
Evolution du biais domestique en Europe et chocs financiers.

Auteur : Jamar de Bolsée, Mathilde

Promoteur(s) : Hubner, Georges

Faculté : HEC-Ecole de gestion de l'Université de Liège

Diplôme : Master en sciences de gestion, à finalité spécialisée en Banking and Asset Management

Année académique : 2020-2021

URI/URL : <http://hdl.handle.net/2268.2/11525>

Avertissement à l'attention des usagers :

Tous les documents placés en accès ouvert sur le site le site MatheO sont protégés par le droit d'auteur. Conformément aux principes énoncés par la "Budapest Open Access Initiative"(BOAI, 2002), l'utilisateur du site peut lire, télécharger, copier, transmettre, imprimer, chercher ou faire un lien vers le texte intégral de ces documents, les disséquer pour les indexer, s'en servir de données pour un logiciel, ou s'en servir à toute autre fin légale (ou prévue par la réglementation relative au droit d'auteur). Toute utilisation du document à des fins commerciales est strictement interdite.

Par ailleurs, l'utilisateur s'engage à respecter les droits moraux de l'auteur, principalement le droit à l'intégrité de l'oeuvre et le droit de paternité et ce dans toute utilisation que l'utilisateur entreprend. Ainsi, à titre d'exemple, lorsqu'il reproduira un document par extrait ou dans son intégralité, l'utilisateur citera de manière complète les sources telles que mentionnées ci-dessus. Toute utilisation non explicitement autorisée ci-avant (telle que par exemple, la modification du document ou son résumé) nécessite l'autorisation préalable et expresse des auteurs ou de leurs ayants droit.

EVOLUTION DU BIAIS DOMESTIQUE EN EUROPE ET CHOCS FINANCIERS

Jury :
Promoteur :
Georges HÜBNER
Lecteur(s) :
Marie LAMBERT
Thomas BONESIRE

Mémoire présenté par
Mathilde JAMAR DE BOLSEE
En vue de l'obtention du diplôme de
Master en sciences de gestion à finalité
Banking and Asset Management
Année académique 20/21

Remerciements

Je tiens particulièrement à remercier mon promoteur, Monsieur Georges Hübner, pour sa disponibilité et son suivi régulier à travers l'élaboration de ce mémoire. Ses conseils avisés ont contribué à l'amélioration de la qualité de ce travail et m'ont permis de progresser dans mon apprentissage.

Mes remerciements vont également à Madame Marie Lambert et Monsieur Thomas Bonesire, en leur qualité de lecteur de ce mémoire, pour l'attention et le temps consacrés à la lecture et à la critique de ce travail de fin d'étude.

J'adresse un remerciement particulier à Monsieur Julien Hambuckers pour son aide et ses réponses dans la construction de mon modèle économétrique.

J'adresse également toute ma reconnaissance à mes parents, pour leurs relectures mais également pour leur soutien tout au long de mon parcours scolaire.

Dans l'immobilier, l'essentiel c'est "emplacement, emplacement, emplacement". Un mantra similaire sur l'investissement devrait être "diversification, diversification, diversification".

Paul Merriman

TABLE DES MATIERES

Introduction	1
PARTIE THÉORIQUE	3
1. Diversification et théorie moderne de portefeuille	3
2. Biais domestique	4
2.1. Définition	4
2.2. Preuves empiriques	5
2.3. Intégration des marchés	7
3. Revue de littérature	9
3.1. Facteurs explicatifs du biais domestique	9
3.1.1. Facteurs fondamentaux	9
3.1.2. Facteurs comportementaux	13
3.2. Evolution et comportement lors d'un choc financier	17
PARTIE EMPIRIQUE	19
4. Objectifs et hypothèses de recherche	19
4.1. Objectifs et leur mise en œuvre	19
4.2. Evolution du biais domestique par pays	19
4.3. Hypothèses à vérifier	20
5. Données	24
5.1. Echantillon en panel	24
5.1.1. Individus	24
5.1.2. Période	25
5.1.3. Chocs financiers	25
5.2. Variables	29
5.2.1. Variable dépendante : Sources, construction et limites	29
5.2.2. Variables indépendantes : Sources, constructions et limites	31
6. Modèles empiriques	36
6.1. Statistiques descriptives	36
6.2. Régressions sur panel	39
6.2.1. Principes d'économétrie sur panel	40
6.2.1.1. Modèles d'estimation des régressions sur panel	40
6.2.1.2. Hypothèse préalable	41
6.2.2. Modèle de base	42

6.2.2.1. MCO groupés.....	43
6.2.2.2. Effets fixes	44
6.2.3. Modèles de chocs financiers	46
6.2.4. Modèles autorégressifs	46
6.3. Analyses en composantes principales	48
7. Résultats empiriques	50
7.1. Validité des modèles de régression	50
7.2. Vérification des hypothèses	55
7.3. Analyses en composantes principales	59
7.4. Conclusions des résultats	64
7.5. Inférence pour la période post-Covid-19.....	65
Conclusion.....	67
Références bibliographiques	69
Annexes	85
Executive Summary	117

Introduction

La diversification des investissements est reconnue aujourd'hui comme un élément fondamental d'une gestion saine d'actifs financiers. Le travail de Markowitz (1959) est à l'origine de cet axiome de la finance. Il a créé un modèle de diversification efficiente des portefeuilles d'investissement financier et a reçu le prix Nobel d'économie en 1990 pour celui-ci. Il est assez ironique de se rappeler que le célèbre économiste Milton Friedman, membre du jury du doctorat de Markowitz en 1954, refusait alors de lui accorder le titre de docteur en économie, prétextant que son modèle ne constituait pas une théorie économique.

Tout épargnant, quelle que soit son expérience ou son niveau d'éducation, connaît le principe de diversification, ou du moins le vieil adage selon lequel « il ne faut pas mettre tous ses œufs dans le même panier ». Par conséquent, les principes de la théorie de Markowitz (1959) sont compréhensibles pour tous : pour diminuer le risque d'un portefeuille d'investissement, il faut investir dans de nombreux actifs différents et au sein d'une même classe d'actifs, choisir des titres corrélés différemment.

Plus théoriquement, Markowitz a défini un portefeuille de marché idéal à détenir, contenant tous les actifs cotés en bourse, grâce à une frontière efficiente des portefeuilles qui maximise les rendements espérés pour un niveau de risque donné. Cette théorie a été étendue au contexte international (Grubel, 1968 ; Lessard, 1973 ; Levy et Sarnat, 1970) : la diversification internationale des portefeuilles d'actifs offre une réduction significative du risque total.

Cependant, malgré la connaissance et les gains évidents de la diversification, de nombreuses études empiriques montrent que les investisseurs ont tendance à détenir une part trop importante d'actifs nationaux en portefeuille, au détriment des titres étrangers (Sorensen, 2007). Ce phénomène s'appelle le « biais domestique » (French et Poterba, 1991) et persiste à travers le temps (Amadi, 2004). Il reste une énigme pour les chercheurs qui tentent de trouver des justifications pertinentes à ce comportement déroutant des investisseurs mais celles-ci ne semblent pas individuellement parvenir à expliquer le phénomène entièrement. Par conséquent, il y a encore de la place pour de nouvelles recherches sur le sujet dans la littérature.

Notre recherche concerne l'évolution du biais domestique en Europe entre 1998 et 2019. Elle vise à répondre à trois questions principales : l'ensemble des justifications du biais les plus étudiées de la littérature sont-elles capables d'expliquer le phénomène à travers le temps ? Quel est l'impact des crises financières sur la préférence pour les titres nationaux ? Et enfin, existe-t-il un effet d'apprentissage des investisseurs de leur propre biais à travers le temps ? Les réponses à ces questions permettront de suggérer une prédiction de l'évolution du biais domestique après la crise sanitaire et financière du Covid-19.

Pour répondre à ces interrogations, la structure de ce travail se compose comme suit. Le premier chapitre détaille la notion de diversification et la théorie de Markowitz (1959) qui s'y rapporte tandis que le second chapitre définit le biais domestique et tend à prouver que cette théorie n'est pas appliquée en pratique. Nous aborderons aussi la question de l'intégration des marchés qui pourrait diminuer les gains de la diversification géographique et pourrait nuancer l'ampleur du biais domestique. Le troisième chapitre contient la revue des recherches déjà effectuées sur les explications du biais domestique, son évolution dans le temps et sa relation avec les chocs financiers.

Dans le quatrième chapitre, nous définirons les objectifs de travail liés aux questions de recherches citées précédemment. De plus, nous poserons nos hypothèses. Le choix et la construction de notre échantillon et de nos variables sont expliqués dans le chapitre suivant. Le sixième chapitre présente l'utilisation de ces variables dans plusieurs modèles empiriques, à savoir : trois modèles de régressions sur panel et plusieurs analyses en composantes principales. Enfin, le dernier chapitre présente et interprète les résultats des analyses quantitatives en relation avec les hypothèses établies. Nous y proposerons également l'inférence que nous pouvons proposer pour la période suivant le choc financier mondial provoqué par la pandémie du Covid-19.

PARTIE THÉORIQUE

1. Diversification et théorie moderne de portefeuille

Le principe de diversification des investissements en finance est connue depuis bien longtemps (Lowenfeld 1909). Pourtant, c'est l'étude de Markowitz (1952), la théorie moderne de portefeuille, qui marque le début d'un intérêt grandissant pour la thématique. Celle-ci formalise et quantifie le principe de diversification des investissements. Elle explique qu'un choix judicieux de titres faiblement corrélés constitue un portefeuille moins risqué au total que la somme pondérée des variances de chaque actif individuel. La diversification permet de réduire le risque systémique des actifs, il ne reste alors que le risque systématique en portefeuille et seulement ce dernier est récompensé par le marché. Il faut diversifier non seulement les types d'actifs financiers mais aussi les titres choisis au sein d'une même classe d'actifs. Plus le nombre d'actifs d'un portefeuille augmente, plus le risque total de celui-ci diminue, toute chose restant égale par ailleurs. Le but de cette théorie est de définir un processus de sélection des actifs maximisant le rendement du portefeuille pour un niveau de risque défini. Ce processus s'effectue le long d'une frontière d'efficience qui représente l'ensemble de portefeuilles composés de titres financiers offrant la meilleure rentabilité pour un niveau de risque donné.

De nombreux travaux en finance élargissent la conception moderne de la diversification au contexte international (Grubel, 1968 ; Lessard, 1973 ; Levy et Sarnat, 1970). Les investisseurs peuvent réduire la volatilité de leurs *returns* en investissant dans différents pays dont les cycles économiques ne sont pas parfaitement corrélés. Ce processus de réduction du risque est alors appelé « diversification géographique ». Les gains liés à la diversification internationale ont été étudiés et prouvés empiriquement notamment par Solnik (1974a, 1974b, 1974c) et Kumar et Goetzmann (2004).

Pourtant, ces principes de diversification géographique ne sont pas appliqués en pratique, ce qui est assez surprenant vu les nombreuses preuves des avantages de ce critère d'allocation des actifs. Le fait que les investisseurs n'utilisent pas entièrement les bienfaits de la diversification internationale est un phénomène bien connu en littérature qui est caractérisé par une pondération exagérée des actifs nationaux dans les portefeuilles des investisseurs (French et Poterba, 1991). Cette surpondération est appelée le biais domestique des investisseurs. Le chapitre suivant définit en détail ce concept.

2. Biais domestique

2.1. Définition

Les investisseurs qui accordent un poids démesuré aux actifs nationaux dans leur portefeuille ne sont pas rationnels dans l'allocation de leurs actifs (Barberis et Thaler 2003, Ricciardi 2008). En effet, un portefeuille contenant un biais domestique ne serait pas efficient au sens de la théorie moderne de portefeuille (Markowitz, 1952) puisqu'il présente un rendement inférieur à un portefeuille diversifié pour un même niveau de risque (Driessen et Laeven 2007).

Ce sont les auteurs French et Poterba (1991) qui abordent les premiers le phénomène déroutant du biais domestique dans la littérature. Ils se concentrent plus particulièrement sur la préférence pour les actions nationales, bien qu'il existe des biais pour d'autres types d'actifs financiers mais la littérature s'y est intéressée plus tard. Notre recherche se base uniquement sur le biais domestique relatif aux actions.

Il est nécessaire de choisir une mesure de référence pour être capable de définir ce qu'est une pondération « exagérée » d'actions domestiques dans un portefeuille. Le choix de ce benchmark a été approfondi par Baele et al. (2007) et Mishra (2015) qui proposent cinq méthodes pour déterminer les poids des actifs du portefeuille de référence. La plus connue est une méthode basée sur un modèle (par opposition avec les méthodes basées sur les données des *returns*), le Modèle d'Evaluation des Actifs Financiers International (MEDAFI) (Sercu, 1980 ; Solnik, 1974a, 1974b, 1974c), ou le *International Capital Asset Pricing Model* (ICAPM) en anglais. Abordons d'abord l'origine et l'utilité de ce modèle.

Sa forme originelle, le *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) (Lintner, 1965 ; Sharpe, 1964), découle de la théorie moderne de portefeuille de Markowitz (1952). La frontière efficiente des portefeuilles qui a été définie précédemment est croissante et prend la forme d'une demi hyperbole. Si l'on introduit un actif sans risque dans les différentes combinaisons possibles de portefeuille, la frontière efficiente hyperbolique de Markowitz devient alors une droite (appelée Droite de Marché des Capitaux) comprenant le portefeuille sans risque et le portefeuille composé uniquement d'actifs risqués. Ce dernier est situé au point de tangence de la droite et de la frontière hyperbolique. Ce portefeuille est appelé portefeuille de marché. Chaque investisseur devrait le détenir en le balançant avec une part plus ou moins importante d'actifs

non risqués pour obtenir le niveau de risque désiré. Le portefeuille de marché contient tous les actifs et le poids de chacun d'eux est égal à la part de capitalisation que cet actif représente dans la capitalisation mondiale des actifs. Le portefeuille de marché est une des composantes essentielles du CAPM qui calcule le return espéré d'un actif selon la quantité de risque systématique (le risque non diversifiable) de celui-ci. Quatre grandes hypothèses ont été imposées au modèle du CAPM: tous les investisseurs réfléchissent en termes de rendement espéré par rapport à un niveau de risque couru (1), tous les investisseurs ont les mêmes croyances à propos de la distribution de probabilité des *returns* (2), il y a homogénéité des opportunités d'investissement (3) et il n'y a pas de coûts de transaction (4). Solnik (1974a, 1974b, 1974c) et Sercu (1980) présentent le modèle international d'évaluation des actifs (*International Capital Asset Pricing Model* ou *ICAPM* en anglais). La nouveauté est la suppression de l'hypothèse des coûts de transaction nuls : les taux de change sont incorporés dans ce modèle. Ce modèle amélioré se base également sur une reformulation des poids idéaux des actifs du marché de portefeuille : il contient des actifs dans tous les pays du monde et le poids des investissements dans le portefeuille pour chaque pays est égal à la part de capitalisation boursière que ce pays représente dans la capitalisation mondiale.

