en tant que les plus grandes économies d'Amérique latine (ALC-7). Rappelons que parmi ces pays, le Chili, le Mexique et le Pérou sont placés en 2021 en investissement grade tandis que l'Argentine, le Brésil et le Venezuela restent en grade spéculatif. La Colombie, pour sa part, est longtemps restée dans le grade « investissement » jusqu'au fin mai 2021, lorsque les deux agences de notation S&P et Fitch ont abaissé leur note souveraine à long terme de BBB- (investment grade) à BB- (speculative grade). Cette révision à la baisse est intervenue à la suite de l'abandon des réformes fiscales au début du mois de mai 2021, suite aux violentes manifestations sociales à l'échelle nationale. Les agences de notation ont alors supposé que la finance publique ne serait pas suffisamment redressée et que la dette publique resterait supérieure à 60 % du PIB à moyen terme. Ces différentes notations attribuées aux sept pays étudiés nous permettront de mener une analyse plus profonde, en distinguant en particulier les deux grandes classes (investissement et spéculative), pour examiner si une note dans la classe spéculative entraîne en moyenne nécessairement une plus grande volatilité des actions et des obligations par rapport à une note classée dans le grade d'investissement.

L'analyse va porter sur deux grands sous-échantillons, le premier est celui du marché d'actions qui couvre la période de 27/04/1993 à 20/09/2021, alors que la deuxième concerne le marché d'obligations et s'étend sur la période de 13/07/2006 à 23/09/2021. En s'appuyant sur les données quotidiennes des indices boursiers et des rendements des obligations gouvernementales à 10 ans pour les sept pays ainsi que sur les annonces de notation souveraines à long terme émises par les trois grandes agences de notation, notre étude utilisera dans un premier temps un model Egarch, qui sera appliqué à chacun des sept marchés d'Amérique latine. Ce modèle nous servira à générer la volatilité conditionnelle des rendements des actions et des obligations et tiendra compte du phénomène de la volatilité asymétrique selon lequel les chocs négatifs des rendements ont un impact plus fort sur la volatilité que des chocs positifs de la même ampleur. Dans un deuxième temps, nous effectuerons une régression de panel à effet fixe (random) pour étudier l'impact de changement de notation sur les rendements et la volatilité des marchés actionnaires et obligataires. L'analyse des rendements doit nous permettre de tester à la fois la forme faible et semi-forte de l'hypothèse d'EMH. En nous appuyant sur la littérature présentée dans le chapitre 2 portant sur les principaux tests d'EMH, nous effectuerons un test de racine unitaire Dicky Fuller

Augmenté (ADF) sur les rendements pour vérifier la validité (ou non) de l'efficiance faible. De son côté, l'efficiance semi-forte sera testée en se fondant sur la théorie de base initié par Fama (1970) pour qui la validation de l'efficiance semi-forte implique l'ajustement instantané et significatif des rendements aux annonces de notations souveraines. Puis, nous essayerons de tester d'autres hypothèses issues par d'autres travaux tels que les travaux de Norden et Weber (2004). Ces travaux indiquent en effet que pour tester la forme semi-forte d'EMH, il est nécessaire d'examiner l'ajustement de prix avant, pendant et après le jour de l'annonce de notation. Si les notations transmettent de nouvelles informations au marché, les rendements devraient réagir le jour de l'annonce de notation ou le jour d'après de cette annonce. Un marché non-efficient en revanche implique que les prix ne s'ajustent qu'avant et/ou après les annonces. Dans un troisième temps, nous étudierons l'impact des changements de notations (dégradation et amélioration) sur la volatilité des rendements de sept marchés latino-américains. L'objectif est ici de tester l'effet de levier formalisé par la théorie de l'aversion au risque de Kahneman et Tversky (1979). Cette théorie suppose une sensibilité plus importante des investisseurs aux pertes qu'aux gains équivalents. Dans ce contexte, les dégradations de la note souveraine peuvent avoir un impact plus important sur la volatilité que les améliorations. Enfin, l'analyse empirique menée dans ce chapitre étudiera l'interdépendance qui existe entre les sept marchés d'ALC. Nous examinerons s'il existe un effet de contagion financière où la volatilité de marché dans un des sept pays peut être affectée par les changements de notations souveraines dans d'autres pays.

Le chapitre est organisé comme le suivant. Dans la première section, nous présenterons les données empiriques de l'échantillon retenu. Dans une deuxième section, nous spécifierons les modèles économétriques et la méthodologie utilisée. La troisième section sera consacrée à la discussion et l'interprétation des résultats empiriques.

5.1. Les données empiriques

5.1.1. Les données des actions et des obligations

La base de données des marchés actionnaires et obligataires comprend les cours quotidiens des indices d'actions et d'obligations pour les sept pays sous étude. Les données quotidiennes sont utilisées afin de capturer l'effet dynamique à court terme des annonces de notation sur le rendement et la volatilité des actions et des obligations. Nelson, 1991, note qu'une augmentation de la fréquence de données entraîne une augmentation de la persistance (Nelson, 1991). Les données quotidiennes permettent ainsi une analyse plus précise de la persistance des chocs liés à la notation souveraine d'un jour à l'autre.

Pour les données relatives aux actions, nous utilisons les valeurs de clôture des indices boursiers en monnaies locales des pays en question, à savoir, l'IPSA pour le (Chili), l'IPC pour le (Mexique), le Merval index pour (l'Argentine), l'indice de la bourse de Sao Paulo, BOVESPA index (Brésil), l'indice COLCAP pour la (Colombie), S&P/BVL Index (Pérou) et l'indice de la bourse de Caracas IBVC index (Venezuela). Ces indices sont largement connus sur les marchés Latino-Américains et possèdent les données historiques les plus longues disponibles.

Quant aux données des marchés obligataires, nous utilisons les rendements quotidiens des obligations d'État à 10 ans. Ces données représentent le benchmark échéance sur le marché des rendements des obligations d'État. En outre, l'échéance moyenne de l'encours de la dette publique est généralement aussi proche de cette échéance,

car il s'agit d'une source privilégiée de financement sur les marchés des capitaux. Toutes les données correspondantes aux actions et aux obligations proviennent de la base de données Refinitiv Eikon²⁵.

5.1.2. Les annonces de notation souveraine

Les données relatives aux annonces de Rating comprennent les notations souveraines à long terme en devise étrangère, émises par les trois agences de notation (Standard & Poor's, Moody's Investor Services, et Fitch Ratings)²⁶. Brooks et al. (2004) notent que les notations en devises ont systématiquement un impact plus important sur le rendement des actifs. Bien que Fitch, Moody's et S&P affichent des notations sous différents symboles, leurs notations souveraines à long terme en devises se basent sur des critères similaires. Nous avons donc transformé les notations des agences à des variables discrètes qui codifient la décision des agences de notation. En pratique, et comme dans le chapitre 4, nous pouvons penser à une échelle linéaire commune entre les trois agences, qui va de 21 à 0, cette échelle regroupe les notes souveraines en 21 catégories où le nombre 21 est attribué à la note la plus élevée AAA (Aaa) et 0 est attribué à la note la plus basse SD (DDD). Cantor et Packer (1996), Gande et Parsley (2005), Ferreira et Gama (2007) et Christopher et al. (2012), Li et al. (2008), Bashir et al. (2017) et Reisen et Maltzan (1998,1999) utilisent une transformation numérique standard de notations des agences afin de produire la série temporelle de notations. Or, dans notre étude, cette transformation linéaire nous facilitera la tâche de produire les variables binaires de dégradation et d'amélioration des notes, et ne sera pas utilisée comme une variable explicative dans le modèle. Afin d'examiner l'impact des notes souveraines, nous avons plutôt construit une variable binaire qui prend la valeur 1 pour les jours des annonces de notation et 0 pour les autres jours. En effet cette variable binaire nous permettra à la fois d'extraire l'effet du changement de rating et de tester la validité de l'hypothèse d'efficience des marchés (EMH) sous sa forme semi-forte, en examinant s'il existe une variation significative des rendements des actions et des obligations aux jours de l'annonce de notation par rapport aux autres jours. L'hypothèse de base l'efficience semi forte, introduite par Fama (1965), suggère que les rendements actionnaires s'ajusteront instantanément et significativement en réponse aux annonces de notations de crédit souverain. En plus de cette variable binaire qui regroupe les annonces des trois agences dans le même group, une variable binaire a été construite séparément pour chacune de ces agences, S&P, Moody's et Fitch.

En fin, pour capturer l'effet asymétrique du changement de notation sur la volatilité selon lequel une dégradation de note souveraine pourrait avoir un impact plus fort sur la volatilité qu'une amélioration de note, nous avons construit deux autres variables binaires (up et down) qui indiquent l'amélioration ou la dégradation de la note. En effet certains critères de notation souveraine ne sont pas quantifiables (FitzGerald, 2009). Par conséquent, les variables dummies ont été créés afin d'éviter tout biais pouvant se produire du classement ordinal. A une date donnée t , les variables binaires d'amélioration et de dégradation prennent les valeurs suivantes : $up_{i,t} = \{1 \text{ si une amélioration d'une agence se produit dans le pays } i \text{ et } 0 \text{ si autrement}\}$, $down_{i,t} = \{1 \text{ si une dégradation d'une agence se produit dans le pays } i \text{ et } 0 \text{ si autrement}\}$. En fin, pour étudier le niveau d'interrelation entre les marchés des sept pays Latino-Américains, des variables muettes de contagion ont été construites : $upcontagion_{i,t} = \{1 \text{ si$

²⁵ <https://www.refinitiv.com/en/products/eikon-trading-software>

²⁶ ces données sont disponibles sur les sites officiels des trois agences

une amélioration d'une agence s'est produite dans tout autre pays que le que le pays i et 0 si autrement} et $downcontagion_{i,t} = \{1$ si une dégradation d'une agence s'est produite dans tout autre pays que le pays i et 0 si autrement}.

5.1.3. Les variables de contrôle

Dans les études empiriques appliquées aux marchés d'Amérique Latine, des auteurs ont testé l'interdépendance entre ces marchés et le marché international en période de crise à travers des facteurs globaux de transmission de chocs. Dans notre analyse, nous contrôlons deux canaux de transmission des chocs qui sont liés au marché international. Le premier canal est le marché des matières premières, nous utilisons l'indice S&P GSCI des prix spots des matières premières. En effet, La région de l'Amérique latine est riche en terres fertiles, en minerais, en pétrole, en gaz naturel et en charbon. Ses économies sont leaders dans l'exportation de café (Brésil, Colombie, Amérique centrale), de cuivre (Chili, Pérou), de minerai de fer (Brésil), de pétrole et de gaz (Bolivie, Colombie, Équateur, Mexique, Trinité-et-Tobago, Venezuela), et le soja (Argentine, Brésil, Uruguay). Par conséquent et en raison de la dépendance très forte de cette région de l'exportation de matières premières, leurs marchés internes sont très susceptibles d'être sensibles aux variations des prix internationaux des ressources sur ces marchés, ainsi qu'à la demande internationale de matières premières notamment la demande de la Chine, le premier importateur de ces produits de base et le premier partenaire commercial d'Amérique Latine en 2017. Des études menées par le FMI ont montré que la croissance en Amérique latine est fortement corrélée aux variations des prix des matières premières. Par conséquent, l'évolution des prix des matières premières est essentielle pour prévoir les perspectives économiques de la région d'Amérique Latine. Ben Nasr et al. (2018) montrent dans leur analyse sur les BRICS que le marché des matières premières agit comme catalyseur pour ces marchés boursiers émergents à long terme notamment pour le marché Brésilien. En outre, l'étude de De oliveira et al. (2018) met en évidence l'existence d'un canal important de propagation du risque au Brésil où les investisseurs recherchent une exposition aux marchés des matières premières. Nous utilisons les données quotidiennes de l'indice S&P GSCI disponibles sur le site 'investing'.

Le deuxième facteur du marché international contrôlé dans notre étude est le Bon de trésor américain à 10 ans (10-year US Treasury yield). En principe, l'impact du Bon de trésor américain sur le marché d'actions locale devrait être négatif. Bhaattarai et al. (2021) trouve qu'une politique expansionniste aux États-Unis de (Quantitative Easing) apprécie la monnaie locale des pays émergents par rapport au dollar américain et augmente les cours des actions de ces pays. En revanche, pour Micu et al. (2006), une hausse de taux d'intérêt américain augmente la dette d'un gouvernement émergent et a donc un impact négatif sur sa capacité à rembourser sa dette, cela à son tour pourrait conduire les investisseurs étrangers à acheter plus d'actions que d'obligations dans ces pays, conduisant ainsi à une augmentation des rendements d'actions en raison de transfert de richesse des détenteurs des dettes au détenteurs des actions (Micu et al., 2006).

Quant à l'impact de Bon de trésor américain sur le marché obligataire des pays émergents en Amérique latine, nous avons vu dans le troisième chapitre que l'effet du taux d'intérêt américain pourrait varier selon le pays et la période étudiés. Nous avons donc distingué entre deux effets opposés : « l'effet de substitution » ou « l'effet de portefeuille » selon lequel une hausse du taux d'intérêt du Trésor américain à 10 ans devrait accroître l'attractivité des obligations américaines pour les investisseurs internationaux, le risque pays dans les marchés émergents devrait donc augmenter en raison du manque d'offre sur leurs fonds prêtables (Teixeira et al., 2008). Le deuxième

impact du taux du Trésor américain sur les rendements obligataires des pays émergents est l'effet de « fuite vers la qualité », principalement remarquable en période de crise, où une hausse du taux des bons du Trésor américain pourrait conduire les investisseurs internationaux à préférer investir sur les marchés émergents plus sûr plutôt qu'investir dans les titres américains qui deviennent à leurs yeux des titres risqués (Grandes, 2003).

En fin, nous contrôlons une variable spécifique à chacun de sept pays étudiés, Le taux de change de la monnaie locale par rapport au dollar américain. Nous utilisons les données quotidiennes de l'indice USD- monnaie locale pour chaque pays concerné (1 dollar = x unité de la monnaie locale du pays)²⁷. Le taux de change devrait avoir un effet négatif sur les rendements des actions. En effet une augmentation de l'indice indique une dévaluation de la monnaie par rapport au dollar, ce qui augmente l'inflation dans le pays, dégrade la situation financière et augmente le risque, ce qui entraîne une chute des rendements boursiers en monnaie locale. L'effet sur le marché obligataire devrait être en revanche positive, une augmentation de risque pays devraient augmenter la prime de risque demandé par l'investisseur augmentant ainsi le taux d'intérêt sur les obligations souveraines en monnaie locale.

5.2. Méthodologie et spécification des modèles économétriques

5.2.1. Calcul des rendements d'actions et d'obligations

Comme suggéré par les études de Securato, (2008) ; Cavalcante et Hillbrecht, (2016) ; Fatnassi et al.(2014), Les rendements quotidiens des indices boursiers au moment t, $r_{i,t}^s$ sont calculés en tant que première différence des logarithmes naturels des valeurs de l'indice boursier au temps t et t-1, alors que les rendements des obligations au temps t sont calculé comme la différence des valeurs logarithmiques aux temps t-1 et t :

$$r_{i,t}^s = \ln(stock_{i,t}) - \ln(stock_{i,t-1}) \quad (5.1)$$

$$r_{i,t-1}^b = \ln(bond_{i,t-1}) - \ln(bond_{i,t}) \quad (5.2)$$

5.2.2. Les tests d'EMH : l'impact du rating sur les rendements d'actions et d'obligations

Afin d'étudier la réaction des rendements des actions et des obligations aux annonces de nations souveraines, nous établissons la régression suivante de panel à effets aléatoires avec des erreurs types robustes²⁸,

$$r_{i,t} = \alpha + \delta_1 CM_{i,t} + \delta_2 EXC_{i,t} + \delta_3 USTR_{i,t} + \delta_4 R_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5.3)$$

Dans l'équation (5.3), $\mu_{i,t}$ est le terme d'erreur, $R_{i,t}$ est la variable binaire qui a été créé pour déterminer les effets des modifications des notations de crédit souverain sur les rendements des actions (obligations), cette variable prend la valeur «1» pour le jour de l'annonce de la notation et «0» pour les autres jours. Si la variable dans l'équation (5.3) s'avère statistiquement significative, cela signifie que le rendement moyen change de manière significative le jour de l'annonce des notations de crédit souverain du pays i par rapport aux autres jours.

²⁷ Les données quotidiennes de taux de change par rapport aux dollar américain sont disponibles sur le site de la Réserve Fédérale Américain St. Louis <https://fredhelp.stlouisfed.org>

²⁸ Le test de Hausman indique que le terme d'erreur de l'entité n'est pas corrélé avec les prédicteurs. Ce qui nous ramène à conclure que le modèle de régression à effets aléatoires RE est le modèle approprié, Les erreurs types sont regroupées par pays.

Notre modèle examine aussi l'existence des canaux de transmission de risque à travers des canaux internationaux tels que le marché des matières premières, et les rendements des bons du Trésor américain à 10 ans (10-year US Treasury yield), nous contrôlons également un des facteurs spécifiques à chacun de sept pays, le taux de change (USD- monnaie locale du pays i). La variable CM_t est la variable de l'indice S&P GSCI des prix spots des matières premières, EXC_t est le taux de change du pays i vis-à-vis le dollar américain et $USTR_t$ est la variable qui mesure l'impact de bons de trésors américain à 10 ans (10 year US Treasury bond yield).

5.2.3. L'étude de la volatilité conditionnelle

a) Le modèle EGARCH (Les régressions des séries temporelles par pays)

Puisque nous ne pouvons pas récupérer les volatilités conditionnelles de tous ces rendements boursiers et obligataires, nous devons les filtrer à l'aide des modèles paramétriques de volatilité.

Afin de modéliser la volatilité conditionnelle des rendements des indices des obligations et des actions, nous utilisons le modèle d'Hétéroscédasticité conditionnelle EGARCH (Exponential generalised autoregressive conditional heteroscedasticity), spécifique aux séries temporelles, développé par Nelson (1991)- l'hétéroscédasticité signifie une variance non constante. Ce modèle est une extension du modèle GARCH proposé par (Bollerslev, 1986), il nous permettra de générer la volatilité conditionnelle des rendements des actions et des obligations qui sera inclus plus tard dans notre équation de régression. Il convient de noter qu'à ce stade-là, et pour les estimations EGARCH, nous n'utiliserons que les données relatives aux rendements boursiers et obligataires, aucune information de notations souveraines n'a encore été utilisée. Nous analyserons donc ici sept échantillons de série temporelle pour chacun des pays concernés par l'étude.

Nelson (1991) souligne certaines caractéristiques des séries temporelles financières que le modèle GARCH ne peut pas prendre en compte. Premièrement, le modèle EGARCH stipule que les rendements négatifs et positifs ont des impacts différents sur la volatilité, un phénomène connu sous la volatilité asymétrique (l'effet de levier). Cet effet suppose que les chocs négatifs des rendements tendent à engendrer une augmentation de la volatilité supérieure à celle induite par les chocs positifs de même ampleur (Asai et McAleer, 2011). Le modèle EGARCH permet donc aux chocs positifs et négatifs des rendement d'avoir des effets différents sur la volatilité et contribue donc au phénomène de volatilité asymétrique. Or, le modèles GARCH excluent la possibilité de modéliser ce phénomène asymétrique car ils supposent une relation symétrique entre la volatilité passée et la volatilité future. Nelson (1991) et Ding et al. (1993), constatent que chocs positifs des rendements entraînent une augmentation de la volatilité conditionnelle, bien que des chocs négatifs d'ampleur similaire diminuent la volatilité d'une mesure plus importante.

Deuxièmement, le modèle GARCH imposent des restrictions sur les paramètres telles que l'absence du coefficient négatif pour s'assurer que la volatilité ne soit pas négative. Cela limitera la dynamique du processus de variance conditionnelle qui pourrait souvent être violée. Pour résoudre ce problème, les modèles EGARCH utilisent le Log de la variance conditionnelle $\ln \sigma^2_t$. Ce dernier garantit des valeurs positives pour toutes les volatilités conditionnelles.

Troisièmement, Nelson (1991) souligne des difficultés dans l'interprétation de la persistance de séries temporelles financières modélisées par un modèle GARCH. La raison en est que les chocs de volatilité dans le modèle GARCH peuvent persister dans une période puis disparaître dans une autre (the volatility clustering). Le modèle EGARCH

résout ce problème en ajoutant un coefficient dont le but est de donner une mesure de la persistance, facilitant ainsi l'interprétation.

Pour la spécification EGARCH nous supposons que les rendements sont représentés par le modèle suivant :

$$r_{i,t+1} = \mu_i + \varepsilon_{i,t+1} \quad (5.4)$$

$r_{i,t+1}$: est le rendement continuellement composé du temps t à $t+1$ sur l'actions (l'obligation) du pays i .

Le terme d'erreur est égal à la volatilité du rendement des actions et des obligations en plus de $z_{i,t}$ qui sont i.i.d. t -distributed avec une moyenne égale à 0. On va utiliser la distribution t pour ajuster les queues épaisses qui caractérisent les distributions de rendement des actifs. En effet Les queues des distributions des rendements sont en générale plus épaisses que celles d'une loi gaussienne. On parle alors de distribution leptokurtique qui caractérise les séries temporelles des rendements (Campbell et al., 1997 ; Cuthbertson, 2000).

$$\varepsilon_{i,t+1} = \sigma_{i,t+1} z_{i,t+1} \quad (5.5)$$

Où

$z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{i,t}$: $z_{i,t}$ définit les résidus standardisés

Enfin, nous supposons que la volatilité des rendements $r_{i,t+1}$ est présentée par le modèle suivant EGARCH (1/1) de Nelson (1991) :

$$\log(\sigma_t^2) = \omega_i + \beta_i \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha_i \left(\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| - E \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| \right) \quad (5.6)$$

Le paramètre β_i mesure de la persistance de la volatilité impliquant que les chocs de volatilité passés auront un effet sur la volatilité future. Une valeur élevée de β_i indique que les volatilités sont persistantes. α_i est le coefficient qui capture le phénomène de volatilité asymétrique, ce qui signifie que les rendements négatifs ont un effet plus important sur la volatilité par rapport aux rendements positifs de même ampleur. En d'autres termes, dans ce modèle, la réponse de la volatilité aux chocs de rendements positifs et négatifs est asymétrique : le pont des chocs positives des rendements est égal à $|\gamma_i + \alpha_i|$, alors que pour les chocs négatifs, le pont est égal à $|\gamma_i - \alpha_i|$. Dans ce sens, si le coefficient α_i est positif et le coefficient γ_i est négatif, un choc négatif des rendements a un impact plus important sur la volatilité qu'un choc positif car $|\gamma_i - \alpha_i| \geq |\gamma_i + \alpha_i|$. En revanche, si les deux coefficients (γ_i et α_i) sont positif, un choc positif a un impact plus fort qu'un choc négatif de rendement (Nelson, 1991).

b) L'impact de changement de notation d'un pays sur la volatilité conditionnelle dans son propre marché financier (la régression de panel)

Dans cette section, nous spécifions le modèle utilisé pour analyser la réaction de la volatilité des marchés d'actions et d'obligations dans un pays aux changements de ses notes souveraines (dégradations et améliorations). Pour ce faire, nous construisons une équation de régression panel à effets fixes²⁹. Le modèle de panel à effets fixes permet d'utiliser efficacement les données à la fois transversales et temporelles, en fournissant une équation unique décrivant la relation entre plusieurs pays et sur de nombreuses périodes. Il permet également de tirer des résultats là où les données peuvent manquer de variabilité en raison de la nature peu fréquente des changements

²⁹ Le test de Hausman indique que le modèle de régression panel à effets fixes est le modèle approprié, en outre, le test F indique le besoin de contrôler l'effet fixe spécifique aux pays.

de notation. De plus, une régression de panel à effet fixe permet d'isoler les variables qui ne sont pas communes entre les pays, donnant ainsi une véritable mesure de la signification statistique. Le panel à effets fixes est une méthode couramment utilisée dans l'étude du rating souverain, on la trouve notamment dans les travaux de Kaminsky et Schmukler (2002), Grande (2005), Li et al (2008), Chen et al. (2013), Erdem et Varli (2014), Montes et al. (2016):

Nous estimons la régression suivante de panel à effets fixes :

$$\log(\sigma_{i,t}) = \mu_i + \sum_{j=0}^k \varphi_j up_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \tau_j down_{i,t-j} + \beta \log(\sigma_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5.7)$$

Dans l'équation (5.7), La variable dépendante $\log(\sigma_t)$ est la volatilité conditionnelle des actions et des obligations dans le pays i , filtrée à partir de la spécification Egarch (1/1) dans l'Equation (5.6), μ_i est l'effet fixe du pays, $down_{t-j}$ et up_{t-j} sont les variables dummies au temps $t-j$ de l'amélioration et la dégradation des notations souveraines du pays i (par les trois agences ensemble). Afin de saisir la persistance de l'effet du changement des notations, nous avons testé plusieurs retards des variables dummies de up et down. En fin le paramètre β est la mesure de la persistance.

c) La contagion (la réaction de la volatilité conditionnelle dans un pays aux changements des notations souveraines dans les autres pays)

L'effet de contagion entre les pays examine si la volatilité conditionnelle d'un marché donné est impactée par les chocs de notation souveraine dans les autres pays d'ALC 7. L'effet est étudié en intégrant des variables binaires pour les améliorations et les dégradations de rating, la variable binaire comprend les mises à niveau ou les déclassements de tous les autres pays autres que le pays concerné. La régression de la contagion est spécifiée dans l'équation suivante :

$$\log(\sigma_{i,t}) = \mu_i + \sum_{j=0}^k \varphi_j up_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \tau_j down_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \pi_j upcontagion_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \vartheta_j downcontagion_{i,t-j} + \beta \log(\sigma_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5.8)$$

La spécification de l'équation (5.8) est la même que l'équation (5.7), la variable dépendante $\log(\sigma_t)$ est la volatilité conditionnelle des actions et des obligations dans le pays i , μ_i est l'effet fixe du pays, $down_{i,t-j}$ et $up_{i,t-j}$ sont les variables dummies au temps $t-j$ qui reflètent la décision des agences de notations (dégradation ou amélioration de la note souveraine du pays i). Nous ajoutons, les variables « upcontagion » et « downcontagion » reflètent les améliorations et les dégradations des notes dans tout autre pays que le pays i . les coefficients π_j et ϑ_j sont les coefficients correspondants à la contagion qui sont également retardé afin de saisir la persistance de l'effet. En fin le paramètre β est la mesure de la persistance.

5.3. Résultats empiriques obtenus

5.3.1. L'impact des annonces de notations souveraines sur les rendements boursiers et obligataires (les tests d'efficience informationnelle du marché EMH)

a) Test d'efficience faible : test de stationnarités des rendements (Dickey Fuller Augmenté)³⁰

³⁰ Nous avons également effectué un test d'autocorrélation en séries sur les rendements boursiers et obligataires (Test Lagrang-Multiplier), le P-value de deux marchés (action et obligation) était inférieur à 0.05, ce qui nous ramène à rejeter

En suivant les méthodes empiriques utilisées dans la littérature pour tester la forme faible de l'efficience de marché. Nous avons réalisé un test de racines unitaires pour les séries des rendements boursiers et obligataires, Dickey-Fuller augmenté (ADF). Ce test permet de tester la stationnarité dans des séries temporelles. Selon Campbell et al., (1997), l'hypothèse nulle du test de racine unitaire suppose que les séries temporelles contiennent au moins une des racines unitaires (c'est-à-dire suivent une marche aléatoire), tandis que l'hypothèse alternative suppose que les séries temporelles soient stationnaires.

Tableau 5.1 : Test des racines unitaires pour les séries de rendements par pays Dicky fuller augmenté (ADF) ³¹

	Marché d'actions			Marché d'obligations		
	Intercept	Tendance	Non	Intercept	Tendance	Non
Brésil	-0.9666639*** (0.0000)	-0.9702812*** (0.0000)	-0.9637951*** (0.0000)	-1.230064*** (0.0000)	-1.230074*** (0.0000)	-1.230062*** (0.0000)
Mexique	-0.9090008*** (0.0000)	-0.9091147*** (0.0000)	-0.9081879*** (0.0000)	-0.9197316*** (0.0000)	-0.9198633*** (0.0000)	-0.9197132*** (0.0000)
Argentine	-0.9598021*** (0.0000)	-0.9602773*** (0.0000)	-0.9588236*** (0.0000)	-1.034587*** (0.0000)	-1.035293*** (0.0000)	-1.034554*** (0.0000)
Chili	-0.8544808*** (0.0000)	-0.8545309*** (0.0000)	-0.8541075*** (0.0000)	-0.8768693*** (0.0000)	-0.8770128*** (0.0000)	-0.8768664*** (0.0000)
Colombie	-0.8807076*** (0.0000)	-0.881106*** (0.0000)	-0.8806398*** (0.0000)	-1.467887*** (0.0000)	-1.467968*** (0.0000)	-1.467871*** (0.0000)
Pérou	-0.8441714*** (0.0000)	-0.8453527*** (0.0000)	-0.8428813*** (0.0000)	-0.9065764*** (0.0000)	-0.910362*** (0.0000)	-0.9062571*** (0.0000)
Venezuela	-0.9959369*** (0.0000)	-0.995979*** (0.0000)	-0.9957411*** (0.0000)	-0.9408769*** (0.0000)	-0.9410037*** (0.0000)	-0.9408723*** (0.0000)

Note : Test de Dicky Fuller augmenté (ADF) sur les rendements des actions et des obligations. Le test a été réalisé avec 3 tests séparés pour chaque nation, avec un intercept, avec un intercept et un coefficient de tendance et sans aucun. Les valeurs entre parenthèses () indiquent les p-values du test ADF.

En regardant les résultats affichés dans le tableau 1, nous constatons que toutes les séries de rendements sont stationnaires, cela implique que les rendements ne suivent pas une marche aléatoire et que l'efficience faible n'est pas vérifiée sur les deux marchés.

Nos résultats du test (ADF) se conforment aux résultats obtenus par Urrutia (1995) et Ojah et Karemera (1999), qui rejettent l'hypothèses de marche aléatoire pour les quatre marchés d'Amérique Latine (l'Argentine, le Brésil, le Chili et le Mexique).

l'hypothèse nul (de la non-autocorrélation). Cela signifie que les séries des rendements sont corrélées au premier ordre et l'efficience faible n'est pas vérifiée pour les deux marchés.

³¹ Pour le panel nous avons réalisé un test de Dicky Fuller Augmenté (ADF) de type-Fisher sur les rendements de deux marchés (actions et obligations), les résultats du test indiquent la stationnarité de tous les séries de rendements, ce qui confirme donc la non-validité de la forme faible d'EMH.

b) L'impact de rating sur les rendements des actions et des obligations (le test d'EMH semi-forte)

Pour tester l'hypothèse d'efficience semi forte sur les sept marchés latino-américains, nous nous appuyons principalement sur la théorie de base de Fama (1965) selon laquelle la validation de l'efficience semi-forte implique l'ajustement instant et significatif des rendements aux annonces de notations souveraines. Par ailleurs, des travaux récents tels que les travaux de Norden et Weber (2004), indiquent que pour tester la forme semi-forte d'EMH, il faut examiner l'ajustement de prix avant, pendant et après le jour de l'annonce de notation. Si les notations transmettent de nouvelles informations au marché, les prix devraient réagir (le jour) de l'annonce de notation ou (le jour et après) cette annonce. En revanche, un marché non-efficent implique que les prix ne s'ajustent qu'avant et/ou après les annonces.

Tableau 5.2 : Equation de rendements : régression panel (modél 'effets aléatoires'), $r_{i,t} = \alpha + \delta_1 CM_{i,t} + \delta_2 EXC_{i,t} + \delta_3 USTR_{i,t} + \delta_4 R_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ (5.3)

r	Marché d'actions			Marché d'obligations		
	A Avant l'annonce	B Le jour de l'annonce	C Après l'annonce	A Avant l'annonce	B Le jour de l'annonce	C Après l'annonce
R	-0,0000955 (-0,14)	0,00176012 (0,97)	0,0013725** (1,99)	0,001531 (0,65)	-0,0129328 (-1,01)	-0,0004756 (-0,25)
EXC	-0,000305 (-1,61)	-0,0001481** (-1,98)	-0,0038776** (-2,25)	0,0002343 (1,54)	0,000064 (0,56)	0,0007552 (1,36)
CM	0,1919808*** (3,82)	0,1523032*** (3,92)	0,2160812*** (4,41)	-0,0013744*** (-2,95)	0,0000236 (0,04)	0,0011884 (1,17)
TRS	0,0002 (0,41)	0,0001612 (0,44)	0,0010605 (0,49)	0,0015269** (2,07)	0,0122488** (2,09)	0,0046718** (2,72)
_Cons	0,0015837* (1,83)	0,0009551** (2,32)	-0,002633** (-2,4)	0,0065683** (2,14)	0,002526** (2,06)	0,0057326** (2,85)
Obs	30565	39991	30566	12494	16542	12495
Pays	7	7	7	7	7	7

Note : Dans la régression A nous avons testé la réaction des rendements un jour avant l'annonce de rating, le modèle B teste l'ajustement des rendements le jour de l'annonce, en fin dans le modèle C nous avons ajouté un retard au variable R afin de connaître si les marchés bougent un jour après l'annonce. Les valeurs entre parenthèses indiquent le t-statistique des coefficients estimés, les signes ***, **, * représentent la signification statistique à 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Le tableau 5.2 affiche les résultats de l'équation (5.3). Nous analysons l'efficience semi-forte en testant l'ajustement des rendements des actions et des obligations avant, au jour et après l'annonce de rating par les trois agences de notations.

Pour le marché d'actions, les résultats indiquent que les rendements ne réagissent qu'après l'annonce, cela implique que les agences de notations tendent à se comporter de façon procyclique (et donc n'apportent pas d'informations au marché) en retardant l'annonce de rating après les nouvelles de marchés alors que les rendements s'ajustent en permanence aux autres variables telles que le taux de change et la variation des matières premières.

Les rendements obligataires, quant à eux, ne réagissent ni au jour ni après l'annonce de notation. Par conséquent, l'efficience semi forte n'est pas vérifiée sur les sept marchés d'actions et d'obligations en Amérique Latine.

Pour Norden et Weber (2004), cette non-réponse aux annonces s'expliquent par le fait que les notations de crédit ne reflètent que des informations déjà connues, ce qui impliquerait que les prix ne réagissent pas du tout à l'événement de notation. Dans ce cas, les prix des actifs réagiraient en permanence aux actualités de l'entreprise/du marché, alors que les notations de crédit réagiraient avec un retard (ou ne changeraient pas) en raison de l'imperfection des marchés : des révisions peu fréquentes, un manque de personnel ou des politiques de notation particulières.

Dans la lignée de ce travail, certains auteurs interprètent le non-ajustement du prix de marché aux annonces de notations comme l'expression de la forme semi forte de l'efficience des marchés (Brooks et al., 2004 ; Yildirim et Bayar, 2014).

Cette interprétation nous semble pour notre part difficile à accepter car nous avons vu plus haut que l'efficience faible n'était pas vérifiée (Le test des racines unitaires (Dickey Fuller augmenté) confirme la stationnarité de tous les séries de rendements, ce qui confirme donc la non-validité de la forme faible de l'efficience. Le test d'autocorrélation sur les rendements boursiers indique que les séries de rendement sont corrélées au premier ordre). Lindner et al. (2010) indiquent que les deux formes d'efficience (faible et semi-forte) sont fortement liées les unes aux autres. En effet, la forme faible comprend des informations sur le prix passé alors que la forme semi-forte comprend à la fois des informations sur les prix et des annonces public. Selon cet argument, si un marché s'avère non-efficient sous sa forme faible, il devrait l'être également sous sa forme semi-forte (Bodie et al., 2003, Lindner et al., 2010).

Notre travail économétrique révèle que les rendements boursiers sont fortement impactés par la variation des cours de matières premières (avec un coefficient plus fort que les taux de change), le coefficient associé à la variable CM se révèle positif et significatif à 1%. Ce résultat confirme l'argument des études antérieures selon lesquelles les mouvements des marchés des matières premières agissaient comme un catalyseur systématique des mouvements du marché boursier dans les pays exportateurs des matières premières (Ben Nasr et al., 2018 ; De Oliveira et al., 2018). Si l'on considère que le pétrole et l'agriculture ont un poids significatif dans l'indice (S&P GSCI) des matières premières (40% et 10% respectivement), une tendance positive sur les marchés des matières premières peut indiquer une augmentation de la demande d'énergie (et d'autres matières premières pour la production) en raison de fondamentaux économiques mondiaux favorables, ce qui signifie également une bonne nouvelle pour les pays émergents puisque les investisseurs seraient plus disposés à détourner leurs fonds vers les marchés boursiers émergents afin de profiter de la vague de croissance mondiale (Ben Nasr et al., 2018).

En regardant l'impact du taux de change sur les rendements des indices boursiers des sept pays, nous constatons que l'évolution de taux de change a un impact positif et significatif sur les rendements boursiers des pays d'Amérique Latine à 5%, ce qui signifie qu'une appréciation du dollar par rapport à la monnaie locale de chaque pays (c'est-à-dire une dévaluation de la monnaie locale contre le dollar) entraînera une baisse l'indice boursier exprimé en monnaie locale de chacun des pays.

Ce résultat est conforme à la littérature existante sur les marchés émergents (Blau, 2018 ; Mechri et al., 2019), en effet, une forte dévaluation de la monnaie locale par rapport au dollar américain, déstabilise les prix et entraîne une inflation dans le pays émergent, ce qui influence le comportement des investisseurs qui effectuent des sorties des investissements et une chute des rendements boursiers en monnaies locales. Pour le marché d'obligations en monnaie nationale, l'effet de taux de change L'impact de Bon de trésor américain à 10 ans est positif et significatif à 5% sur les rendements obligataires. Le signe positif de Bon de trésor américain indique qu'une

amélioration de taux d'intérêt aux Etats-Unis augmente le risque pays sur les sept marchés d'Amérique Latine ce qui accroît le taux d'intérêt sur les obligations émises en monnaies locales. Contrairement à notre analyse dans le troisième chapitre sur les 14 pays d'Amérique Latine, où on trouve une forte domination de l'aversion au risque et une évidence de l'effet de fuite vers la qualité, l'analyse empirique dans ce chapitre (sur l'échantillon des ALC7) indique que l'effet de substitution ou de portefeuille domine. En effet, les résultats montrent que la hausse de Bon de trésor américain à 10 ans entraîne une baisse de taux d'intérêt des obligations émises par les sept états d'Amérique Latine. Cela signifie qu'une hausse de taux d'intérêt américain avait réduit le risque pays sur ces sept marchés.

5.3.2. Les Résultats de l'analyse de la volatilité conditionnelle

a) La volatilité asymétrique : la volatilité conditionnelle spécifique à chacun des sept pays d'ALC7 (les estimations Egarch(1/1))

Dans le tableau 5.3, nous présentons les résultats des analyses de séries temporelles (par pays) pour l'estimation de la volatilité conditionnelle filtrée dans l'équation (5.6) à l'aide de la spécification Egarch (1/1).

Tableau 5.3 : Estimation EGARCH (1/1) (les séries temporelles par pays), équation (5.6) : $\log(\sigma_t^2) = \omega_i +$

$$\beta_i \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha_i \left(\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| - E \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| \right) \quad (5.6)$$

Pays	Slope γ_i	Asymétrie α_i	Persistance β_i	D.F.	Obs
Marché des actions					
Brésil	-.0486535*** (0.000)	.1865136*** (0.000)	.9853097*** (0.000)	9.19	6871
Mexique	-.0752458*** (0.000)	.1623773*** (0.000)	.9874087*** (0.000)	8.13	6815
Argentine	-.0591486*** (0.000)	.2065266*** (0.000)	.9663011*** (0.000)	5.47	6528
Chili	-.0649019*** (0.000)	.2273707*** (0.000)	.9711945*** (0.000)	8.36	6608
Colombie	-.0685426*** (0.000)	.2918959*** (0.000)	.9480005*** (0.000)	5.59	3259
Pérou	-.023143*** (0.000)	.2796595*** (0.000)	.9701184*** (0.000)	5.56	5068
Venezuela	.0512403*** (0.000)	.7186394*** (0.000)	.8235604*** (0.008)	2.89	4836
Marché des obligations					
Brésil	-.0304954*** (0.004)	.3516865*** (0.000)	.9686809*** (0.000)	3.47	3461
Mexique	-.051039*** (0.000)	.2417993*** (0.000)	.9710322*** (0.000)	5.68	3710

Argentine	-.093128*** (0.000)	.3607457*** (0.001)	.9744024*** (0.000)	2.01	1360
Chili	.0884017*** (0.000)	.2797393*** (0.000)	.9726337*** (0.000)	3.10	3048
Colombie	.0831651*** (0.000)	.1716811*** (0.000)	.4378124*** (0.000)	2.54	2291
Pérou	.0900908*** (0.000)	.3610053*** (0.000)	.9892505*** (0.000)	2.08	589
Venezuela	-.1274126*** (0.000)	.1574173*** (0.000)	.960027*** (0.000)	3.26	2076

Note : Le P-value pour la signification statistique des coefficients estimés sont indiquées entre parenthèses. Les signes ***, **, * indiquent la signification statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement. D. F. indique le nombre de degrés de liberté de la t-distribution du terme d'erreur dans l'équation (5.6).

Nous pouvons constater que, pour les sept pays analysés, les coefficients des modèles EGARCH estimés sont statistiquement significatifs. Le coefficient β associé à la volatilité retardée était pour la plupart des pays significative et proche de 1 (sauf Colombie, marché des obligations), ce qui signifie que la volatilité est persistante dans les deux marchés et que les chocs passés de la volatilité ont un impact fort sur la volatilité future.

En outre, le coefficient estimé α_i qui capture l'effet asymétrique des rendements sur la volatilité est également statistiquement significatif pour tous les pays. D'après la méthodologie, on sait que si le coefficient α_i est positif alors que le coefficient γ_i est négatif, un choc négatif des rendements a un impact plus important sur la volatilité qu'un choc positif. Cela nous semble être le cas pour la plupart des pays, notamment dans le marché d'actions à l'exception de Venezuela. Par conséquent, les chocs de rendement négatifs sont plus pertinents que les chocs de rendement positifs dans les marchés des actions d'Amérique Latine. Les marchés des obligations affichent en revanche des résultats mixtes, avec des coefficients γ positifs, le cas de Chili, Colombie et Pérou. Cela implique que pour ces pays, les chocs de rendement positifs ont un effet plus significatif sur la volatilité que des chocs négatifs. En générale, les résultats valident le phénomène de la volatilité asymétrique ou (l'effet de levier) sur les sept marchés d'Amérique Latine, et sont conformes aux conclusions de Black (1976), Nelson (1991), Ding et al. (1993) et Asai et McAleer (2011). Notre résultat confirme également les études récentes ayant trouvés une évidence de la volatilité asymétrique sur les marchés d'Amérique latine telles que les études de Cermeño & Suleman (2014) pour les cinq principaux marchés boursiers en Amérique latine (Brésil, Chili, Colombie, Mexique, Pérou),

b) La volatilité moyenne par catégorie de rating

Tableau 5.4 : La volatilité moyenne des marchés des actions et des obligations par agence et par catégorie de notation

Rating	Volatilité du marché d'actions				Volatilité du marché d'obligations			
	S&P	Moody's	Fitch	Tous	S&P	Moody's	Fitch	Tous
Investment Grade								
AA-/ Aa3	0,00010268	0,00011053		0,00010661	0,00009015	0,00010162		0,000095885
A+ / A1	0,00046089	0,00080104	0,00011064	0,00045752	0,00026206	0,00036522	0,00011025	0,000245843
A / A2	0,00011216	0,00017389	0,00045913	0,00024839	0,00013499	0,00017121	0,00028486	0,00019702
A- / A3	0,00013613	0,00015398	0,0001367	0,00014227		0,00072977	0,00019926	0,000464515
BBB+ / Baa1	0,00017192	0,00016335	0,00017103	0,00016877	0,00061084	0,00014139	0,00063243	0,000461553
BBB / Baa2	0,00017903	0,00035726	0,00034458	0,00029362	0,00019817	0,00024162	0,00019886	0,000212883
BBB- / Baa3	0,00044992	0,00024493	0,00027913	0,00032466	0,00042575	0,0004086	0,00047412	0,000436157
Speculative Grade								
BB+ / Ba1	0,00023261	0,0003548	0,00017949	0,00025563	0,00017308	0,00066927	0,00017735	0,0003399
BB / Ba2	0,00036192	0,00037781	0,00039695	0,00037889	0,0008308	0,00057363	0,00086088	0,000755103
BB- / Ba3	0,02482376	0,00026949	0,01905077	0,01471467	0,00045876		0,00047897	0,000468865
B+ / B1	0,01615731	0,00052214	0,0353626	0,01734735	0,00052662		0,00206084	0,00129373
B / B2	0,03179275	0,05337123	0,02733087	0,03749828	0,01259796	0,00045741	0,02391338	0,012322917
B- / B3	0,02059096	0,00090318	0,05282	0,02477138	0,02480608	0,02915097	0,0098531	0,02127005
CCC+ / Caa1	0,03273966	0,03204365	0,09765747	0,05414693	0,00153216	0,01246905		0,007000605
CCC / Caa2	0,08923901	0,00092807	0,06310423	0,05109044	0,00059431	0,00838794	0,00091385	0,0032987
CCC- / Caa3	0,01501431	0,07815744	0,00078465	0,0313188	0,00446821	0,0008139		0,002641055
CC / Ca	0,00261001	0,055186	0,0596235	0,03913984	0,00817246	0,0028469	0,00570077	0,005573377
C		0,06130005	0,0015507	0,03142538		0,00051717	0,00955669	0,00503693
SD/D	0,02524979	0,01853901	0,02127623	0,02168834	0,01212156		0,01246686	0,01229421

Note : Ce tableau rapporte les volatilités moyennes quotidiennes des rendements dans le deux marchés (actions et obligations), les volatilités historiques pour chacune des différentes notations (AA-,...,SD).

Le tableau 5.4 affiche les volatilités moyennes des actions et des obligations afin d'évaluer si une notation plus faible entraîne en moyenne une plus grande volatilité des actions et des obligations. Il semble y avoir une nette augmentation de la volatilité des actions avec la dégradation de la note moyenne, notamment sur le marché d'actions (à partir du niveau BB-). En moyenne, et pour l'ensemble de trois agences de notations, les pays de catégorie spéculative connaissent environ 108 fois plus de volatilité sur leurs marchés d'actions que leurs homologues de catégorie investissement. En revanche, pour les marchés d'obligations, nous ne constatons pas cette tendance (d'une augmentation nette et progressive) de la volatilité moyenne avec la dégradation de la note souveraine, notamment dans la classe spéculative, la volatilité moyenne pour l'ensemble de trois agences augmente pour les notes du niveau (B) et puis rebaisse pour les notations des niveaux (CCC, CC et C), pour qu'elle ré-augmente de nouveau au niveau SD/D. Néanmoins, les pays de catégorie spéculative connaissent environ 19 fois plus de volatilité sur leurs marchés d'obligations que leurs homologues de catégorie investissement.

Les résultats obtenus sur les sept marchés d'actions en Amérique Latine sont conformes aux travaux précédents tels que les travaux de Heinke (2006), qui trouve des preuves qu'en moyen, les obligations de qualité spéculative ont des volatilités plus élevées que celles de qualité investissement.

Pour un mouvement transversal entre les deux catégories du rating (de BBB- à BB+), nous ne remarquerons pas un changement significatif des volatilités moyennes, à l'exception de l'agence Moody's où on constate une augmentation légère de la volatilité moyenne lors du passage de la note BBB- à la note BB+.

c) L'impact de changement de notations souveraines (améliorations et dégradations) sur la volatilité conditionnelle des marchés financiers

Tableau 5.5 : Notations souveraines des ALC7 : nombre d'actions de changement de notation souveraine par pays et par agence (Améliorations et dégradations)

Pays	Standrd & Poor's			Moody's			Fitch			Les trois agences		
	Changement de notation			Changement de notation			Changement de notation			Changement de notation		
	Up	Down	Totale	Up	Down	Totale	Up	Down	Totale	Up	Down	Totale
Argentine (1994-2021)	12	19	31	5	9	14	13	20	33	30	48	78
Brazil (1994-2021)	8	6	14	8	4	12	8	7	15	24	17	41
Chili (1994-2021)	4	1	5	4	1	5	3	2	5	11	4	15
Mexique (1994-2021)	5	3	8	5	1	6	5	3	8	15	7	22
Venezuela (2000-2021)	5	11	16	1	5	6	3	9	12	9	25	34
Pérou (2000-2021)	5	1	6	5	0	5	5	1	6	15	2	17
Colombie (2008-2021)	2	1	3	3	0	3	2	1	3	7	2	9
Totale	41	42	83	31	20	51	39	43	82	111	105	216

Source : l'auteur, en s'appuyant sur des informations de Standard & Poor's, Moody's et Fitch.

Les données historiques de changement de notation dans les ALC7 sont affichées dans le tableau 5.5, jusqu'en 2021 les trois agences de notations ont effectué 216 changements de notation de crédit pour les sept pays. Les améliorations (111) ont légèrement dépassé les dégradations (105). L'agence Standard & Poor's a représenté le plus grand nombre de changements (83), suivi par Fitch (82) et Moody's (51). Le nombre de déclassements a dépassé le nombre de mises à niveau pour Standard & Poor's et Fitch mais dans le cas de Moody's, le nombre d'améliorations a dépassé le nombre de déclassements. Plus de la moitié de ces changements de note de crédit (56 %) et 64 % du nombre total de mises à niveau et 48 % des déclassements ont eu lieu au cours de la période 2003-2017.

Le tableau 5.6 affiche le résultat de l'équation (5.7) dans laquelle nous mesurons l'impact des améliorations et des dégradations de notes sur la volatilité conditionnelle, nous avons inclus deux retards pour chacune des variables (up et down), l'objectif ici est de montrer l'effet de changement de notation le jour de l'annonce, le lendemain et après deux jours, nous avons testé plusieurs retards, généralement 2 retards ont été trouvés suffisants pour capturer l'impact dynamique de changement de rating. Les résultats montrent l'existence d'une asymétrie sur les effets des changements des notations souveraines sur la volatilité. Pour le marché d'actions, on observe que les dégradations des notes souveraines ont un effet significatif à 1% sur la volatilité des rendements le jour et le lendemain de l'annonce de dégradation alors que l'effet des améliorations n'est pas significatif. On retrouve ici l'effet de levier décrit par la théorie de l'aversion aux pertes de Tversky et Kahneman (1991). Ce résultat confirme bien les travaux ultérieurs mettant en évidence l'existence d'un effet de levier sur les marchés

boursiers des pays émergents, en particulier ceux de Reisen et Maltzan (1998), Brooks et al. (2004) et Gande and Parsley (2005).

Tableau 5.6 : Résultats de l'équation (5.7), model de panel à effets fixes (régression panel sur la volatilité conditionnelle) $\log(\sigma_{i,t}) = \mu_i + \sum_{j=0}^k \varphi_j up_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \tau_j down_{i,t-j} + \beta \log(\sigma_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$ (5.7)

		MARCHE D' ACTIONS	MARCHE D' OBLIGATIONS
Up (φ_j)	Jour 0	.0171219 (0.42)	-.0449327** (-2.43)
	Jour 1	-.0004646 (-0.01)	-.0000774 (-0.01)
	Jour 2	-.0157741 (-0.45)	-.0180229 (-0.76)
Down (τ_j)	Jour 0	.2245643*** (3.23)	-.0338967 (-1.57)
	Jour 1	.1265851*** (3.01)	.0001778 (0.01)
	Jour 2	-.0224995 (-0.57)	.0337408 (1.72)
La volatilité retardée (β)		.8666147*** (197.78)	.9496473*** (38.19)
R2 avec [sans] la volatilité retardée		0.9785 [0.6564]	0.9733 [0.3035]
Observations		39992	16542
Pays		7	7
Améliorations		111	38
Dégradations		105	51

Note : Ce tableau présente les résultats de l'estimation qui correspond à l'équation (5.7). Les t-statistiques pour la signification des coefficients estimés sont indiqués entre parenthèses. Dans ce tableau, "****", "***", "**" représente la signification statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement. Entre crochets s'affiche le R² de la régression sans la volatilité retardée. Jour 0 indique le jour d'annonce de changement de notation, Jour 1 indique le lendemain de l'annonce et Jour 2 indique 2 jours après l'annonce.

Sur les marchés d'Amérique latine, Freitas et Minardi (2013) analysent si un changement de rating (ou une annonce de Credit Watch) a un impact significatif sur les cours des actions dans les quatre principales économies d'Amérique latine : l'Argentine, le Brésil, le Chili et le Mexique. Leurs résultats montrent que l'impact est significatif pour une dégradation de note alors qu'il est moins pertinent lors d'une amélioration de note.

Pour le marché d'obligations, les améliorations de notation le jour de l'annonce entraînent un impact plus significatif que les dégradations. Ce résultat est en cohérence avec les résultats de Balcilar et al. (2017), qui trouvent que la prévisibilité du rendement et de la volatilité via les notations de crédit est principalement dirigée par les améliorations de notation. Ils indiquent que les annonces positives de notation sont généralement plus difficiles à anticiper par les acteurs du marché et contribuent ainsi à un effet plus significatif sur les rendements

et la volatilité du marché. En outre, en périodes de crise, il est plus facile pour les investisseurs d'anticiper une dégradation de notation, ce qui rend l'effet de cette dégradation de note sur la dynamique de marché plus faible par rapport à une amélioration.

Dans tous les cas, la valeur du coefficient β est proche à 1, cela indique que la volatilité est persistante et que les chocs passés de la volatilité ont un impact très important sur la volatilité future.

Cette valeur élevée du coefficient β associé à la volatilité retardée signifie qu'environ 87 % (95% dans le cas du marché d'obligations) d'un choc de la volatilité passée est transmis à la volatilité actuelle. Ce résultat suggère que les investisseurs ont une mémoire longue. Dès lors, les économies émergentes ayant une histoire de volatilité élevée sont susceptibles de rencontrer des difficultés majeures pour attirer des investissements indépendamment des améliorations de leurs conditions macroéconomiques.

Pour les deux régressions, les R2 de deux régressions sont élevés et supérieurs à 0,95, ce qui peut s'expliquer par la persistance de la volatilité (volatilité retardée). Pour le tester, nous avons effectué des régressions complémentaires qui ne prennent pas en compte la volatilité retardée. Les R2 de ces régressions alternatives se révèlent beaucoup plus faibles (0.65 pour le marché d'actions et 0.30 pour le marché d'obligations), comme l'indiquent les valeurs dans le tableau 5.6.

On note enfin un signe positif de la variable de dégradation (down) et un signe négatif de la variable d'amélioration (up), ce qui confirme les conclusions des études précédentes : l'amélioration de la note souveraine entraîne une atténuation de la volatilité des marchés émergents tandis que la dégradation augmente cette volatilité (Cermeño et Suleman, 2014 ; Cavalcante et Hillbrecht, 2016).

Dans le tableau 5.7, nous présentons les résultats de l'équation 5.7 par l'agence de notation souveraine. En générale les résultats confirment ceux obtenus dans le tableau 5.6, indiquant un effet asymétrique de changement de notation sur la volatilité des rendements dans les deux marchés notamment pour les deux agences leaders S&P et Moody's.

En outre, nous constatons que, sur le marché d'actions, les dégradations de la note souveraine entraînent un impact significatif sur la volatilité (le jour et le lendemain pour l'agence S&P, et le lendemain pour les agences Fitch et Moody). Sur le marché d'obligations, les résultats indiquent au contraire que seules les améliorations de note souveraine ont un impact significatif à 1% (au jour de l'annonce de notation par S&P) et à 5% (au jour de l'annonce de notation par Moody's). En fin, comme dans le tableau 5.6, nous constatons que, pour toutes les agences, le signe est positif pour la dégradation de note et négatif pour l'amélioration de la note souveraine.

Tableau 5.7 : Résultats de l'équation (5.7), model des effets fixes (régression panel sur la volatilité conditionnelle), par agence de rating

	MARCHE D' ACTIONS			MARCHE D'OBLIGATIONS		
	S&P	Moody's	Fitch	S&P	Moody's	Fitch
UP						
JOUR 0	-.0908309 (-1.31)	.0469517 (0.59)	.1093604 (1.55)	-.0893559*** (-6.06)	-.0618728** (-2.86)	-.0054874 (-0.36)
JOUR 1	-.0093493 (-0.13)	-.0325841 (-0.41)	-.0581179 (-0.83)	.0289046 (1.01)	-.0110873 (-0.26)	-.0234984 (-1.07)
JOUR 2	-.0147119 (-0.21)	-.0030068 (-0.04)	-.0451554 (-0.64)	-.0289252 (-0.93)	.0164462 (1.57)	-.0562131 (-0.92)
DOWN						
JOUR 0	.2094517*** (3.01)	.0372729 (0.38)	.0424161 (0.62)	-.0283243 (-0.99)	-.0157935 (-1.06)	-.0170977 (-0.88)
JOUR 1	.1416796** (2.02)	.1895204* (1.93)	.1144744* (1.67)	.066517 (1.09)	-.0640367 (-1.43)	-.0289138 (-0.85)
JOUR 2	-.0643694 (-0.92)	-.0948223 (-0.97)	.0879865 (1.28)	.0446696 (1.27)	.0348145 (1.20)	.001461 (0.12)
La Volatilité Retardée		.8665823*** (197.64)			.949783*** (38.23)	
R2		0.979			0.973	
Observations Pays		39978 7			16542 7	
Améliorations	41	31	39	17	11	11
Dégradations	42	20	43	21	10	25

Note : Ce tableau présente les résultats de l'estimation qui correspond à l'équation de régression dans (5.7) par agence de notation. Les t-statistiques pour la signification des coefficients estimés sont indiqués entre parenthèses. Dans ce tableau, "***", "**", "*" représente la signification statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement. Jour 0 indique le jour d'annonce de changement de notation, Jour 1 indique le lendemain de l'annonce et Jour 2 indique 2 jours après l'annonce.

Dans le tableau 5.8, nous étudions l'impact de changement de notations souveraines sur la volatilité conditionnelle dans chacun des sept marchés d'Amérique Latine. Pour ce faire, nous avons établi l'équation EGARCH (1/1) suivante :

$$\ln(\sigma_t) = cst + \tau up_t + \rho down_t + \beta' \ln(\sigma_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Où la variable dépendante $\ln(\sigma_t)$ est la volatilité conditionnelle des rendements dans chacun de sept marchés d'actions et d'obligations, filtrée à partir de la spécification dans l'équation (5.6), $down_t$ et up_t sont les variables muettes au temps t de la dégradation et l'amélioration de rating (pour chacun de sept pays) par les trois agences. Le paramètre β' est la mesure de la persistance.

Nous pouvons clairement constater sur tous les marchés analysés, la volatilité était persistante avec une valeur de β' proche à 1. En plus, et conformément à nos résultats de la régression de panel, pour la majorité des marchés boursiers, l'impact de dégradation de note était plus significatif que celui d'une amélioration, à l'exception de Venezuela où on trouve un effet peu significatif (à 5%) le lendemain d'une amélioration de la note souveraine par les trois agences de notations. Quant au marché d'obligations, l'effet était inverse avec les améliorations de la note souveraine entraînent un impact plus significatif (à 1% au jour de l'annonce au Brésil, au Chili et en Colombie et le lendemain en Argentine).

Tableau 5.8 : Estimations EGARCH sur la volatilité conditionnelle, impact des (améliorations et dégradations) (par pays)

Pays	Up (τ)			Down (ρ)			Volatilité retardée (β')
	Jour 0	Jour 1	Jour 2	Jour 0	Jour 1	Jour 2	
Marché des actions							
Brésil	.0096841	.0148813	.0060624	.0421163***	.0309254***	-.0276725	.9789093***
[24, 17]	(0.53)	(0.90)	(0.37)	(2.04)	(2.07)	(-0.71)	(0.000)
Mexique	.0160603	.0104217	.0115122	.0022004	.1332968***	.0615503	.9995948***
[15, 7]	(0.16)	(0.25)	(0.22)	(0.03)	(2.69)	(-0.23)	(0.000)
Argentine	-.0273563	-.0294285	-.0247334	.127595***	.066902**	.0365555	.9609625***
[30, 48]	(-0.56)	(-0.60)	(-0.47)	(6.24)	(2.10)	(1.49)	(0.000)
Chili	-.0254313	.0076672	-.0184933	.0201242	-.0337253	-.0267166	.9728516***
[11, 4]	(-0.32)	(0.19)	(-0.43)	(0.23)	(-0.19)	(-0.31)	(0.000)
Colombie	.03963	.0381546	-.0010157	.0139405**	1.019447***	.1131725	.9980125***
[7, 2]	(-1.03)	(0.80)	(-0.02)	(2.01)	(3.24)	(1.55)	(0.000)
Pérou	.0522889	.0005413	.0587407	.0795188***	.0989011***	-.1065019	1.016174***
[15, 2]	(0.79)	(0.01)	(1.06)	(3.21)	(2.73)	(-0.62)	(0.000)
Venezuela	.0413655	.1947366**	-.002952	-.0025509	-.0720959***	.0694337	.1676087***
[9, 25]	(1.14)	(2.56)	(-0.05)	(-0.03)	(-4.18)	(1.51)	(0.000)
Marché des obligations							
Brésil	-.0929982***	.0217288	-.0006535	-.0325611	.0223128	.0584946	.9719509***
[8, 10]	(-2.95)	(0.39)	(-0.01)	(-0.69)	(0.47)	(1.24)	(0.000)
Mexique	-.0498038	-.0117425	-.0815092*	-.0091624	-.0424769	.0020599	.962036***
[5, 6]	(-1.15)	(-0.27)	(-1.88)	(-0.23)	(-1.07)	(0.05)	(0.000)
Argentine	.0142939	-.0609218***	.0129893	-.0084648	-.0085537	-.0028412	.9497238***
[14, 13]	(0.78)	(-3.36)	(0.72)	(-0.46)	(-0.45)	(-0.15)	(0.000)
Chili	-.1582209***	.0889055	-.0761367	-.0855578	.1234869*	.0316958	.957733***
[5, 4]	(-2.65)	(1.44)	(-1.23)	(-1.24)	(1.78)	(0.46)	(0.000)
Colombie	-.1101829***	.0030831	-.0001223	-.0031737	-.0029416	.001817	.4309165***
[5, 2]	(-2.64)	(0.24)	(-0.01)	(-0.15)	(-0.14)	(0.09)	(0.000)
Venezuela	-.040692	-.0366364	-.0775776	.0196821	.0858713*	-3.89e-06	.9814512***
[1, 16]	(-0.32)	(-0.29)	(-0.61)	(0.61)	(1.63)	(-0.00)	(0.000)

Note : Pour le marché obligataire du Pérou on a le moins nombre d'observations (589 observations) pour une période (07/11/2018 – 23/09/2021) et aucun changement de notation (dégradation/ amélioration) n'a été effectué par les agences pour ce pays pendant cette période estimée. Nous avons donc décidé d'éliminer le Pérou de l'échantillon du marché obligataire. Entre crochets [nombre de upgrades, nombre de downgrades].

d) L'effet de contagion : réaction de la volatilité conditionnelle sur un des sept marchés aux changements de notations souveraines sur les autres marchés

Dans cette partie, nous analysons les résultats de l'estimation de la volatilité conditionnelle pour les marchés boursiers et obligataires, mais en tenant compte des effets de contagion. La régression de panel à des effets fixes est représentée par l'équation (5.8) : $\log(\sigma_{i,t}) = \mu_i + \sum_{j=0}^k \varphi_j up_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \tau_j down_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \pi_j upcontagion_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \vartheta_j downcontagion_{i,t-j} + \beta \log(\sigma_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$ (5.8)

D'après les résultats de tableau 5.9, nous constatons que la volatilité conditionnelle de chacun des sept marchés répond significativement aux changements de sa notation souveraine. En plus, conformément aux résultats obtenus dans le tableau 5.7, les dégradations de la note souveraine ont un impact significatif sur la volatilité des marchés boursier tandis que, pour les améliorations de la note, aucune réaction n'a été observée. Contrairement au marché boursier, une amélioration de note souveraine affecte significativement la volatilité du marché obligataire alors que les dégradations de la note n'ont pas d'impact significatif sur la volatilité.

Tableau 5.9 : Résultats de l'équation (5.8), l'effet de contagion, régression panel à Effets Fixes

	MARCHE D' ACTIONS		MARCHE D'OBLIGATIONS	
	A	B	A	B
Up (φ)				
Jour 0	.0213158 (0.51)	.0179883 (0.44)	-.0444049** (-2.63)	-.0439718* (-2.27)
Jour 1	-.0313986 (-0.75)	.0004215 (0.01)	.0004891 (0.06)	.001317 (0.15)
Jour 2	-.0231493 (-0.55)	-.0155102 (-0.45)	-.0182175 (-0.79)	-.0178822 (-0.77)
Down (τ)				
Jour 0	.0957953*** (2.48)	.1032614** (2.12)	-.0344711 (-1.68)	-.0365779 (-1.60)
Jour 1	.0771557* (1.70)	.1273131*** (3.03)	.0014414 (0.10)	-.001241 (-0.09)
Jour 2	-.0240408 (-0.53)	-.0239809 (-0.61)	.0320216 (1.68)	.031815 (1.65)
Upcontagion (π)				
Jour 0	-.0672758*** (-3.60)	-.0150359 (-1.27)	-.0086541 (-1.18)	-.0058503 (-0.70)
Jour 1	-.0469953** (-2.52)	.0043671 (0.38)	-.0033957 (-0.28)	-.0195652* (-2.09)
Jour 2	-.0097841 (-0.52)	-.0256184** (-2.41)	.00861 (0.47)	-.0126599 (-1.94)
Downcontagion (ϑ)				
Jour 0	.0254186 (1.30)	.0126748 (1.04)	.0242562*** (4.58)	.0892161*** (2.93)
Jour 1	.0024637 (0.13)	.0244597** (2.55)	.0190494 (1.14)	.0003341 (0.05)
Jour 2	-.0216355 (-1.11)	-.0073054 (-0.61)	-.0067936 (-0.50)	.0032608 (0.25)
La Volatilité Retardée	.8665289*** (197.74)	.8665168*** (197.75)	.9495064*** (38.09)	.9490073*** (37.86)
R2 Avec [Sans] La Volatilité Retardée	0.97 [0.36]	0.98 [0.31]	0.97 [0.30]	0.97 [0.68]
Obs	39978	39978	16542	16542
Pays	7	19	7	19
Améliorations	111	111	38	38
Dégradations	97	97	51	51
Upcontagion	572	1199	200	493
Downcontagion	525	1151	258	560

Note : Upcontagion et downcontagion indiquent l'amélioration et la dégradation de rating dans des pays autres que le pays i. La régression (A) désigne la première régression pour les sept pays concernés par l'étude, dans le model (B) nous avons inclus tous les pays d'Amérique Latine (les 19 pays notés par les agences de notations) afin d'augmenter la fréquence de rating pour les variables de contagion (upcontagion et downcontagion).