Ce sont ces poids qui sont utilisés comme référence pour déterminer le biais domestique dans une des méthodes de construction de benchmark de Mishra (2015), la plus connue, basée sur le *ICAPM*. Les autres benchmarks sont construits sur les méthodes de moyenne-variance, de variance minimale, de Bayes-Stein ou la méthode bayésienne et ses corrections.

La définition du biais domestique est désormais plus claire. Il s'agit d'une surpondération des actifs nationaux dans un portefeuille par rapport à la pondération donnée par un benchmark choisi.

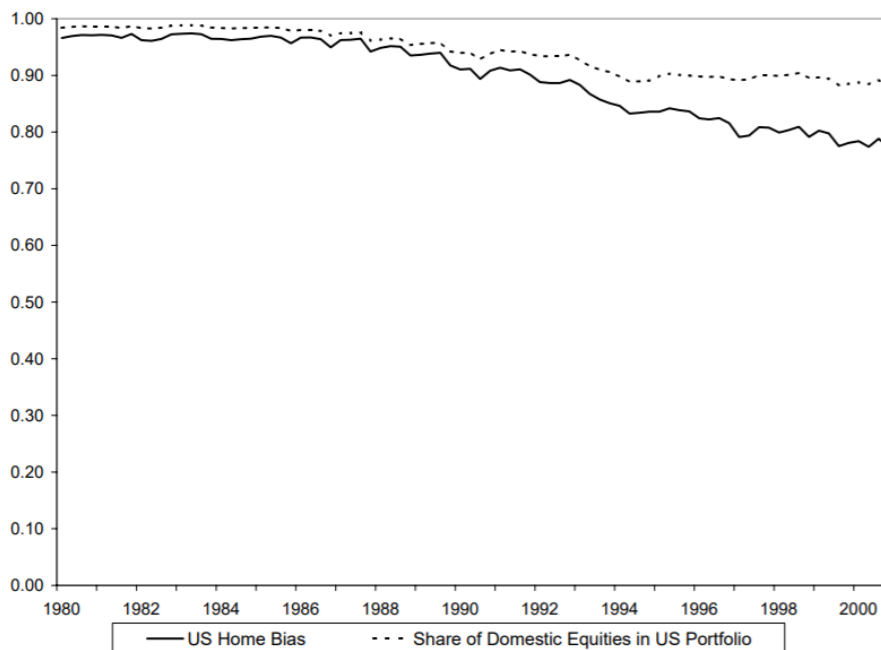
2.2. Preuves empiriques

La section précédente a expliqué théoriquement l'existence et la construction du biais domestique. Cette section propose des preuves empiriques de sa présence dans l'économie à travers le monde. Pour rappel, nous étudions seulement le biais relatif aux actions.

En 1984, le portefeuille d'un investisseur américain contenait en moyenne 98% d'actions nationales alors que le marché américain pesait pour 36,4% dans la capitalisation boursière

mondiale (Cooper et Kaplanis, 1994). L'évolution entre le biais domestique et la part des actions nationales dans le monde pour les Etats-Unis sont présentées dans la figure 1 et prouvent l'ampleur du biais.

Figure 1 : Biais domestique et part des actions nationales dans le portefeuille des Etats-Unis entre 1980 et 2001.¹



Source : Mondria et Wu (2010) avec les données de Ahearne et al. (2004).

En Europe, et pour la même année (1984), certains pays présentaient des déviations du benchmark encore plus impressionnantes . En Allemagne, 75,4% en moyenne d'un portefeuille étaient des actions allemandes alors que la part de capitalisation du pays dans le monde était de 3,2% et en Espagne les mêmes mesures étaient de 94,2% contre 1,1%.

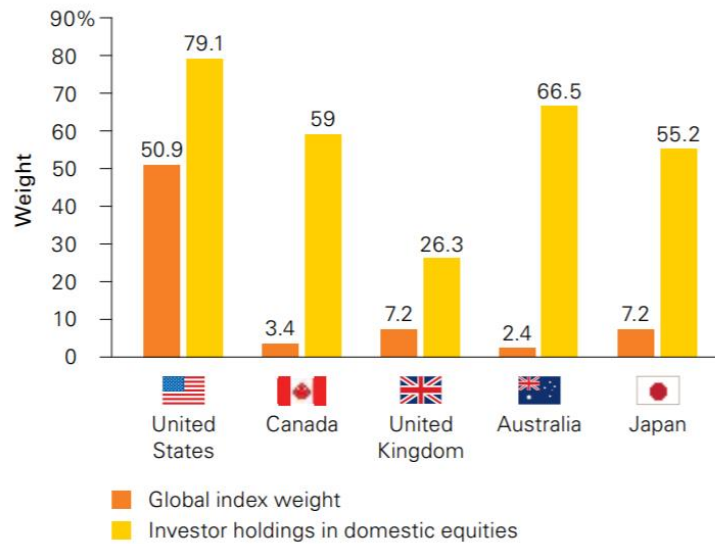
Pour l'année 2003, Sorensen (2007) calcule aussi le pourcentage d'actions domestiques dans les portefeuilles globaux de 22 pays de l'OCDE et les compare à la part de capitalisation boursière que ce pays représente dans le monde. L'ampleur du phénomène ne semble pas avoir diminué : la Grèce affichait 95,7% d'actions nationales contre 0,33% de part de capitalisation boursière, pour le Mexique, les mesures sont de 88,55% versus 0,38% ou encore le Japon avec 90,03% *versus* 9,49%.

¹ « US Home Bias » signifie « Biais domestique des Etats-Unis ». [Traduction Libre].

« Share of Domestic Equities in US Portfolio » signifie « Part des actions domestiques dans le portefeuille des Etats-Unis ». [Traduction Libre].

La figure 2 montre que le surinvestissement en actions domestiques est toujours bien présent plus tardivement, en 2014.

Figure 2 : Biais domestiques relatifs aux actions par pays en 2014².



Source : Vanguard Research, 2017

L'ampleur du biais domestique dans ces exemples à travers le temps justifie l'intérêt que les chercheurs portent à ce phénomène déroutant.

2.3. Intégration des marchés

Certains auteurs argumentent que l'ampleur du biais domestique est à relativiser (Levy et Levy, 2014). En effet, les avantages de la diversification géographique grâce aux investissements internationaux pourraient diminuer (Mukherjee et al., 2018) à cause de la corrélation entre les marchés boursiers internationaux en augmentation depuis 1970 (Goetzmann et al., 2005). D'après Quinn et Voth (2008). Cette augmentation est due à la libéralisation financière et l'abolition des réglementations restrictives sur les investissements à l'étranger : On parle même de marchés « intégrés » (Baele et al., 2007).

Si la diversification géographique diminue moins le risque d'un portefeuille que dans le passé à cause des corrélations des marchés, la surpondération d'actifs domestiques pourrait ne plus

² « Global index weight » signifie « Poids dans l'indice mondial ». [Traduction Libre].

« Investor holdings in domestic equities » signifie « Investissements des investisseurs en actions nationales ». [Traduction Libre].

être un « biais » des investisseurs (Levy et Levy, 2014), mais simplement le reflet d'une stratégie de diversification sectorielle qui aurait plus de pouvoir de réduction de risque (Balli et al., 2010).

Toutefois, tant que les corrélations ne sont pas parfaites entre les marchés internationaux, les gains de la diversification géographique restent significatifs pour un portefeuille d'investissement (Chiou et Pukthuanthong, 2020 ; Soares, 2012). Vermeulen (2013) précise qu'il suffit de choisir une plus grande part d'actifs situés dans des pays moins corrélés au pays d'origine.

Par conséquent, malgré l'intégration croissante des marchés, le biais domestique reste un phénomène surprenant qui vaut la peine d'être étudié en profondeur.

Ce chapitre clôture la présentation théorique et empirique du biais domestique. Le chapitre suivant décrit les différentes justifications du biais domestique relatif aux actions que les chercheurs ont étudiées.

3. Revue de littérature

Ce chapitre présente d'abord les justifications des chercheurs pour tenter d'expliquer le phénomène du biais domestique. Ensuite, nous analyserons les études concernant l'impact des chocs financiers sur le biais domestique.

3.1. Facteurs explicatifs du biais domestique

French et Poterba (1991) sont les premiers à explorer les facteurs explicatifs de la déviation irrationnelle du portefeuille optimal qu'est le biais domestique. Ils opposent les facteurs fondamentaux, propres à la macro- et micro-économie, et les facteurs comportementaux, intrinsèques aux individus.

3.1.1. Facteurs fondamentaux

Les facteurs explicatifs fondamentaux du biais domestique, aussi appelés facteurs institutionnels, sont soit des éléments macroéconomiques qui réduisent les gains potentiels des investissements à l'étranger, soit des éléments microéconomiques qui limitent spécifiquement les investisseurs à acheter des actifs financiers étrangers (French et Poterba (1991)).

Barrières directes à l'investissement étranger

Dans les années 60, les contrôles des capitaux émergents des accords de Bretton Woods (1944) sont au plus fort et restreignent notamment les flux internationaux d'actions par différentes mesures règlementaires : contrôle des changes, plafonds sur le volume de commerce international, taxes sur les transactions internationales, ... Black (1974) argumente que plus la taxe à payer sur un actif étranger augmente, plus les investisseurs privilégient les actifs nationaux sans taxe, et aggravent le biais domestique de leur portefeuille. Stulz (1981) explique que ce phénomène apparaît parce que la taxe attachée à un actif étranger est plus importante que le gain qui en résulte. Errunza et Losq (1985) prouvent empiriquement ce raisonnement concernant les taxes sur les actifs étrangers et également la relation positive entre le biais domestique et les restrictions sur le choix des titres

Ahearne et al. (2004) et Jeske (2001) analysent l'impact des coûts de transaction (commissions, droits d'inscription et coûts de liquidité) sur le biais domestique et concluent qu'il ne s'agit pas d'une justification robuste du phénomène. Tesar et Werner (1995) renchérissent que le volume

et les rendements élevés des transactions internationales prouvent l'incapacité des coûts de transaction à expliquer le biais domestique.

La libéralisation financière diminue les barrières aux investissements et par conséquent diminue le biais domestique (Coerdacier et Rey, 2011). De plus, les investisseurs résidant dans des pays émergents qui montrent généralement un niveau inférieur de libéralisation financière, accordent plus de poids à leurs actions domestiques en portefeuille, que leurs homologues dans les pays développés (Coerdacier & Rey, 2011 ; Kim et al., 2014 ; Kumar, 2011).

Asymétrie de l'information

Les investisseurs prudents favorisent les actions pour lesquelles ils sont plus informés et qui, dès lors, leur donnent le sentiment d'être moins risquées. Les résidents d'un pays ont un avantage informationnel sur les actions nationales (Bae et al., 2008 ; Malloy, 2005), ce qui les encourage à investir plus dans ces actions car ils les perçoivent comme moins risquées (Cooper et al., 2012) et augmentent ainsi leur biais domestique (Berkel, 2007). Un avantage informationnel peut porter sur différents sujets locaux qui pourraient influencer le cours d'une action, d'après Grinblatt et Keloharju (2001) dans une étude du marché finlandais : des habitudes culturelles, le contexte économique, légal ou politique, les méthodes de management des entreprises ou la langue du pays. Il en va de même pour les gestionnaires de portefeuilles professionnels (Brennan et Cao, 1997). Hau (2001) confirme cet élément en Allemagne : les investisseurs professionnels n'habitant pas sur le territoire allemand et ne parlant pas la langue germanique du pays connaissent des rendements inférieurs par rapport à leurs collègues locaux.

Le coût des informations sur les actifs étrangers peut affecter l'allocation de ces actifs dans le portefeuille des investisseurs (Merton, 1987). Barron et Ni (2008) construisent un modèle qui vérifie théoriquement l'augmentation du biais domestique lorsque le coût de l'information augmente. Les auteurs poursuivent l'analyse et expliquent que plus la taille de leur portefeuille est grande, plus les investisseurs sont prêts à payer pour de l'information sur les actifs étrangers et ainsi diminuer leur biais domestique. Cependant, une autre recherche contredit ces résultats et explique que même si l'information était gratuite et disponible, les investisseurs choisiraient de ne pas s'instruire sur les actifs étrangers et conserver une asymétrie de l'information (Van Nieuwerburgh et Veldkamp, 2009).

L'asymétrie de l'information entre les investisseurs locaux et étrangers peut aussi provenir de la distance géographique qui les sépare (Coval et Moskowitz, 1999 ; Portes et Rey, 2005). En effet, deux pays voisins sont incités à se connaître, par une meilleure couverture médiatique mais aussi par des relations commerciales et touristiques plus étroites (Portes et Rey, 2005), ou encore par des cultures similaires et un sentiment de familiarité partagé entre les résidents (Bodnaruk, 2009 ; Huberman, 2001). Dans ces conditions de proximité, les investisseurs pensent détenir un avantage informationnel sur les actifs financiers par rapport aux actifs plus « éloignés » (sur le plan géographique, culturel, social, économique) et augmentent leur biais domestique (Beugelsdijk et Frijns, 2010). La littérature a même donné un nom à ce phénomène : le biais étranger³ qui définit la surpondération des actifs de pays étrangers qui sont proches du pays de résidence d'un investisseur (Bekaert et Wang, 2009), comme des pays limitrophes par exemple. Une étude (Cooper et al., 2017) poursuit encore l'analyse et inspecte la différence entre le biais domestique d'un pays, qui concerne des actifs nationaux, et le biais étranger, qui concerne des actifs très proches géographiquement du pays étudié. Cette différence est définie comme le « pur biais domestique » et s'avère être nulle pour la majorité des pays (sauf pour les pays émergents) dans leur modèle empirique basé sur la distance. Cela signifie que c'est bien le sentiment d'éloignement, géographique, culturel, économique ou social, qui retient les investisseurs d'investir suffisamment dans des pays éloignés (Cooper et al., 2017).