Concernant l'effet de contagion (selon lequel la volatilité conditionnelle dans le marché i est affectée par changement de notation dans les autres marchés). Le coefficient π associé à la variable 'upcontagion' est significatif uniquement dans le cas d'amélioration de notation sur le marché d'action. Les résultats indiquent que la volatilité conditionnelle dans un des sept marchés boursiers se réduit significativement le jour et le lendemain des améliorations de notation souveraine qui se produisent sur les six autres marchés (comme le démontre le modèle A). Les dégradations de notation quant à eux, n'ont aucun effet significatif. En revanche, pour le marché d'obligation, seules les dégradations de notation sont pertinentes. La volatilité conditionnelle dans un des sept marchés obligataires semble être significativement impacté par les dégradations de notations dans les six autres marchés, alors que l'impact des améliorations de note n'est pas significatif.

En résumé, il semble que les annonces de notations souveraines créent une interdépendance entre les marchés financiers des ALC7 avec des améliorations de note (resp. les dégradations) d'un pays conduisant à une diminution (augmentation) de la volatilité des autres pays. Pour le marché d'action, la significativité des annonces positives d'amélioration de note implique que ces annonces sont difficiles à anticiper par les investisseurs de la région. En revanche, sur le marché d'obligations, ce sont plutôt les annonces négatives qui sont peu anticipées et créent par conséquent un choc supplémentaire pour les investisseurs de la région, conduisant ainsi à cette réponse significative de volatilité du marché d'obligations. Ces résultats pourraient guider les décideurs politiques dans les sept marchés d'Amérique latine pour anticiper les chocs financiers négatifs qui peuvent affecter leurs marchés financiers d'obligations en raison de chocs négatifs qui se produisent dans d'autres pays, et mettre en place les mécanismes nécessaires pour absorber ces chocs négatifs.

e) L'Analyse de robustesse :

Pour la robustesse nous estimons trois modèles alternatifs : le modèle EGRACH avec une distribution Gaussienne, le modèle GJR-GARCH de (Glosten et al., 1993) et le modèle Egarch avec le terme autorégressif (Arch in mean) dans l'équation de moyenne³².

Le modèle GJR-GARCH, quant à lui, permet des éventuelles asymétries dans l'effet des chocs de rendement sur la volatilité conditionnelle (l'effet de levier). Cependant, ce modèle impose toujours des contraintes de non-négativité, comme c'est une caractéristique des modèles GARCH (Brooks, 2014).

Pour chacun des modèles ci-mentionnés, nous filtrons les volatilités correspondantes puis estimons les équations (5.7) et (5.8).

Comme nous pouvons le voir, les résultats sont robustes par rapport au tableau 6, les améliorations de notation dans un pays n'ont aucun effet significatif sur la volatilité de son marché d'actions, tandis que les déclassements ont un effet significatif le jour et le lendemain de l'annonce de déclassement.

³² Comme on pouvait s'y attendre, les coefficients autorégressifs ne sont pas statistiquement significatifs pour la plupart des pays. Nous savons d'après Ding, Granger et Engle (1983) que les séries temporelles de rendements présentent peu ou pas de comportement dynamique dans la moyenne.

Tableau 5.10 : Analyse de robustesse sur la volatilité des 7 marchés, les modèles alternatifs (EGARCH avec distribution Gaussienne, Egarche avec Archm, GIR Garch) (régression de panel à effets fixes)

		Marché d'actions			Marché d'obligations		
		EGARCH Gaussian	EGARCH Arch in mean	GJR GARCH	EGARCH Gaussian	EGARCH Arch in mean	GJR GARCH
Up	Jour 0	0,010248 (0,28)	0,0030153 (0,21)	0,0369427 (1,32)	-0,1059879 (-1,32)	-0,0122086 (-0,32)	-0,13201** (-2,86)
	Jour 1	-0,0048941 (-0,15)	0,0080643 (0,64)	0,0007226 (0,03)	-0,1759455** (-2,62)	-0,0145233 (-0,48)	0,0221885 (1,91)
	Jour 2	-0,0176108 (-0,57)	-0,0021203 (-0,18)	-0,0101881 (-0,43)	0,0011562 (0,02)	0,031538 (0,57)	-0,036348 (-1,39)
Down	Jour 0	0,0770669** (2,07)	0,0241297* (1,67)	0,0266676 (0,93)	-0,1930018 (-0,55)	0,0439554 (0,59)	-0,013612 (-0,29)
	Jour 1	0,0825453** (2,19)	0,037998*** (2,6)	0,0107716 (0,37)	0,1649765 (0,59)	-0,0683228 (-1,23)	-0,003282 (-0,11)
	Jour 2	-0,0237281 (-0,67)	-0,0147379 (-1,08)	0,012483 (0,46)	-0,1262111 (-0,96)	0,0203746 (1,35)	0,0088596 (0,44)
Volatilité retardée		0,8750565*** (252,99)	0,9516648*** (492,92)	0,9230142*** (307,63)	0,1543283*** (14,54)	0,8849315*** (11,57)	0,9605424*** (38,93)
R2		0,8479	0,9524	0,875	0,7984	0,719	0,8911
Observations		21785	21785	21785	8849	8849	8849
Pays		7	7	7	7	7	7
Améliorations		111	111	111	38	38	38
Dégradations		97	97	97	51	51	51

Note : Les t-statistiques pour la signification des coefficients estimés sont indiqués entre parenthèses. Dans ce tableau, "***", "**", "*" représente la signification statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement. Jour 0 indique le jour d'annonce de changement de notation, Jour 1 indique le lendemain de l'annonce et Jour 2 indique 2 jours après l'annonce.

En revanche, pour le marché d'obligations, nous constatons que ce sont plutôt les dégradations de notations souveraines qui sont anticipées par les investisseurs. Une dégradation de la note d'un pays ne crée aucun effet significatif sur la volatilité de son marché obligataire, tandis qu'une amélioration de la note affect significativement cette volatilité (le jour et le lendemain) de l'annonce de relèvement.

Quant à l'analyse de robustesse de l'effet de contagion dont les résultats sont affichés dans le tableau 5.11. Les trois modèles testés affichent une interdépendance entre les sept marchés d'obligations en Amérique latine, avec des annonces négatives significatives. Pour les marchés des actions, la robustesse a été vérifiée uniquement avec le model GJR Garch, avec des annonces positives de notation affectent plus significativement la volatilité que des annonces négatives.

Tableau 5.11 : Analyse de robustesse (la contagion)

		Marché d'actions			Marché d'obligations		
		EGARCH	EGARCH	GJR GARCH	EGARCH	EGARCH	GJR GARCH
		Gaussian	Arch in mean		Gaussian	Arch in mean	
Upgrade	Jour 0	0,0099725 (0,27)	0,0030644 (0,22)	0,0377376 (1,35)	-0,1043569 (-1,31)	-0,0111772 (-0,29)	-0,031589** (-2,1)
	Jour 1	-0,0046076 (-0,14)	0,0082759 (0,66)	0,0005845 (0,02)	-0,178188** (-2,49)	-0,013441 (-0,45)	0,0226589 (1,91)
	Jour 2	-0,0179637 (-0,58)	-0,0020347 (-0,17)	-0,0098751 (-0,41)	-0,0013209 (-0,03)	0,0317311 (0,58)	-0,036254 (-1,4)
Downgrade	Jour 0	0,0775928** (2,09)	0,0246587* (1,7)	0,0279425 (0,98)	-0,2047832 (-0,58)	0,0411682 (0,58)	-0,016021 (-0,35)
	Jour 1	0,0820203** (2,18)	0,0381761*** (2,61)	0,0111639 (0,39)	0,1615689 (0,59)	-0,0662798 (-1,18)	-0,002283 (-0,08)
	Jour 2	-0,0240476 (-0,68)	-0,0152108 (-1,11)	0,0117552 (0,44)	-0,1320018 (-1,01)	0,0181875 (1,18)	0,0078122 (0,4)
Upcontagion	Jour 0	0,0176845 (1,16)	0,0002024 (0,03)	-0,0234545** (-2,01)	0,0363286 (0,66)	-0,0250528 (-1,56)	-0,019044 (-1,69)
	Jour 1	0,002665 (0,18)	0,0023747 (0,42)	0,0238561** (2,16)	-0,077702 (-1,42)	0,0077662 (0,46)	0,0003438 (0,04)
	Jour 2	-0,005914 (-0,42)	-0,0037233 (-0,68)	-0,0258528** (-2,41)	-0,0869147 (-1,48)	0,0152532 (0,79)	0,0067124 (0,58)
Downcontagion	Jour 0	0,0028807 (0,17)	0,0056097 (0,86)	0,0112423 (0,87)	0,0563847 (1,82)	0,0435694** (2,53)	0,0272034 (1,79)
	Jour 1	-0,006282 (-0,39)	0,0090405 (1,45)	0,0016312 (0,13)	0,0620599** (2,57)	0,0224141 (1,17)	0,0038964 (0,42)
	Jour 2	-0,0142177 (-0,93)	0,0107697* (1,81)	-0,0194831* (-1,66)	0,0756222** (2,87)	0,0028558 (0,29)	0,0052786* (0,39)
Volatilité retardée		0,8750386*** (252,92)	0,9516186*** (492,63)	0,9229385*** (307,34)	0,1540112*** (14,51)	0,8846789*** (11,58)	0,9604285*** (38,94)
R2		0,8479	0,9525	0,8751	0,7984	0,7194	0,8912
Observations		21785	21785	21785	8849	8849	8849
Pays		7	7	7	7	7	7
Améliorations		111	111	111	38	38	38
Dégradations		97	97	97	51	51	51
Upcontagion		572	572	572	200	200	200
Downcontagion		525	525	525	258	258	258

Note : Les t-statistiques pour la signification des coefficients estimés sont indiqués entre parenthèses. Dans ce tableau, "****", "***", "**" représente la signification statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement. Jour 0 indique le jour d'annonce de changement de notation, Jour 1 indique le lendemain de l'annonce et Jour 2 indique 2 jours après l'annonce.

Conclusion

L'objet du travail empirique dans ce chapitre a été d'analyser l'impact des notations souveraines émises par les trois agences de notation sur les marchés financiers des sept principaux pays en Amérique latine, les (ALC 7). Pour ce faire, nous avons effectué trois analyses principales : étude du lien entre les annonces de rating souverain et les rendements quotidiens d'actions et d'obligations dans les sept marchés d'AL, étude de la relation entre le changement de notation souveraine (amélioration/ dégradation) dans chacun des marchés et la volatilité conditionnelles de ses rendements boursiers et obligataire et enfin l'analyse de l'effet de contagion entre les sept

marchés, selon lequel la volatilité conditionnelle dans un marché est affecté par les changements de notations souveraines dans les autres marchés.

Notre première régression empirique sur les rendements des marchés boursiers et obligataires a testé l'hypothèse de l'efficience informationnelle de marché (EMH) développée par Fama en 1965. Les résultats du test des racines unitaires (ADF) indiquent que toutes les séries de rendements sont stationnaires au premier ordre, ce qui implique que les rendements ne suivent pas une marche aléatoire et que l'efficience faible n'est pas vérifiée sur les deux marchés d'actions et d'obligations. L'analyse de l'efficience semi-forte a été menée pour sa part en testant l'ajustement des rendements des actions et des obligations avant, au jour et après l'annonce de rating par les trois agences de notations. Les résultats de la régression indiquent que les rendements boursiers ne réagissent qu'après l'annonce, alors que les rendements obligataires ne réagissent ni au jour ni après l'annonce de notation. Nous avons par conséquent rejeté l'efficience semi-forte sur les sept marchés d'actions et d'obligations en Amérique Latine. Le rejet de l'efficience semi-forte dans nos régressions pour les marchés boursiers s'explique par les ajustements tardifs de notes, comme cela a été le cas pour les pays les plus durement touchés durant la crise asiatique de 1997 (Li et al., 2008) ce qui peut expliquer que les ratings des trois agences n'aient pas d'influence sur le rendement des marchés obligataires. Pour la volatilité conditionnelle des marchés d'action et d'obligations, nos estimations montrent que, pour la plupart de marchés, la volatilité dépend principalement de la volatilité passée (le coefficient associé à la volatilité retardée (β) est élevé), ce qui implique que les investisseurs ont une mémoire longue. Dès lors, les économies émergentes ayant eu une histoire avec des volatilités élevées risquent de rencontrer des difficultés majeures pour attirer des investissements indépendamment des améliorations de leurs conditions macroéconomiques. Nous confirmons par ailleurs l'hypothèse selon laquelle la volatilité des marchés boursiers s'accroît avec le risque pays (Cermeño & Suleman, 2014).

Nos résultats soulignent aussi l'asymétrie de la volatilité. Sur le marché d'actions, les mauvaises nouvelles des rendements ont des impacts, sur la volatilité, plus importants que les bonnes nouvelles. Sur les marchés des obligations les résultats sont en revanche plus contrastés. Les chocs positifs affectent la volatilité plus fortement que des chocs négatifs que sur certains marchés émergents (le cas de Chili, Colombie et Pérou).

Notre travail montre des résultats divergents pour l'impact de changement de notation (amélioration et dégradation) dans un des sept marchés sur sa volatilité conditionnelle. Sur le marché d'action, la dégradation de la note souveraine entraîne un impact plus significatif sur la volatilité qu'une amélioration de la même ampleur. L'effet de levier et l'aversion au risque est ainsi majoritaire (Brooks et al., 2004, Gande and Parsley, 2005). Sur le marché des obligations en revanche, nous observons une réponse plus significative de la volatilité aux améliorations de note souveraine.

Pour la mesure de l'effet de contagion (la réaction de la volatilité conditionnelle dans un pays aux changements des notations souveraines dans les six autres pays), nos résultats (obtenus dans le tableau 5.8) indiquent que les annonces de notations souveraines créent une interdépendance entre les marchés financiers des ALC7 avec des améliorations de note (les dégradations) d'un pays conduisant à une diminution (augmentation) de la volatilité des autres pays.

L'analyse de l'effet de contagion révèle des résultats complètement opposés à ceux obtenus dans le tableau 5.6, qui concerne la réaction de la volatilité conditionnelle des pays au changement de notation dans leurs propres marchés financiers. Pour le marché d'action, la réponse significative de la volatilité dans un marché aux annonces positives d'amélioration dans les autres marchés implique que ces annonces sont difficiles à anticiper par les

investisseurs de la région. En revanche, sur le marché d'obligations, ce sont plutôt les annonces négatives qui sont peu anticipées et créent par conséquent un choc supplémentaire pour les investisseurs de la région, conduisant ainsi à cette réponse significative de volatilité du marché d'obligations.

Ces résultats pourraient guider les décideurs politiques dans les sept marchés d'Amérique latine pour anticiper les chocs financiers négatifs qui peuvent affecter leurs marchés financiers d'obligations en raison de chocs négatifs qui se produisent dans d'autres pays, et mettre en place les mécanismes nécessaires pour absorber ces chocs négatifs.

Conclusion Générale

Avec la libéralisation financière des années 90 et l'afflux massif des capitaux privés vers les pays émergents qui en a résulté, la notion de risque pays est revenue sur le devant de la scène. Les différentes crises de défaut, les crises systémiques et la volatilité accrue des marchés émergents (propre aux investissements en portefeuille) ont augmenté la nécessité de disposer d'une évaluation fiable du risque pays pour ces marchés. Il est notamment devenu important de distinguer les risques interne spécifiques à ces marchés (caractérisés par une grande asymétrie d'information et un manque de transparence), mais également les risques externes découlant de l'évolution des marchés internationaux (changements de la politique monétaire des Etats-Unis ou du degré d'aversion au risque des investisseurs internationaux, forte volatilité des marchés des matières premières qui affectent en particulier les pays émergents d'Amérique latine). En matière du risque souverain, de nombreux chercheurs se sont intéressés à la prime de risque pays telle qu'exprimée par le « spread des obligations souveraines », qui est devenu, depuis le milieu des années 1990, un indicateur majeur du risque de défaut dans les marchés émergents. En règle générale, le spread souverain se calcule comme l'écart des taux d'intérêt entre un actif financier émise par un Etat à risque et un actif jugé par convention sans risque (les bons du trésor US) dont la notation crédit est élevée (AAA). En conséquence, par leurs notations attribuées aux différents émetteurs, les agences de notation crédit (telles que les trois agences internationales) ont été perçues par les acteurs des marchés financiers comme des institutions financières susceptibles d'exercer une forte influence sur les préférences et le choix d'investissement des investisseurs internationaux, et donc d'avoir un impact significatif sur les rendements et la volatilité des marchés boursiers et obligataires.

L'objet principal de cette thèse a été d'évaluer la réaction des marchés financiers émergents en Amérique latine aux changements des notations souveraines fournies par les grandes agences internationales. Pour atteindre cet objectif, deux analyses économétriques ont été réalisées : la première analyse a porté sur les l'impact des notations souveraines sur le spread des obligations souveraines alors que la deuxième analyse s'est intéressée au rôle de ces notations dans la prévisibilité des rendements et de la volatilité des marchés actionnaires et obligataires.

A travers le premier chapitre de la thèse, nous avons revisité la littérature théorique du concept de risque pays et de son évolution au cours du temps dans les pays émergents. Nous avons comparé les différents travaux empiriques qui ont étudié les déterminants de la prime du risque souverain (le spread) des marchés financiers en Amérique latine. Les conclusions principales de ces études permettent d'avancer sur plusieurs points : 1- pour les déterminants du spread, les analyses montrent des résultats mitigés : les études trouvent un impact plus ou moins dominant pour les variables du marché global et pour les facteurs fondamentaux des pays. 2- les variables du marché international et les facteurs externes du risque affectent la force, parfois la direction, de l'effet dont les fondamentaux spécifiques à chaque pays ont sur les spreads ; 3- des fondamentaux solides réduisent, dans certains cas, l'effet des facteurs globaux sur les spreads ; 4- certains travaux distinguent entre l'impact des facteurs (externes et internes) à court et à long terme, leurs résultats indiquent que les fondamentaux des pays déterminent le spread à long terme, tandis que les facteurs mondiaux sont d'importantes déterminantes du spread à la fois à court et à long terme.

De façon plus générale, les résultats obtenus par ces travaux académiques révèlent la difficulté de dissocier les rôles respectifs des facteurs internes et externes dans l'évaluation du risque pays des pays d'Amérique latine. En

effet, les pays d'Amérique latine ont été pendant longtemps interconnectés et ont connu des situations de crises auto-entretenues et systémiques. En raison du problème du « péché originel », ces pays ne pouvaient pas s'endetter auprès du marché international dans leurs monnaies locales, ce qui entraînait, en cas de sortie brutale des capitaux (à la suite d'une contagion par une crise systémique), une augmentation des dettes de ces pays, libellées en dollars, comme ce fut le cas pour les crises de défaut des années 90. Les marchés internes des pays d'Amérique latine suivent de plus principalement l'évolution de facteurs exogènes : les fluctuations des prix de matières premières, les retournements de politique monétaire US (resserrement en 1979, politique de Quantitative Easing en 2008) ou les fluctuations de taux de change. En période de boom des matières premières, les excédents commerciaux financent les remboursements de la dette, mais ils se retournent brutalement à chaque crise de défaut. Dans les années 70 et 80, en dépit de taux de croissance élevés du PIB en volume, les dettes des pays d'Amérique latine, libellées en dollars, ont entraîné la « Crise de la dette de 1982 ». Aujourd'hui, une politique à nouveau restrictive aux Etats-Unis, pourrait causer une crise de sortie des capitaux de la région d'Amérique latine, entraînant alors des crises de défaut et des récessions dans toute la région.

Le deuxième chapitre de la thèse a étudié le rôle des notations souveraines dans la prévisibilité des marchés financiers d'actions et d'obligations des pays émergents, en mettant l'accent sur les études ayant analysé les marchés d'Amérique latine. D'après ces travaux de recherche, le rating des agences peut se transmettre à l'économie des marchés émergents par le canal de l'investissement privé, selon lequel une dégradation de notation crée une situation d'incertitude et entraîne une diminution des investissements et du PIB dans le pays concerné. Les principales analyses empiriques étudiées montrent que les notations se concentrent sur deux grands aspects : l'impact des changements de notation dans un pays sur les rendements et la volatilité de sa propre marché financier d'une part et sur l'effet de contagion selon lequel une modification de la note souveraine dans un pays impacterait les marchés financiers des autres pays d'autres part. Alors que l'impact du rating sur les rendements des actions dépend fortement de la raison du changement de note, le lien entre le rating souverain et les rendements obligataires a été estimé direct et négatif dans la littérature financière. Le risque souverain est alors directement reflété dans la prime de risque obligataire exigée par les investisseurs, un risque élevé ou une notation faible est donc associé à un spread plus élevé.

En ce qui concerne la volatilité des marchés, les analyses empiriques ont montré que la volatilité augmente avec la dégradation des notes alors qu'elle diminue avec l'amélioration de la note souveraine d'un pays émergent. La volatilité a été qualifiée d'asymétrique, avec des chocs négatifs qui ont un impact plus important sur la volatilité que des chocs positifs de la même ampleur. Le phénomène de la volatilité asymétrique (connue dans la littérature financière sous le terme « l'effet de levier ») a été également étudié. Certains auteurs ont mis en évidence une réponse plus significative des marchés financiers aux annonces négatives (dégradations ou perspectives négatives) de rating par rapport aux annonces positives (améliorations ou perspectives positives). Plusieurs explications de cet effet ont été données dans la littérature académique. Nous en avons retenu deux grandes explications, l'une porte sur l'hypothèse d'une « divulgation discrétionnaire », qui indiquerait que les décideurs ont un pouvoir discrétionnaire sur la divulgation d'informations et tendent à annoncer les bonnes nouvelles tout de suite mais retardent l'annonce de mauvaises nouvelles, ce qui crée un choc supplémentaire en cas des mauvaises nouvelles (non anticipées par les marchés). La seconde explication est à rechercher dans la théorie de la « perspective » ou de « l'aversion au risque » mise en évidence par Kahnmann et Tversky (1979). Cette théorie suggère que les investisseurs ont une sensibilité plus importante aux pertes qu'aux gains équivalents. La majorité

des études concluent sur l'impact d'un changement de notation variant avec la classe d'actif. Certains travaux empiriques mettent en évidence le rôle de la « classe d'investissement » dans la réduction du coût des emprunts extérieurs. D'autres trouvent que le mouvement de rating au sein de la classe spéculative est plus pertinent. En ce qui concerne l'impact des annonces de notation en période de crise, certains travaux montrent que les agences de notation peuvent adopter un comportement pro-cyclique pendant les périodes de crises ou de turbulences financières. Ce comportement pro-cyclique des agences a été accusé d'amplifier le risque de crises de défaut plutôt que d'avertir les investisseurs, en ne donnant aucune nouvelle information ou en envoyant, de façon incorrecte, des signaux déjà présents sur les marchés financiers. Compte tenu de la forte interconnexion des marchés financiers depuis les années 90, une majorité d'études empiriques estime que les chocs de rating dans un marché émergent peuvent se transmettre aux autres marchés financiers par l'effet de contagion. Cet effet est particulièrement fort en temps de crises et touche les pays voisins du pays en crise. Le contenu informationnel des agences de notation a été, pendant longtemps, un objet d'étude important pour les chercheurs académiques et les professionnels, en raison du rôle joué par ces agences en termes de diminution de l'asymétrie d'information dans les pays émergents, et aussi parce que ces agences sont d'une importance primordiale pour les investisseurs (cherchant à investir en toute sécurité) et pour les emprunteurs (envisageant un accès plus large et moins coûteux au financement international). La transmission et l'efficacité de l'effet de notation sur les marchés financiers sont fortement liées à la validité de l'hypothèse d'efficience informationnelle des marchés financiers développée par l'économiste Eugene Fama en 1965.

Pour creuser cet aspect, **le troisième chapitre de la thèse** a proposé une analyse de la théorie d'EMH de Fama, de son évolution, de ses principes et des trois formes d'efficience. Il montre les différentes paradoxes et anomalies qui mettent en question son applicabilité, notamment sur les marchés émergents. Nous avons étudié les tests utilisés dans la littérature pour tester les formes faible et semi-forte de l'efficience. Ce travail nous a permis de distinguer deux caractéristiques du marché efficient. D'abord, les rendements boursiers suivent une marche aléatoire dans un marché efficient. Ensuite, les participants des marchés ne peuvent pas réaliser de profit excédentaire et ne peuvent donc pas battre les marchés. Depuis sa création, l'EMH a reçu beaucoup d'attention et a été considérée comme une vérité absolue dans les années quatre-vingt. Depuis, de nombreuses études ont cependant conclu à l'inefficience du marché, et l'EMH est désormais considérée comme une vérité relative. Certains chercheurs académiques ont même remis en cause son applicabilité, en particulier dans les marchés émergents car les marchés émergents sont sujets à une forte asymétrie d'information et à une volatilité accrue. Grossman et Stiglitz (1980) ont remis en question la gratuité parfaite de l'information alors que cette hypothèse constitue une condition essentielle pour la validité de l'EMH. Ils démontrent l'impossibilité de réaliser cette condition en raison de l'existence de deux catégories d'agents : les agents informés (qui paient un prix pour l'information) et les agents non informés (qui obtiennent leur information gratuitement en observant les prix). Au niveau empirique, les travaux indiquent que l'EMH ne parvient pas à expliquer la volatilité excessive des cours boursiers, la sur/sous réaction des investisseurs, la saisonnalité des rendements, la formation des bulles d'actifs, l'irrationalité des agents. etc. Les séries de rendements boursiers dans certains marchés émergents suivent souvent un processus stationnaire, ce qui s'oppose à l'hypothèse de la marche aléatoire qui constitue une condition importante de l'efficience faible.

Dans les pays émergents, la majorité des travaux montre, à quelques exceptions près, que la plupart des marchés financiers de ces pays sont inefficients sous la forme semi-forte et que les annonces de notations souveraines

sont, dans la majorité des cas, anticipés par les marchés (l'ajustement des prix se produit avant l'annonce et la publication de notation). Il n'existe pas aujourd'hui de consensus clair sur l'interprétation des résultats relatifs à l'efficience semi-forte, alors que la théorie de Fama et les travaux postérieurs indiquent que l'efficience semi-forte impliquerait l'ajustement instantané des cours de marchés à toute information publique. Certaines études contemporaines montrent que cet ajustement instantané peut constituer une preuve contre l'efficience semi-forte, les marchés ayant déjà pris en compte cette information publique issue de l'annonce de notation et l'ont intégré dans leurs prix.

On peut noter que certains auteurs ont choisi de tester la forme semi-forte de l'efficience (la non-significativité de la notation dans la détermination du spread) mais sans s'intéresser au test de l'efficience faible. A nos yeux, ces études risquent de conduire à un biais trompeur dans l'analyse des primes de risques. Certains travaux estiment que les trois formes d'EMH sont liés les unes aux autres (Fama, 1970- 1995 ; Bodie et al., 2003 ; Lardic et Mignon, 2006 ; Lindner et al., 2010). Pour notre part, il nous semble que si l'EMH est rejetée sous sa forme faible, cela conduit nécessairement à un rejet des formes semi-forte et forte de l'EMH.

Suite à ces trois chapitres théoriques, la partie empirique de notre thèse se compose en deux études économétriques sur les pays d'Amérique latine.

La première étude économétrique a été effectuée dans **le chapitre 4**. Elle porte sur les déterminants du marché du spread souverain dans 14 pays d'ALC. Nous avons étudié l'impact des annonces de notation souveraine sur le spread souverain (mesuré par l'indice JP Morgan EMBI+) en distinguant deux grandes classes de rating : la classe d'actifs « investissement », comprenant les notes de AAA+ à BBB- et la classe « spéculative » pour les notes inférieures à BBB-. Ce travail économétrique a utilisé les données mensuelles des annonces de notation de la dette souveraine fournies par les trois grandes agences de notation et un ensemble de variables financières globales et de facteurs internes (économiques, financières et politiques) spécifiques à chaque pays étudié. Nous utilisons un modèle de régression de panel à effet fixe sur la période décembre 1997-juillet 2020. Dans cette analyse économétrique, nous avons posé plusieurs hypothèses : H1) Les notations souveraines, effectuées par les trois grandes agences de notation peuvent fournir au marché du spread une information supplémentaire au-delà de celle déjà fournie par les fondamentaux spécifiques aux pays. H2) le spread des marchés latino-américains réagit différemment aux facteurs fondamentaux et externes du risque en fonction du compartiment du rating atteint par les pays. H3) En temps des crises, les agences de notation souveraine se comportent de façon procyclique et retardent l'annonce de leurs notes au moment du déclenchement de la crise.

Comme les notations souveraines sont construites en partie sur la base de variables fondamentales spécifiques aux pays (facteurs internes), notre travail économétrique démontre que l'hypothèse 1 (rôle des notations souveraine des agences) est vérifiée. Les notations souveraines fournissent une nouvelle information aux marchés du spread, au-delà des informations déjà fournies par ces fondamentaux. Pour vérifier cette hypothèse, nous avons testé l'impact des notations souveraines avant et après l'inclusion de ces facteurs fondamentaux spécifiques aux marchés latino-américains. Alors qu'une majorité d'études empiriques analysent seulement l'impact d'un mouvement de la notation souveraine d'un cran (qui est donc le même tout au long de l'échelle de rating), notre étude mesure l'impact d'un changement de notation entre les deux grandes classes (« spéculative » et « d'investissement ») ainsi que l'impact de ce mouvement au sein même de chacune des deux classes. La prise en compte de cette différenciation nous semble être un apport essentiel pour les acteurs du risque pays car des estimations différenciées selon les classes aideront les choix des investisseurs internationaux lorsqu'ils souhaitent

diversifier leurs choix d'investissement dans la région latino-américaine. Nos estimations indiquent qu'un mouvement de note au sein de la catégorie spéculative affecte davantage le spread qu'un mouvement entre les deux classes d'actifs ou qu'un mouvement intra classe au sein de la classe d'investissement. Les dégradations ou les améliorations des notations au sein de la catégorie investissement n'ont qu'un impact négligeable sur les spreads souverains en Amérique latine. Notre travail confirme les résultats d'études antérieures ayant montré que la volatilité du marché de spread augmente plus significativement au sein de la classe spéculative.

Le test de notre hypothèse 2 (rôle des facteurs internes et externes) a été mené en évaluant le rôle des autres déterminants du spread des marchés obligataires en Amérique latine. Ces différents indicateurs jouent un rôle important sur l'évolution du spread. Deux grandes forces sont présentes : les facteurs externes issus du marché international (rendements du bon de Trésors américain à 10 ans et volatilité du marché américain -indice VIX-) et les facteurs internes spécifiques au pays (facteurs macro-économiques, financiers et politiques). Notre étude a voulu aller plus loin en montrant que le spread des marchés latino-américains réagit différemment aux facteurs mondiaux et aux fondamentaux selon la classe de notation qui est attribuée au pays. Les deux facteurs externes reflétant le marché mondial (volatilité des actions US et taux du Trésor américain) affectent le spread souverain des pays sud-américains avec un coefficient positif particulièrement élevé pour l'indice de volatilité et un coefficient négatif pour le taux du Trésor américain à 10 ans. Ces résultats confirment bien le rôle clé du marché financier américain dans le déclenchement des crises de défaut en Amérique latine. L'indice de volatilité des marchés financiers américains passe d'une vision optimiste à une vision pessimiste en très peu de temps, ce qui implique pour les pays sud-américains, l'existence de sous-ajustements avant la crise puis de sur-ajustement du spread après la crise déjà mis en évidence par Minsky (1986) avant la liberté totale des mouvements de capitaux. Depuis 1997, le niveau très élevé de la liquidité américaine a accru cependant très fortement les périodes de sous-ajustement avant les crises puis sur-ajustements après les crises.

L'impact négatif du rendement du Trésor américain sur le spread latino-américain que nous avons trouvé mérite que l'on s'arrête sur la double interprétation qui existe pour cet indicateur.

Un impact positif, trouvé dans d'autres études et sur d'autres périodes d'estimations, confirme un effet de « substitution » nommé également « l'effet de portefeuille », selon lequel une hausse de taux d'intérêt américain augmente le risque pays sur les marchés émergents incitant ainsi les investisseurs internationaux à investir aux Etats-Unis. A l'inverse, un impact négatif, trouvé dans notre travail et d'autres études, confirme, quant à lui, l'existence d'un effet de « fuite vers la qualité » propre aux périodes de crises et d'un comportement « d'aversion au risque » des investisseurs, en effet, une hausse du taux d'intérêt américain peut conduire les investisseurs internationaux à préférer investir dans les titres des pays émergents (qui deviennent à leurs yeux des titres plus sûrs en raison de hausse des prix des matières premières, de forte croissance économique et vastes marchés intérieurs en développement) plutôt qu'investir aux titres plus risqués des Etats-Unis. Nous pouvons expliquer cet impact négatif de la hausse du taux d'intérêt du bon de trésor américain sur le spread des pays latino-américains par les dates retenues de notre étude (décembre 1997 à juillet 2020), ces dates incluent des périodes de forte crises (2001-2002 et 2018-2020 pour l'Argentine et le Brésil, par exemple).

Malgré un rôle majeur joué par la finance américaine sur le spread souverain des obligations latino-américaines, les fondamentaux des pays ont également un impact significatif. Dans ce cadre, le score de démocratie, le taux de change réel, la dette publique/PIB, le compte courant/PIB et l'IDE/PIB sont des déterminants significatifs du spread pour la classe d'investissement. A l'inverse, c'est plutôt le taux d'inflation et les réserves de change/PIB

qui se révèlent être des informations pertinentes pour la classe spéculative de la notation des pays sud-américains.

Dans notre étude économétrique, la hausse du taux de change réel du pays réduit son spread, ce qui est un résultat atypique en risque pays mais bien connu des spécialistes des pays exportateurs de matières premières (Edward, 1990, Salama, 1992). Contrairement aux pays développés, un taux de change réel croissant dans les marchés émergents d'Amérique latine permet à ces pays de payer leurs dettes en devises en raison de la hausse du taux de change nominal induit par des entrées de capitaux à la suite d'exportations de matières premières. Cette hausse du taux de change réel n'induit pas de baisse dans les exportations latino-américaines puisque celles-ci ont des prix fixés sur les marchés internationaux et payables en dollars sont donc insensibles aux taux de change réels (Baulant, 2014, 2019).

Pour l'hypothèse 3 (impact de la notation pendant la crise), notre étude économétrique a évalué l'impact des changements de notation sur le spread pendant et après les crises. Pour cela, nous avons retenu dans notre échantillon les dates qui incluaient les épisodes des principales crises latino-américaines : la crise brésilienne de 1999 (« l'effet Samba ») ou la crise argentine de 2001-2002 (« l'effet Tango ») qui a montré une contagion de la crise à l'ensemble des pays sud-américains. Toujours pour l'hypothèse 3, nous avons étudié l'impact de certaines crises mondiales (et non plus régionales), comme la crise des subprimes de 2008 ou la crise du covid19 de 2020. L'inclusion de variables de crise dans les régressions apparaissent jouer des rôles déterminants car cela permet de mesurer dans quelle mesure les agences de notation se comportent de manière pro-cyclique durant les périodes de crises. Nos résultats confirment les travaux antérieurs de Sy (2002), Kräussl (2005), Li et al. (2008) et Micu et al. (2006). En période de crise, certains travaux indiquent que c'est le spread qui détermine le rating plutôt que l'inverse (notamment pour la crise de l'Argentine en 2001 (Baulant, 2014, 2019). Nous avons vérifié cet argument en testant la corrélation inverse entre le rating et le spread. Nos estimations menées en périodes de crise montrent que les agences de notation de crédit ont fortement tendance à retarder la publication de leurs notations après que les crises se soient déclenchées (crises financières latino-américaine et crise mondiale de 2008), ce qui signifie que les agences adoptent un comportement de marché pro-cyclique pendant les périodes de crises. Pour la crise du Covid19 de 2020, il n'apparaît pas en revanche de comportement pro-cyclique : les spreads souverains ont réagi immédiatement et de manière significative face à cette crise sanitaire d'une nature radicalement nouvelle pour l'économie mondiale et qui marquera sûrement un tournant clef dans la finance internationale.

La deuxième étude économétrique empirique de la thèse a été menée dans **le chapitre 5** sur les marchés des actions et des obligations des sept pays principaux pays en Amérique Latine : l'Argentine, le Brésil, le Chili, la Colombie, le Mexique, le Pérou et le Venezuela. L'objectif de cette analyse a été d'étudier la réaction des rendements et la volatilité des marchés des actions et des obligations aux annonces de notation (en testant l'hypothèse 4 : les annonces de rating des agences impactent les rendements et la volatilité des marchés). L'analyse sur les rendements nous a permis de tester l'hypothèse d'efficience des marchés (EMH) en Amérique Latine dans ses deux formes faible et semi-forte (hypothèse 5 : l'efficience semi-forte des rendements boursiers et obligataires des ALC 7). Nous avons également évalué la réaction de la volatilité conditionnelle aux changements (dégradation et amélioration) des notations souveraines dans ces sept marchés, cette analyse nous a été essentielle pour vérifier l'existence de l'effet de levier sur les sept marchés latino-américains, selon lequel une dégradation de notation souveraine affecte la volatilité de façon plus significative d'une amélioration de même

ampleur (hypothèse 6 : le phénomène de la volatilité asymétrique et le poids de l'effet de levier en Amérique-Latine). Enfin, nous avons vérifié l'existence de l'effet de contagion, selon lequel la volatilité conditionnelle dans un des sept marchés est affecté par les changements de notations souveraines dans les autres marchés (hypothèse 7 : les marchés d'ALC 7 montrent une forte interdépendance concernant la transmission de l'effet de rating).

Pour l'efficience des marchés, les résultats du test des racines unitaires (ADF) indiquent que toutes les séries de rendements sont stationnaires au premier ordre, cela implique que les rendements ne suivent pas une marche aléatoire et que l'efficience faible n'est pas vérifiée sur les deux marchés des actions et des obligations. L'analyse d'efficience semi-forte, quant à elle, a été réalisée en testant l'ajustement des rendements des actions et des obligations avant, au jour et après l'annonce de rating fournie par les trois agences de notations. Les résultats de la régression de panel à effets aléatoires indiquent que les rendements boursiers ne réagissent qu'après l'annonce, alors que les rendements obligataires ne réagissent ni le jour ni après l'annonce de notation. Nous avons par conséquent rejeté l'efficience semi forte sur les sept marchés des actions et des obligations en Amérique latine. Le rejet de l'efficience semi-forte peut s'expliquer par les ajustements tardifs de notes sur les marchés boursiers, résultat déjà mis en valeur dans le cas des pays les plus durement touchés durant la crise asiatique de 1997 (Li et al., 2008). Le non-ajustement des marchés obligataires aux annonces indique que les ratings des trois agences n'ont pas du tout changé. Certains auteurs interprètent le non-ajustement du prix de marché aux annonces de notations comme l'expression de la forme semi forte de l'efficience des marchés (Brooks et al., 2004 ; Yildirim et Bayar, 2014).

Nous rejetons pour notre part cette interprétation pour deux raisons. D'abord, nous avons démontré que l'efficience faible n'est pas vérifiée dans notre travail. Les études indiquent que les deux formes d'efficience (faible et semi-forte) sont liées les unes aux autres. Selon cet argument, si un marché s'avère non-efficient sous sa forme faible, il devrait l'être également sous sa forme semi-forte (Bodie et al., 2003 ; Lindner et al., 2010). Deuxièmement, les résultats de la régression révèlent que les rendements boursiers sont fortement impactés par la variation des cours de matières premières, les taux de change des monnaies nationales par rapport au dollar, et le bon de trésor américain à 10 ans

Concernant notre étude de la volatilité conditionnelle des marchés d'action et d'obligations, nos estimations ont montré que, pour la plupart de marchés, la volatilité était persistante, ce qui signifie que la volatilité future dépend principalement de la volatilité passée (le coefficient associé à la volatilité retardée (β) était élevé). Ce résultat semble indiquer que les investisseurs ont une mémoire longue. Aussi, pour les économies émergentes qui ont connu des périodes de forte volatilité vont donc être susceptibles de rencontrer à l'avenir des difficultés majeures pour attirer des investissements indépendamment des améliorations de leurs conditions macroéconomiques. Nos estimations montrent aussi que la volatilité des marchés boursiers et obligataires tend à s'accroître avec une faible notation de risque pays comme le montrait Cermeño & Suleman (2014).

Il nous semble qu'un des apports majeurs de notre thèse a été de démontrer que la volatilité est fortement asymétrique sur les marchés d'actions et d'obligations (hypothèse 6 : la volatilité asymétrique et le poids de l'effet de levier Amérique-Latine). Sur le marché des actions, les mauvaises nouvelles des rendements impactent plus la volatilité que les bonnes nouvelles. A l'inverse, sur les marchés des obligations, les chocs positifs affectent plus la volatilité que des chocs négatifs dans certains marchés, comme le cas du Chili, de la Colombie et du Pérou.

Les régressions de effets fixes qu'on a effectuées sur le panel des sept pays indiquent que l'impact de changement de notation (amélioration et dégradation) sur la volatilité conditionnelle fait apparaître des résultats divergents entre marché d'actions et d'obligations. Sur le marché d'actions, une dégradation de la note souveraine entraîne un impact plus significatif sur la volatilité qu'une amélioration de la même ampleur. L'effet de levier et l'aversion au risque était ainsi majoritaire sur les marchés d'actions, résultats également obtenus dans les études de Brooks et al., 2004, Gande and Parsley, 2005. Le marché d'obligations affiche en revanche une réponse plus significatif de la volatilité aux améliorations de note souveraine. Lorsqu'on a effectué les régressions Egarch pour chacun des sept pays : nous avons eu les résultats suivants : sur le marché d'action : la dégradation de note affect plus la volatilité que l'amélioration dans tous les pays sauf le Chili. Sur le marché d'obligations : l'amélioration affect plus la volatilité que la dégradation dans tous les pays sauf Venezuela.

Quant à l'effet de contagion (hypothèse 7), il semble que les annonces de notations souveraines créent une forte interdépendance entre les marchés financiers de LAC7 avec des améliorations de note (respectivement des dégradations de note) pour un pays conduisant à une diminution (respectivement une augmentation) de la volatilité conditionnelle pour les autres pays de la région. Sur le marché d'action, une réponse significative de la volatilité dans un marché aux annonces positives (les améliorations de notes) dans les autres marchés implique que ces annonces sont difficiles à anticiper par les investisseurs de la région. En revanche, sur le marché d'obligations, ce sont plutôt les annonces négatives (les dégradations) qui sont peu anticipées et qui créent par conséquence un choc supplémentaire pour les investisseurs de la région, conduisant ainsi à une réponse significative en termes de volatilité accrue sur le marché des obligations. Cette réponse différente entre le marché d'action et le marché obligataire pourrait guider les décideurs politiques dans les sept marchés d'Amérique latine pour les aider à anticiper les chocs financiers négatifs pouvant toucher leurs marchés financiers d'obligations en raison de chocs négatifs qui se produisent dans d'autres pays de la région, et mettre en place les mécanismes nécessaires pour absorber ces chocs négatifs.

Apport de la thèse pour les différents acteurs des marchés financiers

Le risque pays est une conséquence inévitable de la croissance dans les pays émergents en Amérique latine qui ont besoin de s'endetter pour financer leurs programmes de développement. Ainsi, dans la mesure où notre thèse étudie les deux grands aspects du risque pays : d'une part le risque du marché (appréhendé essentiellement par la volatilité des investissements en portefeuille qui sont perçue être le responsable des crises financières majeures) et d'autre part le risque de tomber dans le péché originel permis par l'endettement obligataire des pays en devises (ce risque se reflète par la prime du risque des obligations souveraines), les résultats de notre travail apporteront un gain pour toutes les parties prenantes : les investisseurs internationaux, les pays qui s'endettent, les organismes internationaux (FMI, Banque Mondiale, Mercosur, CEPAL...).

Notre première analyse sur les déterminants de la prime de risque en Amérique latine est d'une grande importance pour les gouvernements et les décideurs politiques dans les pays étudiés. Du point de vue de la gestion du risque souverain, il est important que les décideurs politiques contrôlent les principaux facteurs (externes et internes) qui influencent le risque pays. Nos résultats sur la pertinence des facteurs externes, suggèrent que l'accent soit mis sur les aspects qui rendent les pays plus ou moins résilient aux changements soudains du contexte global, mettant ainsi l'accent sur la vulnérabilité de la dette. Ils suggèrent qu'en plus d'améliorer les facteurs macroéconomiques, politiques ou financiers, les économies des pays d'Amérique latine doivent concevoir des

mécanismes pour réduire leur exposition aux facteurs du marché global, car l'intégration financière apporte la contagion d'autres économies émergentes et, plus particulièrement, du reste du monde développé.

Dans la mesure où les notations de crédit ajoutent une information supplémentaire au-delà de celle incluse dans les facteurs fondamentaux propres à chaque pays, la conclusion selon laquelle ces notations déterminent les spreads souverains plus qu'elles ne réagissent à eux est donc confirmée. L'identification des déterminants internes spécifiques à chaque pays d'Amérique latine (la croissance économique, l'inflation, le solde du compte courant, la dette publique, etc.), permise par notre analyse, aidera les gouvernements à formuler des politiques macroéconomiques conjoncturelles plus saines visant à minimiser les risques de défaut. Avec la hausse des prix continuant de creuser sur le niveau de vie dans les pays d'AL, la maîtrise de l'inflation devrait être la priorité des gouvernements dans les prochaines années. Une politique monétaire plus stricte aura inévitablement des coûts économiques réels, mais tout retard ne fera que les exacerber. Un soutien budgétaire ciblé et temporaire aux ménages à revenu modeste, peut aider à réduire l'impact sur les plus vulnérables limiterait les coûts budgétaires, tout en stimulant la production et en restreignant la consommation. Mais avec les budgets publics tendus par la pandémie et la nécessité d'une politique macroéconomique globale désinflationniste, ces politiques devront être compensées par une augmentation des impôts ou une baisse des dépenses publiques. Le resserrement des conditions monétaires affectera également la stabilité financière, nécessitant une utilisation judicieuse des outils macro-prudentiels et rendant d'autant plus nécessaires les réformes des cadres de résolution de la dette. Les politiques visant à faire face aux impacts spécifiques sur les prix de l'énergie et des produits alimentaires devraient se concentrer sur les catégories les plus touchés sans déformer les prix. Dans les pays dotés de réseaux de sécurité sociale bien développés, l'accès pourrait être élargi pour couvrir temporairement des nombres plus importants de la population. Dans les pays où les réseaux de sécurité ne sont moins développés, les gouvernements peuvent mettre en œuvre des mécanismes temporaires pour atténuer la répercussion des flambées des prix internationaux sur les prix intérieurs.

Avec des ratios dette publique/PIB supérieurs aux niveaux d'avant la pandémie (en 2022 307% au Venezuela, 91% au Brésil), et des coûts d'emprunt augmentant dans un contexte de hausse des taux d'intérêt locaux et mondiaux, les pays devront assurer la viabilité des finances publiques pour aider à maintenir la crédibilité et à reconstruire l'espace budgétaire. Cependant, il sera tout aussi important de mettre en œuvre des mesures qui protègent les plus vulnérables. Cela nécessitera une stratégie axée sur la consolidation inclusive. Les dépenses consacrées aux programmes sociaux, à la santé, à l'éducation et aux investissements publics doivent être protégées, tout en mettant en œuvre des réformes fiscales (telles que le renforcement de l'impôt sur le revenu des particuliers) qui soutiendront la croissance de manière inclusive et aideront les pays à maintenir la viabilité budgétaire.

La prime de risque est un facteur important dans la détermination du choix entre la dette en monnaie locale et la dette en devises, ce qui est également cruciale pour les décideurs. Le péché originel guette sans arrêt les pays d'Amérique latine, pour certains pays d'Amérique latine (Uruguay, Colombie, Argentine, Pérou) où la part de dette extérieure libellée en monnaie locale ne dépasse pas 10% en 2021 (comme l'a montré la figure 2-B). En outre, les pays de la région restent largement dépendants des marchés de matières premières, dont les prix en dollar sont négociés sur les marchés internationaux (à la différence de la Russie qui a pu augmenter ses prix du gaz et exiger de ses clients du monde en développement de payer en roubles). A court terme, les gouvernements devront redoubler d'efforts pour accroître l'émission des obligations en monnaies locales. A long terme, pour sortir

du péché originel, il faudrait que les pays d'Amérique latine maîtrisent plus leurs notations, la direction des IDE faits sur leur territoire doit réorienter l'investissement vers l'industrie de haute technologie (en suivant le modèle du Brésil, Chili) ou une industrie utile pour développer leur marché intérieur. Le Mexique a par exemple passé avec l'ALENA d'une dépendance (des matières premières) à une autre (spécialiste bas de gamme pour l'industrie US) (Baulant, 2019).

Les résultats de la deuxième étude économétrique de la thèse fournissent des informations précieuses aux investisseurs internationaux et aux gestionnaires de portefeuille qui souhaitent éviter les risques de défauts dans les pays d'Amérique latine. Par exemple, à partir de notre résultat sur la volatilité asymétrique et l'effet de levier sur marchés des sept plus grands pays d'Amérique latine, les investisseurs peuvent comprendre que lorsqu'il s'agit d'actions en tant qu'instruments financiers, les révisions à la baisse des notations souveraines sont un facteur de risque important qui affecte leur rentabilité, tandis que pour les marchés d'obligations, ces dégradations de notations souveraines sont moins inquiétantes.

Au niveau interrégional en revanche, nous avons démontré que les déclassements d'un des pays voisins peuvent augmenter considérablement la volatilité inhérente aux marchés d'obligations des autres pays. A ce titre, les investisseurs dans un des pays d'Amérique latine peuvent anticiper une plus grande incertitude du marché obligataire résultante des déclassements de notation dans les pays voisins.

Dans le contexte de la récente crise de Covid 19 (2020) et la guerre en Ukraine (2022) qui ont révélé la forte inter-corrélation entre les marchés financiers ainsi qu'une forte contagion en ce qui concerne le risque systémique (l'hyperinflation transmise aux marchés développés depuis le début de la crise Ukraine), la compréhension correcte des questions de la contagion et l'interdépendance entre les marchés financiers ainsi qu'une identification des informations pertinentes qui sont à l'origine de cette contagion sont essentielles à la performance du portefeuille ainsi qu'aux décideurs politiques. Par conséquent, nos résultats sur la contagion entre les pays latino-américains sont d'une grande importance pour tous les acteurs du marché. D'une part, ils sont utiles aux investisseurs et aux gestionnaires de portefeuille afin de construire et de couvrir de manière appropriée les portefeuilles d'investissement dans les pays qui sont plus sensibles au risque de crédit souverain dans les pays voisins.

D'autre part, ces informations peuvent être utiles aux futurs régulateurs des marchés et aux décideurs politiques. Lors de la mise en place de politiques macro-prudentielles ou celles de stabilisation, les décideurs doivent introduire des bonnes variables dans les modèles et identifier les canaux de transmission des chocs afin de réduire l'incertitude liée à la mise en œuvre de ces politiques. Les informations sur l'interdépendance entre marchés sont largement utilisées dans la recherche macroéconomique en tant que variables explicatives pour construire les modèles de gestion des risques. Le pire scénario de la non-identification des informations pertinentes relatives à la contagion pourrait aboutir à une crise de la profondeur, de l'ampleur et de la durée de la crise de subprime de 2008, où les gestionnaires, les décideurs et les régulateurs se sont trompés au sujet de facteurs et d'actions pertinents (Ibragimov et al., 2011). Selon Ibragimov et al. (2011), la crise financière de 2008 a révélé d'importantes externalités et risques systémiques résultant de l'interdépendance des portefeuilles plus risqués des intermédiaires financiers, ils développent un modèle dans lequel l'externalité négative survient parce que les actions de diversification qui sont optimales pour les intermédiaires individuels peuvent s'avérer sous-optimales pour la société.

Nous avons vu enfin que la prévisibilité des rendements et de la volatilité des marchés financiers est une question d'efficacité du marché liée au contenu informationnel de certaines variables avec une capacité prédictive qui peut être exploitée pour générer des rendements anormaux. La recherche dans le domaine de l'efficacité des marchés boursiers est redevenue une question importante pour les investisseurs privés et institutionnels. En effet, un rendement pondéré en fonction des risques devrait être plus élevé sur des marchés inefficients. Ainsi, Une compréhension approfondie de l'efficacité du marché est cruciale pour les dirigeants d'entreprises dont les décisions et les actions déterminent la valeur perçue des entreprises.

Recommandations finales

L'analyse des déterminants du spread souverain offre de nouvelles pistes pour les recherches futures sur ce sujet. Des travaux empiriques pourront être menés en vue d'examiner si le spread des obligations souveraines peut être utilisé comme un indicateur pertinent capable de prévoir les crises financières. Des études spécifiques à un pays peuvent également contribuer à examiner s'il existe un déterminant fondamental unique qui importerait le plus pour établir le spread de ce pays. Alors que notre étude se concentre sur les marchés émergents, d'autres études pourtant sur les économies avancées pourront s'appuyer sur nos résultats pour examiner comment les caractéristiques des écarts existant entre obligations souveraines diffèrent ou non selon que le pays testé est un pays émergent ou avancé. Dans les études futures, il pourrait être pertinent de tester des périodes plus courtes ou de diviser l'échantillon en différentes sous-périodes. Outre que les périodes des majeures crises (financiers en Amérique latine, ou globales), plusieurs ruptures pourront être considérées, telles que des périodes de taux de change fixe ou flottant, d'hyperinflation ou de stabilisation, des chocs politiques ou des réformes économiques internes affectants les afflux de capitaux aux marchés d'Amérique latine peuvent également être prise en.

Comme recherche intéressante complémentaire à notre analyse de contagion entre les pays d'ALC 7, nous proposons d'étendre notre étude afin d'analyser l'impact des événements de notation de crédit souverain sur les économies voisines, tout en distinguant la contagion systématique et idiosyncratique. L'idée est de voir non seulement si l'actualité des notations dans un pays implique une contagion dans les marchés des autres pays, mais aussi si l'effet est lié à des facteurs émergents globaux (contagion systématique) ou lié à des facteurs spécifiques émergents, tels que les facteurs propres aux pays (contagion idiosyncratique).

Notre étude confirme la recommandation que Christopher et al. (2012) pour ce qui concerne la politique actuelle des agences de notation : les agences de notation doivent surveiller et réviser les notations en temps opportun de façon à ne pas exacerber les effets pro-cycliques et éviter les retombées économiques d'une forte volatilité.

Plus globalement, la réflexion sur la mise en place d'une autorité de régulation capable d'obliger les agences à assumer leur responsabilité légale devrait réduire l'asymétrie de l'information qui résulte de certains comportements adoptés par ces agences. Cette autorité devra tout d'abord classer ces agences en termes de performances, en particulier la précision de leurs notations. Les autorités de réglementation devront aussi faciliter la capacité des investisseurs à poursuivre les agences de notations devant des tribunaux internationaux lorsque les notations de crédit s'avèrent fausses ou biaisées ou lorsqu'une agence de notation omet, intentionnellement ou par imprudence, de mener une enquête raisonnable sur le titre noté. Les autorités de réglementation devront également s'assurer que les agences de notation mettent en place des méthodologies de notation de crédit transparentes, des contrôles internes et des mesures de protection contre les conflits d'intérêts des employés qui

améliorent l'exactitude des notations. Les régulateurs devront enfin réduire la dépendance d'un gouvernement à l'égard des notations de crédit émises par le secteur privé.

Bibliographie

- Abdmoulah, W. (2010). Testing the evolving efficiency of Arab stock markets. *International Review of Financial Analysis*, 19(1), 25-34.
- Abraham, A., Seyyed, F., & Alsakran, S. (2002). Testing the RW behavior and efficiency of the Gulf stock markets. *The Financial Review*, 37, 469-480.
- Afonso, A. (2003). Understanding the determinants of sovereign debt ratings: Evidence for the two leading agencies. *Journal of Economics and Finance*, 27(1), 56-74.
- Afonso, A., Gomes, P., & Taamouti, A. (2014). Sovereign credit ratings, market volatility, and financial gains. *Computational Statistics & Data Analysis*, 76, 20-33.
- Aglietta, M. (2008). Macroéconomie financière, 5ème édition, La Découverte, Coll. *Grands Repères–Manuels*.
- Akitoby, B., & Stratmann, T. (2008). Fiscal policy and financial markets. *The Economic Journal*, 118(533), 1971-1985.
- Albouz, N., & Baulant, C. (2022, June). The determinants of the Latin American risk premium: the role of different classes in sovereign rating. In *International Conference on Economic and Financial Risks*, Journées Internationales du Risque 2022, IRIAF- université de Niort.
- Alexander, S. S. (1964). Price movements in speculative markets: Trends or RWs. *Industrial Management Review*, 5, 2, 25-46.
- Allen, F., Brealey, R., Myers, S. (2006). *Principles of Corporate Finance*. New York: McGraw-Hill/Irwin, 8a ed., 896p.
- Almeida, H., Cunha, I., Ferreira, M. A., & Restrepo, F. (2017). The real effects of credit ratings: The sovereign ceiling channel. *The Journal of Finance*, 72(1), 249-290.
- Alsakka, R., & ap Gwilym, O. (2012). Foreign exchange market reactions to sovereign credit news. *Journal of International Money and Finance*, 31(4), 845-864.
- Alsayed, M. S. (2016). Testing stock market efficiency in the weak form: Evidence from the Dow Jones Islamic indices, Published thesis, University of Wollongong, Dubai, <https://ro.uow.edu.au/theses/4733>
- Arezki, M. R., Candelon, B., & Sy, M. A. N. (2011). *Sovereign rating news and financial markets spillovers: Evidence from the European debt crisis*. International Monetary Fund. No. 11-68. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1168.pdf>
- Asai, M., & McAleer, M. (2011). Alternative asymmetric stochastic volatility models. *Econometric Reviews*, 30(5), 548-564.
- Bae, K. H., Lim, C., & Wei, K. J. (2006). Corporate governance and conditional skewness in the world's stock markets. *The Journal of Business*, 79(6), 2999-3028.
- Balcilar, M., Bathia, D., Demirer, R., & Gupta, R. (2017). *Credit Ratings and Predictability of Stock Returns and Volatility of the BRICS and the PIIGS: Evidence from a Nonparametric Causality-in-Quantiles Approach* (No. 201719).
- Baldacci, E., Gupta, S., & Mati, A. (2011). Political and fiscal risk determinants of sovereign spreads in emerging markets. *Review of Development Economics*, 15(2), 251-263.
- Ball, R., & Bartov, E. (1996). How naive is the stock market's use of earnings information?. *Journal of Accounting and Economics*, 21(3), 319-337.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 4). Chichester: John Wiley & Sons.

- Barroso, J. B. R., Da Silva, L. A. P., & Sales, A. S. (2016). Quantitative Easing and Related Capital Flows into Brazil: measuring its effects and transmission channels through a rigorous counterfactual evaluation. *Journal of International Money and Finance*, 67, 102-122.
- Basel Committee on Banking Supervision, (2000). "Credit Ratings and Complementary Sources of Credit Quality Information", <http://www.bis.org/publ/bcbs72a.pdf>, 03.06.2013.
- Bashir, F., Masood, O., & Sahi, A. I. (2017). Sovereign Credit Rating Changes and Its Impact on Financial Markets of Europe during Debt Crisis Period in Greece and Ireland. *Journal of Business & Financial Affairs*, 6, 1-7.
- Basu, S., Deepthi, D., & Reddy, J. (2011). Country risk analysis in emerging markets: The Indian example. IIM Bangalore Research Paper, (326).
- Batista, A. R. D. A., Maia, U., & Romero, A. (2018). Stock market under the 2016 Brazilian presidential impeachment: a test in the semi-strong form of the efficient market hypothesis. *Revista Contabilidade & Finanças*, 29, 405-417.
- Battalio, R. H., & Mendenhall, R. R. (2005). Earnings expectations, investor trade size, and anomalous returns around earnings announcements. *Journal of Financial economics*, 77(2), 289-319.
- Baulant, C. (2019). La gestion des risques en Amérique Latine : une approche plurielle appliquée Brésil, Mexique et Chili. *Revue Internationale des Economistes de Langue Française : revue de l'Association Internationale de Economistes de Langue Française avec la collaboration Université des Sciences Economiques et de Gestion*, 4(2), 7-25.
- Baulant, C., & Albouz, N. (2019, December). Country Risk Rating and its Impact on Emerging Financial Markets: a Case Study of the Brazilian Financial Markets. In *4th Annual PANORisk Conference*, university of Angers.
- Baulant, C., & Albouz, N. (2021, May). La globalisation financière de 1990 a-t-elle permis de réduire les inégalités de revenus: rôle des annonces de ratings sur la volatilité et les rendements des marchés financiers du Brésil. In *XXXVIèmes Journées du développement de l'Association Tiers-Monde Croissance, développement et inégalités: Un développement de plus en plus inégal?*, université de Rennes 2.
- Baulant, C., & Blondel, S. (2012). La gestion des risques et analyse comportementale d'une pratique inversée: une exemple avec le risque pays. In *JMA*.
- Baumann, R. (2011). Integration in Latin America—trends and challenges. *Regional Integration, Economic Development and Global Governance*.
- Beaver, W. H. (1981). Market efficiency. *Accounting Review*, 56, 23-37.
- Bekaert, G., & Harvey, C. R. (2002). Research in emerging markets finance: looking to the future. *Emerging Markets Review*, 3(4), 429-448.
- Bekaert, G., Erb, C. B., Harvey, C. R., & Viskanta, T. E. (1998). Distributional characteristics of emerging market returns and asset allocation. *Journal of Portfolio Management*, 24(2).
- Bekiros, S., Gupta, R., & Kyei, C. (2016). On economic uncertainty, stock market predictability and nonlinear spillover effects. *The North American journal of economics and finance*, 36, 184-191.
- Ben Nasr, A., Cunado, J., Demirer, R., & Gupta, R. (2018). Country Risk Ratings and Stock Market Returns in Brazil, Russia, India, and China (BRICS) Countries: A Nonlinear Dynamic Approach. *Risks*, 6(3), 94.
- Bernstein, P. L. (1996). *Against the gods: The remarkable story of risk* (Vol. 383). New York: John Wiley & Sons.
- Bhatia, A. V. (2002). Sovereign Credit Ratings Methodology an Evaluation," IMF working paper, WP/02/170

- Bhattacharai, S., Chatterjee, A., & Park, W. Y. (2021). Effects of US quantitative easing on emerging market economies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 122, 104031.
- Black, F. (1976). Studies of stock market volatility changes. *Proceedings of the American statistical association business and economic statistics section*.
- Black, F. (1986). Noise. *The journal of finance*, 41(3), 528-543.
- Blau, B. M. (2018). Exchange rate volatility and the stability of stock prices, *International Review of Economics & Finance*, 58, pp 299-311.
- Blaurock, U. (2007). Control and responsibility of credit rating agencies. *Electronic journal of comparative law*, 11(3), 1-37.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. (2003). *Investments*. 5th ed. McGraw Hill; Irvin, United States.
- Boot, A.W.A., Milbourn, T.T., and Schmeits, A.(2005).Credit ratings as coordination mechanisms. *Review of Financial Studies*, 19(1): 81-118.
- Borensztein, E., Cowan, K., & Valenzuela, P. (2013). Sovereign ceilings "lite"? The impact of sovereign ratings on corporate ratings. *Journal of Banking & Finance*, 37(11), 4014-4024.
- Brealey, R. A., Myers, S. C., & Allen, F. (2011). *Principles of corporate finance*. 10 th edition McGraw-Hill.
- Brooks, R., Faff, R. W., Hillier, D., & Hillier, J. (2004). The national market impact of sovereign rating changes. *Journal of banking & finance*, 28(1), 233-250.
- Bustillo, I., Perrotti, D. E., & Velloso, H. (2018). Sovereign credit ratings in Latin America and the Caribbean: Trends and impact on debt spreads. ECLAC – Studies and Perspectives – Washington, D.C. – No.18. https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/44336/1/S1801024_en.pdf
- Calvo, G. A., & Mendoza, E. G. (2000). Rational contagion and the globalization of securities markets. *Journal of international economics*, 51(1), 79-113.
- Calvo, G. A., Leiderman, L., & Reinhart, C. M. (1993). Capital flows and real exchange rate appreciation in Latin America: The role of external factors. Staff Papers 40, International Monetary Fund, Washington, DC.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. & MacKinlay, A.C. (1997), The econometrics of financial markets. *Macroeconomic Dynamics*, 2(4), 559-562.
- Cantor, R., & Packer, F. (1996). Determinants and impact of sovereign credit ratings. *Economic policy review*, 2(2).
- Canuto, O. & Santos, P. F. P. (2003). Risco-soberano e prêmio de risco em economias emergentes. In: Teixeira, M. F., Klotzle, M. C., & Ness Jr, W. L. (2008). Determinant factors of Brazilian country risk: An empirical analysis of specific country risk. *Revista Brasileira de Finanças*, 6(1), 49-67.
- Caporale, G. M., Cipollini, A., & Spagnolo, N. (2005). Testing for contagion: a conditional correlation analysis. *Journal of Empirical Finance*, 12(3), 476-489.
- Cavalcante, B. M., & Hillbrecht, R. O. (2016). Evaluating stock exchange volatility in Brazil after its upgrade to investment grade. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 15(2).
- Cavallo, E. A., Powell, A., & Rigobón, R. (2008). Do credit rating agencies add value? Evidence from the sovereign rating business institutions. *Inter-American Development Bank*, November <<https://publications.iadb.org/handle/11319/1634>>.
- Cermeño, R., & Suleman, M. T. (2014). Country risk and volatility of stock returns: Panel-GARCH evidence for the Latin Americas major five. *Published thesis, Victoria University of Wellington, Wellington*. <https://www.nzfc.ac.nz/archives/2015/papers/programme/155.pdf>.