Couverture contre les risques domestiques

Les actifs domestiques permettent de se protéger contre plusieurs risques spécifiques à un pays : l'inflation, les taux de change et les actifs non-côtés.

Premièrement, les obligations indexées représentent la protection parfaite contre l'inflation, mais ces actifs ne sont pas disponibles dans tous les pays (Cooper et al., 2013). Les actions nationales sont envisagées comme un deuxième choix de protection contre l'incertitude des futurs taux d'inflation (Adler et Dumas, 1983). Ce raisonnement explique une surpondération des actifs domestiques dans les portefeuilles des investisseurs.

Deuxièmement, la prime de risque de change a un poids important dans la prime de risque total d'une action et dès lors elle affecte les décisions d'allocation internationale des investisseurs (De Santis et Gérard, 1998). En effet, les rendements réels des actions étrangères sont affectés

³ « Foreign Bias » en anglais. [Traduction Libre].

par la variation des prix à la consommation entre les pays qui se traduit par des variations de taux de change entre les monnaies. Fidora et al. (2007) prouvent grâce à un modèle basé sur Markowitz (1952) que le biais domestique est amplifié dans les pays qui connaissent une plus grande volatilité de taux de change. La volatilité des taux de change est plus importante dans les pays émergents que les pays développés et implique que leur biais domestique soit plus élevé (Chniguir et al., 2017).

Baele et al. (2007) et Schoenmaker et Bosch (2007) concluent dans leurs recherches que les unions monétaires diminuent le besoin de protection contre les taux de change et le biais domestique qui en découle. Cependant, De Santis et Gérard (2006) montrent que l'union monétaire européenne peut créer un nouveau biais dans les décisions d'allocation des investisseurs. Encouragés par le risque de change nul (Kalemli-Ozcan et al., 2010), ces derniers ont tendance à transformer leur surpondération d'actifs nationaux en une allocation exagérée aux titres européens et, de cette manière, créer un biais européen (Balli et al., 2010 ; Othmani et al., 2014 ; Schoenmaker et Bosch, 2007).

Troisièmement, le portefeuille de marché de Markowitz (1952) prend en compte tous les actifs financiers cotés. La déviation de ce portefeuille, que le biais domestique représente, pourrait être expliquée par la volonté des investisseurs de protéger des actifs non-cotés (Baxter et Jermann, 1995), comme le capital humain, les biens de consommation ou les services.

Ces trois théories selon lesquelles le biais domestique est expliqué par le pouvoir de protection que les actifs nationaux peuvent exercer (Lewis, 1999), sont à traiter avec précaution par manque de preuves empiriques (Cooper et Kaplanis, 1994 ; Eldor et al., 1988 ; Pesenti et Van Wincoop, 2002).

Gouvernance et réglementations

Kho et al. (2009) ont établi un lien direct entre le niveau de gouvernance d'un pays et le biais domestique de ses investisseurs-résidents. Les investisseurs sont moins attirés par les pays qui ont un niveau de gouvernance bas et peu de réglementations obligeant les entreprises à rendre publiques un certain nombre d'informations. En effet, ce contexte rend la recherche d'informations sur les entreprises et leurs actions plus laborieuse et plus coûteuse (du moins, en termes de temps), et la protection des investisseurs minoritaires encore plus faible (Cooper et al., 2013). Eichler (2012) prouve que des publications d'informations plus complètes

provenant des entreprises ont le pouvoir de diminuer le biais domestique relatif aux actions, par exemple dans les pays qui implémentent des standards comptables internationaux (Beneish et Yohn, 2008). Par conséquent, les investisseurs résidant dans un pays où les réglementations et la gouvernance sont plus avancées ont tendance à augmenter leur biais domestique (Giannetti et Simonov, 2006).

Concentration des industries

Plus le marché des industries d'un pays est diversifié et large, plus les investisseurs-résidents y voient des possibilités de diversification sectorielle avec des actions domestiques. Ce qui les encourage ainsi à augmenter leur biais domestique (Ferreira et Miguel, 2007). Par contre, d'autres études proposent qu'une diversification sectorielle poussée peut compenser une sous-diversification géographique d'un portefeuille, surtout lorsque les marchés sont intégrés entre eux, et ainsi rendre le portefeuille moins biaisé du point de vue de la diversification dans son ensemble (Othmani et al., 2014). Enfin, Rowland et Tesar (2004) inspectent le lien entre la présence de multinationales dans un marché et le biais domestique des investisseurs y résidant. Ils prouvent que les investissements dans ce type d'entreprises ont des effets de diversification dans un portefeuille et, par conséquent, leur présence sur un territoire pourrait diminuer le biais domestique des investisseurs.

Taille du marché

Amadi (2004) et Mishra (2015) prouvent dans leurs modèles empiriques que la taille d'un marché a un impact significatif sur le biais domestique de ses investisseurs. En effet, plus un marché est large, plus il est probable qu'il soit bien diversifié, plus les investisseurs sont tentés d'allouer une partie trop importante de leur portefeuille aux actifs domestiques (Ferreira et Miguel, 2007).

3.1.2. Facteurs comportementaux

L'étude des aspects psychologiques des investisseurs renverse une hypothèse fondamentale de la théorie des marchés financiers : les investisseurs ne sont pas rationnels dans leurs décisions (Barberis et Thaler, 2003 ; Ricciardi, 2008). Dès lors, il est intéressant d'analyser l'impact des caractéristiques du comportement des investisseurs sur les décisions d'allocation des actifs dans leur portefeuille, étant donné que les explications provenant du fonctionnement des marchés peuvent s'avérer impuissantes pour expliquer le biais domestique. Fellner-Röhling et

Maciejovsky (2003) insistent d'ailleurs sur l'importance des facteurs comportementaux dans l'explication du biais domestique.

Familiarité

Huberman (2001) définit la « familiarité » dans le contexte de l'allocation des actifs comme le confort d'investir dans des entreprises qui sont plus observables et tangibles pour l'investisseur. Deux exemples de cette familiarité sont le fait d'investir soit dans l'entreprise de son employeur soit dans les entreprises locales ; ils se nomment simplement le « biais de l'employeur » et le « biais local ». Pool et al. (2012) prouvent que ce sont les investisseurs moins expérimentés qui sont les plus guidés dans leurs décisions d'investissement par ce sentiment de familiarité. A l'inverse, les investisseurs se méfient des entreprises qui leur sont inconnues et le modèle de Cao et al. (2009) montre que les prix des actions à l'équilibre contiennent une prime pour la méconnaissance. Le concept de familiarité est aussi associé à l'idée de l'asymétrie de l'information expliquée précédemment : un investisseur a tendance à investir dans les entreprises qui lui sont familières car il pense détenir plus d'informations à leur sujet (Huberman, 2001).

Les entreprises familières des investisseurs sont le plus souvent proches géographiquement de leur lieu de résidence ou de travail (Portes et Rey, 2005). Par conséquent, leur préférence pour ces titres se traduit par un biais domestique important dans leur portefeuille d'investissement (Chan et al., 2005).

Culture

Les investisseurs sont attirés par les pays qui partagent la même culture pour leurs investissements financiers (Beugelsdijk et Frijns, 2010). Ces pays sont souvent assez proches d'un point de vue géographique et cela crée le biais étranger qui a été défini précédemment. De plus, Berkel (2007) démontre empiriquement que certains pays partagent un lien d'attachement plus marqué et encouragent leurs résidents à investir dans les deux pays réciproquement. Ce phénomène s'appelle le « biais d'amitié » (Berkel, 2007) et prouve que la déviation des investisseurs des poids optimaux ne s'effectue pas uniquement en faveur des actifs nationaux et qu'il n'existe pas toujours un biais domestique envers tous les pays. Par contre, les nations antagoniques sur le plan culturel n'investissent pas suffisamment dans leurs actions réciproquement (Anderson et al., 2011).

Ouverture d'esprit

D'après l'étude de Niszczoła (2013), les populations des pays connues pour leur ouverture d'esprit et leur recherche de nouvelles expériences présentent un biais domestique plus faible que les populations plus fermées aux autres cultures et au risque. L'auteur utilise une des dimensions du célèbre modèle de personnalité à cinq facteurs qui permet de caractériser un individu seul ou un groupe de personnes (Soto et Jackson, 2013). Les cinq facteurs sont l'extravagance, la sympathie, la conscience, la stabilité émotionnelle et l'ouverture à l'expérience. Ces traits de caractères sont à la base des recherches d'explications comportementales du biais domestique.

Patriotisme

En se basant sur les mêmes éléments, une étude prouve que les pays plus patriotiques, avec un attachement fort au concept de la « nation », présentent un biais domestique plus élevé (Morse et Shive, 2011).

Confiance exacerbée

Le premier auteur à étudier la confiance exagérée des individus face à des événements futurs dans la finance comportementale est Weinstein (1980). Les investisseurs ont tendance à se sentir plus compétents et optimistes vis-à-vis des rendements des titres nationaux (Kilka & Weber, 2000 ; Solnik et Zuo, 2016 ; Strong et Xu, 2003), ce qui augmente le biais domestique de leur portefeuille (Lütje et Menkhoff, 2007). Cependant le modèle de Strong et Xu (2003) ne permet pas de déterminer si l'optimisme des investisseurs face aux actions domestiques est une cause ou une conséquence du biais domestique.

Croyances et conservatisme

Lord et al. (1979) explique que lorsqu'un investisseur a une opinion sur un investissement, il s'y tient trop longtemps. En effet, même s'il y a de nouvelles informations disponibles, les investisseurs conservent leurs croyances initiales par rapport au futur (Edwards, 1968 ; Heath et Tversky, 1991). On appelle ce phénomène le « biais de confirmation » selon lequel les investisseurs tiennent compte uniquement des informations qui confirment leurs opinions originelles (Cafferata et Tramontana, 2019). Ce raisonnement inconscient des investisseurs les encourage à garder trop longtemps dans leur portefeuille certains titres réduisant de la sorte les possibilités de diversification du portefeuille (Ritter, 2003) un surinvestissement dans les titres domestiques.

Comptabilité mentale

Barberis et Huang (2006) définissent le concept de comptabilité mentale comme la tendance des investisseurs à évaluer un nouvel investissement individuellement, au lieu de le considérer dans un portefeuille contenant un ensemble d'investissements. A cause de cette vision avec œillères, les investisseurs considèrent les actifs étrangers plus risqués car ils n'associent pas leurs risques avec les effets positifs de la diversification qu'il représenteraient dans un portefeuille entier (Barberis et Huang, 2009 ; Magi, 2009). Par conséquent, la comptabilité mentale des investisseurs augmente leur biais domestique.

Décalage horaires

Les différents fuseaux horaires à travers le monde impliquent que pendant la journée d'un investisseur, certaines bourses étrangères sont fermées. Cela représente une barrière psychologique à l'investissement international selon Sendi et Belallah (2010). En effet, même en disposant d'informations aussi complètes sur un actif étranger que sur un actif domestique, il est possible de manquer une opportunité ou de rater un pari, à cause du décalage horaire et des effets « ouverture » ou « week-end » qui peuvent survenir sur le cours des actions. Les différents fuseaux horaires peuvent donc avoir un impact significatif sur le biais domestique.

Niveau d'éducation

D'après l'étude de Karlsson et Nordén (2007), les investisseurs les plus probables d'accorder trop d'importance aux titres nationaux sont des hommes avec un niveau d'étude bas. Le niveau d'éducation élevé impacte négativement le biais domestique car il implique une sensibilisation aux questions financières, des connaissances et des compétences pour prendre des décisions d'investissement réfléchies et étudiées (Bose et al., 2015). Plus précisément, les investisseurs institutionnels, travaillant dans le secteur financier et la gestion d'actifs, ont un biais domestique plus faible que les épargnants sans connaissance avancée des actifs financiers (Schoemaker et Bosch, 2007). Ni (2009) ajoute que le biais des investisseurs institutionnels est inférieur, mais non nul, parce qu'ils détiennent plus d'informations sur les titres étrangers.

3.2. Evolution et comportement lors d'un choc financier

Les développements technologiques, la libéralisation financière, la réglementation des entreprises sur leurs informations publiques, et, en Europe, l'union monétaire ont bien évidemment contribué à diminuer le biais domestique, mais de manière non proportionnelle à l'importance de ces changements (Amadi, 2004 ; Baele et al., 2007 ; Othmani et al., 2014 ; Schoenmaker & Bosch, 2007). C'est la raison pour laquelle le biais domestique reste un phénomène aussi déroutant pour les chercheurs et que ces derniers continuent d'en étudier les potentielles explications, à travers le temps.

Une hypothèse avancée plus récemment concerne l'impact des crises financières sur le biais domestique des investisseurs. La relation potentielle entre le biais domestique et les chocs financiers provient de deux raisonnements. D'une part, pendant les périodes *bear*⁴ des marchés financiers, les rendements sont faibles alors que la volatilité des marchés et les corrélations entre eux sont hautes (Solnik et al., 1996 ; Vermeulen, 2013). La haute corrélation des marchés internationaux diminue les gains de la diversification géographique (Butler et Joaquin, 2002), ce qui pourrait décourager les investisseurs de se tourner vers les actifs étrangers (Goetzmann et al., 2005). Ce phénomène appelé le « retranchement » des investisseurs vers les actifs domestiques (Milesi-Ferretti et Tille, 2011) peut augmenter le biais domestique d'un portefeuille en fonction de son ampleur. Une étude économétrique prouve que ce retranchement est lié à l'intégration des marchés financiers (Milesi-Ferretti et Tille, 2011). D'autre part, l'incertitude des investisseurs et des marchés financiers s'installe lorsque l'économie subit un choc. L'incertitude peut encourager les investisseurs, avec une aversion au risque importante, à investir dans des titres qui leur sont plus familiers et qui leur semblent moins risqués par conséquent (Uppal et Wang, 2003).

Une série de chercheurs ont prouvé que le biais domestique augmente pendant les périodes de crise financière : les investisseurs quittent les marchés étrangers et se retranchent sur les titres domestiques par incertitude (Broner et al., 2013 ; Cornand et al., 2015 ; Fratzscher, 2012 ; Mishra, 2015) ou par peur des conséquences l'intégration des marchés si l'origine de la crise est étrangère (Forbes et Warnock, 2012 ; Milesi-Ferretti et Tille, 2011) ou encore parce que leurs moyens financiers sont réduits (Giannetti et Laeven, 2012)

⁴ Un marché « *bear* » est un marché baissier, les cours des titres sont en diminution et doivent avoir perdu 20% de leur valeur pour être caractérisé de « *bear* ». (Cambridge Dictionary, 2021)

Mais d'autres études mènent à des résultats opposés. Mukherjee et al. (2018) et Wynter (2019) prouvent que le biais domestique des investisseurs diminue lors d'une crise financière (sauf aux Etats-Unis, selon l'étude empirique de Wynter (2019)).

Les nombreuses analyses effectuées sur le lien entre les crises financières et le biais domestique, mais dont les résultats divergent dans la littérature, mettent en évidence la complexité de ce sujet.

Ce chapitre clôture la description des explications du phénomène déroutant du biais domestique que la littérature a tenté de définir et de prouver. La diversité, le nombre et les contradictions de ces justifications du biais laissent la place dans la littérature pour de nouvelles études et confirment donc l'intérêt de la présente recherche. Le chapitre suivant présente les objectifs et les hypothèses de ce travail.

PARTIE EMPIRIQUE

4. Objectifs et hypothèses de recherche

4.1. Objectifs et leurs mises en œuvre

Ce mémoire vise trois objectifs principaux.

Premièrement, nous voulons vérifier la pertinence, sur vingt-deux ans, des explications du biais domestique en actions les plus évoquées dans la littérature. Une attention plus singulière sera portée sur la relation entre le biais domestique et les crises financières. Pour réaliser cet objectif, nous calculerons d'abord le biais domestique relatif aux actions pour l'échantillon choisi et nous y décèlerons des tendances par période de temps ou par région géographique afin de construire nos hypothèses de recherche. Ensuite, nous vérifierons ces hypothèses dans plusieurs modèles de régression contenant les arguments du biais domestique fournis par la littérature. Enfin, nous effectuerons plusieurs analyses en composantes principales pour approfondir les interprétations des résultats des régressions et pour examiner des disparités possibles d'explications du biais entre les régions.

Deuxièmement, nous ambitionnons d'inspecter l'existence d'un effet d'apprentissage des investisseurs européens dans l'allocation de leurs actifs dans le temps et à travers les chocs économiques. Pour ce faire, nous utiliserons un modèle autorégressif.

Troisièmement, nous souhaiterions prévoir l'impact de la crise mondiale de 2020 sur la diversification internationale des investisseurs, grâce aux résultats des objectifs précédents.

4.2. Evolution du biais domestique par pays

En annexe, cinq figures (Figures 5 à 9) présentent l'évolution du biais domestique relatif aux actions dans les pays européens sélectionnés entre 1998 et 2019 (voir Chapitre 5, section 1 « Echantillon » et section 2 « Variables » pour la construction de l'échantillon et des données du biais domestique).

De manière générale, le biais domestique en Europe a une tendance baissière de 1998 à 2019 ce qui confirme les résultats que Amadi (2004) a obtenu. Le biais des pays du nord et de l'ouest du continent se situent à un niveau plus bas que l'est et le sud, peut-être parce qu'ils sont financièrement et économiquement plus développés. De plus, le biais domestique des pays du sud et de l'est est beaucoup plus volatile que ses voisins de l'ouest et du nord. Cela pourrait être dû à plus d'instabilité dans les réglementations financières, des informations financières

étrangères moins disponibles ou encore un plus grand éloignement géographique et culturel avec les grandes places boursières du monde. Enfin, le biais domestique semble subir des oscillations à la hausse durant les périodes 2008-2009 et 2011-2013, mais de degrés différents d'un pays à l'autre. Nous supposons que les crises financières de ces périodes ont eu un impact sur l'allocation des actifs des investisseurs.

4.3. Hypothèses à vérifier

D'après ces premières observations très générales, nous pouvons construire des hypothèses de recherche que nous tenterons de vérifier avec des analyses quantitatives plus avancées. Nous nous basons également sur notre revue de littérature pour créer nos hypothèses. Parmi tous les facteurs présentés dans la revue de littérature, nous ne retiendrons que ceux abordés le plus souvent par les auteurs, dans le cadre du premier objectif de notre recherche.

Barrières directes à l'investissement

Comme expliqué précédemment, les barrières directes à l'investissement étranger impactent positivement le biais domestique des investisseurs d'un pays (Cooper et al., 2012). *A contrario*, la libéralisation financière d'un pays encourage ses épargnants à investir à l'étranger.

H1 : La libéralisation financière diminue le biais domestique.

Asymétrie de l'information et familiarité

Plus un investisseur se sent « éloigné » d'un autre pays, tant sur les plans culturel et linguistique que financier et légal, plus il se conforte dans les actifs domestiques sur lesquels il pense avoir un avantage informationnel par rapport aux investisseurs étrangers. Dès lors, il a tendance à surinvestir dans les pays qui lui sont proches et sous-investir dans les pays sur lesquels il dispose de moins d'informations (Ahearne et al., 2004 ; Bae et al., 2008).

H2 : Plus l'éloignement d'un pays par rapport à un autre augmente, plus le biais domestique du pays d'origine augmente.

L'asymétrie de l'information entre deux pays pourrait être réduite grâce à l'Internet et la source abondante d'informations que cet outil offre à un coût très bas (Barron et Ni, 2008). La littérature ne présente pas le nombre d'utilisateurs de l'Internet d'un pays comme un facteur expliquant à lui seul la diversification internationale d'un portefeuille. Mais l'Internet a répandu la langue anglaise comme référence dans le monde, permettant à plus de personnes de recueillir

et d'analyser de grandes quantités d'informations sans la barrière de la langue. Si l'Internet peut réduire l'asymétrie de l'information entre des pays éloignés, alors il impacte indirectement le biais domestique (Amadi, 2004).

H3 : Plus l'asymétrie internationale de l'information augmente, plus le biais domestique augmente. Et *a contrario*, l'accès généralisé à l'Internet diminue le biais domestique.

Risque de taux de change

Les unions monétaires diminuent le risque de taux de change lors des transactions d'actifs financiers. Or le besoin de couverture contre les risques domestiques (inflation ou taux de change) est une justification d'un surinvestissement dans des actifs domestiques d'après Adler et Dumas (1988) et Fidora et al. (2007).

H4 : L'appartenance à une union monétaire internationale diminue le biais domestique.

Niveau de gouvernance et régulations domestiques

Des investisseurs qui bénéficient dans leur pays de régulations qui encouragent et soutiennent le développement des entreprises et des marchés financiers, sont moins attirés par des investissements dans des pays qui ne proposent pas le même encadrement légal (Cooper et al., 2012 ; Kho et al., 2009).

H5 : Un niveau élevé de gouvernance et de régulations avantageuses augmente le biais domestique.

Concentration des industries

Si les investisseurs d'un pays ont un choix peu diversifié d'industries et d'entreprises dans lesquelles acheter des actions au niveau national, ils seront plus tentés de diversifier leurs actifs financiers en investissant à l'étranger (Ferreira et Miguel, 2007).

H6 : Une haute concentration des industries au niveau national diminue le biais domestique.

Taille du marché financier

Un pays dont la capitalisation du marché d'actions est plus importante suppose une offre de diversification d'actions plus large au niveau national. Par conséquent, les investisseurs de ce pays pourraient avoir tendance à investir une part trop importante dans des actions domestiques par rapport à ce que la théorie du CAPM recommande (Amadi, 2004).

H7 : La taille du marché financier est positivement corrélée avec le biais domestique.

Crise financière

Certains auteurs pensent que les investisseurs se réfugient dans des investissements familiers, comme des actions de leurs pays de résidence, en période d'incertitude (Habib & Straca, 2013 ; Milesi-Ferreti et Tille, 2011). Or, en période de crise, la volatilité des marchés et le stress des investisseurs augmentent. On en déduit l'hypothèse suivante à vérifier. Certes, d'autres auteurs ont un avis opposés sur le sujet (Mukherjee et al., 2018 ; Wynter, 2019), mais notre hypothèse prend le parti que les crises financières augmentent le biais domestique, à cause de l'incertitude qu'elle génère parce que c'est ce que nos graphiques d'évolution (voir en annexe les figures 5 à 9) semblent montrer et parce que c'est l'explication la plus intuitive.

H8 : En période de choc financier, le biais domestique augmente.

Effet d'apprentissage

Nous pensons qu'une justification possible de la tendance baissière générale du biais domestique en Europe (voir en annexe les figures 5 à 9) pourrait être due à un apprentissage des investisseurs concernant leur manque de rationalité dans l'allocation de leurs actions. En effet, nous pensons que les investisseurs remettent en question l'allocation de leurs actifs principalement lorsque le rendement de leur portefeuille n'est pas celui espéré. Dès lors, ils seraient susceptibles de diminuer leur surinvestissement en actions nationales des années précédentes grâce à deux types d'événements déclencheurs. Le premier serait le temps, qui permet d'avoir plus de recul et de rationalité sur des investissements passés. Une longue période d'investissement pourrait conscientiser un investisseur sur les opportunités d'investissements internationaux manquées et le potentiel de rendement supérieur que ces investissements auraient pu apporter au portefeuille. Le second effet déclencheur serait une crise financière qui peut dégrader fortement le rendement d'un portefeuille d'actions s'il n'est pas suffisamment diversifié. Nous en tirons l'hypothèse suivante à analyser.

H9 : Il existe un effet d'apprentissage des investisseurs concernant le biais domestique de leur portefeuille.

Disparités Nord-Ouest versus Sud-Est

Dans les graphiques d'évolution du biais domestique en Europe (Voir en annexe les Figures 5 à 9), nous avons observé des niveaux de biais domestique différents pour les régions du nord et de l'ouest par rapport à celles du sud et de l'est. Nous pensons que ces disparités sont dues à un développement économique et une stabilité gouvernementale moins avancés dans les pays du sud et de l'est de l'Europe. Cela signifierait que le niveau de libéralisation financière et de

gouvernance expliquerait une plus grande partie de l'évolution du biais domestique dans ces régions. Nous pourrions étudier cette hypothèse dans les analyses en composantes principales.

H10 : La libéralisation financière et la qualité des réglementations expliquent d'avantage l'évolution du biais domestique dans les pays du sud et de l'est de l'Europe qu'à l'ouest et au nord du continent.

La table 1 présente un récapitulatif des hypothèses et des analyses quantitatives effectuées pour les vérifier. Ces dix hypothèses servent à remplir les deux premiers objectifs de ce mémoire évoqué précédemment.

Table 1 : Résumé des hypothèses et leurs analyses quantitatives.

	Explications du Biais Domestique	Relations présumées des explications avec le BD	Analyses quantitatives utilisées
H1	Barrières directes à l'investissement	Négative	Régressions sur panel ACP
H2	Asymétrie de l'information, familiarité et culture	Positive	Régressions sur panel ACP
H3	Asymétrie de l'information	Positive	Régressions sur panel ACP
H4	Risque de taux de change	Négative	Régressions sur panel ACP
H5	Niveau de gouvernance et réglementations	Positive	Régressions sur panel ACP
H6	Concentration des industries domestiques	Négative	Régressions sur panel ACP
H7	Taille du marché financier	Positive	Régressions sur panel ACP
H8	Crise financière	Positive	Régressions sur panel ACP
H9	Effet d'apprentissage	Négative	Régressions sur panel
H10	Disparités Nord-Ouest versus Sud-Est	/	ACP

« ACP » signifie Analyse en Composantes Principales.

Source : Notre construction.

5. Données

Dans ce chapitre, nous décrivons les différentes variables de l'échantillon qui seront utilisées dans les analyses quantitatives pour vérifier les hypothèses posées au chapitre précédent. Nous justifions le choix de ces données, leurs sources et les modifications qui y ont été apportées.

5.1. Echantillon en panel

L'échantillon choisi pour cette recherche est composé de vingt-deux individus et les caractéristiques de chacun d'entre eux sont étudiées sur vingt-deux années. L'ensemble des observations contient deux dimensions : des séries chronologiques (étude d'un même individu à travers le temps) et des données en coupe instantanée (étude de plusieurs individus à un même moment temporel). Ces données croisées sont définies comme des données en « panel ». Cette structure de l'échantillon permet de rassembler plus d'informations sur un phénomène et donner ainsi de meilleures estimations. Elle permet également d'étudier les évolutions et de tester différentes hypothèses concernant l'évolution des individus ou les sources inobservables de l'hétérogénéité des individus. Par conséquent, chaque variable compte maximum 480 observations. Notre panel est cylindré car chaque individu est observé sur chaque année.

Les prochaines sections détaillent le choix des individus et des années étudiés et justifient l'intérêt de cet échantillon.

5.1.1. Individus

L'échantillon de données en panel se compose de vingt-trois pays du continent européen sur une période de vingt-deux années. De nombreuses études empiriques sur le biais domestique ont été réalisées sur les investisseurs américains (Ahearne et al., 2004 ; Cooper et Kaplanis, 1994) car les Etats-Unis représentent 46% du marché mondial d'actions uniquement avec la Bourse de New-York et du NASDAQ (Ali, 2020). Notre recherche vise le marché européen qui a été moins étudié dans la littérature, face au géant américain. De plus, c'est la diversité du continent qui enrichit le questionnement sur le biais domestique. En effet, bien que proches géographiquement, les pays choisis sont très différents en termes de développement économique, de stabilité financière, de culture, de système légal et politique, de niveau d'éducation, de langages, etc. Ces facteurs d'hétérogénéité sur un même continent sont des possibles explications de différences de niveau de biais domestique entre les pays étudiés.