- Chan, K. C., Gup, B. E., & Pan, M. S. (1992). An empirical analysis of stock prices in major Asian markets and the United States. *Financial Review*, 27(2), 289-307.
- Chen, J., Hong, H., & Stein, J. C. (2001). Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of financial Economics*, 61(3), 345-381.
- Chen, S. S., Chen, H. Y., Chang, C. C., & Yang, S. L. (2013). How do sovereign credit rating changes affect private investment?. *Journal of Banking & Finance*, 37(12), 4820-4833.
- Christopher, R., Kim, S. J., & Wu, E. (2012). Do sovereign credit ratings influence regional stock and bond market interdependencies in emerging countries?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), 1070-1089.
- Clark, I., & Lyratzakis, D. (2021). Towards a more robust sovereign debt restructuring architecture: innovations from Ecuador and Argentina. *Capital Markets Law Journal*, 16(1), 31-44.
- Cohen, D. (1987). Domestic and external debt constraints of LDCs. *Global Macroeconomics*. London: Macmillan.
- Covitz, D. M., & Harrison, P. (2003). Testing conflicts of interest at bond rating agencies with market anticipation: Evidence that reputation incentives dominate. Available at SSRN 512402.
- Cowles, A. (1944), Stock market forecasting. *Econometrica*, 12(3/4), 206-214.
- Creighton, A., Gower, L., & Richards, A. J. (2007). The impact of rating changes in Australian financial markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 15(1), 1-17.
- Crockett, A., Harris, T., Mishkin, F. S., & White, E. N. (2003). *Conflicts of Interest in the Financial Services Industry: What should we do about them?* (Vol. 5). Centre for Economic Policy Research.
- Csonto, M. B., & Ivaschenko, M. I. V. (2013). *Determinants of sovereign bond spreads in emerging markets: Local fundamentals and global factors vs. ever-changing misalignments*. International Monetary Fund. Working Paper, WP/13/164.
- D. Beers, Z. Quiviger and J. F. Walsh (2021), BoC-BoE Sovereign Default Database: What's New in 2021? Bank of England.
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact?. *The Journal of finance*, 40(3), 793-805.
- De Haan, J., & Amtenbrink, F. (2011). Credit rating agencies. In *Handbook of Central Banking, Financial Regulation and Supervision*. Edward Elgar Publishing.
- De Moor, L., Van den Bossche, F., Verheyden, T. (2013). A tale of market efficiency. *HUB Research Paper Series*, Vol. 5.
- De Oliveira, F. A., Maia, S. F., de Jesus, D. P., & Besarria, C. D. N. (2018). Which information matters to market risk spreading in Brazil? Volatility transmission modelling using MGARCH-BEKK, DCC, t-Copulas. *The North American Journal of Economics and Finance*, 45, 83-100.
- Dimson, E., & Mussavian, M. (1998). A brief history of market efficiency. *European Financial Management*, 4(1), 91-103.
- Dimson, E., & Mussavian, M. (2000). Market efficiency. *The current state of business disciplines*, 3(1), 959-970.
- Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1(1), 83-106.
- Doumpos, M., & Zopounidis, C. (2002). On the use of a multi-criteria hierarchical discrimination approach for country risk assessment. *Journal of Multi-Criteria Decision Analysis*, 11(4-5), 279-289.
- Edwards, S. (1984). *LDC's foreign borrowing and default risk: An empirical investigation* (No. w1172). National Bureau of Economic Research. http://www.jstor.org/stable/1805136?seq=1#page_scan_tab_contents.

- Edwards, S. (1986). The pricing of bonds and bank loans in international markets: An empirical analysis of developing countries' foreign borrowing. *European Economic Review*, 30(3), 565-589.
- Edwards. (1989) "Real Exchange Rates in the Developing Countries: Concepts and measurement", *NBER Working paper*, No. 2950, April.
- Ee, B. (2008). *The impact of credit watch & bond rating changes on abnormal stock returns for Non-USA domiciled corporations* (Doctoral dissertation, Singapore Management University (Singapore)).
- Eichengreen, B., Hausmann, R., & Panizza, U. (2003). Le péché originel : le calvaire, le mystère et le chemin de la rédemption. *L'Actualité économique*, 79(4), 419-455.
- Eichengreen, B., Hausmann, R., (1999). Exchange rate and financial fragility, *Symposium New Challenge for Monetary Policy, August*, Jackson Hole, WY, 26-28,
- Ekins, M., and Calabria, M. A. (2012). Regulation, market structure, and Role of the Credit Rating Agencies. *Policy Research Working Paper Series No. 704*, Cato Research Institute.
- Erb, C. B., Harvey, C. R., & Viskanta, T. E. (1995). Country risk and global equity selection. *Journal of Portfolio Management*, 21(2), 74-83.
- Erb, C. B., Harvey, C. R., & Viskanta, T. E. (1996). Political risk, economic risk, and financial risk. *Financial Analysts Journal*, 52(6), 29-46.
- Erdem, O., & Varli, Y. (2014). Understanding the sovereign credit ratings of emerging markets. *Emerging Markets Review*, 20, 42-57.
- Erlenmaier, U. (2006). The shadow rating approach—experience from banking practice. In *The Basel II risk parameters* (pp. 39-77). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The journal of Business*, 38(1), 34-105.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *The journal of finance*, 46(5), 1575-1617.
- Fatnassi, I., Ftiti, Z., & Hasnaoui, H. (2014). Stock market reactions to sovereign credit rating changes: Evidence from four European countries. *Journal of Applied Business Research*, 30(3), 953.
- Ferreira, M. A., & Gama, P. M. (2007). Does sovereign debt ratings news spill over to international stock markets?. *Journal of Banking & Finance*, 31(10), 3162-3182.
- Ferri, G., Liu, L. G., & Stiglitz, J. E. (1999). The procyclical role of rating agencies: Evidence from the East Asian crisis. *Economic notes*, 28(3), 335-355.
- Ferri, G., Liu, L., Majnoni, G. (2001), The role of rating agency assessments in less developed countries: impact of the proposed basel guidelines. *Journal of Banking and Finance*, 25, 115-148.
- Ferrucci, G. (2003). Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads. *Bank of England working paper 205*.
- Findlay, M. C., & Williams, E. E. (2000). A fresh look at the efficient market hypothesis: How the intellectual history of finance encouraged a real "fraud-on-the-market". *Journal of Post Keynesian Economics*, 23(2), 181-199.
- Finnerty, J. E. (1976). Insiders and market efficiency. *The journal of finance*, 31(4), 1141-1148.
- Fitch, (2012). "Sovereign Rating Methodology", August, http://www.fitchratings.com/creditdesk/reports/report_frame.cfm?rpt_id=685737.

- FitzGerald, V. (2009). An analytical framework for debt sustainability and development. *Compendium on Debt Sustainability and Development*, 63.
- Flandreau, M., Gaillard, N., & Packer, F. (2011). To err is human: US rating agencies and the interwar foreign government debt crisis. *European Review of Economic History*, 15(3), 495-538.
- Fountas, S., & Segredakis, K. N. (2002). Emerging stock markets return seasonalities: the January effect and the tax-loss selling hypothesis. *Applied Financial Economics*, 12(4), 291-299.
- Freitas, A. D. P. N., & Minardi, A. M. A. F. (2013). The impact of credit rating changes in Latin American stock markets. *BAR-Brazilian Administration Review*, 10(4), 439-461.
- Fridson, M. S. (1999). Why Do Bond Rating Agencies Exist?. *Extra credit (Merrill Lynch)*, 8.
- Gaillard, N. (2012). Fitch, Moody's, and S&P sovereign ratings and EMBI global spreads: Lessons from 1993-2007. In *A Century of Sovereign Ratings* (pp. 149-170). Springer, New York, NY.
- Gande, A., & Parsley, D. C. (2005). News spillovers in the sovereign debt market. *Journal of Financial Economics*, 75(3), 691-734.
- Gande, A., and Parsley, D. (2014). *Sovereign credit ratings, Transparency and international portfolio flows*. Working Paper No. 12/2014, Hong Kong Institute For Monetary Research.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- González-Rozada, M., & Yeyati, E. L. (2008). Global factors and emerging market spreads. *The Economic Journal*, 118(533), 1917-1936.
- Grandes, M. (2003). Convergence and divergence of sovereign bond spreads: Theory and facts from Latin America. Available at SSRN 302085.
- Grandes, M. (2007). The determinants of sovereign bond spreads: Theory and facts from Latin America. *Cuadernos de economía*, 44(130), 151-181.
- Grieb, T., & Reyes, M. G. (1999). Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms. *Journal of Financial Research*, 22(4), 371-383.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American economic review*, 70(3), 393-408.
- Guardia, E. R. (2004). As razões do ajuste fiscal. In Teixeira et al. (2008). Determinant factors of Brazilian country risk: An empirical analysis of specific country risk. *Revista Brasileira de Finanças*, 6(1), 49-67.
- Guerron-Quintana, P. A. (2011). Risk and uncertainty. *Business Review*, Q1, 10-18.
- Gumus, I. (2011). Exchange rate policy and sovereign spreads in emerging market economies. *Review of International Economics*, 19(4), 649-663.
- Hammoudeh, S., Sari, R., Uzunkaya, M., & Liu, T. (2013). The dynamics of BRICS's country risk ratings and domestic stock markets, US stock market and oil price. *Mathematics and Computers in Simulation*, 94, 277-294.
- Han, S. H., Shin, Y. S., Reinhart, W., & Moore, W. T. (2009). Market segmentation effects in corporate credit rating changes: the case of emerging markets. *Journal of Financial Services Research*, 35(2), 141-166.
- Hand, J. R., Holthausen, R. W., & LEFTWICH*, R. W. (1992). The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices. *The journal of finance*, 47(2), 733-752.
- Hartelius, K., K. Kashiwase, and L.E. Kodres (2008), "Emerging Market Spread Compression: Is it Real or is it Liquidity?" *IMF Working Paper* 08/10.

- Harvey, C. (1993). Portfolio investment using emerging markets and conditioning information. *Washington, DC: World Bank. Working paper.*
- Hasanhodzic, J., & Lo, A. W. (2011). Black's leverage effect is not due to leverage. Available at SSRN 1762363. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1762363.
- Hassan, K., Hoque, A., & Gasbarro, D. (2017). Sovereign default risk linkage: Implication for portfolio diversification. *Pacific-Basin Finance Journal*, 41, 1-16.
- He, Y., Wang, J., & Wei, K. J. (2011). Do bond rating changes affect the information asymmetry of stock trading?. *Journal of Empirical Finance*, 18(1), 103-116.
- Heinke, V. G. (2006). Credit spread volatility, bond ratings and the risk reduction effect of watchlistings. *International Journal of Finance & Economics*, 11(4), 293-303.
- Hilscher, J., & Nosbusch, Y. (2010). Determinants of sovereign risk: Macroeconomic fundamentals and the pricing of sovereign debt. *Review of Finance*, 14(2), 235-262.
- Hooke, J. C. (2001). *Emerging markets: a practical guide for corporations, lenders, and investors*. New York, NY: Wiley.
- Hooper, V., Hume, T., & Kim, S. J. (2008). Sovereign rating changes—Do they provide new information for stock markets?. *Economic Systems*, 32(2), 142-166.
- Hung, J. H., & Bronowski, C. (2002). *Modeling the US Current Account as the Savings-Investment Balance*. Congressional Budget Office.
- Ibragimov, R., Jaffee, D., & Walden, J. (2011). Diversification disasters. *Journal of financial economics*, 99(2), 333-348.
- International Monetary Fund (IMF), (2013). Global financial stability report. April, Washington D.C .
- International Monetary Fund (IMF), (2014). Global financial stability report. April, Washington D.C .
- Islam, A., & Khaled, M. (2005). Tests of weak-form efficiency of the Dhaka stock exchange. *Journal of Business Finance & Accounting*, 32(7-8), 1613-1624.
- Ismailescu, I., & Kazemi, H. (2010). The reaction of emerging market credit default swap spreads to sovereign credit rating changes. *Journal of Banking & Finance*, 34(12), 2861-2873.
- Jaramillo, L., & Tejada, M. M. M. (2011). *Sovereign credit ratings and spreads in emerging markets: does investment grade matter?*. International Monetary Fund working paper WP/11/44, June.
- Jones, C. M., Lamont, O., & Lumsdaine, R. L. (1998). Macroeconomic news and bond market volatility. *Journal of Financial Economics*, 47(3), 315-337.
- Jüttner, D. J., Chung, D., & Leung, W. (2006). Emerging market bond returns—An investor perspective. *Journal of Multinational Financial Management*, 16(2), 105-121.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk, *Econometrica*, vol. 47, pp 263-291.
- Kamin, S. B., & Von Kleist, K. (1999). The evolution and determinants of emerging markets credit spreads in the 1990s. *BIS Working Paper* 68, May.
- Kaminsky, G., & Schmukler, S. L. (2002). Emerging market instability: do sovereign ratings affect country risk and stock returns?. *The World Bank Economic Review*, 16(2), 171-195.
- Kaniel, R., Liu, S., Saar, G., & Titman, S. (2012). Individual investor trading and return patterns around earnings announcements. *The Journal of Finance*, 67(2), 639-680.

- Kiff, J., Holland, A., Kisser, M., Nowak, S., Saab, S., Schumacher, L., ... & Westin, A. M. (2010). The uses and abuses of sovereign credit ratings. *Global Financial Stability Report*, 10.
- Kim, S.-J. and Wu, E. (2011). International bank flows to emerging markets: Influence of sovereign credit ratings and their regional spillover effects. *Journal of Financial Research*, 34(2): 331-364.
- Kim, Y. (2000). Causes of capital flows in developing countries. *Journal of International Money and Finance*, 19(2):235-253.
- Kräussl, R. (2005). Do credit rating agencies add to the dynamics of emerging market crises?. *Journal of Financial Stability*, 1(3), 355-385.
- Lahet, D., & Prat, S. (2021). Internationalization of emerging market currencies and original sin: Empirical evidence. *The World Economy*, 44(7), 1973-2003.
- Lardic, S., & Mignon, V. (2006). *L'efficience informationnelle des marchés financiers*. La découverte.
- Larrain, G., Reisen, H., & Von Maltzan, J. (1997). *Emerging market risk and sovereign credit ratings*. Oecd Development Centre. Working Paper No. 124.
- Latham, M. (1986). Informational efficiency and information subsets. *The Journal of Finance*, 41(1), 39-52.
- Lee, C. C., Lee, J. De, and Lee, C. C. (2010). Stock prices and the efficient market hypothesis: Evidence from a panel stationary test with structural breaks. *Japan and the World Economy*, 22(1), 49-58.
- Lehmann, B. N. (1990). Fads, martingales, and market efficiency. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 1-28.
- Li, H., Jeon, B. N., Cho, S. Y., & Chiang, T. C. (2008). The impact of sovereign rating changes and financial contagion on stock market returns: Evidence from five Asian countries. *Global Finance Journal*, 19(1), 46-55.
- Li, H., Jeon, B. N., Cho, S. Y., & Chiang, T. C. (2008). The impact of sovereign rating changes and financial contagion on stock market returns: Evidence from five Asian countries. *Global Finance Journal*, 19(1), 46-55.
- Linciano, N. (2004). The reaction of stock prices to rating changes. *Disponibile sur SSRN 572365*.
- Lindner A, Fischer C, Félix A, Scherer V, Warkentin A. (2010). Market efficiency theory: Investment and valuation of firms. *Disponibile sur: http://uhu.es/45151/temas/Unit%204_1.pdf*
- Lo, A. (2004). The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective. *Journal of the Portfolio Management*, 30, 15-29.
- Löffler, G. (2005). Avoiding the rating bounce: Why rating agencies are slow to react to new information. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 56(3), 365-381.
- MacKinlay, A.C., (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature* 35, 13-39.
- Malkiel, B. G. (2003). The efficient market hypothesis and its critics. *Journal of economic perspectives*, 17(1), 59-82.
- Martinez, L. B., Terceno, A., & Teruel, M. (2013). Sovereign bond spreads determinants in Latin American countries: Before and during the XXI financial crisis. *Emerging Markets Review*, 17, 60-75.
- Mathis, J., McAndrews, J., & Rochet, J. C. (2009). Rating the raters: Are reputation concerns powerful enough to discipline rating agencies?. *Journal of monetary economics*, 56(5), 657-674.
- Mechri, N., Hamad, S. B., Peretti, C., & Charfi, S. (2019). The Impact of the Exchange Rate Volatilities on Stock Market Returns Dynamic. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3304040>
- Meldrum, D. (2000). Country risk and foreign direct investment. *Business economics*, 35(1), 33-40.

- Metz, A., & Tudela, M. (2015). The Price Impact of Sovereign Rating Announcements. In *Emerging Markets and Sovereign Risk* (pp. 275-292). Palgrave Macmillan, London.
- Micu, M., Remolona, E. M., & Wooldridge, P. D. (2006). The price impact of rating announcements: which announcements matter?. *Bank for International Settlements, Working Paper No 207*.
- Mignon, V. (2008). Les ambiguïtés de la théorie de l'efficience informationnelle des marchés financiers. *Regards croisés sur l'économie*, (1), 104-117.
- Min, H. G., Lee, D. H., Nam, C., Park, M. C., & Nam, S. H. (2003). Determinants of emerging-market bond spreads: Cross-country evidence. *Global Finance Journal*, 14(3), 271-286.
- Minsky H., (1982) The financial instability hypothesis, capitalist processes and the behaviour economy in Kindelberger et Laffargues (eds) *Financial crisis, theory and policy*, Cambridge University Press.
- Minsky, H. P. (1980). Capitalist financial processes and the instability of capitalism. *Journal of Economic Issues*, 14(2), 505-523.
- Mishra, A. (2005). An empirical analysis of market reaction around the bonus issues in India. *Indian Institute of management working paper*, (2005-10).
- Mishra, B. K. (2012). Analysis of Stock Market Efficiency. *The Economic Journal of Nepal*, 35(139), 186-203.
- Mokoaleli-Mokoteli, T., & Mongalo, B. (2017). The Impact of Corporate Credit Ratings Change on Stock Returns of Firms Listed on JSE Exchange. In *Proceedings of the European Conference on Management, Leadership & Governance* (pp. 311-322).
- Montes, G. C., de Oliveira, D. S., & de Mendonça, H. F. (2016). Sovereign credit ratings in developing economies: New empirical assessment. *International Journal of Finance & Economics*, 21(4), 382-397.
- Moody's Investors Service (2001): "Moody's Country Credit Statistical Handbook", Global Credit Research, (January).
- Moody's, (2013). "Sovereign bond ratings", September, https://www.moodys.com/researchdocumentcontentpage.aspx?docid=PBC_157547.
- Mora, N. (2006). Sovereign credit ratings: Guilty beyond reasonable doubt? *Journal of Banking & Finance*, 30(7), 2041-2062.
- Mpapalika, J., & Malikane, C. (2019). The determinants of sovereign risk premium in African countries. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(1), 29.
- Naciri, A. (2015). *Credit rating governance: Global credit gatekeepers*. Routledge.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370. https://www.jstor.org/stable/2938260?seq=1#page_scan_tab_contents.
- Nogués, J., & Grandes, M. (2001). Country risk: economic policy, contagion effect or political noise?. *Journal of Applied Economics*, 4(1), 125-162.
- Nordal, K. B. (2001). Country risk, country risk indices and valuation of FDI: a real options approach. *Emerging Markets Review*, 2(3), 197-217.
- Norden, L., & Weber, M. (2004). Informational efficiency of credit default swap and stock markets: The impact of credit rating announcements. *Journal of Banking & Finance*, 28(11), 2813-2843.
- Obstfeld, M. and K. Rogoff (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press.
- Ojah, K., & Karemera, D. (1999). Random walks and market efficiency tests of Latin American emerging equity markets: a revisit. *Financial Review*, 34(2), 57-72.

- Ominami, C. (1986). Le tiers monde dans la crise, Paris, La Découverte. *Papageorgiou, D., Choski, A. and Michaely.*
- Orléan, A. (1989). Mimetic contagion and speculative bubbles. *Theory and decision*, 27(1), 63-92.
- Ozdemir, Z. A. (2008). Efficient market hypothesis: evidence from a small open-economy. *Applied Economics*, 40(5), 633-641.
- Peiris, M. S. J. (2010). *Foreign participation in emerging markets' local currency bond markets*. IMF Working Paper, WP/10/88.
- Peter, M., & Grandes, M. (2005). How important is sovereign risk in determining corporate default premia?: the case of South Africa. IMF Working Paper 05/217.
- Phiri, A. (2015). Efficient market hypothesis in South Africa: Evidence from linear and nonlinear unit root tests. *Managing Global Transitions*, 13(4), 369.
- Pichardo, C., & Bacon, F. (2009). The Lehman Brothers bankruptcy: a test of market efficiency. In *Allied Academies International Conference* (Vol. 14, No. 1, pp. 43-48).
- Pinheiro, A. C. (2004). Por que o Brasil cresce pouco? In Teixeira et al. (2008). Determinant factors of Brazilian country risk: An empirical analysis of specific country risk. *Revista Brasileira de Finanças*, 6(1), 49-67.
- Poon, S. H., & Granger, C. W. (2003). Forecasting volatility in financial markets: A review. *Journal of economic literature*, 41(2), 478-539.
- Pukthuanthong-Le, K., Elayan, F. A., & Rose, L. C. (2007). Equity and debt market responses to sovereign credit ratings announcement. *Global finance journal*, 18(1), 47-83.
- Reddy, K., Bosman, R., & Mirza, N. (2014). Impact of credit ratings on stock returns. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 21(3), 343-366.
- Reisen, H., & Von Maltzan, J. (1999). Boom and bust and sovereign ratings. *International Finance*, 2(2), 273-293.
- Reisen, H., Von Maltzan, J., & Larraín, G. (1998). Emerging market risk and sovereign credit ratings. *En: X Seminario Regional de Política Fiscal: compendio de documentos-Santiago: CEPAL, 1998-p. D1-D21*.
- Robinson, J., and Bangwayo-skeete, P. (2015). Sovereign debt challenges in the Commonwealth Caribbean: Stock market reaction to sovereign debt restructurings and credit rating reviews *Working Paper No. 15/14*, Central Bank of Barbados.
- Rojas, A., & Jaque, F. (2003). Determinants of the Chilean sovereign spread: Is it purely fundamentals?. *Money Affairs*, 16(2), 137-163.
- Rowland, P., & Torres, J. L. (2004). Determinants of spread and creditworthiness for emerging market sovereign debt: A panel data study. *Borradores de Economía; No. 295*.
- Rubinstein, M. (1975). Securities market efficiency in an Arrow-Debreu economy. *The American Economic Review*, 65(5), 812-824.
- S&P Global Ratings, 2018, How we rate sovereigns? February 15, 2019. www.spglobal.com/ratingsdirect
- Sager, F., & Hinterleitner, M. (2016). How do credit rating agencies rate? An implementation perspective on the assessment of austerity programs during the European debt crisis. *Politics & Policy*, 44(4), 783-815.
- Salama, P., and Tissier, P. (1992). La fin de l'hyperinflation en Amérique latine. *Revue Tiers Monde*, janvier-mars, 99 151.
- Sangiorgi, F., & Spatt, C. S. (2017). The economics of credit rating agencies. *Foundations and Trends in Finance*, 12, 1-116.
- Schwert, G. W. (2003). Anomalies and market efficiency. *Handbook of the Economics of Finance*, 1, 939-974.

- Sewell, M. (2011). History of the efficient market hypothesis. *Rn*, 11(04), 04.
- Shiller, R. J. (1982, January). Consumption, asset markets and macroeconomic fluctuations. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 17, pp. 203-238). North-Holland.
- Shiller, R. J. (2003). From efficient markets theory to behavioral finance. *Journal of economic perspectives*, 17(1), 83-104.
- Shiller, R. J. (2013). Sharing Nobel honors and agreeing to disagree. *New York Times*, 26. Available at: <http://www.nytimes.com/2013/10/27/business/sharing-nobel-honors-and-agreeing-to-disagree.html?hp>
- Siklos, P. L. (2011). Emerging market yield spreads: Domestic, external determinants, and volatility spillovers. *Global Finance Journal*, 22(2), 83-100.
- Simões, M. D., Macedo-Soares, T. D. L., Klotzle, M. C., & Pinto, A. C. F. (2012). Assessment of market efficiency in Argentina, Brazil and Chile: An event study of mergers and acquisitions. *BAR-Brazilian Administration Review*, 9, 229-245.
- Subasi, F. Ö. (2008). The Effect of Sovereign Rating Changes on Stock Returns and Exchange Rates. *International Research Journal of Finance and Economics*, (20), 46-54.
- Sy, A. N. (2002). Emerging market bond spreads and sovereign credit ratings: reconciling market views with economic fundamentals. *Emerging Markets Review*, 3(4), 380-408.
- Tebaldi, E., Nguyen, H., & Zuluaga, J. (2018). Determinants of emerging markets' financial health: a panel data study of sovereign bond spreads. *Research in International Business and Finance*, 45, 82-93.
- Teixeira, M. F., Klotzle, M. C., & Ness Jr, W. L. (2008). Determinant factors of Brazilian country risk: An empirical analysis of specific country risk. *Revista Brasileira de Finanças*, 6(1), 49-67.
- Trepongkaruna, S., & Wu, E. (2012). Realizing the volatility impacts of sovereign credit ratings information on equity and currency markets: Evidence from the Asian Financial Crisis. *Research in International Business and Finance*, 26(3), 335-352.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1991). Loss aversion in riskless choice: A reference-dependent model. *The quarterly journal of economics*, 106(4), 1039-1061.
- Ul-Haque, N., Kumar, M.S., Mark, N., Mathieson, D.J., (1996), The economic content of indicators of developing country creditworthiness. *International Monetary Fund Staff Papers*, 43, 688-724.
- Urrutia, J. L. (1995). Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging equity markets. *Journal of financial research*, 18(3), 299-309.
- White, L. J. (2010). Markets: The credit rating agencies. *Journal of Economic Perspectives*, 24(2), 211-26.
- Wighton, D. (2009). Moody's: The Imprecise Science of Credit Rating. *TimesOnline*, February, 3.
- Williams, G., Alsakka, R., & Ap Gwilym, O. (2013). The impact of sovereign rating actions on bank ratings in emerging markets. *Journal of Banking & Finance*, 37(2), 563-577.
- Williamson, J. (1985). The exchange rate system: Policy analysis. *International Economics*, 5. Washington.
- Worthington, A., & Higgs, H. (2004). Random walks and market efficiency in European equity markets. *The Global Journal of Finance and Economics*, 1(1), 59-78.
- Yildirim, M. and Bayar, Y. (2014). Effects of Sovereign Credit Rating Announcements on Stock Markets: Borsa Istanbul Case. *International Research Journal of Finance and Economics*, ISSN 1450-2887 (120), 75-84.