Les pays de l'échantillon sont les suivants : Allemagne, Autriche, Belgique, Bulgarie, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Italie, Norvège, Pays-Bas, Pologne, Portugal, République tchèque, Roumanie, Royaume-Uni, Slovaquie, Slovénie, Suède, Suisse. Le Luxembourg et l'Irlande ont été rejetés de l'analyse car ces pays sont considérés comme des centres financiers majeurs, présentant une série d'avantages fiscaux et dès lors, presque l'entièreté des actifs domestiques sont détenus par des investisseurs étrangers (Banque Centrale Européenne, 2020). De ce fait, l'étude du biais domestique n'est pas pertinente dans ces deux pays.

5.1.2. Période

Un des objectifs principaux de ce mémoire est de vérifier la pertinence des explications du biais domestique les plus évoquées dans la littérature en les testant sur une longue période de temps. La disponibilité des données nous limite à l'étude d'une période de vingt-deux années, de 1998 à 2019 avec une donnée agrégée par an. Cet échantillon contient des événements importants dont l'impact sur le biais domestique sera étudié : la création de l'Union Européenne et son union monétaire, la crise des *subprimes*, la crise des dettes souveraines, le développement de certaines économies et l'afflux de nouvelles régulations financières, entre autres.

Dans les sections suivantes, nous identifions plus précisément les périodes de chocs financiers et en décrivons la nature.

5.1.3. Chocs financiers

Identification

Un des objectifs de ce travail est d'étudier l'impact des chocs financiers sur le biais domestique. Dès lors, pour déterminer de manière objective les périodes de chocs financiers de notre échantillon, nous utilisons la méthode de Habib et Straca (2015). Pour le marché européen, nous choisissons l'indice Eurostoxx50 et la mesure de volatilité de celui-ci, le VIX ou Vstoxx50. Les chutes importantes de l'indice qui coïncident avec des hausses de la volatilité indiquent que le marché a subi un choc. Grâce à l'analyse des cours de l'Eurostoxx50 et de son VIX (L'Echo 2021, Figure 3), nous définissons les périodes suivantes comme des périodes de crise :

- Eclatement de la bulle des valeurs technologiques : octobre 2002 à avril 2003.
- Crise des *Subprimes* : juillet 2008 à juin 2009.
- Crise des dettes souveraines : juin 2011 à août 2012.
- Choc : août 2015 à février 2016.
- Pandémie mondiale : mars 2020 à août 2020.

Caractéristiques

Il est important de déterminer la nature de ces chocs boursiers. Leurs caractéristiques peuvent impacter différemment le comportement des investisseurs concernant la diversification internationale de leur portefeuille d'actions. En effet, nous étudions ces crises comme des possibles effets déclencheurs d'un apprentissage des investisseurs face au biais domestique de leur portefeuille d'investissement.

Eclatement de la bulle des valeurs technologiques : octobre 2002 à avril 2003.

Les années 1990 ont connu d'impressionnantes avancées technologiques. La plus grande est sans aucun doute le début de la commercialisation de l'Internet. Des startups ont vu le jour à foison sur les bourses, financées par du capital à risque⁵. La bulle sur les marchés boursiers composée de ces valeurs technologiques a été nourrie par la pure spéculation des investisseurs qui ont laissés de côté les mesures traditionnelles d'évaluation d'une entreprise avant d'y investir, comme l'analyse des bilans. En effet, les investisseurs se sont plus fiés aux entreprises favorisant l'image de marque et la croissance rapide qu'à celles connues pour leur stabilité financière et leur croissance à long terme. Au début de l'année 2000, certaines compagnies principales de cette niche ont placé de nombreux ordres de ventes sur leurs propres actions. Cela a créé la panique sur les marchés (Griffin et al., 2011). La bulle des valeurs technologiques a éclaté entre 2001 et 2002, le marché s'étant très vite transformé en marché baissier. Le Nasdaq100, représentant l'état du secteur technologique, a perdu 78% de sa valeur et il a fallu près de quinze années avant que cet indice ne revienne à sa valeur. L'origine de cette bulle était située aux Etats-Unis mais son éclatement a impacté les autres places boursières mondiales, dont l'Europe, comme le suggère la chute du Stoxx50 en 2002.

Crise des *subprimes* : juillet 2008 à juin 2009.

La crise financière de 2008 est considérée comme la pire crise financière depuis la Grande Dépression des années 1930 et est connue sous le nom de « Grande Récession ». Elle a commencé aux États-Unis avec l'annonce de BNP Paribas qu'elle clôturait ses activités dans trois fonds spéculatifs spécialisés dans la dette hypothécaire américaine (d'où le nom « crise des *subprimes* », « *subprime mortgage* » signifiant en français « prêt hypothécaire à risque »). Les américains étaient particulièrement endettés sur le plan hypothécaire. Les prix de l'immobilier ont brusquement chuté. La crise a vite gagné les institutions et les marchés

⁵Connu en anglaise sous le nom de « *venture capital* » [Traduction Libre].

financiers. Un an plus tard aux Etats-Unis, en septembre 2008, la banque Lehman Brothers a fait faillite. En l'espace d'un mois, l'effet domino s'est enclenché et le système financier mondial fut compromis, les gouvernements devant injecter des liquidités en masse dans leurs banques pour éviter qu'elles ne s'effondrent. Plus précisément en Europe, la crise a affecté gravement l'économie à cause de la mondialisation et de l'intégration des marchés, comme la figure 4 en annexe le montre avec la chute du PIB réel en 2008 et 2009 (CEIC, 2018). Tous les pays du Vieux Continent ont été touchés par la crise, mais à des degrés différents dépendants de leur stabilité économique originelle et de leurs implications dans les bulles de l'immobilier. En 2011, après une analyse de cette crise en profondeur, la Commission d'enquête sur la crise financière (2011) a déclaré que d'immenses défaillances dans le système de gouvernance des établissements financiers et dans leur gestion du risque étaient la cause de l'effondrement du système financier mondial. De plus, les gouvernements ont mal répondu à la crise (Artus, 2011) et ont provoqué l'incertitude des investisseurs (Commission d'enquête sur la crise financière, 2011). Par conséquent, le rapport d'enquête de la Commission (2011) a entraîné une longue série de régulations concernant la solidification et la supervision des institutions financières.

Crise des dettes souveraines : juin 2011 à août 2012.

La crise des *subprimes* de 2008 est à l'origine des problèmes des dettes d'États de la crise de 2012. En 2008, la santé des institutions financières est devenue périlleuse. Par le principe macroéconomique « *Too big to fail* » (Moeninghoff et Wieandt, 2011), les Etats ont été forcés de racheter les parts des banques de taille systémique en faillite pour les sauver et empêcher un effet domino sur l'ensemble de l'économie. De plus, les États et la Banque Centrale européenne ont mis en place des plans de relance. Ces derniers, accompagnés du sauvetage des banques, ont engendré un immense déficit public. La reprise espérée n'a pas vu le jour. Par conséquent, la dette a encore augmenté en Europe et les acteurs économiques ont perdu confiance : le doute et la panique s'installe sur les marchés. La Grèce démontre l'insoutenabilité de la dette dès 2010 en demandant de l'aide aux autres États de l'Union et au Fonds Monétaire International. Au cours de l'année, les autres économies plus faibles de l'Europe ont suivi la chute de la Grèce, comme le Portugal, l'Irlande, l'Espagne ou l'Italie. Les plans de relance insuffisants ont empiré encore la situation des déficits publics. Ces pays ont dû faire appel au soutien d'institutions financières tierces : la Commission Européenne, la Banque Centrale Européenne et le Fonds Monétaire International. En 2011, le phénomène de contagion a emporté l'Europe et a été défini comme la crise des dettes souveraines.

Choc : août 2015 à février 2016.

En été 2015, les bourses chinoises ont montré quelques signes de faiblesses qui provenaient de l'incertitude de croissance du pays. L'indice d'activité des entreprises s'est contracté et a nourri la peur des investisseurs. En octobre 2015, la Banque populaire de Chine baissait pour la sixième fois de l'année ses taux directeurs. Les inquiétudes face à cette faiblesse de la deuxième place boursière mondiale ont gagné les marchés européens. Les stratégies du gouvernement chinois pour redresser l'économie n'ont pas apporté l'effet escompté. Face à l'instabilité, les autorités ont décidé d'adopter une nouvelle loi pour limiter la volatilité sur ses marchés. Le jour même de la mise en vigueur de cette réglementation, le 4 janvier 2016, les bourses de Shenzhen et Shanghai ont dû fermer temporairement car les cours avaient atteint le premier plancher de -5%. A la réouverture, ils sont descendus encore jusque -6,9% (Le Monde, 2016). Dans la suite des événements, la bourse de Tokyo a enregistré à son tour des chutes importantes. L'angoisse des investisseurs s'est propagée jusqu'en Europe.

Pandémie mondiale : Mars 2020 à août 2020.

En mars 2020, les bourses du monde entier ont chuté brutalement suite à la panique provoquée par la propagation du nouveau virus Covid-19 et des mesures radicales prises par les gouvernements pour lutter contre celui-ci. En Europe, les entreprises ont été à l'arrêt pendant plusieurs semaines dans le monde entier. Les investisseurs et les marchés ont été déboussolés sans perspective d'amélioration de la situation à court terme. À l'approche de l'été, les marchés ont repris confiance, voyant les cas de contamination maintenus au plus bas et les économies reprendre vie petit à petit. L'élection du Président américain Joe Biden et des promesses de vaccins plus tard dans l'année 2020 ont donné aux marchés des perspectives d'avenir encourageantes. Cependant, il est évident que les retombées économiques seront importantes car les états ont engendrés des dépenses colossales : matériel médical, soutiens aux entreprises, chômage temporaire, ...

5.2. Variables

Dans cette section, nous décrivons les différentes variables choisies comme approximations des hypothèses de travail. Les sources, la construction et les éventuelles limites de chacune d'entre elles seront détaillées.

5.2.1. Variable dépendante : Sources, construction et limitations

Au chapitre 2, le biais domestique a été défini comme la surpondération des actifs nationaux dans un portefeuille par rapport à un benchmark choisi. Il existe plusieurs benchmarks qui déterminent les poids idéaux théoriquement des actifs. Le plus connu est basé sur l'*International Capital Asset Pricing Model* et, bien que ce modèle repose sur des hypothèses fortes, pas toujours semblables à la réalité, Mishra (2015) a reconnu sa facilité d'utilisation dans des analyses quantitatives et sa validité pour la majorité de ses recherches. Pour ces raisons, nous décidons d'utiliser ce benchmark pour déterminer le biais domestique des pays de notre échantillon de 1998 à 2019.

Si l'on suit l'*ICAPM*, Amadi (2004) résume que les investisseurs doivent diversifier leur portefeuille en tenant compte de la part de la capitalisation boursière des pays dans la capitalisation mondiale. La part d'actions d'un investisseur résidant dans un pays i qui doit être investie dans un pays j (I_j^*) est le rapport entre la capitalisation boursière du pays j et la capitalisation boursière mondiale.

Équation 1 :
$$I_j^* = \frac{CB_j}{CB_{Monde}} \quad \text{CB} = \text{« Capitalisation Boursière »}$$

De la même façon, si $i = j$, ce ratio impose la part d'actifs que les investisseurs d'un pays i doivent accorder aux actions de ce pays i . Les investissements nationaux supérieur à ce ratio sont alors définis comme le biais domestique des investisseurs.

Par conséquent, comme le biais domestique est la déviation des poids optimaux d'allocation géographique définis par le *ICAPM*, il peut être calculé pour un pays i à une année t par la formule suivante (Cœurdaçier et Rey, 2012 ; Mishra, 2015 ; Mukherjee et al., 2018 ; Othmani et al., 2014 ; Riff et Yagil, 2016 ;) :

Équation 2 :

$$BD_{i,t} = 1 - \frac{\text{Part des actions étrangères dans le portefeuille d'actions}_{i,t}}{\text{Part des actions étrangères dans le portefeuille mondial accessible}_{i,t}}$$

L'équation 2 peut se réécrire :

Équation 3 :

$$BD_{i,t} = 1 - \frac{\text{Cap. Actions étrangères}_{i,t}}{\text{Cap. Portefeuille total d'actions}_{i,t}} \quad (1)$$
$$\frac{CB_{Monde-i,t}}{CB_{Monde,t}} \quad (2)$$
$$\frac{CB_{Monde-i,t}}{CB_{Monde,t}} \quad (3)$$
$$\frac{CB_{Monde-i,t}}{CB_{Monde,t}} \quad (4)$$

(1) Capitalisation boursière de l'ensemble des actions étrangères détenues par le pays i à l'année t .

(2) Capitalisation boursière du portefeuille total d'actions du pays i (l'agrégation des portefeuilles de tous les investisseurs du pays i).

Ceci est égal, pour une année t , à :

(2a) la capitalisation des actions nationales du pays i .

- (2b) la capitalisation des actions nationales détenues par des pays étrangers.

+ (2c) la capitalisation des actions étrangères détenues par le pays i .

(3) Capitalisation boursière du marché d'actions mondial moins la capitalisation des actions nationales du pays i .

(4) Capitalisation boursière du marché d'actions mondial.

Si la part des actions étrangères détenues par un pays i correspond au poids que ces actions étrangères représentent dans le marché mondial, alors le second terme de la formule sera égal à 1 et le biais domestique à 0 car il n'y a pas de déviation du benchmark dans l'allocation des actifs. En résumé, plus la mesure ci-dessus s'approche de 1, plus les investisseurs du pays i accordent une préférence excessive aux titres nationaux.

Sources des données :

(1) Pour les années 2000 à 2019 : « *International Monetary Fund : Coordinated Portfolio Investment Survey (CPIS)*⁶ ». Cette base de données est très souvent utilisée dans la littérature pour sa large couverture dans le temps et dans la géographie. Cependant nous pouvons citer quelques limites à cette base de données. Premièrement, la participation à l'enquête est volontaire, toutes les données ne sont pas disponibles. Deuxièmement, certains membres refusent de divulguer la valeur de leurs avoirs étrangers lorsqu'ils estiment que l'anonymat des

⁶ « Fonds Monétaire International : Enquête coordonnée internationale de portefeuille » [Traduction libre]. La table 11 « Répartition géographique de l'actif total des investissements de portefeuille (Actions) » est utilisée. Les montants sont exprimés en dollar américain actuel, cette unité sera l'unité utilisée pour les autres données nécessaires au calcul du biais domestique.

investisseurs est en jeu. Troisièmement, dans tous les cas où la valeur en dollars est égale ou inférieure à 500 000 USD, un zéro est indiqué.

Pour les années 1998 à 2000, nous utilisons les données calculées par Milesi-Ferreti et Lane (2007) dans une étude publiée par le Fond Monétaire International : “*The external wealth of nations mark II : Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004*”.

(2) = (2a)–(2b)+(2c). Les sources de ces éléments sont :

(2a) Banque Mondiale et Thomson Reuters.

(2b) et (2c) IMF : *Coordinated Portfolio International Survey* et base de données de Lane et Milesi-Ferreti (2007).

(3) et (4) Le CAPM nous sert ici de benchmark pour les poids des investissements dans chaque pays du portefeuille optimal. Les données pour le benchmark proviennent de la Banque Mondiale et sont complétées par la base de données de Thomson Reuters. Thomson Reuters fournit la capitalisation boursière d’un indice représentatif du marché d’un pays. La concordance de ce proxy à travers le temps avec les données de capitalisation fournies par la Banque Mondiale a été vérifiée pour de nombreux pays dont l’ensemble des données étaient disponibles. Les données de Thomson Reuters semblent suivre de près celles de la Banque Mondiale, après la conversion de la capitalisation de l’indice donné en monnaie domestique en dollar actuel. Seulement dix pays sur les vingt-trois de l’échantillon ont été complétés par des données Reuters pour certaines années antérieures à 2007.

5.2.2. Variables indépendantes : Sources, construction et limites

La table 2 dresse la liste de nos hypothèses et les variables indépendantes qui les mesurent, que nous utiliserons dans nos analyses quantitatives. Nous détaillons la source, la construction et les limites de chaque variable indépendante dans cette section.

Barrières directes à l’investissement - Libéralisation financière

Nous décidons de mesurer le niveau de libéralisation financière d’un pays par l’indice « *Chinn and Ito Capital Openness*⁷ (*KA_OPEN*) ». Il est le résultat d’une analyse en composantes principales sur les variables relatives aux restrictions de transactions financières internationales. Ces dernières sont présentées par le Fonds Monétaire International dans son rapport intitulé « *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*⁸ (*AREAER*) ». Il varie

⁷ « Indice d’ouverture des capitaux de Chinn et Ito » [Traduction libre].

⁸ « Rapport annuel sur les accords et les restrictions de change » [Traduction libre].

entre 0 et 1 : 0 représente les pays les moins ‘ouverts’ sur le plan financier et 1 les pays avec la plus grande libéralisation financière.

L’hypothèse 1 suggère que, plus l’indice Chinn et Ito augmente, plus le biais domestique diminue, car les barrières directes à l’investissement étrangers sont presque inexistantes.

Table 2 : Résumé des variables indépendantes et leurs hypothèses.

	Explications du Biais Domestique	Approximations - Variables Indépendantes	Abréviations	Relations présumées des VI avec le BD
H1	Barrières directes à l'investissement	Indice Chinn et Ito (<i>KAOPEN</i>) - Libéralisation financière	LIBFI	Négative
H2	Asymétrie de l'information et familiarité	Distance géographique	DIST	Positive
H3	Asymétrie de l'information	Nombre d'utilisateurs de l'Internet	INT	Négative
H4	Risque de taux de change	Appartenance à l'union monétaire européenne	EMU	Négative
H5	Niveau de gouvernance et réglementations	<i>Regulatory Quality Indicator</i> ⁹ (<i>Worldwide Governance Indicators</i>) ¹⁰	RQ	Positive
H6	Concentration du marché domestique	Indice Herfindahl-Hirschmann	HH	Négative
H7	Taille du marché financier	Capitalisation du marché d'actions domestiques	MKTCAP	Positive
H8	Crise financière	Indice de volatilité (VIX) de l'Eurostoxx50	CRI	Positive
H9	Effet d'apprentissage	$BD_{i,(t-1)}$	$BD_{(t-1)}$	Négative
H10	Disparités Nord-Ouest versus Sud-Est	Variables LIBFI et RQ dans l'ACP	/	/

Source : Notre construction.

Asymétrie de l’information et familiarité - Distance géographique

La distance géographique est une mesure de nature bipartite, ce qui ne correspond pas à la forme de notre modèle. Nous décidons dès lors de construire une mesure qui reflète l’éloignement géographique, suivant la méthode de Cooper et al. (2012). D’abord, pour chaque pays, nous calculons les distances à vol d’oiseau (Atlas mondial) entre la capitale et les lieux des dix plus grandes bourses d’actions actuelles (en termes de capitalisation boursière) (Ali, 2020) (voir en

⁹ « Indicateur de qualité des réglementations » [Traduction Libre].

¹⁰ « Indicateurs mondiaux de gouvernance » [Traduction Libre].

annexe la table 3). Notons que Portes et Rey (2005) ont également étudié les distances à partir des centres financiers de chaque pays et qu'ils sont arrivés aux mêmes résultats qu'en utilisant les capitales. Ensuite, nous faisons la moyenne de ces distances, pondérée par le poids des bourses dans le marché boursier mondial (les dix premières places boursières représentent 74,2% du marché mondial à elles seules). Enfin, nous prenons le logarithme de cette moyenne pour une remise à l'échelle de l'unité de mesure. Avec cette construction, la variable devrait être plus importante lorsqu'elle est plus éloignée des bourses d'actions principales.

L'hypothèse 2 suggère que plus un pays est géographiquement éloigné de ces bourses, plus son biais domestique augmente.

Asymétrie de l'information - Utilisation de l'Internet

Cette variable représente le pourcentage de la population d'un pays qui utilise l'Internet. Les données proviennent des Indicateurs de Développement Mondial de la Banque Mondiale. Amadi (2004) a utilisé la même variable dans sa recherche sur le biais domestique.

L'hypothèse 3 suggère que plus le nombre d'utilisateurs de l'Internet d'un pays augmente, plus son biais domestique diminue.

Risque de taux de change - Appartenance à l'union monétaire européenne

Nous créons une variable binaire qui prend, pour chaque année, la valeur 1 si le pays concerné appartient à l'union monétaire européenne, ou la valeur 0 sinon.

L'hypothèse 4 suggère que si un pays appartient à une union monétaire, son biais domestique diminue.

Niveau de gouvernance et réglementations domestiques - Qualité des réglementations et de leur application

Nous créons cette variable grâce aux indicateurs de la Banque Mondiale « *Worldwide Governance Indicators*¹¹ ». Ils sont au nombre de six mais nous n'utiliserons que l'indicateur « *Regulatory Quality*¹² » qui saisit la capacité d'un gouvernement à proposer et mettre en œuvre des réglementations pour le développement des entreprises privées. Si ces dernières sont encouragées et soutenues dans leur développement, leurs actions ont plus de probabilité de prendre de la valeur. Par conséquent, les investisseurs dans des pays où l'indicateur de qualité des réglementations est élevé sera plus tenté d'investir dans des actions domestiques

¹¹ « Indicateurs mondiaux de gouvernance » [Traduction libre].

¹² « Qualité des réglementations » [Traduction libre].

qu'internationales et donc augmentera son biais domestique. C'est ce que l'hypothèse 5 suggère.

Concentration du marché domestique - Indice Herfindahl-Hirschman

Cet indice est le plus utilisé pour calculer un coefficient de concentration des industries dans un pays donné. Il est défini comme la somme des carrés des parts de marchés des entreprises du pays étudié. L'indice peut varier entre 0 et 10 000 : entre 0 et 1 500, le marché est considéré comme peu concentré, entre 1 500 et 2 500, modérément concentré et, au-delà de 2 500, fortement concentré. Les données proviennent de la Banque Mondiale et sont exprimées en pourcentage (100% = coefficient de 10 000 et représente un pays très concentré, 25% et 15% sont les deux autres seuils). L'hypothèse 6 suggère que plus un pays présente une concentration d'industries, plus son biais domestique diminue.

Taille du marché financier – Part de la capitalisation du marché d'actions domestiques

Pour mesurer la taille d'un marché financier, nous calculons le logarithme de la part de marché d'un pays i dans la capitalisation du marché mondial. Les données proviennent de la Banque Mondiale et Thomson Reuters. L'hypothèse 7 suggère que plus la capitalisation de marché d'un pays augmente, plus son biais domestique augmente.

Crise financière - Indice de volatilité (VIX) de l'Eurostoxx50

Nous utilisons l'indice de volatilité (VIX) de l'Eurostoxx50 ("STOXX 50 Volatility VSTOXX EUR Taux historiques - Investing.com," n.d.). Il est plus élevé pendant les périodes de crise, ce qui nous a permis de les identifier. Nous avons établi une moyenne de son cours par année. L'hypothèse 8 suggère que plus cet indice est élevé, c'est-à-dire indiquant une période de choc financier, plus le biais domestique est élevé. Les données ne sont pas disponibles pour l'année 1998. Nous pourrions aussi utiliser une variable binaire qui prend la valeur 1 pour les années de crise et la valeur 0 sinon. Mais c'est une solution très rigide qui mènerait à l'augmentation du nombre de paramètres à estimer.

Effet d'apprentissage – $BD_{i,(t-1)}$

Pour mesurer l'effet d'apprentissage des investisseurs concernant leur propre biais domestique, nous utilisons comme variable indépendante le biais domestique de ce pays i à l'année $t-1$. L'idée sous-jacente est que les investisseurs ayant un biais domestique élevé à l'année $(t-1)$ risquent d'obtenir un rendement moins élevé et d'essuyer des pertes en cas de chocs boursiers. Les

opportunités manquées de rendement par la diversification internationale et surtout le risque plus élevé du portefeuille de cet investisseur vont peut-être l'encourager à remettre en question l'allocation de ses actifs à l'année t .

Ce type de variable, $BD_{i,(t-1)}$, est appelée « variable retardée » ou « décalée ». Elle induit automatiquement un modèle autorégressif, autrement appelé « modèle dynamique ». L'hypothèse 9 suggère que le biais domestique d'une année t dépend du biais domestique du même investisseur les années précédentes. Nous présumons également que, plus le biais domestique passé est élevé, plus le biais domestique futur a des chances de diminuer.

Disparités entre les régions Nord et Ouest versus Sud et Est de l'Europe

L'existence de différences d'explications du biais domestique entre les régions du continent européen est vérifiée à l'aide des variables indépendantes LIBFI et RQ, vu notre hypothèse 10.

Les limites de toutes ces variables résident principalement dans leur pouvoir de représentation des explications du biais domestique provenant de la littérature. Il est difficile de construire des variables qui capturent toutes les dimensions et subtilités des arguments complexes du biais proposés par les chercheurs. Nous avons pris le parti de choisir les variables les plus souvent utilisées par les auteurs pour vérifier leur pertinence sur une longue période de temps dans notre recherche.

Ce chapitre clôture la description complète de notre échantillon de données. Le chapitre suivant décrit la construction des modèles empiriques avec ces données qui permettent de vérifier nos hypothèses.

6. Modèles empiriques

Dans ce chapitre, les modèles utilisés pour atteindre les objectifs de la recherche sont présentés en détail ainsi que le raisonnement statistique qui a mené à leur élaboration. D’abord nous examinerons la structure de nos variables, dépendante et indépendantes, au moyen des mesures de statistique descriptive. Ensuite, nous proposerons trois groupes de régressions selon les variables indépendantes qui les composent. Les résultats de ces régressions permettront de répondre aux hypothèses 1 à 9 (voir en annexe la table 2). Enfin, pour compléter ces résultats et l’inférence statistique qui s’y rapporte et pour vérifier l’hypothèse 10, plusieurs analyses en composantes principales sont également utiles.

6.1. Statistiques descriptives

La table 4 illustre le résumé des statistiques descriptives des variables que nous utilisons dans nos analyses quantitatives. Ces mesures nous permettent d’avoir une idée de la structure de nos variables et de notre échantillon dans son ensemble.

Table 4 : Statistiques descriptives.

Caractéristiques de l’échantillon constitué de 21 pays de l’Europe sur une période de 1998 à 2019. Les détails de cet échantillon sont expliqués au chapitre 4. La signification et la construction des variables sont expliquées au chapitre 5.

	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum	Ecart-type σ	<i>Within</i> σ	<i>Between</i> σ	Observations
BD^p	63,0130	60,5890	4,8260	100,0000	23,2710	13,6140	19,5140	484
LIBFI^p	90,4100	100,0000	16,4960	100,0000	20,9900	14,4640	15,8550	484
DIST	3,6854	3,6870	3,6153	3,7484	0,0291	0,0000	0,0298	484
INT^p	59,2710	65,7050	1,8450	98,0460	27,2640	23,5980	14,8400	484
EMU	0,4793	0,0000	0,0000	1,0000	0,5001	0,2182	0,4624	484
RQ	1,2133	1,2136	-0,1088	2,0980	0,4625	0,1608	0,4448	484
HH^p	7,5516	7,1794	3,3345	18,7470	2,9193	1,4106	2,6305	484
CRI	23,5800	24,3530	14,1990	37,1560	6,5956	6,7512	0,0000	462
MKTCAP	-5,8455	-5,6134	-12,6970	-2,1585	2,0873	0,5712	2,0564	484

« p » indique que les variables sont exprimées en pourcent.

« σ » est le symbole de l’écart-type.

« *Within* σ » mesure l’écart-type au sein de chaque groupe d’individus, autrement dit dans une dimension intra-individuelle. Ici, il s’agit de la fluctuation d’une variable au fil des années pour un même pays.

« *Between* σ » mesure l’écart-type entre les groupes d’individus, autrement dit dans une dimension inter-individuelle. Ici, il s’agit de la fluctuation d’une variable entre les pays.

Source : Gretl avec notre base de données d’échantillon.