Table des matières

INTRODUCTION GENERALE	1
CHAPITRE 1 : EVALUATION DU RISQUE PAYS DANS LES PAYS EMERGENTS : ROLE DES FACTEURS INTERNES ET EXTERNES ET SPECIFICITE DES PAYS D'AMERIQUE LATINE	12
INTRODUCTION	12
1.1. <i>Le risque pays : une approche de diagnostic multidisciplinaire</i>	<i>14</i>
1.2. <i>Les grandes théories du risque pays établi par les ratings (ou notes) des agences de notation : où en est-on ?.....</i>	<i>17</i>
1.2.1. Le rôle des agences de notations souveraines et la construction de rating : les trois agences leaders, les 'Big Three'	17
1.2.2. Typologies et catégories de notations souveraines des 'Big Three'	21
1.2.3. Les déterminants des notations souveraines dans la littérature.....	23
1.2.4. Problèmes posés par la construction des notations (ratings) des 'Big Three'	25
a) Le modèle du « Paiement par l'émetteur » et le conflit d'intérêts.....	25
b) Un manque de responsabilité juridique.....	26
c) Le comportement procyclique des agences qui amplifie les crises de défaut	26
1.3. <i>La difficulté de dissocier les facteurs internes et externes dans le risque pays en Amérique latine : apport d'une revue de la littérature sur cette question sur les déterminants de la prime de risque souverain.....</i>	<i>27</i>
CONCLUSION	35
CHAPITRE 2 : LA TRANSMISSION DE L'EFFET DES NOTATIONS SUR LES MARCHES EMERGENTS : LE ROLE DES ANNONCES DE NOTATIONS SOUVERAINES DANS LA PREVISIBILITE DES RENDEMENTS ET DE LA VOLATILITE DES MARCHES FINANCIERS EN AMERIQUE LATINE	38
INTRODUCTION	38
2.1 <i>Les canaux de transmission de l'effet de Rating : le rôle de l'investissement domestique privé et du 'Cap souverain'</i>	<i>39</i>
2.2 <i>L'impact spécifique de la notation du risque pays sur les marchés émergents d'Amérique latine</i>	<i>41</i>
2.2.1 Le rating permet-il de prévoir les rendements et la volatilité des actions et des obligations sur les marchés financiers en Amérique latine ?	41
2.2.2 Les « Bad news » et les « Good news » : un effet asymétrique de la notation	45
2.2.3 Le mouvement transversal de la notation : le rôle des classes de rating	47
2.3 <i>Utilité de la notation en période de crise.....</i>	<i>49</i>
2.3.1. L'impact de la notation en période de crise : le comportement procycliques des agences de notations	49
2.3.2. Les effets de contagion	50
CONCLUSION	53
CHAPITRE 3 : LA NOTATION ET L'HYPOTHESE D'EFFICIENCE INFORMATIONNELLE DES MARCHES FINANCIERS : RETOUR SUR LE DEBAT DE L'EFFICIENCE SEMI-FORTE	54
INTRODUCTION	54
3.1. <i>L'efficience informationnelle des marchés financiers (EMH) : la théorie de base introduite par E. Fama (1965)</i>	<i>55</i>
3.1.1. Evolution de l'hypothèse d'efficience au cours du temps	55
3.1.2. Définition de l'efficience et de ses trois formes possibles.....	57
3.2. <i>Les études empiriques sur l'efficience informationnelle</i>	<i>58</i>
3.2.1. Les tests de la forme faible d'EMH	58

3.2.2. Les tests de la forme semi-forte	60
a) Les tests favorables à l'efficience semi-forte de Fama (un ajustement instantané à l'information publique).....	60
b) Les études qui remettent en cause l'hypothèse de l'efficience semi-forte de Fama	63
3.3. <i>L'efficience des marchés : analyse de certains paradoxes et anomalies qui apparaissent</i>	66
3.3.1. Le paradoxe de Grossman-Stiglitz	66
3.3.2. La volatilité excessive et le sur-ajustement du marché	67
3.3.3. Le phénomène de saisonnalité.....	68
3.3.4. Des spécifications de modèles ou de tests économétriques qui peuvent être trompeuses	68
3.3.5. Prise en compte du comportement potentiellement irrationnel des agents	69
3.3.6. La remise en cause de la forme forte d'EMH	69
CONCLUSION	69

CHAPITRE 4 : LES DETERMINANTS DU SPREAD SOUVERAIN EN AMERIQUE LATINE : ETUDE EMPIRIQUE SUR 14 PAYS DANS LA REGION

ALC	71
INTRODUCTION	71
4.1. <i>Méthodologie et spécification du modèle économétrique</i>	72
4.2. <i>Échantillon et description des données</i>	73
4.2.1. Mesure du spread souverain	73
4.2.2. Les notations souveraines.....	74
4.2.3. Autres déterminants du spread souverain.....	75
a) Les variables du marché mondial :	75
b) Les fondamentaux spécifiques à chaque pays	77
4.2.4. Limites et disponibilité des données.....	81
4.3. <i>Analyse descriptive</i>	82
4.3.1. L'évolution des ratings souverains en Amérique Latine	82
4.3.2. Evolution de l'indice EMBI+	86
4.4. <i>Résultats empiriques</i>	87
CONCLUSION	96

CHAPITRE 5 : L'IMPACT DES NOTATIONS SOUVERAINES SUR LES RENDEMENTS ET LA VOLATILITE DES ACTIONS ET DES OBLIGATIONS DES ALC7 : LE TEST D'EFFICIENCE SEMI-FORTE.....98

INTRODUCTION	98
5.1. <i>Les données empiriques</i>	99
5.1.1. Les données des actions et des obligations	99
5.1.2. Les annonces de notation souveraine	100
5.1.3. Les variables de contrôle	101
5.2. <i>Méthodologie et spécification des modèles économétriques</i>	102
5.2.1. Calcul des rendements d'actions et d'obligations	102
5.2.2. Les tests d'EMH : l'impact du rating sur les rendements d'actions et d'obligations	102
5.2.3. L'étude de la volatilité conditionnelle.....	103
a) Le modèle EGARCH (Les régressions des séries temporelles par pays)	103
b) L'impact de changement de notation d'un pays sur la volatilité conditionnelle dans son propre marché financier (la régression de panel)	

c) La contagion (la réaction de la volatilité conditionnelle dans un pays aux changements des notations souveraines dans les autres pays)	105
5.3. Résultats empiriques obtenus	105
5.3.1. L'impact des annonces de notations souveraines sur les rendements boursiers et obligataires (les tests d'efficience informationnelle du marché EMH)	105
a) Test d'efficience faible : test de stationnarités des rendements (Dickey Fuller Augmenté)	105
b) L'impact de rating sur les rendements des actions et des obligations (le test d'EMH semi-forte)	107
5.3.2. Les Résultats de l'analyse de la volatilité conditionnelle	109
a) La volatilité asymétrique : la volatilité conditionnelle spécifique à chacun des sept pays d'ALC7 (les estimations Egarch(1/1))	109
b) La volatilité moyenne par catégorie de rating	111
c) L'impact de changement de notations souveraines (améliorations et dégradations) sur la volatilité conditionnelle des marchés financiers	112
d) L'effet de contagion : réaction de la volatilité conditionnelle sur un des sept marchés aux changements de notations souveraines sur les autres marchés	116
e) L'Analyse de robustesse :	118
CONCLUSION	120
CONCLUSION GENERALE	123
BIBLIOGRAPHIE	135
TABLE DES MATIERES	146
TABLE DES FIGURES	149
TABLE DES TABLEAUX	150
ANNEXES	151
<i>Annexe 1 : Périodes analysées de l'indice EMBI+ (par pays)</i>	151
<i>Annexe 2 : Evolution de l'indice EMBI+& les fondamentaux des 14 marchés d'ALC</i>	151
<i>Annexe 3 : Les indices des marchés boursiers et obligataires utilisés pour les données quotidiennes des ALC7 et leurs sources</i>	158
<i>Annexe 4 : Evolution de nombre des pays notés par les agences de notations (S&P, Moody's et Fitch), (1990-2021)</i>	158
<i>Annexe 5 : Dates de changement de notation (amélioration et dégradation) effectuées par les trois agences, (par pays)</i>	159
<i>Annexe 6 : Figures des rendements et de la volatilité conditionnelle des marchés d'actions et d'obligation des ALC 7 (par pays)</i>	160
<i>Annexe 7 : Les annonces de notations souveraines par les trois agences de notations, S&P, Fitch et Moody's des ALC7</i>	166

Table des Figures

FIGURE 1-A : ÉMISSION DE DETTE SOUVERAINE DES MARCHES EN DEVELOPPEMENT ET DEVELOPPES (1990-2000).....	2
FIGURE 1-B : ÉMISSION DE DETTE SOUVERAINE DES MARCHES EN DEVELOPPEMENT ET DEVELOPPES (2000-2021).....	2
FIGURE 2-A : ÉVOLUTION DE LA DETTE EXTERIEURE TOTALE DANS CERTAINS PAYS D'AMERIQUE LATINE (2005-2022).....	4
FIGURE 2-B : RATIO DE LA DETTE EXTERIEURE (LIBELLE EN MONNAIE LOCALE) / LA DETTE EXTERIEURE TOTALE DANS CERTAINS PAYS D'AMERIQUE LATINE (2005-2022)5	
FIGURE 1.1 : LES CINQ FACTEURS CLES UTILISES PAR L'AGENCE S&P POUR CONSTRUIRE LA NOTATION SOUVERAINE	19
FIGURE 4.1 : JP MORGAN EMBI+ POUR LA REGION AMERIQUE LATINE ET CARAÏBES ET LES FACTEURS FINANCIERS GLOBAUX.....	75
FIGURE 4.2 : LA CORRELATION POSITIVE ENTRE EMBI+ ET LE RENDEMENT US 10 ANS (EFFET PORTEFEUILLE), CHILI (2000, 2006, 2013, 2020), MEXIQUE (1999, 2018-2020).....	76
FIGURE 4.3 : LA CORRELATION NEGATIVE ENTRE EMBI+ ET LE RENDEMENT 10 ANS US PENDANT LES CRISES (EFFET FUITE VERS LA QUALITE), BRESIL (1999-2000, 2014-2015), ARGENTINE (2001-2002, 2018-2020).....	77
FIGURE 4.4 : DEFICIT DU COMPTE COURANT DETERMINE PAR LE DEFICIT DU REVENU PRIMAIRE	78
FIGURE 4.5 : EMBI+ VS COMPTE COURANT POUR L'ARGENTINE ET LE BRESIL (1997-2020)	78
FIGURE 4.6 : EMBI+ VS REER POUR L'ARGENTINE: INDICE REER 2010=100, NOT SEASONALLY ADJUSTED	80
FIGURE 4.7 : NOMBRE DE PAYS NOTES PAR LES AGENCES DANS LA REGION ALC (1990- 2021)	82
FIGURE 4.8 : MEILLEURES ET PIRES NOTATIONS DE CREDIT PAR STANDARD & POOR'S	85

Table des tableaux

TABLEAU 1.2 : CRITERES DE NOTATION SOUVERAINE DE L'AGENCES S&P	19
TABLEAU 1.2 : DEFINITION ET INTERPRETATIONS DES NOTATIONS SOUVERAINES DES 'BIG THREE'	22
TABLEAU 1.3 : LES DETERMINANTS DE LA PRIME DE RISQUE DANS LES MARCHES EMERGENTS	31
TABLEAU 3.1 : LES TESTS D'EFFICIENCE FAIBLE ET SEMI-FORTE DANS LA LITTERATURE.....	65
TABLEAU 4.1 : L'ECHELLE LINEAIRE DES NOTATIONS SOUVERAINES DE TROIS AGENCES (S&P, MOODY'S ET FITCH)	74
TABLEAU 4.2 : NOTATIONS SOUVERAINES DES 19 PAYS D'AL NOTES PAR LES TROIS AGENCES EN AMERIQUE LATINE : LA NOTATION INITIALE ET DERNIERE	83
TABLEAU 4.3 : NOTATIONS SOUVERAINES DES 19 PAYS NOTES D'AL PAR LES TROIS AGENCES EN AMERIQUE LATINE : LA MEILLEURE ET LA PIRE NOTATION	84
TABLEAU 4.4 : PREMIER ET DERNIER RATING PAR L'AGENCE S&P (SUR UNE ECHELLE NUMERIQUE)	85
TABLEAU 4.5 : DESCRIPTION DES DONNEES, INDICE DE SPREAD JP MORGAN EMBI+.....	86
TABLEAU 4.6 : RESULTATS DE LA REGRESSION DANS L'EQUATION (4.6).....	87
TABLEAU 4.7 : RATING, VARIABLES GLOBALES ET CRISES.....	91
TABLEAU 4.8 : L'IMPACT DE L'INDICE EMBI+ SUR LE RATING EN TEMPS DE CRISE (LA PERFORMANCE PROCYCLIQUE DES AGENCES DE NOTATION)	94
TABLEAU 4.9 : RATING, VARIABLES FONDAMENTALES DU PAYS ET CRISES	94
TABLEAU 5.1 : TEST DES RACINES UNITAIRES POUR LES SERIES DE RENDEMENTS PAR PAYS, DICKY FULLER AUGMENTE PAR PAYS (ADF)	106
TABLEAU 5.2 : EQUATION DE RENDEMENTS : REGRESSION PANEL EFFETS ALEATOIRES.....	107
TABLEAU 5.3 : ESTIMATION EGARCH (1/1) (LES SERIES TEMPORELLES PAR PAYS), EQUATION (5.6).....	109
TABLEAU 5.4 : LA VOLATILITE MOYENNE DES MARCHES DES ACTIONS ET DES OBLIGATIONS PAR AGENCE ET PAR CATEGORIE DE NOTATION	111
TABLEAU 5.6 : RESULTATS DE L'EQUATION (5.7), MODEL DE PANEL A EFFETS FIXES (REGRESSION PANEL SUR LA VOLATILITE CONDITIONNELLE)	113
TABLEAU 5.7 : RESULTATS DE L'EQUATION (5.7), MODEL DES EFFETS FIXES (REGRESSION PANEL SUR LA VOLATILITE CONDITIONNELLE), PAR AGENCE DE RATING.....	115
TABLEAU 5.8 : ESTIMATIONS EGARCH SUR LA VOLATILITE CONDITIONNELLE, IMPACT DES (AMELIORATIONS ET DEGRADATIONS) (PAR PAYS)	116
TABLEAU 5.9 : RESULTATS DE L'EQUATION (5.8), L'EFFET DE CONTAGION, REGRESSION PANEL A EFFETS FIXES.....	117
TABLEAU 5.10 : ANALYSE DE ROBUSTESSE SUR LA VOLATILITE DES 7 MARCHES, LES MODELES ALTERNATIFS (EGARCHE AVEC DISTRIBUSSION GAUSSIENNE, EGARCHE AVEC ARCHM, GIR GARCH) (REGRESSION DE PANEL FIXED EFFECTS)	119
TABLEAU 5.11 : ANALYSE DE ROBUSTESSE (LA CONTAGION)	120

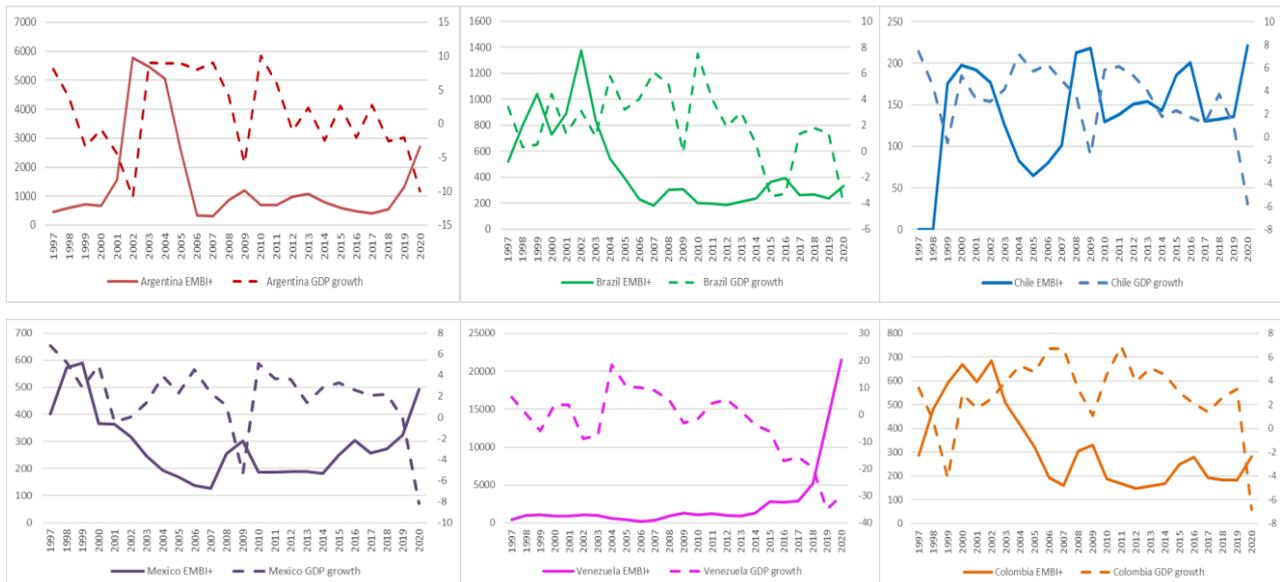
Annexes

Annexe 1 : Périodes analysées de l'indice EMBI+ (par pays)

L'indice EMBI+, période analysée par pays		
Pays	Première observation	Dernière observation
Bésil	12/1997	07/2020
Argentine	12/1997	07/2020
Mexique	12/1997	07/2020
Pérou	12/1997	07/2020
Equateur	12/1997	07/2020
Venezuela	12/1997	07/2020
Colombie	12/1997	07/2020
Panama	12/1997	07/2020
Chili	05/1999	07/2020
Uruguay	06/2001	07/2020
République Dominicaine	11/2001	07/2020
El Salvador	04/2002	07/2020
Costa Rica	02/2015	07/2020
Guatemala	02/2015	07/2020

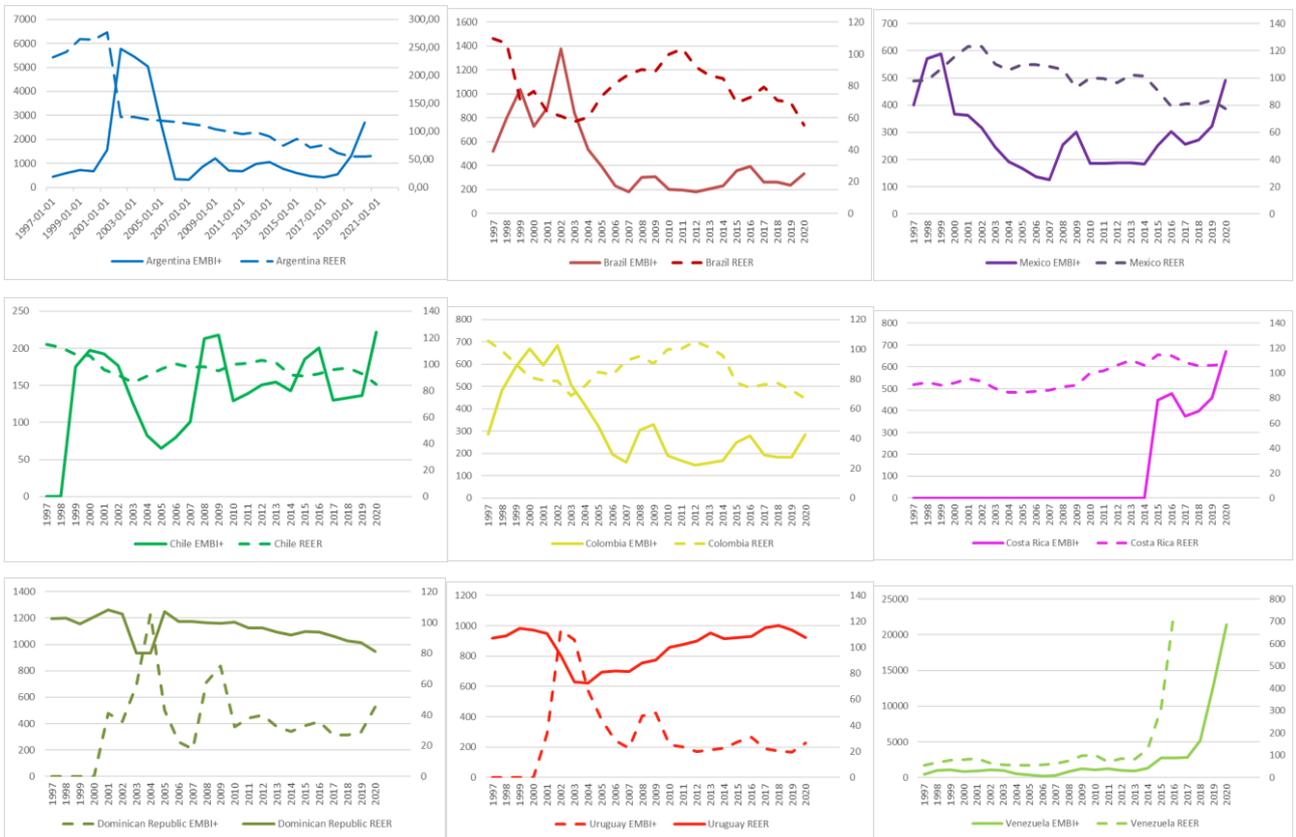
Annexe 2 : Evolution de l'indice EMBI+ & les fondamentaux des 14 marchés d'ALC

a) EMBI+ vs PIB

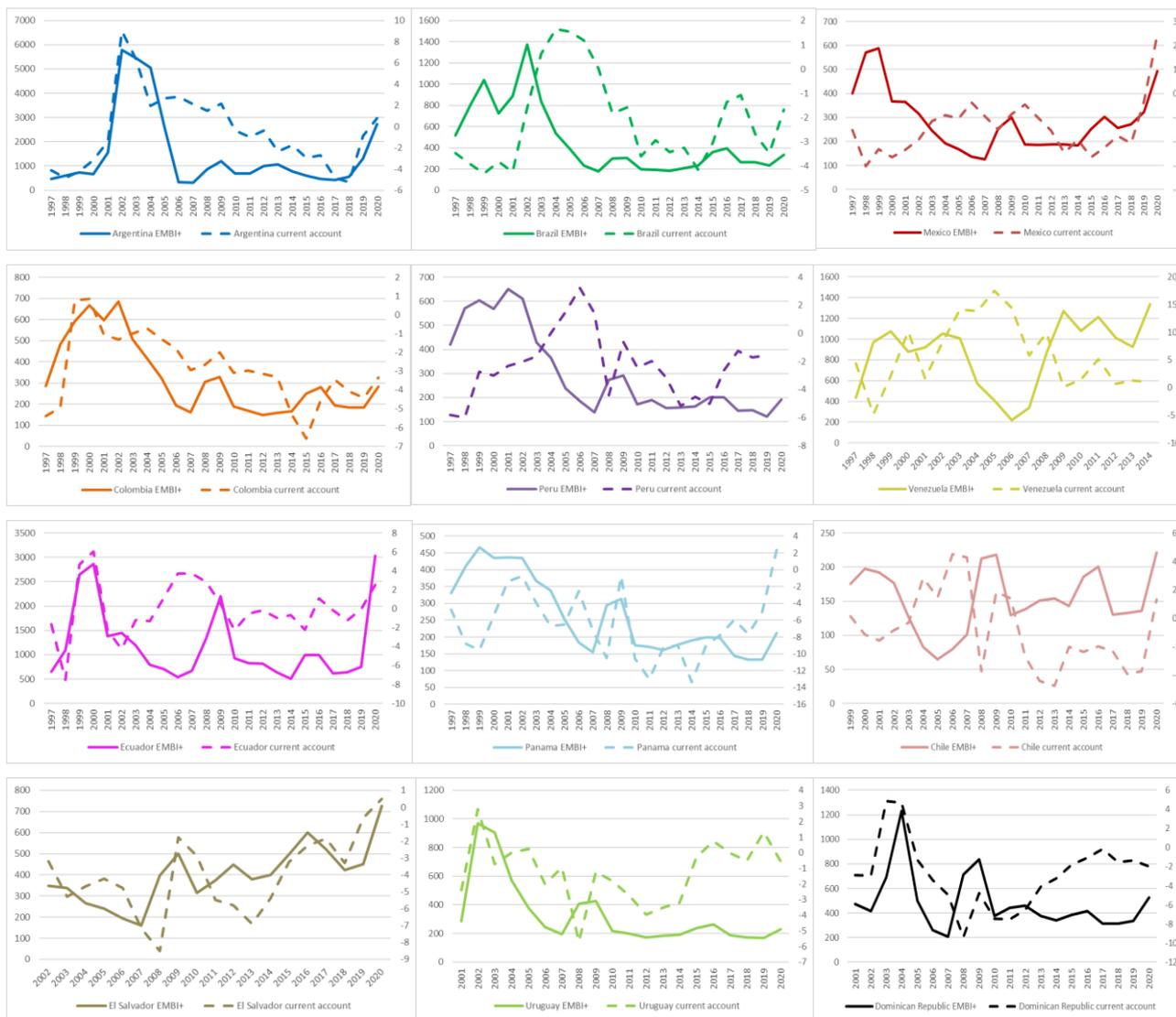




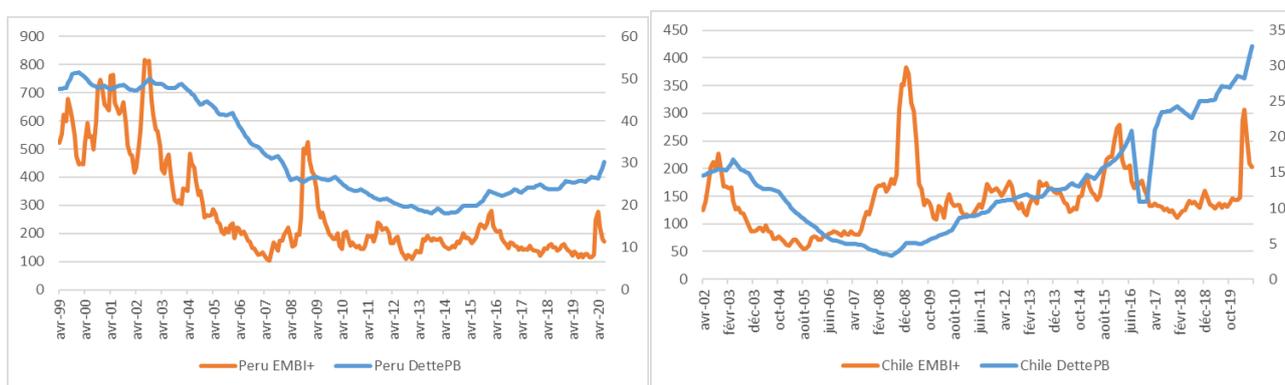
b) EMBI+ vs REER

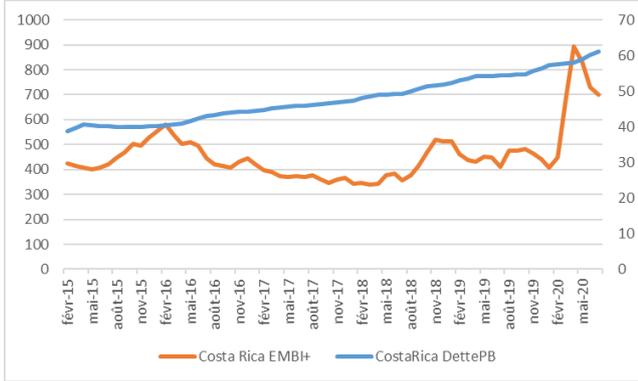
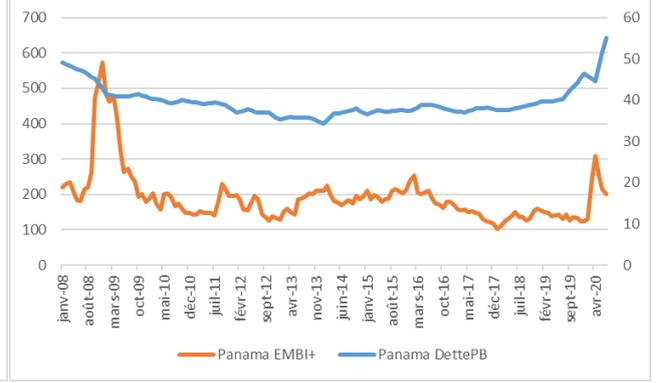
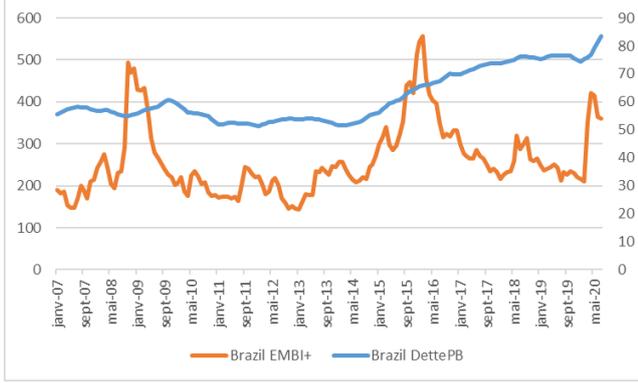
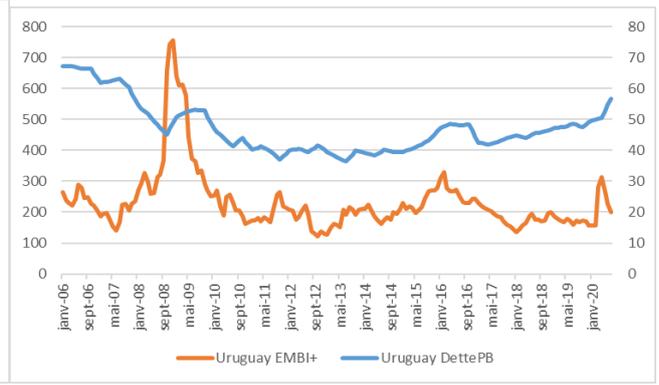
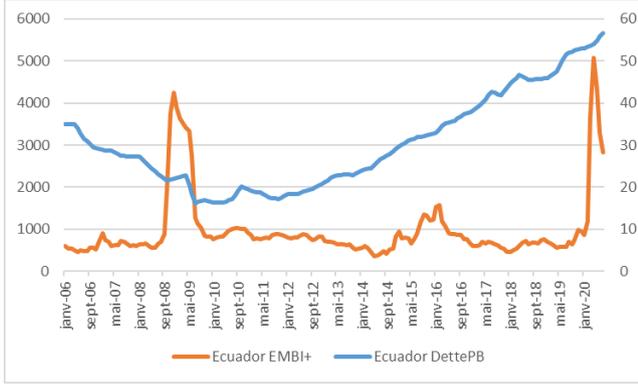
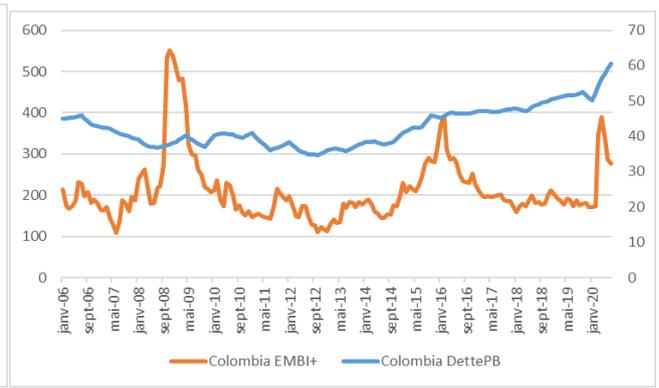
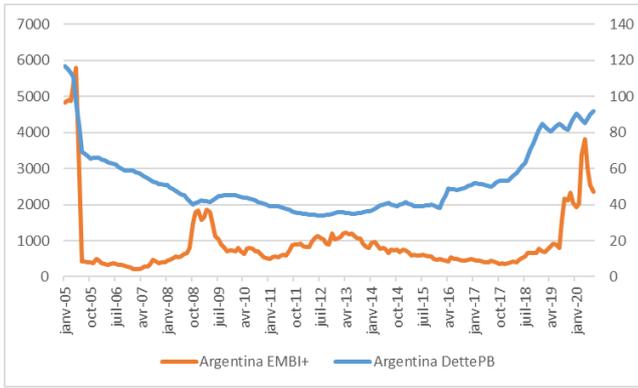