Le biais domestique varie entre 4,8 et 100%. Cette large fourchette prouve la diversité de l'échantillon. L'écart-type élevé (23) de cette variable confirme également son caractère très hétérogène. Le biais domestique fluctue plus entre les pays (*Between* σ) qu'entre les périodes de temps (*Within* σ). Le biais domestique montre une moyenne de 63% pour l'ensemble de l'échantillon.

La variable LIBFI est également très hétérogène. En effet, elle fluctue entre 16 et 100% et a un écart-type de 21. Cependant la moyenne s'élève à 90% et prouve que les pays européens sont en général assez libres, financièrement parlant.

La variable de « distance géographique » permet simplement de déterminer si un pays est plus éloigné des dix premières places boursières du monde par rapport à un autre. Sans étonnement, son faible écart-type nous indique que les données sont peu dispersées. En effet, les pays étant tous situés sur le même continent et les moyennes pondérées des distances ayant été remises à échelle avec un logarithme, il était prévisible que cette variable ne soit pas très hétérogène.

Le pourcentage de population utilisant l'Internet en Europe de 1998 à 2019 est en moyenne de 68%. Il existe toutefois de grandes disparités sur le continent car la variable INT a pour minimum 1,8% (en 1998, en Bulgarie) et s'élève au maximum à 98% (en 2019, au Danemark). L'écart-type « *within* » plus élevé que le « *between* » montre que ces disparités sont d'avantage présentes dans une dimension intra-individuelle c'est-à-dire au sein d'un même groupe de pays. Cela signifie que l'accès à l'Internet a fortement augmenté entre 1998 et 2019 en Europe, même si cela s'est effectué à des vitesses différentes dans chaque pays (l'écart-type « *between* » s'élevant tout de même à 14). Cette analyse est tout à fait logique quand on pense que le Web comme nous le connaissons apparaissait dans les années 1990 dans les cybercafés des pays les plus développés d'Europe.

La variable EMU étant une variable binaire d'appartenance à l'union monétaire européenne, ses statistiques descriptives n'ont pas beaucoup d'intérêt. Nous savons déjà que 12 des 22 pays de l'échantillon appartiennent à l'union monétaire européenne en 2019. Les premiers pays faisant partie de notre échantillon à avoir adopté l'euro (et donc pour qui la variable EMU prend la valeur 1) en 1999 étaient la Belgique, l'Allemagne, l'Espagne, la France, l'Italie, les Pays-Bas, l'Autriche, le Portugal et la Finlande. La Grèce les a rejoint en 2001, suivie de la Slovénie en 2007 et de la Slovaquie en 2009.

Le coefficient de qualité des réglementations est en moyenne de 1,21 pour l'ensemble de l'échantillon. Il varie normalement entre -2,5 et 2,5. Dès lors, cette moyenne prouve que les pays étudiés ont en général une gouvernance de bonne qualité. Cependant, les variations de cette variable sont importantes au sein de l'échantillon et s'effectuent principalement entre les

pays (*Between* σ). A titre d'exemple, la Roumanie n'obtient un coefficient que de -0,11 en 1998 et 0,46 à la fin de la période, en 2019, alors que les coefficients respectifs des Pays-Bas sont de 1,93 et 2,02.

Le coefficient de concentration des marchés de l'échantillon atteint son maximum à 18,75%, pour la République tchèque en 1999. Cela signifie qu'à cette date, le marché tchèque était modérément concentré. Cependant, le coefficient Herfindahl-Hirschmann moyen de l'échantillon est de 7,55% et laisse à penser qu'en général les pays étudiés sont faiblement concentrés.

La variable CRI est le cours moyen de l'indice de volatilité de l'Eurostoxx50. Elle varie entre 14,2 et 37,16 et son hétérogénéité réside seulement entre les années étudiées (*Between* σ est égal à 0), étant donné que les données annuelles sont les mêmes pour tous les pays.

La variable MKTCAP représentant la taille du marché d'actions domestiques est également très hétérogène dans notre échantillon. Ce sont principalement les pays entre eux qui ont des tailles de marché très différentes, l'écart-type « *between* » étant plus élevé que le « *within* ».

La table 5 présente les coefficients de corrélation de Pearson entre les variables indépendantes qui seront utilisées dans nos analyses quantitatives. Ces coefficients mesurent le degré de relation linéaire, ou ce qu'on appelle plus communément le degré de co-mouvement, qui existe entre deux variables. Il est situé entre -1 et 1. Ces deux extrêmes représentent une corrélation parfaite entre deux variables : elles fluctuent exactement dans les mêmes proportions et, soit dans la même direction si le coefficient est 1, soit dans des directions contraires si le coefficient est -1.

Table 5 : Matrice des corrélations (Pearson).

	LIBFI	DIST	INT	EMU	RQ	HH	CRI	MKTCAP
LIBFI	1,0000							
DIST	-0,3148	1,0000						
INT	0,4693	-0,4344	1,0000					
EMU	0,2858	0,0790	0,1247	1,0000				
RQ	0,5040	-0,7621	0,4784	0,0439	1,0000			
HH	-0,3995	0,0434	-0,3423	-0,2325	-0,1397	1,0000		
CRI	-0,0975	0,0000	-0,3090	-0,0185	0,0175	0,1067	1,0000	
MKTCAP	0,6107	-0,6013	0,3288	0,2594	-0,4170	-0,4170	-0,0217	1,0000

Source : Gretl avec notre base de données d'échantillon.

L'avis de Cooper et al. (2012) est qu'une corrélation supérieure à 0,5 (ou inférieure à -0,5) entre des variables indépendantes est élevée et pourrait poser des problèmes de significativité dans une régression. Dans notre matrice, ce seuil est dépassé pour quatre relations : RQ et LIBFI, RQ et DIST, MKTCAP et LIBFI et MKTCAP et DIST. Cela signifie que le niveau de gouvernance d'un pays a une forte tendance à augmenter ou à diminuer en même temps que le niveau de libéralisation financière et de la proximité des places boursières importantes (donc à l'inverse de la variable DIST qui en mesure l'éloignement), et réciproquement. De la même façon, la taille d'un marché d'actions varie aussi avec le degré de libéralisation financière et varie inversement avec la distance géographique d'éloignement des places boursières importantes.

Vu ces coefficients de corrélation élevés nous décidons de séparer tous les modèles de régressions que nous effectuerons en quatre régressions différentes contenant chacune une de ces quatre variables indépendantes : (1) LIBFI, (2) RQ, (3) MKTCAP et (4) DIST.

Cette matrice des corrélations a aussi de l'importance pour les analyses en composantes principales que nous réalisons dans le cadre du premier objectif de ce mémoire. En effet, ce type d'analyse repose sur la matrice de corrélations. Si tous les coefficients de corrélations étaient proches de 0, l'analyse n'aurait pas de sens.

6.2. Régressions sur panel

Dans cette section, nous posons d'abord les bases théoriques des régressions sur des données de panel : les modèles d'estimation possibles avec ce type de données et nos hypothèses statistiques préalables à l'élaboration de nos régressions. Ensuite, nous détaillerons la construction de nos régressions en panel : cela comprend les équations linéaires, les hypothèses et les tests statistiques pour le choix du modèle d'estimation.

Plus précisément, pour vérifier les hypothèses 1 à 9, nous proposons d'analyser trois groupes de régressions différents : le modèle de base, le modèle de chocs financiers et les modèles autorégressifs. Ils diffèrent par leurs équations qui comprennent des variables indépendantes différentes. Pour obtenir le modèle de chocs financiers, nous ajoutons la variable indépendante CRI au modèle de base. Pour les modèles autorégressifs, nous ajoutons la variable autorégressive du biais en tant que variable indépendante aux modèles de base et de chocs financiers. Chacun de ces modèles est un groupe de plusieurs régressions pour tenir compte des corrélations élevées entre les variables indépendantes LIBFI, RQ, MKTCAP et DIST que nous avons présentées dans la section précédente.

6.2.1. Principes de l'économétrie des panels

6.2.1.1. Modèles d'estimation de régression sur panel

L'équation généralisée d'une régression en panel s'écrit comme suit :

$$\text{Équation 4 :} \quad y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1,it} + \dots + \beta_k x_{k,it} + u_{it}$$

On note y pour désigner la variable dépendante et x_1, \dots, x_k les k variables indépendantes. Chacune de ces variables est déclinée pour chaque individu i à chaque année t . u_{it} désigne le résidu et peut être réécrit :

$$\text{Équation 5 :} \quad u_{it} = a_i + e_{it}$$

où a_i est un terme d'erreur lié à un individu i et constant dans le temps et e_{it} est un terme d'erreur aléatoire. Plus particulièrement, a_i peut être vu comme des effets inobservables dans le modèle qui sont liés aux individus, c'est-à-dire des variables indépendantes inobservables. La dépendance possible d'autres variables explicatives est le phénomène d'hétérogénéité inobservée.

Moindres Carrés Ordinaires

Une première méthode d'estimation de ce type de modèle est celle des Moindres Carrés Ordinaires groupés¹³ qui consiste à trouver les coefficients de la droite de régression qui minimise la somme des carrés des écarts entre chaque point (x,y) et cette droite. Dans le cadre de données en panel, cette méthode ignore complètement les dimensions temporelles et individuelles et effectue simplement une analyse "ligne par ligne" d'où le terme « groupé » ou « *pooled* » en anglais. Ce modèle requiert de nombreuses hypothèses et notamment celle qu'il n'y ait pas de corrélation entre les effets spécifiques individuels des variables inobservables (désignés par le terme a_i pour chaque individu i) et les variables indépendantes. Cette condition s'écrit, pour tout individu i , toute année t et toutes les variables indépendantes (x_1, \dots, x_k) :

$$\text{Équation 6 :} \quad \text{Cov}(x_{it}, a_i) = 0$$

Cette condition s'appelle l'exogénéité .

A contrario, les deux modèles d'estimation suivants reposent sur l'hypothèse d'endogénéité. Cette dernière suppose qu'il existe bel et bien une relation entre les variables indépendantes et les effets individuels non observables. Elle s'écrit pour tout individu i , toute année t et toutes les variables indépendantes (x_1, \dots, x_k) :

$$\text{Équation 7 :} \quad \text{Cov}(x_{it}, a_i) \neq 0$$

¹³ Plus connue sous le nom anglais « Pooled Ordinary Least Squares » [Traduction Libre].

Effets fixes

Ce modèle d'estimation suppose que les effets individuels des variables inobservées sont fixes dans le temps et se situe au niveau de la constante d'une régression (Park, 2011) : les droites de régressions auront des pentes similaires mais des interceptes différents pour chaque pays (chaque individu). Il existe deux méthodes pour gérer l'hétérogénéité inobservée dans une régression à effets fixes (Baltagi, 2005). La première est une méthode appelée « les variables dichotomiques », ou *Least Square Dummy Variable (LSDV)* en anglais, qui introduit une variable dichotomique par individu. La seconde méthode est un modèle « *Within* » qui centre les variables dépendantes et indépendantes, c'est-à-dire qui soustrait la moyenne de chacune de ses variables, et qui élimine la constante. L'équation devient :

$$\text{Équation 8 : } (y_{it} - \bar{y}_i) = \beta_1(x_{1,it} - \bar{x}_{1,i}) + \dots + \beta_k(x_{k,it} - \bar{x}_{k,i}) + (e_{it} - \bar{e}_i)$$

Si nous devons effectuer un modèle à effets fixes, nous préférons la méthode *LSDV* qui maintient l'estimation de la constante et présente un R^2 et des erreurs standards corrects, contrairement à l'estimateur *within* pour lequel ces valeurs sont biaisées.

Effets variables

Ce modèle d'estimation suppose que les effets individuels des variables indépendantes non-observées sont des variables aléatoires dans le temps. Ce modèle est en fait une combinaison des modèles MCO et « effets fixes ». A chaque période de temps, un de ces deux modèles est choisi en fonction de l'autocorrélation du terme d'erreur a_i .

6.2.1.2. Hypothèse préalable

Vu que nos données du biais domestique sont structurées en panel, elles comprennent une dimension temporelle et, par conséquent, il est utile de s'interroger sur la stationnarité de nos variables et plus particulièrement celle du biais domestique. Le concept de stationnarité suggère que la structure du processus qui détermine une variable reste la même dans le temps, sinon on parle de non-stationnarité. Dès lors, on définit une série temporelle, au sens faible, si ses propriétés statistiques (les deux premiers moments d'une variable aléatoire : espérance, variance, autocorrélation) restent les mêmes à travers le temps (Ambler, 2009). De la même façon, dans une régression, la distribution des paramètres suit une loi de Student lorsque les variables sont stationnaires et un mouvement Brownien (un mouvement aléatoire) dans le cas de non-stationnarité. Le concept de non-stationnarité devient important dans des macro-panels où la dimension temporelle est plus grande que la dimension individuelle. Autrement dit, si T

désigne le nombre de périodes étudiées et N le nombre d'individus, il est important de vérifier la stationnarité, ou non, des variables lorsque $T \gg N$ (Baltagi, 2005). Dans notre cas, T est égal à N (22), mais l'échantillon contient quand même une longue série temporelle (T=22). Nous effectuons le test de racine unitaire de Levin, Lin et Chu (LLC) (2002) pour le biais domestique dont l'hypothèse nulle est la non-stationnarité (Table 6 ci-après). Nous rejetons l'hypothèse nulle. De plus, nous effectuons un second test dont l'hypothèse nulle est la stationnarité du biais domestique pour chaque pays, le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) (1992). Nous ne rejetons pour aucun groupe d'individu l'hypothèse nulle pour ce test. Par conséquent, nous décidons de construire nos modèles de régression avec l'hypothèse que le biais domestique est stationnaire.

Table 6 : Tests de stationnarité du biais domestique.

Tests de Stationnarité du Biais Domestique					
	Coefficient	t-ratio	z-score	P - value ¹⁴	
Test LLC avec constante et $BD_{i(t-1)}$	-0,24015	-8,624	-3,46835	0,0003	RH0
Test KPSS avec $BD_{i(t-1)}$ et $BD_{i(t-2)}$	Pour tous les individus : Voir détails par individu en Annexe, Table 7			> 0,1	NRH0

Source : Gretl avec notre base de données.