c) EMBI+ vs Solde du compte courant/PIB

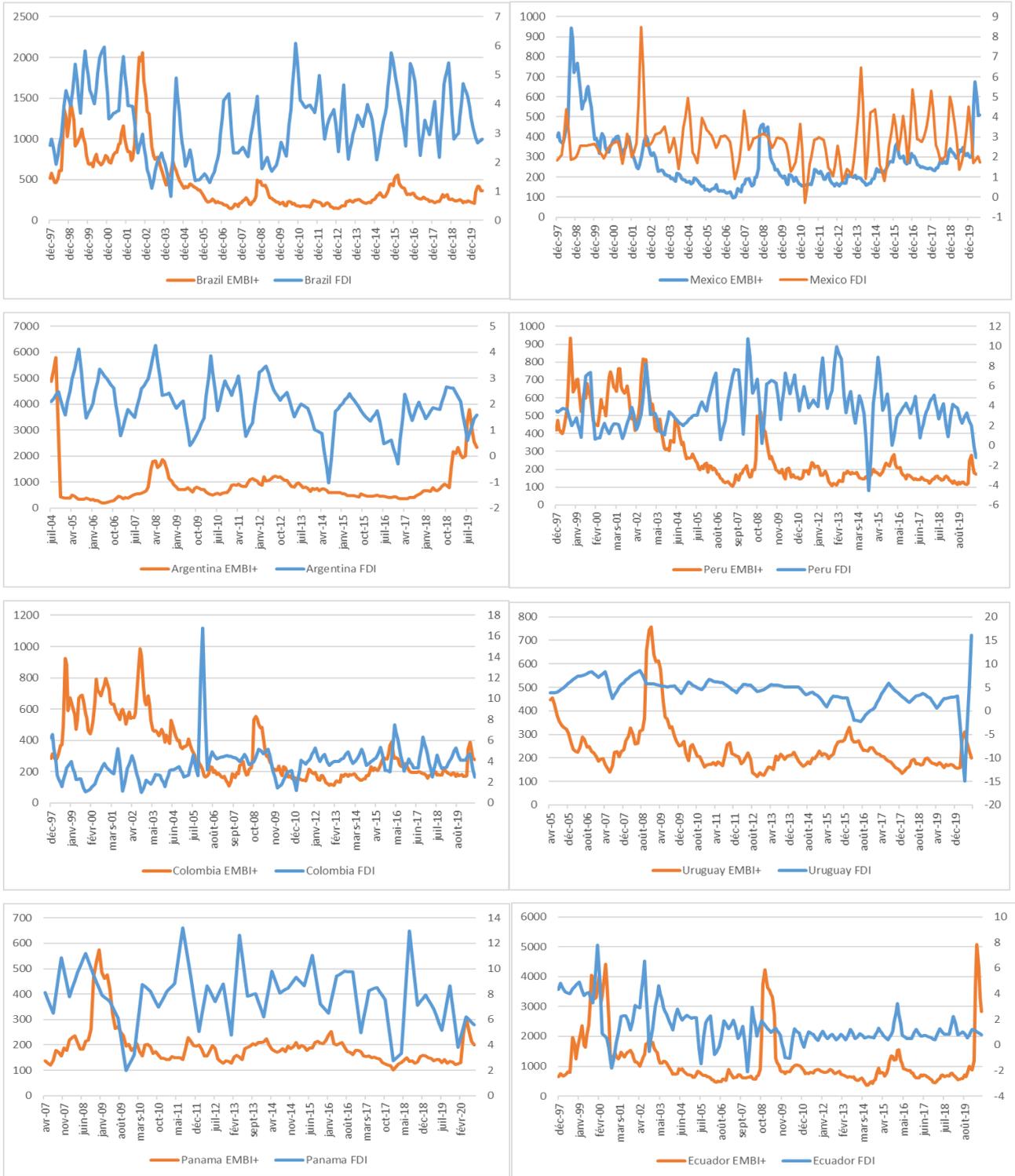


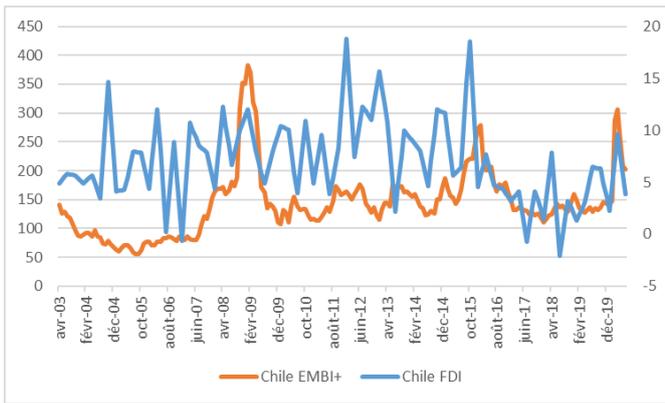
d) EMBI+ vs Dette publique/PIB



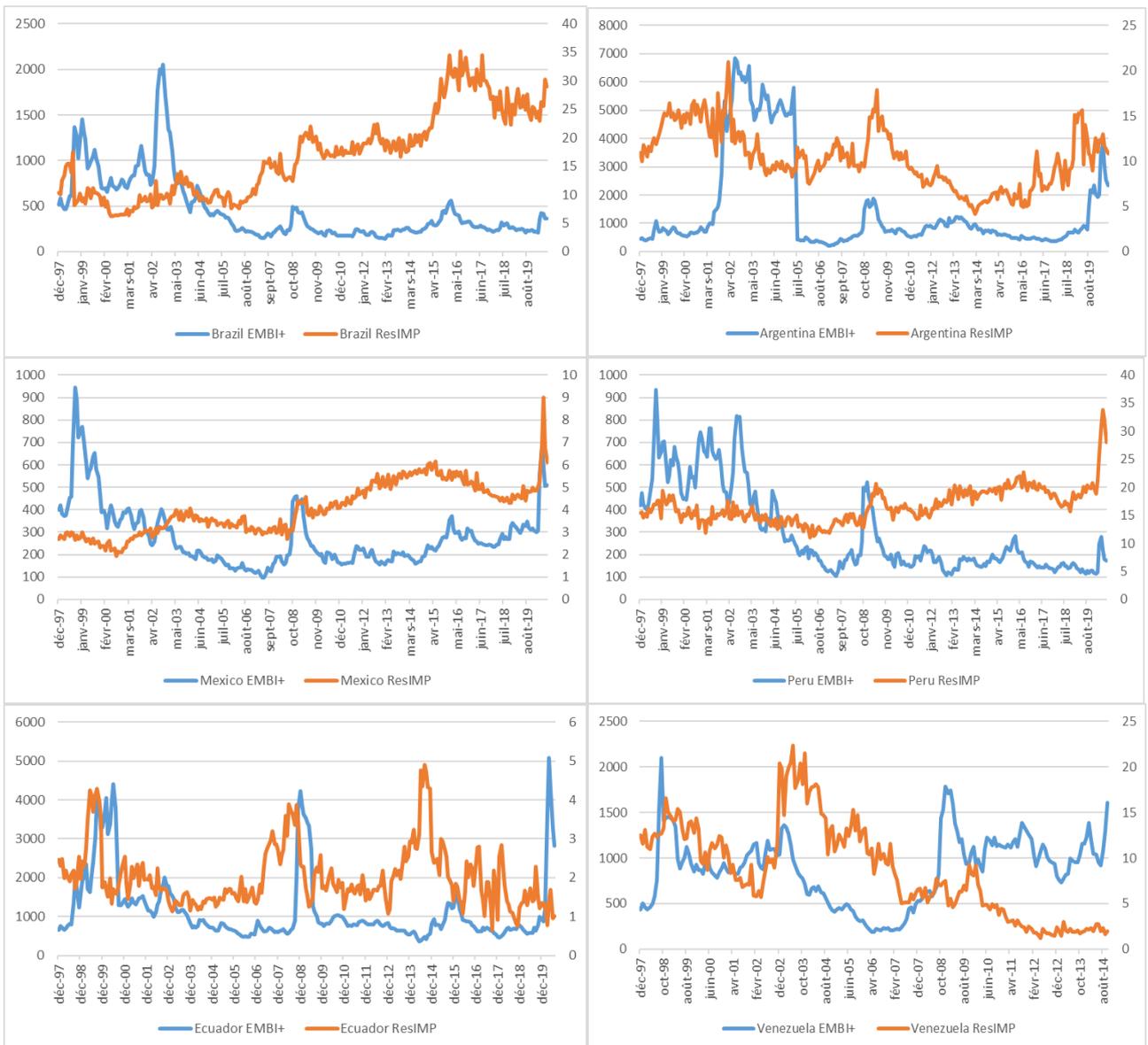


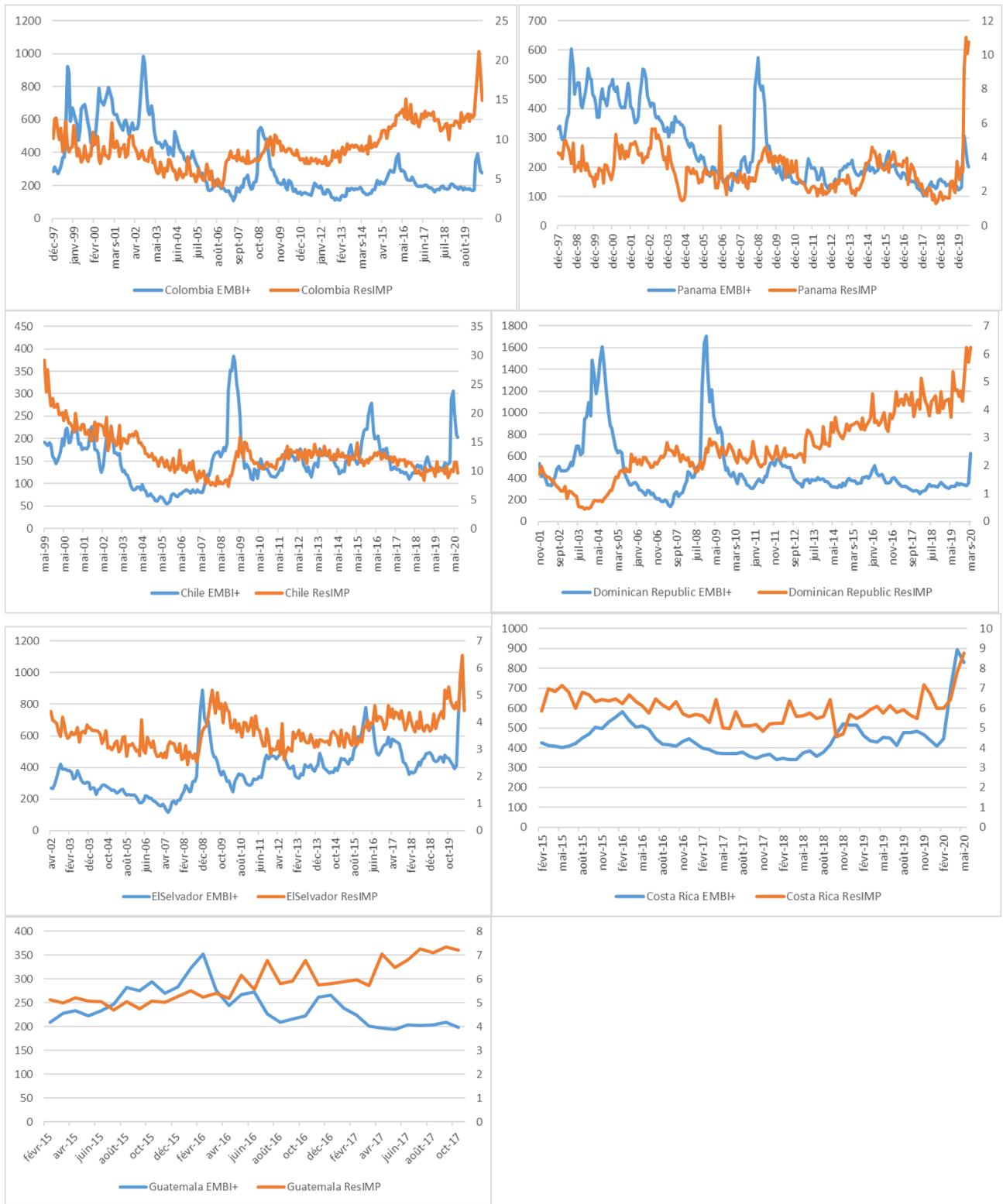
e) EMBI+ vs IDE (Entrées nets/PIB)





f) EMBI+ vs Réserves de changes en mois d'importation





Annexe 3 : Les indices des marchés boursiers et obligataires utilisés pour les données quotidiennes des ALC7 et leurs sources

Pays	Indice boursier/obligataire	Source
Argentine	- l'indice de la Bourse de de Buenos Aires, S&P Merval index (MERV) - Rendement de l'obligation d'Etat à 10 ans	Base de données Refinitiv Eikon , décembre 2021 https://www.refinitiv.com/en/products/eikon-trading-software
Brésil	- Ibovespa Brésil Indice de la Bourse de Sao Paulo (IBOV) - Rendement de l'obligation, Brésil 10 ans	
Chili	- l'indice de la Bourse de Chili (IPSA) - Rendement de l'obligation, Chili 10 ans	
Colombie	- l'indice de la Bourse Bolsa de Valores de Colombia (COLCAP) - Rendement de l'obligation d'Etat, Colombie, 10 ans (GTCOP10Y)	
Mexique	- l'indice IPC de la Bourse du Mexique (MEXBOL) - Rendement de l'obligation d'Etat, Mexique, 10 ans (GTUSDMX10Y)	
Pérou	- l'indice BVL de la Bourse 'Bolsa de Valores de Lima' (IBVL) - Rendement de l'obligation d'Etat, Pérou, 10 ans (GTPEN10Y)	
Venezuela	- l'indice de la bourse de Caracas (IBVC) - Rendement de l'obligation d'Etat, Venezuela, 10 ans (GTVEF10Y)	

Annexe 4 : Evolution de nombre des pays notés par les agences de notations (S&P, Moody's et Fitch), (1990-2021)

Date	Rated countries
1990	5
1991	2
1992	6
1993	4
1994	6
1995	6
1996	4
1997	13
1998	12
1999	10
2000	13
2001	10

2002	11
2003	19
2004	11
2005	11
2006	11
2007	16
2008	11
2009	11
2010	14
2011	16
2012	16
2013	17
2014	18
2015	19
2016	19
2017	19
2018	18
2019	19
2020	18
2021	1

Annexe 5 : Dates de changement de notation (amélioration et dégradation) effectuées par les trois agences, (par pays)

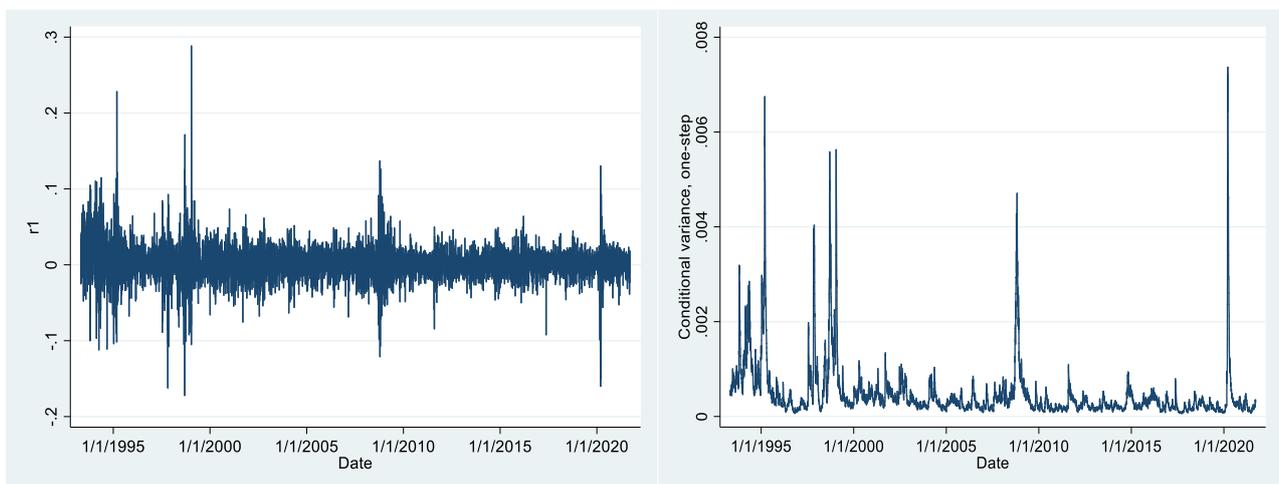
Argentine		Brésil		Chili		Colombie		Mexique		Pérou		Venezuela	
Up	Down	Up	Down	Up	Down	Up	Down	Up	Down	Up	Down	Up	Down
2/4/97	6/10/99	30/11/94	3/9/98	30/6/95	13/7/17	19/6/08	11/12/17	10/8/99	10/2/95	8/6/04	18/4/01	23/6/03	6/2/02
28/5/97	14/11/00	1/12/94	14/1/99	11/7/95	11/8/17	16/3/11	1/4/20	7/3/00	23/11/09	18/11/04		30/7/03	28/6/02
2/10/97	20/3/01	18/7/95	26/1/99	30/8/95	26/7/18	31/5/11		13/3/00	14/12/09	31/8/06		25/8/04	20/9/02
20/8/03	26/3/01	2/4/97	20/6/02	14/1/04	15/10/20	22/6/11		3/5/00	5/6/19	20/11/06		7/9/04	24/9/02
1/6/05	28/3/01	22/2/00	2/7/02	28/3/05		24/4/13		15/1/02	26/3/20	16/7/07		20/9/04	13/12/02
29/6/05	8/5/01	19/5/00	12/8/02	7/7/06		10/12/13		6/2/02	15/4/20	2/4/08		3/3/05	10/1/03
23/3/06	11/7/01	16/10/00	21/10/02	18/12/07		28/7/14		7/2/02	17/4/20	14/7/08		12/8/05	21/1/03
24/5/06	12/7/01	3/1/01	24/3/14	23/3/09				6/1/05		19/8/08		14/11/05	27/1/03
2/10/06	13/7/01	6/11/03	11/8/15	16/6/10				31/1/05		16/12/09		3/2/06	18/1/05
2/5/07	26/7/01	9/9/04	9/9/15	1/2/11				7/12/05		31/8/11			16/12/08
3/7/08	9/10/01	17/9/04	15/10/15	26/12/12				19/9/07		10/11/11			19/8/11
13/8/09	12/10/01	28/9/04	16/12/15					8/10/07		16/8/12			17/6/13
13/9/10	30/10/01	13/10/05	17/2/16					16/5/13		19/8/13			13/12/13
1/9/11	2/11/01	1/3/06	5/5/16					19/12/13		23/10/13			16/12/13
25/9/13	7/11/01	28/6/06	24/2/16					5/2/14		2/7/14			25/3/14
14/2/14	3/12/01	31/8/06	11/1/18										16/9/14
15/4/16	20/12/01	9/5/07	23/2/18										18/12/14
6/5/16	1/8/06	16/5/07											13/1/15
10/5/16	11/8/08	23/8/07											9/2/15
4/4/17	31/10/08	30/4/08											11/7/17
30/10/17	18/12/08	29/5/08											30/8/17
29/11/17	12/7/10	22/9/09											3/11/17

3/9/19	8/5/12	4/4/11					13/11/17
23/12/19	31/10/12	20/6/11					14/11/17
30/12/19	27/11/12	17/11/11					9/3/18
7/1/20	10/9/13						
7/4/20	22/11/13						
8/9/20	17/3/14						
10/9/20	16/5/14						
	17/6/14						
	30/7/14						
	31/7/14						
	12/11/18						
	16/8/19						
	20/8/19						
	30/8/19						
	20/12/19						
	6/4/20						
	7/4/20						
	17/4/20						
	26/5/20						

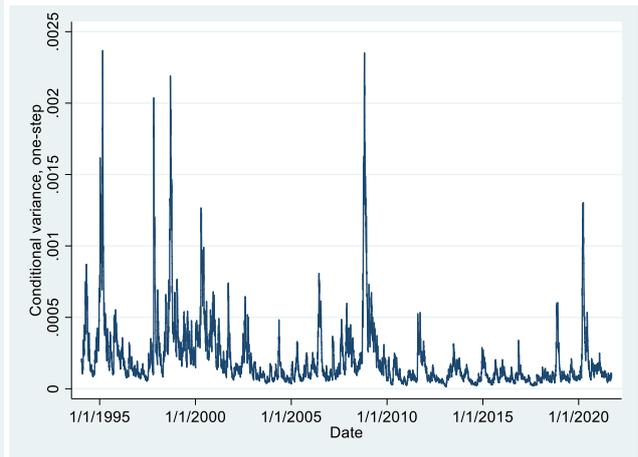
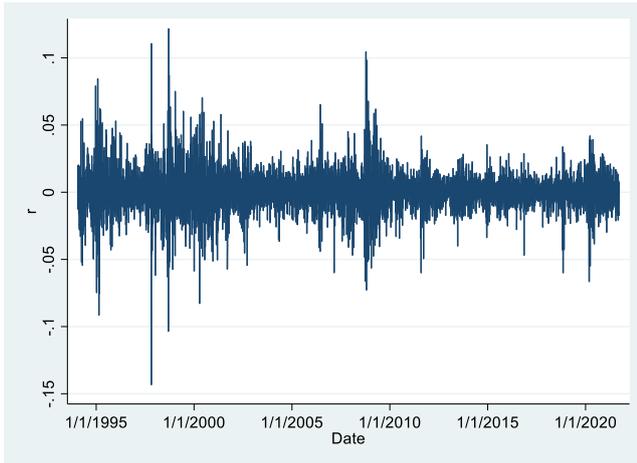
Annexe 6 : Figures des rendements et de la volatilité conditionnelle des marchés d'actions et d'obligation des ALC 7 (par pays)

a) Le marché d'actions

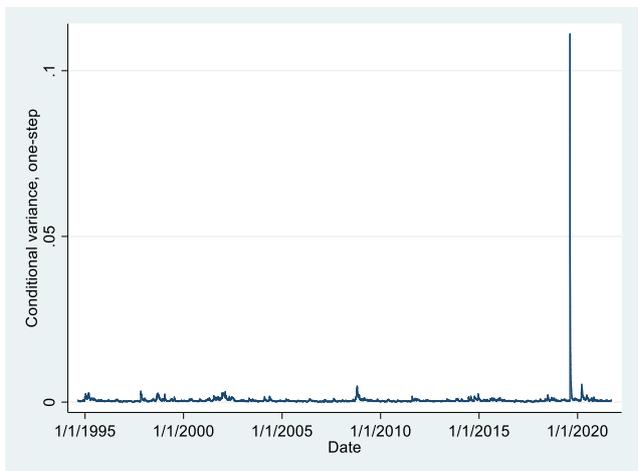
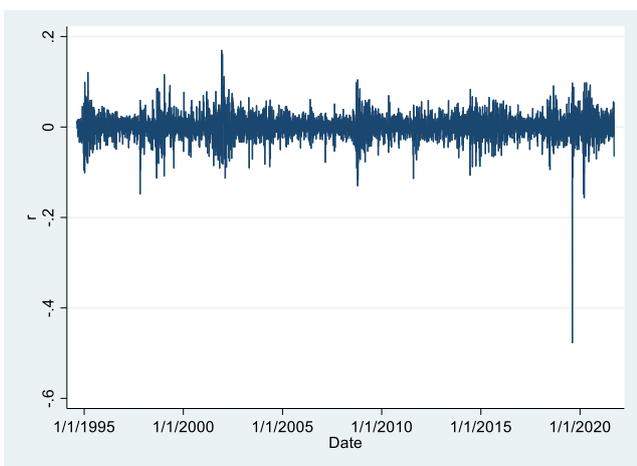
Brésil



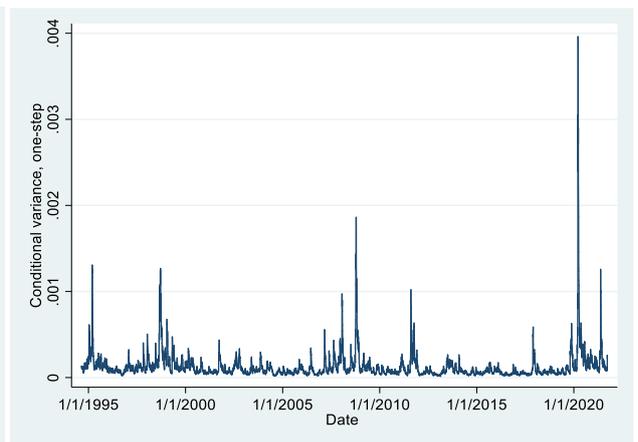
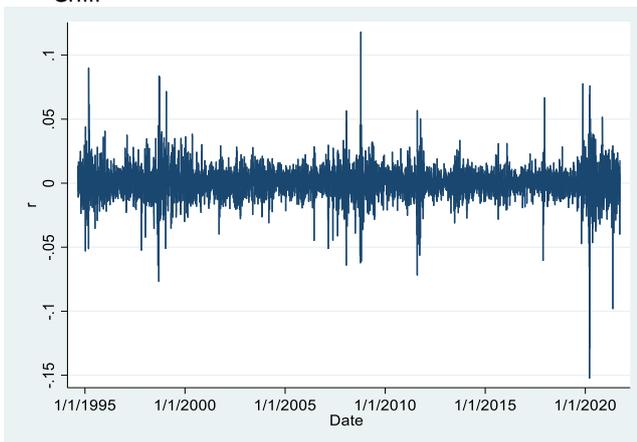
Mexique



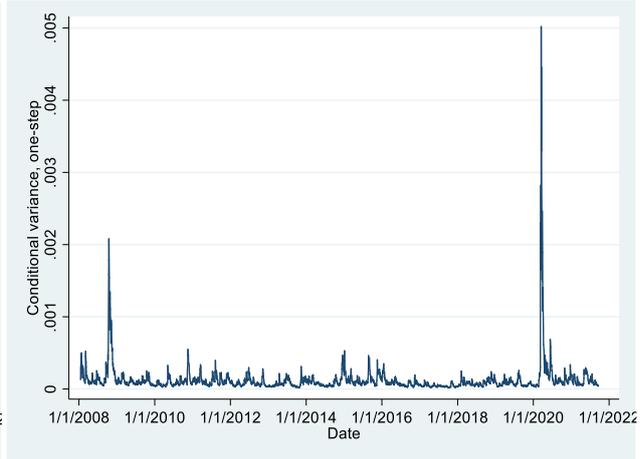
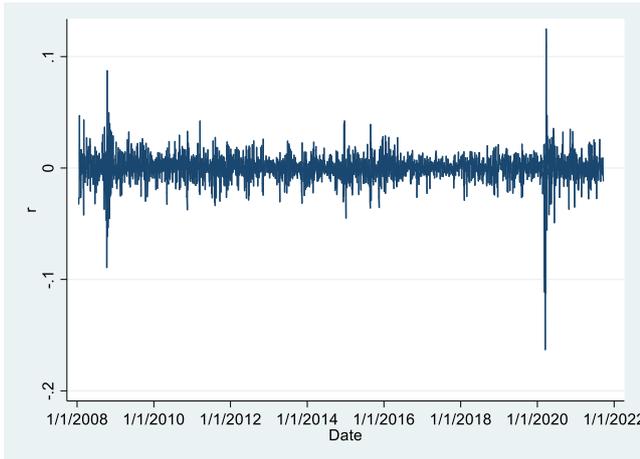
Argentine



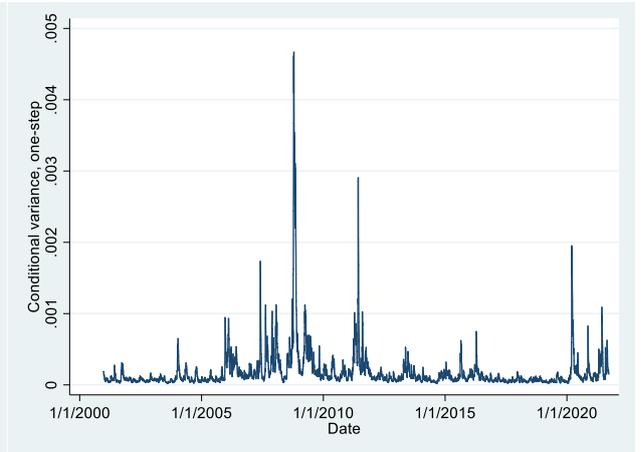
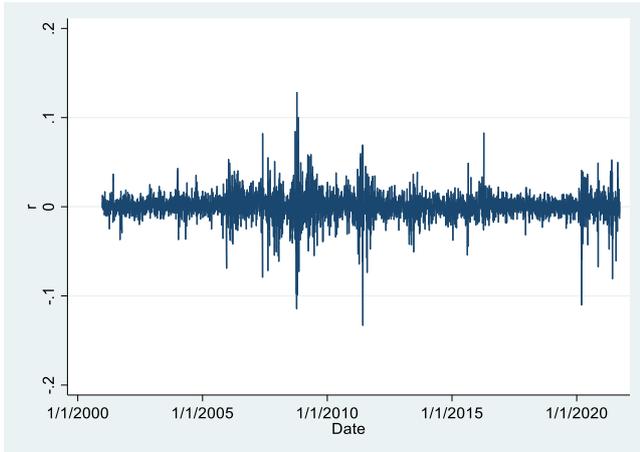
Chili



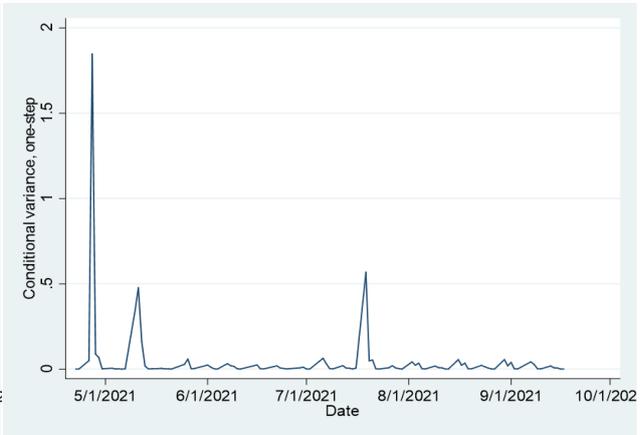
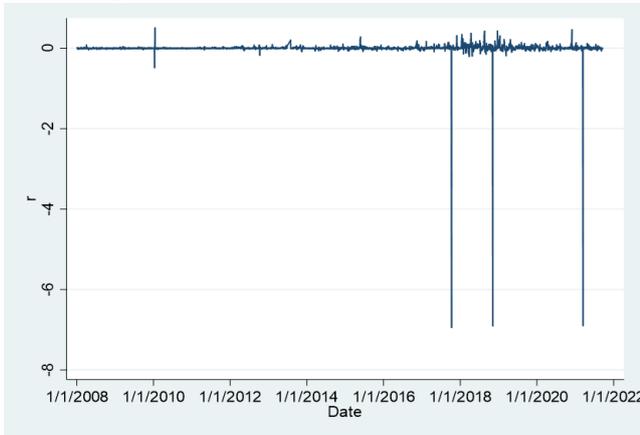
Colombie



Pérou

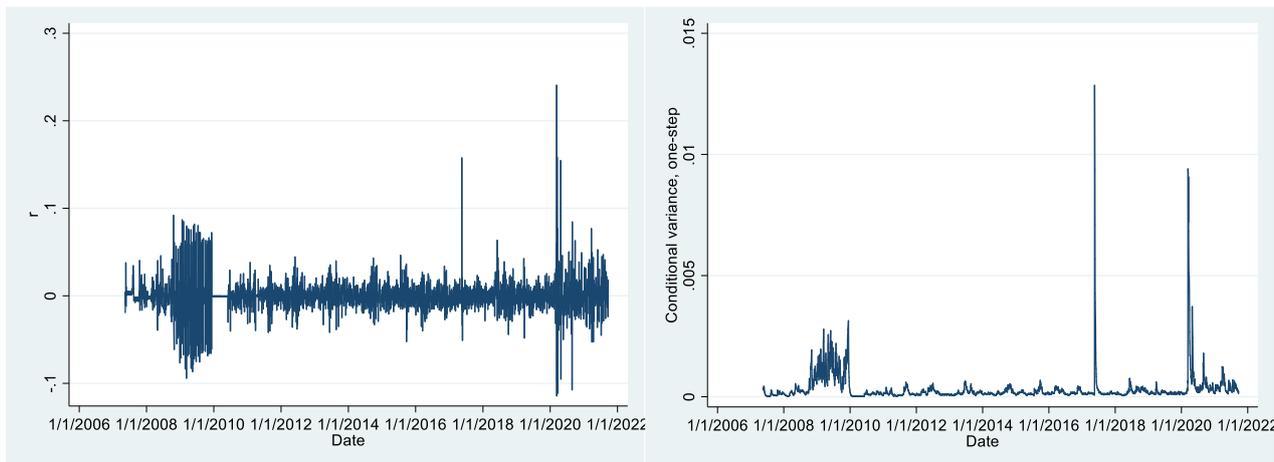


Venezuela

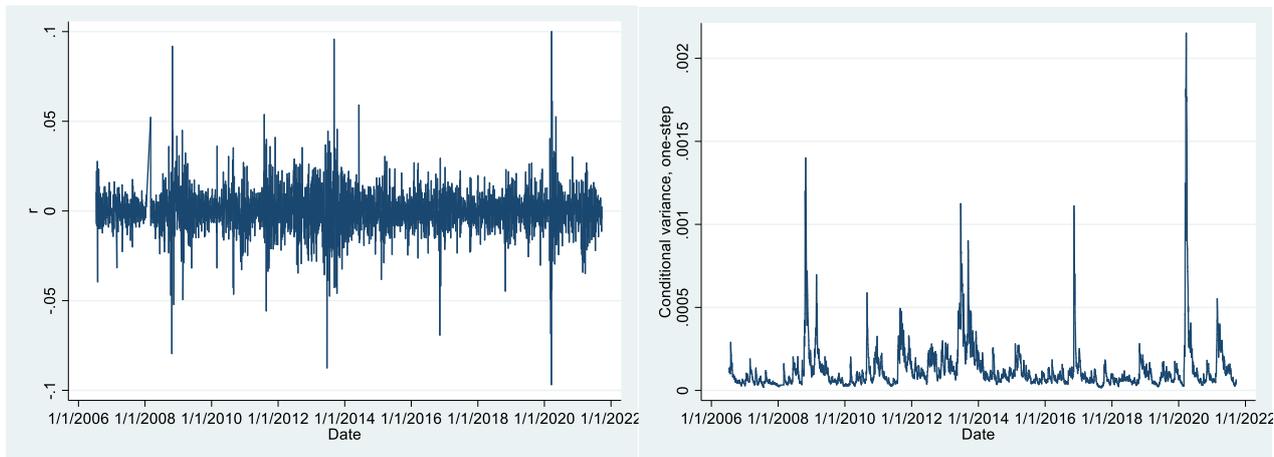


b) Le marché d'obligations

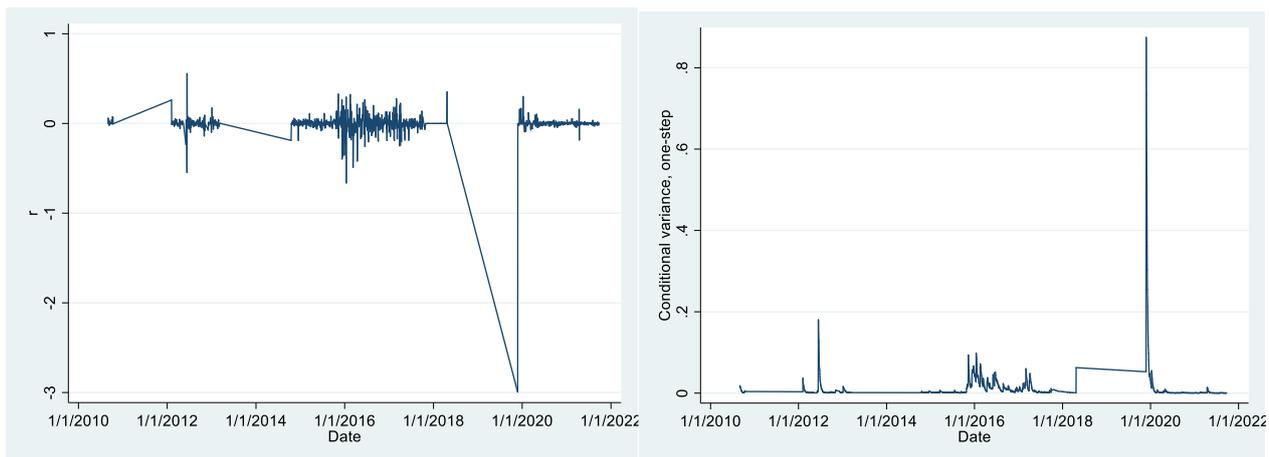
Brésil



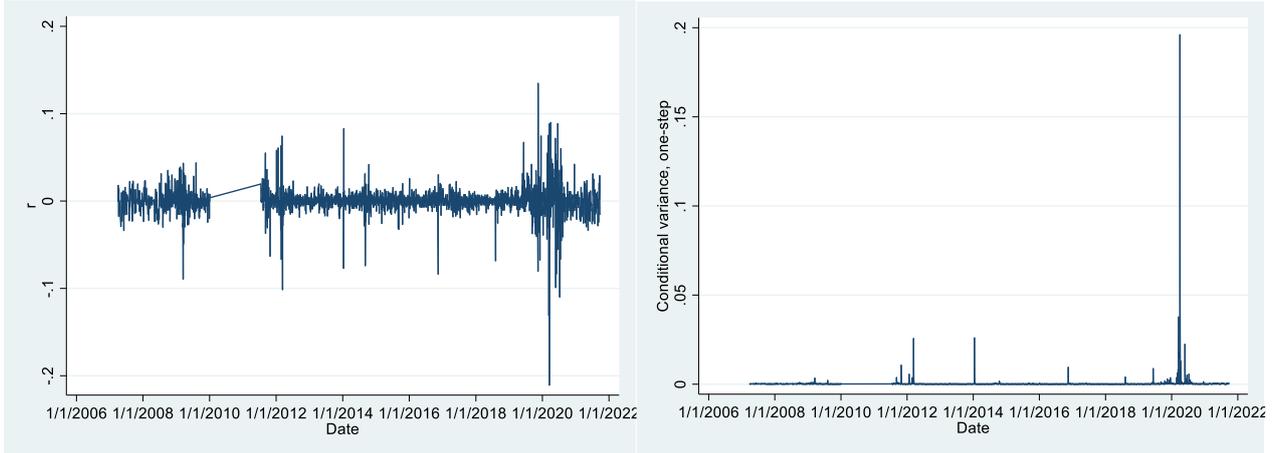
Mexique



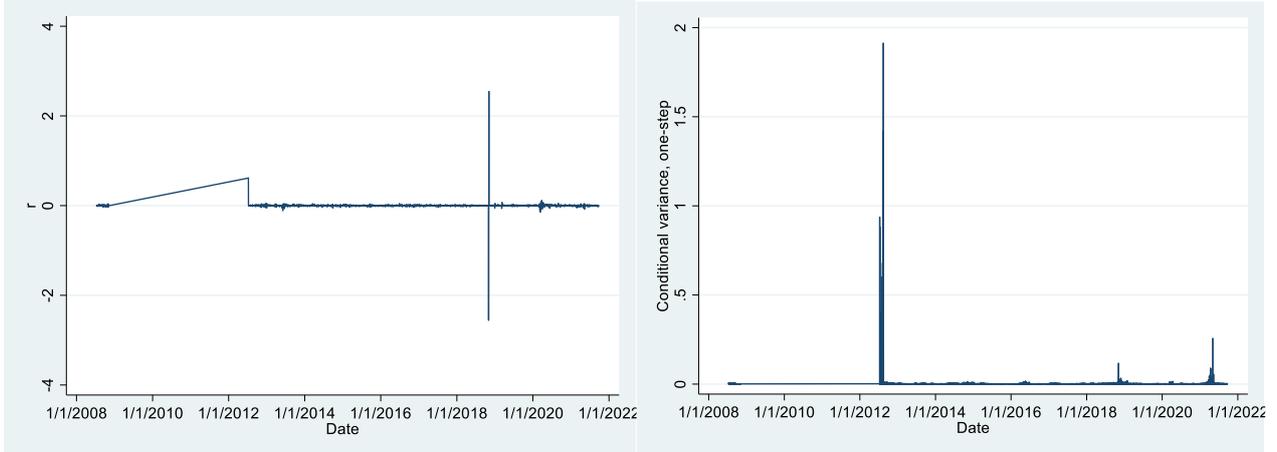
Argentine



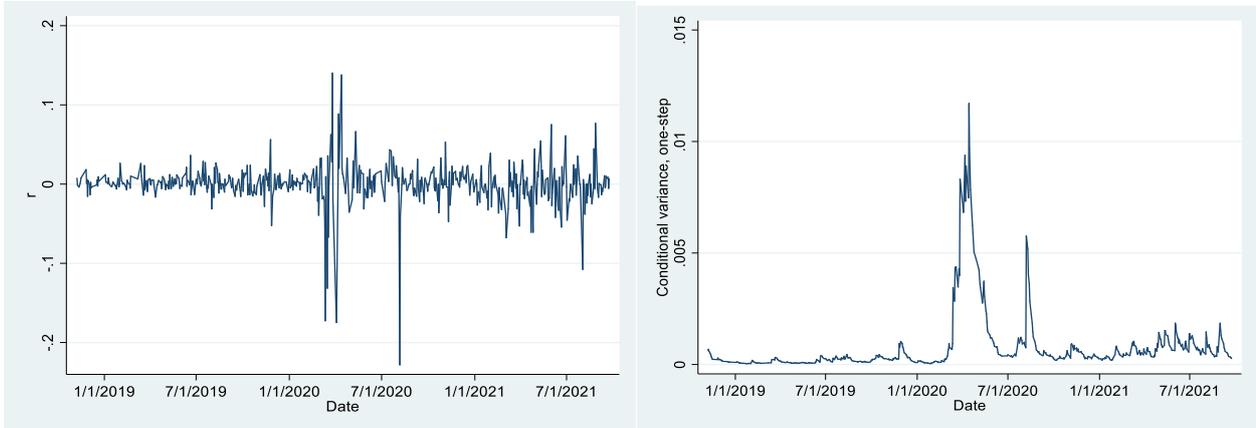
Chili



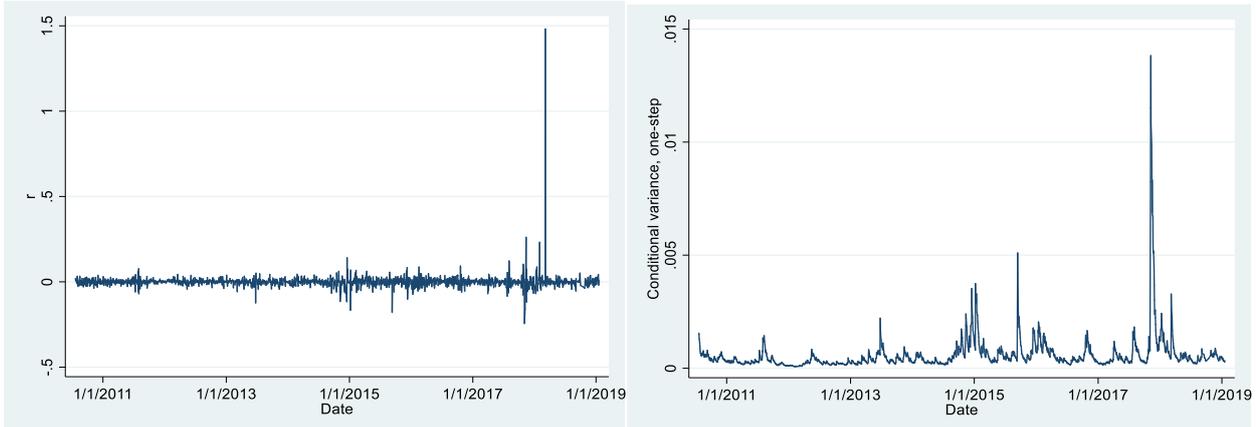
Colombie



Pérou

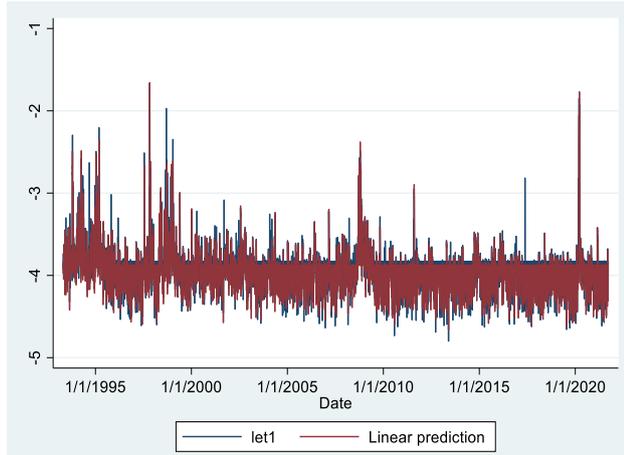


Venezuela

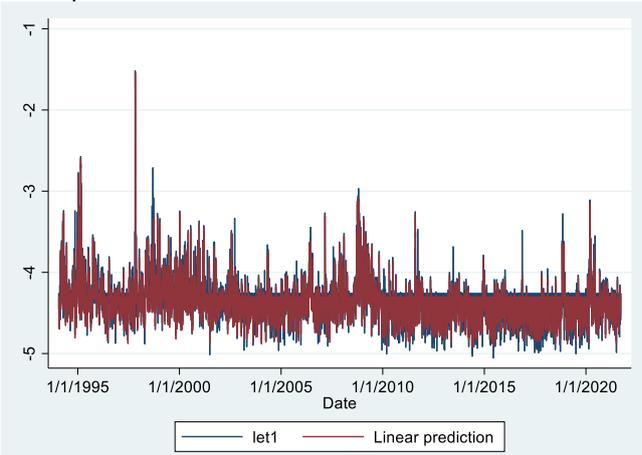


c) L'adéquation du modèle Egarch (1/1) (linear prediction of conditional volatility (let1))

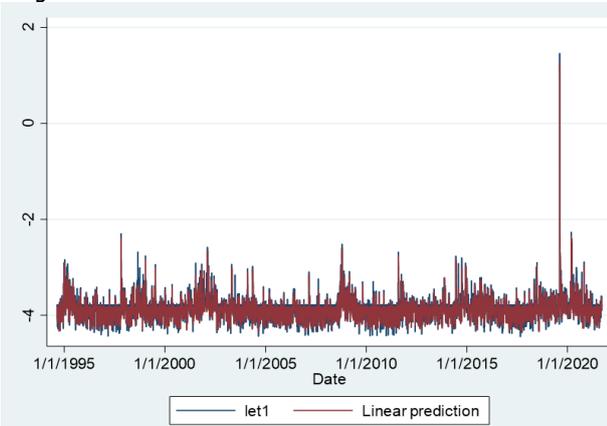
Brésil



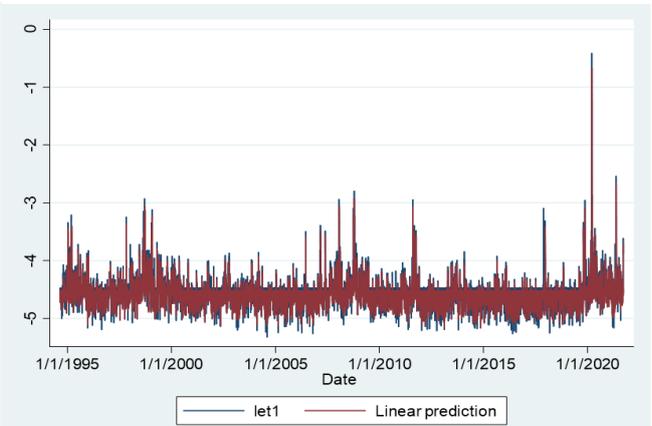
Mexique



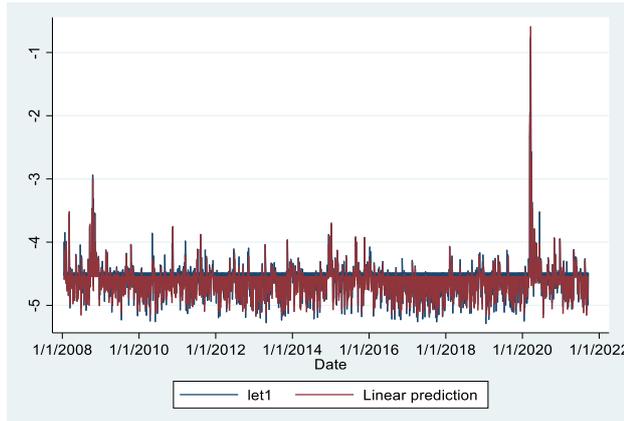
Argentine



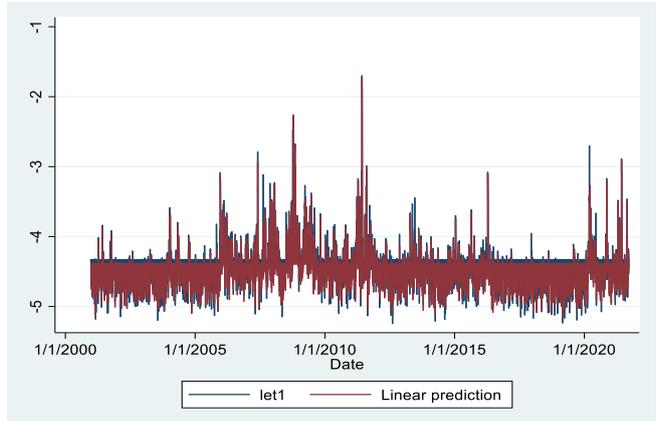
Chili



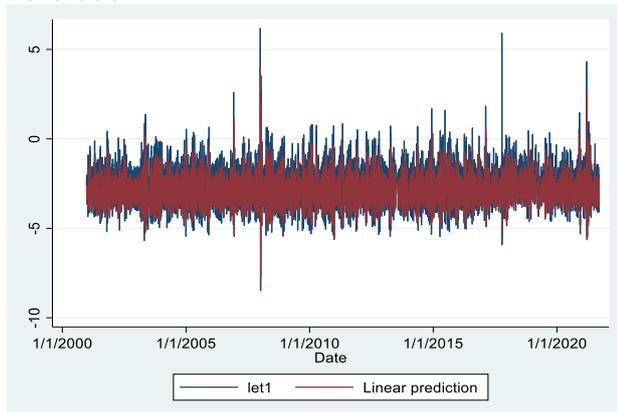
Colombie



Pérou



Venezuela



Annexe 7 : Les annonces de notations souveraines par les trois agences de notations, S&P, Fitch et Moody's des ALC7

Argentine								
S&P			Moody's			Fitch		
Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear
07/09/2020	CCC+	5	28/09/2020	Ca	2	10/09/2020	CCC	4
07/04/2020	SD	0	03/04/2020	Ca	2	26/05/2020	RD	0
07/01/2020	CCC-	3	30/08/2019	Caa2	4	17/04/2020	C	1
30/12/2019	CC	2	12/07/2019	B2	7	07/04/2020	CC	2
20/12/2019	SD	0	29/11/2017	B2	7	06/04/2020	RD	0
30/08/2019	CCC-	3	06/03/2017	B3	6	23/01/2020	CC	2
20/08/2019	SD	0	15/04/2016	B3	6	23/12/2019	CC	2
16/08/2019	B-	6	24/11/2015	Caa1	5	20/12/2019	RD	0
12/11/2018	B	7	02/11/2015	Caa1	5	03/09/2019	CC	2
30/10/2017	B+	8	31/07/2014	Caa1	5	30/08/2019	RD	0
04/04/2017	B	7	17/03/2014	Caa1	5	16/08/2019	CCC	4
06/05/2016	B-	6	29/06/2005	B3	6	14/05/2019	B	7
30/07/2014	SD	0	20/08/2003	Caa1	5	07/11/2018	B	7
17/06/2014	CCC-	3	20/12/2001	Ca	2	04/05/2018	B	7
10/09/2013	CCC+	5	12/10/2001	Caa3	3	07/11/2017	B	7
30/10/2012	B-	6	26/07/2001	Caa1	5	04/05/2017	B	7
13/09/2010	B	7	13/07/2001	B3	6	13/10/2016	B	7
31/10/2008	B-	6	28/03/2001	B2	7	22/07/2016	B	7
11/08/2008	B	7	06/10/1999	B1	8	10/05/2016	B	7
02/10/2006	B+	8	02/10/1997	Ba3	9	22/03/2016	RD	0
23/03/2006	B	7	13/07/1992	B1	8	16/09/2015	RD	0
01/06/2005	B-	6	26/05/1989	B3	6	31/10/2014	RD	0
06/11/2001	SD	0	04/12/1987	B2	7	31/07/2014	RD	0
30/10/2001	CC	2	18/11/1986	Ba3	9	16/05/2014	CC	2
09/10/2001	CCC+	5				14/02/2014	BB-	9
12/07/2001	B-	6				21/01/2014	CC	2
08/05/2001	B	7				22/11/2013	CC	2
26/03/2001	B+	8				25/09/2013	BB-	9
14/11/2000	BB-	9				27/11/2012	CC	2
02/04/1997	BB	10				08/05/2012	B	7
25/08/1993	BB-	9				01/09/2011	BB-	9
						22/07/2011	B	7
						12/07/2010	B	7
						13/08/2009	BB-	9
						18/12/2008	RD	0
						03/07/2008	BB	10
						01/05/2007	BB-	9
						01/08/2006	RD	0
						24/05/2006	BB-	9
						14/12/2005	RD	0
						03/06/2005	DDD	0
						14/01/2005	D	0

						17/06/2004	DDD	0
						26/04/2004	DDD	0
						04/01/2002	DDD	0
						03/12/2001	DDD	0
						06/11/2001	C	1
						02/11/2001	CC	2
						12/10/2001	CCC-	3
						11/07/2001	B-	6
						28/03/2001	B+	8
						20/03/2001	BB-	9
						21/09/2000	BB	10
						03/12/1997	BB	10
						28/05/1997	BB	10

Brésil								
S&P			Moody's			Fitch		
Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear
11/01/2018	BB-	9	15/05/2020	Ba2	10	05/05/2020	BB-	9
17/02/2016	BB	10	09/04/2018	Ba2	10	14/11/2019	BB-	9
09/09/2015	BB+	11	26/05/2017	Ba2	10	21/05/2019	BB-	9
24/03/2014	BBB-	12	15/03/2017	Ba2	10	01/08/2018	BB-	9
17/11/2011	BBB	13	24/02/2016	Ba2	10	23/02/2018	BB-	9
30/04/2008	BBB-	12	09/12/2015	Baa3	12	10/11/2017	BB	10
16/05/2007	BB+	11	11/08/2015	Baa3	12	19/05/2017	BB	10
28/02/2006	BB	10	09/09/2014	Baa2	13	11/11/2016	BB	10
17/09/2004	BB-	9	02/10/2013	Baa2	13	22/07/2016	BB	10
02/07/2002	B+	8	20/06/2011	Baa2	13	05/05/2016	BB	10
03/01/2001	BB-	9	22/09/2009	Baa3	12	16/12/2015	BB+	11
14/01/1999	B+	8	23/08/2007	Ba1	11	15/10/2015	BBB-	12
02/04/1997	BB-	9	31/08/2006	Ba2	10	09/04/2015	BBB	13
18/07/1995	B+	8	12/10/2005	Ba3	9	13/08/2014	BBB	13
30/11/1994	B	7	09/09/2004	B1	8	28/07/2014	BBB	13
			12/08/2002	B2	7	10/07/2014	BBB	13
			16/10/2000	B1	8	03/04/2014	BBB	13
			03/09/1998	B2	7	21/01/2014	BBB	13
			30/11/1994	B1	8	14/01/2014	BBB	13
			28/03/1989	B2	7	06/11/2013	BBB	13
			04/12/1987	B1	8	24/10/2013	BBB	13
			18/11/1986	Ba1	11	18/07/2013	BBB	13
						26/04/2013	BBB	13
						20/09/2012	BBB	13
						26/07/2012	BBB	13
						30/04/2012	BBB	13
						23/01/2012	BBB	13
						25/10/2011	BBB	13
						04/04/2011	BBB	13
						28/06/2010	BBB-	12
						29/05/2008	BBB-	12

						09/05/2007	BB+	11
						05/02/2007	BB	10
						28/06/2006	BB	10
						11/10/2005	BB-	9
						28/09/2004	BB-	9
						06/11/2003	B+	8
						03/06/2003	B	7
						10/03/2003	B	7
						21/10/2002	B	7
						01/08/2002	B+	8
						20/06/2002	B+	8
						17/07/2001	BB-	9
						21/09/2000	BB-	9
						19/05/2000	BB-	9
						22/02/2000	B+	8
						26/01/1999	B	7
						03/12/1997	B+	8
						26/10/1995	B+	8
						01/12/1994	B+	8

Chili								
S&P			Moody's			Fitch		
Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear
13/07/2017	A+	17	25/08/2020	A1	17	15/10/2020	A-	15
26/12/2012	AA-	18	26/07/2018	A1	17	12/03/2020	A	16
18/12/2007	A+	17	24/08/2017	Aa3	18	30/08/2019	A	16
14/01/2004	A	16	11/07/2016	Aa3	18	22/02/2019	A	16
11/07/1995	A-	15	29/10/2013	Aa3	18	07/08/2018	A	16
20/12/1993	BBB+	14	16/06/2010	Aa3	18	27/07/2018	A	16
17/08/1992	BBB	13	23/03/2009	A1	17	23/02/2018	A	16
			07/07/2006	A2	16	11/08/2017	A	16
			29/06/1995	Baa1	14	13/12/2016	A+	17
			17/02/1994	Baa2	13	22/07/2016	A+	17
						19/05/2016	A+	17
						13/11/2015	A+	17
						06/05/2015	A+	17
						21/10/2014	A+	17
						25/10/2013	A+	17
						28/01/2013	A+	17
						30/01/2012	A+	17
						07/09/2011	A+	17
						01/02/2011	A+	17
						10/11/2008	A	16
						15/05/2007	A	16
						28/03/2005	A	16
						02/02/2004	A-	15

						24/02/2003	A-	15
						21/09/2000	A-	15
						03/12/1997	A-	15
						25/11/1996	A-	15
						26/10/1995	A-	15
						30/08/1995	A-	15
						10/11/1994	BBB+	14

Colombie								
S&P			Moody's			Fitch		
Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear
11/12/2017	BBB-	12	03/12/2020	Baa2	13	01/04/2020	BBB-	12
24/04/2013	BBB	13	23/05/2019	Baa2	13	20/11/2019	BBB	13
16/03/2011	BBB-	12	22/02/2018	Baa2	13	23/05/2019	BBB	13
05/03/2007	BB+	11	26/05/2016	Baa2	13	14/11/2018	BBB	13
24/05/2000	BB	10	28/07/2014	Baa2	13	09/05/2018	BBB	13
21/09/1999	BB+	11	08/07/2013	Baa3	12	26/10/2017	BBB	13
21/06/1993	BBB-	12	31/05/2011	Baa3	12	10/03/2017	BBB	13
21/06/1993	BBB-	12	19/06/2008	Ba1	11	22/07/2016	BBB	13
			11/08/1999	Ba2	10	15/12/2015	BBB	13
			19/09/1995	Baa3	12	22/05/2015	BBB	13
			04/08/1993	Ba1	11	20/11/2014	BBB	13
						21/08/2014	BBB	13
						31/01/2014	BBB	13
						10/12/2013	BBB	13
						25/09/2013	BBB-	12
						06/03/2013	BBB-	12
						19/06/2012	BBB-	12
						06/07/2011	BBB-	12
						22/06/2011	BBB-	12
						21/10/2010	BB+	11
						21/06/2007	BB+	11
						05/06/2006	BB	10
						03/05/2004	BB	10
						29/08/2002	BB	10
						10/01/2002	BB	10
						24/10/2000	BB+	11
						21/09/2000	BB+	11
						17/03/2000	BB+	11
						01/09/1999	BBB-	12
						20/03/1998	BBB	13

						10/08/1994	BBB	13
--	--	--	--	--	--	------------	-----	----

Mexique								
S&P			Moody's			Fitch		
Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear
26/03/2020	BBB	13	17/04/2020	Baa1	14	15/04/2020	BBB-	12
19/12/2013	BBB+	14	05/06/2019	A3	15	13/12/2019	BBB	13
14/12/2009	BBB	13	11/04/2018	A3	15	05/06/2019	BBB	13
08/10/2007	BBB+	14	27/04/2017	A3	15	31/10/2018	BBB+	14
31/01/2005	BBB	13	31/03/2016	A3	15	16/03/2018	BBB+	14
07/02/2002	BBB-	12	05/02/2014	A3	15	03/08/2017	BBB+	14
13/03/2000	BB+	11	06/01/2005	Baa1	14	09/12/2016	BBB+	14
10-Feb-1995	BB	10	06/02/2002	Baa2	13	28/07/2016	BBB+	14
29/07/1992	BB+	11	07/03/2000	Baa3	12	22/07/2016	BBB+	14
			10/08/1999	Ba1	11	26/02/2016	BBB+	14
			06/01/1995	Ba2	10	31/07/2015	BBB+	14
			23/12/1994	Ba2	10	25/02/2015	BBB+	14
			18/12/1990	Ba2	10	16/10/2014	BBB+	14
						18/09/2014	BBB+	14
						02/09/2014	BBB+	14
						22/08/2014	BBB+	14
						07/08/2014	BBB+	14
						28/07/2014	BBB+	14
						16/07/2014	BBB+	14
						10/07/2014	BBB+	14
						24/06/2014	BBB+	14
						10/06/2014	BBB+	14
						15/05/2014	BBB+	14
						01/05/2014	BBB+	14
						16/04/2014	BBB+	14
						09/04/2014	BBB+	14
						03/04/2014	BBB+	14
						20/03/2014	BBB+	14
						06/03/2014	BBB+	14
						20/02/2014	BBB+	14
						12/02/2014	BBB+	14
						06/02/2014	BBB+	14
						29/01/2014	BBB+	14
						23/01/2014	BBB+	14
						13/01/2014	BBB+	14
						27/12/2013	BBB+	14
						11/12/2013	BBB+	14
						02/12/2013	BBB+	14
						04/11/2013	BBB+	14
						17/10/2013	BBB+	14
						03/10/2013	BBB+	14

						19/09/2013	BBB+	14
						25/07/2013	BBB+	14
						11/07/2013	BBB+	14
						27/06/2013	BBB+	14
						30/05/2013	BBB+	14
						16/05/2013	BBB+	14
						20/07/2012	BBB	13
						11/05/2012	BBB	13
						16/02/2012	BBB	13
						11/01/2012	BBB	13
						26/10/2011	BBB	13
						09/02/2011	BBB	13
						23/11/2009	BBB	13
						10/11/2008	BBB+	14
						19/09/2007	BBB+	14
						29/03/2007	BBB	13
						07/12/2005	BBB	13
						15/01/2002	BBB-	12
						21/09/2000	BB+	11
						03/05/2000	BB+	11
						11/04/2000	BB	10
						15/09/1997	BB	10
						26/10/1995	BB	10
						30/08/1995	BB	10

Pérou								
S&P			Moody's			Fitch		
Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear
19/08/2013	BBB+	14	25/06/2019	A3	15	12/03/2020	BBB+	14
30/08/2011	BBB	13	23/08/2017	A3	15	25/09/2019	BBB+	14
14/07/2008	BBB-	12	02/07/2014	A3	15	28/03/2019	BBB+	14
20/11/2006	BB+	11	16/08/2012	Baa2	13	27/09/2018	BBB+	14
08/06/2004	BB	10	16/12/2009	Baa3	12	21/03/2018	BBB+	14
01/11/2000	BB-	9	19/08/2008	Ba1	11	19/09/2017	BBB+	14
18/12/1997	BB	10	16/07/2007	Ba2	10	24/03/2017	BBB+	14
			27/03/1998	Ba3	9	29/09/2016	BBB+	14
			05/02/1996	B2	7	22/07/2016	BBB+	14
						23/03/2016	BBB+	14
						30/09/2015	BBB+	14
						27/03/2015	BBB+	14
						30/09/2014	BBB+	14
						23/10/2013	BBB+	14

						09/11/2012	BBB	13
						10/11/2011	BBB	13
						27/07/2011	BBB-	12
						02/06/2010	BBB-	12
						02/04/2008	BBB-	12
						06/03/2007	BB+	11
						31/08/2006	BB+	11
						04/11/2005	BB	10
						18/11/2004	BB	10
						04/06/2004	BB-	9
						22/10/2003	BB-	9
						21/08/2002	BB-	9
						29/04/2002	BB-	9
						18/04/2001	BB-	9
						08/11/2000	BB	10
						21/09/2000	BB	10
						14/10/1999	BB	10

Venezuela								
S&P			Moody's			Fitch		
Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear	Date	Rating	Linear
13/11/2017	SD	0	09/03/2018	C	1	27/06/2019	WD	0
03/11/2017	CC	2	04/03/2016	Caa3	3	15/10/2018	RD	0
11/07/2017	CCC-	3	13/01/2015	Caa3	3	14/11/2017	RD	0
09/02/2015	CCC	4	16/12/2013	Caa1	5	03/11/2017	C	1
16/09/2014	CCC+	5	15/01/2013	B2	7	30/08/2017	CC	2
13/12/2013	B-	6	15/01/2009	B2	7	29/06/2017	CCC	4
17/06/2013	B	7	01/01/2008	B2	7	22/07/2016	CCC	4
19/08/2011	B+	8	07/09/2004	B2	7	01/07/2016	CCC	4
03/02/2006	BB-	9	21/01/2003	Caa1	5	02/07/2015	CCC	4
12/08/2005	B+	8	20/09/2002	B3	6	18/12/2014	CCC	4
03/03/2005	B	7	03/09/1998	B2	7	25/03/2014	B	7
18/01/2005	SD	0	22/07/1998	B1	8	27/03/2013	B+	8
25/08/2004	B	7	22/01/1996	Ba2	10	04/04/2012	B+	8
30/07/2003	B-	6	08/04/1994	Ba3	9	12/10/2011	B+	8
13/12/2002	CCC+	5	07/08/1991	Ba2	10	16/12/2008	B+	8
24/09/2002	B-	6	06/08/1991	Ba2	10	18/10/2007	BB-	9
21/12/1999	B	7	04/12/1987	Ba3	9	14/11/2005	BB-	9
05/06/1997	B+	8	03/06/1987	Ba2	10	20/09/2004	B+	8
23/02/1996	B	7	04/02/1983	Aa1	20	23/06/2003	B-	6
27/07/1994	B+	8	29/12/1976	Aaa	21	10/01/2003	CCC+	5

04/03/1994	BB-	9				28/06/2002	B	7
24/07/1991	BB	10				06/02/2002	B+	8
17/01/1989	B+	8				18/12/2001	BB-	9
28/03/1983	BB	10				21/09/2000	BB-	9
11/02/1983	A-	15				15/05/2000	BB-	9
13/08/1982	AA	19				02/09/1999	BB-	9
05/10/1977	AAA	21				15/09/1997	BB-	9

RÉSUMÉ

La thèse étudie le lien qui existe entre les annonces de notations souveraines (fournies par les trois agences de rating S&P, Fitch et Moody) et les marchés financiers en Amérique latine.

Dans un premier temps, les principaux déterminants de la prime de risque pour quatorze pays latino-américains sont identifiés. La différenciation des effets selon les deux grandes classes de notation (d'investissement et de spéculation) est étudiée. La question posée est la suivante : la notation souveraine des agences sur les pays sud-américains fournit-elle une information supplémentaire au marché qui serait non incluse dans les fondamentaux des pays étudiés. Plus précisément, un changement de notation au sein de la classe spéculative a-t-elle un impact plus important sur la prime de risque des pays qu'un mouvement entre les deux classes de notation ou qu'un mouvement au sein de la classe d'investissement. Nous étudions les principaux facteurs, externes et internes, qui agissent sur ces marchés en posant la question de savoir si la prime de risque réagit différemment aux différents facteurs identifiés en fonction de la classe de rating attribuée à chaque pays sud-américain. Nous analysons également l'impact du rating sur la prime de risque souveraine lors des crises financières de la région de façon à déterminer si les agences de la notation souveraine se comportent de façon pro-cyclique durant ces périodes, en retardant leurs annonces de notations.

Pour étudier l'impact des changements de notations souveraines sur les rendements financiers et la volatilité des marchés d'actions et d'obligations des sept plus grands pays d'Amérique latine, nous utiliserons ensuite un modèle Egarch pour générer la volatilité conditionnelle des rendements des marchés. Nous testons la forme semi-forte de l'hypothèse d'efficacité informationnelle sur les marchés des actions et des obligations et mesurons ainsi l'impact de la mobilité des capitaux sur la structuration de marchés financiers. Nous cherchons à déterminer notamment si une dégradation de la note souveraine entraîne un impact plus fort qu'une amélioration de la même ampleur sur la volatilité des marchés d'Amérique latine, qui sont réputés très versatiles par les analystes en risque pays. Cette seconde étude vise également à analyser le degré d'interdépendance des marchés latino-américains, en testant l'hypothèse de contagion selon laquelle un changement de notations dans un pays pourrait se transmettre aux autres marchés.

Mots-clés : Actions, Egarch, notations souveraines, obligations, prime de risque, rendements, risque pays, spread, volatilité.

ABSTRACT

The thesis studies the relationship between sovereign credit rating announcements (provided by the three rating agencies S&P, Fitch and Moody's) and the Latin American financial markets.

First, the main determinants of country risk for fourteen Latin American countries are identified. They are summarized by the sovereign risk premium on the financial markets. The differentiation of effects according to the two major classes of rating (investment and speculative) is studied. The question asked is the following: does the sovereign rating of the Latin American countries provide an additional information to the market that is not included in the fundamentals of the countries studied. More precisely, does a change in rating within the speculative class have a greater impact on the risk premium of the countries than a movement between the two rating classes or than a movement within the investment class? Moreover, we identify the main external and internal factors which act on these markets by questioning whether the risk premium reacts differently to those factors according to the rating class assigned to each Latin American country. We also analyze the impact of the rating on the sovereign risk premium during financial and global crises to determine whether sovereign rating agencies behaves in a pro-cyclical way during these periods, by lagging the announcements of ratings.

To study the impact of changes in sovereign ratings on the financial returns and volatility of the stock and bond markets of the seven largest countries in Latin America (the LAC7), we use an Egarch model to generate the conditional volatility of market returns. We test the semi-strong form of the informational efficiency hypothesis on stock and bond markets and thus measure the impact of capital mobility on the structuring of financial markets. We seek to determine whether a rating downgrade has a stronger impact than an upgrade within the same magnitude on the volatility of the Latin American markets, which are considered very volatile by country risk analysts. Finally, this second study aims to analyze the degree of interdependence of Latin American markets, by testing the hypothesis of contagion within South American countries.

keywords: Bonds, country risk, Egarch, Fixed effect, returns, risk premia, sovereign credit rating, sovereign spread, stocks, volatility.