6.2.2. Modèle de base

Le premier modèle de régression que nous construisons a pour but de vérifier la pertinence des explications du biais domestique les plus souvent évoquées dans la littérature, sur une longue période de temps, de 1998 à 2019. Nous voulons analyser la relation entre le biais domestique et l'utilisation de l'Internet, la participation à une union monétaire, la concentration des industries, la libéralisation financière, le niveau de gouvernance, la taille de marché et l'éloignement géographique des grandes places boursières. Voici l'équation du modèle de base :

$$\text{Équation 9 : } BD_{it} = c + \beta_1 INT_{it} + \beta_2 EMU_{it} + \beta_3 HH_{it} + \beta_4 LIBFI_{it} + \beta_5 RQ_{it} + \beta_6 MKTCAP_{it} + \beta_7 DIST_{it} + u_{it}$$

Pour éviter les problèmes de corrélations importantes, nous séparons ce modèle en quatre régressions différentes contenant chacune une de ces quatre variables indépendantes :(1) LIBFI,

¹⁴ « Valeur P » [Traduction Libre] mais le terme anglais est généralisé dans la littérature statistique de langue française.

(2) RQ, (3) MKTCAP et (4) DIST. L'analyse des résultats de ce modèle nous permettra de vérifier les hypothèses 1 à 7 (Voir en annexe la table 2) dans le chapitre 7.

6.2.2.1. MCO Groupés

Nous utilisons d'abord la méthode d'estimation des Moindres Carrés Ordinaires groupés. Comme expliqué précédemment, cette méthode repose sur plusieurs hypothèses qui doivent être validées pour que les estimations ne soient pas biaisées. Elles sont au nombre de six. La première condition est la linéarité du modèle et peut être vérifiée grâce aux graphiques des observations entre le biais domestique et chaque variable indépendante (Voir en annexe les figures 10 à 16). La seconde condition est l'absence de colinéarité entre les variables indépendantes et peut se vérifier grâce à la matrice de corrélation ou les facteurs d'inflation de la variance. La troisième condition est l'homoscédasticité des résidus, c'est-à-dire une variance constante des termes d'erreur. Elle se vérifie au moyen des tests de White (avec le Multiplicateur de Lagrange (LM)) et de Wald. Ce dernier teste l'homoscédasticité par groupe de données : dans notre cas, les *clusters*¹⁵ sont les individus étudiés, les pays européens, comprenant chacun 22 observations temporelles pour chaque variable indépendante. La quatrième condition est l'absence d'autocorrélation des résidus et se vérifie grâce au test de Durbin-Watson. La cinquième condition est que les variables indépendantes doivent être non stochastiques et prendre au moins deux valeurs distinctes. Au sens strict, cela signifie que pour chaque donnée de variable indépendante choisie, x_{it} , la donnée du biais domestique correspondante, y_{it} , est tirée aléatoirement dans la distribution conditionnelle $f(y_{it}|x_{k,it})$. C'est une simple commodité technique pour simplifier les écritures en enlevant la fonction conditionnelle de toutes les équations. La dernière condition est l'exogénéité dont nous avons déjà parlé dans la partie théorique des régressions sur panel. Elle sera testée plus tard avec le test de Hausman.

La table 8, à la page suivante, résume ces hypothèses, leurs tests et leurs résultats. On peut affirmer que les conditions d'homoscédasticité et de non-autocorrélation des résidus ne sont pas respectées. Par conséquent, la méthode d'estimation des MCO groupés est biaisée. Il était en effet fort probable que cette méthode ne convienne pas à notre modèle car elle ne prend pas en considération la diversité des individus étudiés ni la dimension temporelle et elle néglige les effets individuels non-observés qui pourraient exister (l'hétérogénéité non-observée). Nous

¹⁵ « Groupe » ou « Grappe » en français [Traduction Libre], le terme anglais est utilisé fréquemment en statistique.

allons donc à la section suivante inspecter si un modèle à effets fixes ou variables conviendrait mieux à notre analyse grâce au test de Hausman.

Table 8 : Vérification des hypothèses de la méthode d'estimation des MCO groupés.

Vérification des hypothèses du modèle MCO																																																													
<p>1) Linéarité OK</p> <p>(voir les figures 10 à 16)</p> <p>- Les relations entre la variable dépendante et les variables indépendantes ne présentent pas de caractère évident de non-linéarité.</p> <p>- Les variables indépendantes transformées au carré ou au cube ne sont pas statistiquement significatives pour expliquer la variable dépendante.</p>	<p>2) Non - Multicolinéarité OK</p> <p>- Matrice de corrélation (voir la table 6)</p> <p>- Facteurs d'inflation de la variance</p> <p>Les valeurs > 10 peuvent indiquer un problème de colinéarité.</p> <table border="1"> <tr> <td>LIBFI</td> <td>1,918</td> <td>OK</td> <td>RQ</td> <td>3,216</td> <td>OK</td> </tr> <tr> <td>DIST</td> <td>3,155</td> <td>OK</td> <td>HH</td> <td>1,540</td> <td>OK</td> </tr> <tr> <td>INT</td> <td>2,003</td> <td>OK</td> <td>CR</td> <td>1,164</td> <td>OK</td> </tr> <tr> <td>EMU</td> <td>1,219</td> <td>OK</td> <td>MKTCAP</td> <td>3,141</td> <td>OK</td> </tr> </table>	LIBFI	1,918	OK	RQ	3,216	OK	DIST	3,155	OK	HH	1,540	OK	INT	2,003	OK	CR	1,164	OK	EMU	1,219	OK	MKTCAP	3,141	OK																																				
LIBFI	1,918	OK	RQ	3,216	OK																																																								
DIST	3,155	OK	HH	1,540	OK																																																								
INT	2,003	OK	CR	1,164	OK																																																								
EMU	1,219	OK	MKTCAP	3,141	OK																																																								
<p>3) Homoscédasticité des résidus NOK</p> <p>- Test White</p> <p>H0 : Pas d'hétéroscedasticité.</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>LM</th> <th>P - value</th> <th></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>(1)</td> <td>19,5783</td> <td>0,10623700</td> <td>NRH0</td> </tr> <tr> <td>(2)</td> <td>56,1944</td> <td>2,49089E-07</td> <td>RH0</td> </tr> <tr> <td>(3)</td> <td>29,5703</td> <td>0,00542873</td> <td>RH0</td> </tr> <tr> <td>(4)</td> <td>55,992</td> <td>2,70414E-07</td> <td>RH0</td> </tr> </tbody> </table> <p>- Test Wald en cluster (test asymptotique)</p> <p>H0 : Les unités ont une variance d'erreur commune.</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Chi carré - statistique</th> <th>P - value</th> <th></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>(1)</td> <td>797,362</td> <td>2,0535E-154</td> <td>RH0</td> </tr> <tr> <td>(2)</td> <td>2317,2</td> <td>0</td> <td>RH0</td> </tr> <tr> <td>(3)</td> <td>1016,14</td> <td>7,1842E-201</td> <td>RH0</td> </tr> <tr> <td>(4)</td> <td>1382,76</td> <td>3,2407E-280</td> <td>RH0</td> </tr> </tbody> </table>		LM	P - value		(1)	19,5783	0,10623700	NRH0	(2)	56,1944	2,49089E-07	RH0	(3)	29,5703	0,00542873	RH0	(4)	55,992	2,70414E-07	RH0		Chi carré - statistique	P - value		(1)	797,362	2,0535E-154	RH0	(2)	2317,2	0	RH0	(3)	1016,14	7,1842E-201	RH0	(4)	1382,76	3,2407E-280	RH0	<p>4) Non - Autocorrélation des résidus NOK</p> <p>- Test Durbin-Watson</p> <p>H0 : Les résidus ne sont pas auto-corrélés.</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>D-B statistique</th> <th>P - value</th> <th></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>(1)</td> <td>0,163978</td> <td>"Très petite"</td> <td>RH0</td> </tr> <tr> <td>(2)</td> <td>0,207965</td> <td>"Très petite"</td> <td>RH0</td> </tr> <tr> <td>(3)</td> <td>0,179879</td> <td>"Très petite"</td> <td>RH0</td> </tr> <tr> <td>(4)</td> <td>0,187278</td> <td>"Très petite"</td> <td>RH0</td> </tr> </tbody> </table> <p>5) Variables indépendantes non-stochastiques OK</p> <p>Hypothèse pour commodité technique.</p> <p>6) Exogénéité NOK</p> <p>Voir la table 10 : Test Hausman.</p>		D-B statistique	P - value		(1)	0,163978	"Très petite"	RH0	(2)	0,207965	"Très petite"	RH0	(3)	0,179879	"Très petite"	RH0	(4)	0,187278	"Très petite"	RH0
	LM	P - value																																																											
(1)	19,5783	0,10623700	NRH0																																																										
(2)	56,1944	2,49089E-07	RH0																																																										
(3)	29,5703	0,00542873	RH0																																																										
(4)	55,992	2,70414E-07	RH0																																																										
	Chi carré - statistique	P - value																																																											
(1)	797,362	2,0535E-154	RH0																																																										
(2)	2317,2	0	RH0																																																										
(3)	1016,14	7,1842E-201	RH0																																																										
(4)	1382,76	3,2407E-280	RH0																																																										
	D-B statistique	P - value																																																											
(1)	0,163978	"Très petite"	RH0																																																										
(2)	0,207965	"Très petite"	RH0																																																										
(3)	0,179879	"Très petite"	RH0																																																										
(4)	0,187278	"Très petite"	RH0																																																										

Source : Gretl avec notre base de donnée.

6.2.2.2. Effets Fixes

Pour déterminer si les effets individuels des variables non-observées (terme d'erreur a_i) sont fixes ou aléatoires dans le temps, nous effectuons le test de Hausman. Son hypothèse nulle est l'exogénéité, c'est-à-dire $Cov(x_{it}, a_i) = 0$. En cas de rejet de cette hypothèse, un modèle à effets fixes sera adapté et sinon un modèle à effets aléatoires, par défaut. En effet, le modèle à effets aléatoires accepte l'endogénéité du terme d'erreur a_i mais varie d'une période à l'autre entre les modèles à effets fixes et MCO, et accepte aussi par conséquent l'exogénéité pour certaines périodes, donc l'hypothèse nulle $Cov(x_{it}, a_i) = 0$ n'est pas rejetée.

La table 9 affiche les résultats des tests Hausman effectués pour chaque régression du modèle de base, chacune contenant les variables INT, EMU, HH et une des variables indépendantes fortement corrélées : (1) LIBFI, (2) RQ et (3) MKTCAP. La régression (4) contenant la variable

indépendante DIST a dû être retirée car un modèle à effets fixes n'intègre pas de variables invariantes dans la dimension temporelle.

Table 9 : Tests pour le modèle à effets fixes.

Intérêt du Modèle à Effets Fixes							
F-Test				Test Hausman			
H0 : Modèle MCO groupés est valable.				H0 : Modèle à Effets Variables est valable.			
	F-statistique	P - value		Chi carré-statistique	P - value		
(1)	43,4568	5,95185E-95	RH0	(1)	35,2399	4,14690E-07	RH0
(2)	31,0543	1,66718E-74	RH0	(2)	28,2211	1,12498E-05	RH0
(3)	50,4045	8,5005E-109	RH0	(3)	77,5048	5,88035E-16	RH0

Source : Gretl avec notre base de donnée.

Le rejet de l'hypothèse nulle du test d'Hausman pour les trois régressions du modèle de base nous indique que l'estimation qui considère des effets fixes est la plus adaptée.

En suivant la méthodologie de Park (2011) (Voir en annexe la figure 17), nous examinons les tests de Fisher des régressions estimées avec le modèle à effets fixes comme deuxième vérification. L'hypothèse nulle de ce test est que tous les groupes, c'est-à-dire chaque pays, ont le même intercepte, autrement dit que le modèle à effets fixes n'est pas valable. Le rejet de cette hypothèse pour chaque régression confirme bien l'hétérogénéité des effets individuels et de la validité du modèle à effets fixes. Pour gérer l'hétérogénéité inobservée comprise dans le terme d'erreur, nous utilisons les variables dichotomiques par individu (*LSDVI*).

Il est important de mentionner que nous ajustons les erreurs standards des estimations grâce à l'estimateur de White, robuste à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation du terme d'erreur. Plus précisément, l'outil de White a été adapté au cas particulier des données en panel par Arellano (1987) qui l'a appliqué à un modèle à effets fixes. On considère que les erreurs d'estimation dans les panels sont classées par groupe, qu'on appelle des *clusters*¹⁶ d'erreurs. La manière la plus populaire de grouper nos erreurs est par la dimension transversale du panel, c'est-à-dire par individu (Millo, 2014). Par conséquent, nous définissons chaque pays comme un *cluster* d'erreurs que l'estimateur White-Arellano prend en considération pour ajuster les erreurs d'estimation des paramètres. Gretl propose également l'estimateur de Beck and Katz, le *Panel Corrected Standard Errors (PCSE)*¹⁷. Mais ce dernier n'est pas robuste à l'autocorrélation du

¹⁶ « Groupes » [Traduction Libre]. Le terme anglais est utilisé fréquemment dans la littérature économétrique de langue française.

¹⁷ « Erreurs standards de panel corrigées » [Traduction Libre].

terme d'erreur, que nous observons pourtant dans nos données. Nous privilégions dès lors l'estimateur White-Arellano.

Les résultats du modèle de base seront présentés et analysés au chapitre suivant pour vérifier les hypothèses 1 à 7.

6.2.3. Modèle de chocs financiers

Le modèle de chocs financiers ajoute la variable indépendante CRI au modèle de base. Cela va permettre d'analyser les conséquences possibles des chocs boursiers sur l'allocation des actifs des investisseurs. L'équation de ce modèle est la suivante :

$$\text{Équation 10 : } BD_{it} = c + \beta_1 INT_{it} + \beta_2 EMU_{it} + \beta_3 HH_{it} + \beta_4 LIBFI_{it} + \beta_5 RQ_{it} + \beta_6 MKTCAP_{it} + \beta_7 DIST_{it} + \beta_8 CRI_{it} + u_{it}$$

Comme précédemment, trois régressions différentes sont effectuées pour tenir compte des corrélations importantes entre les variables suivantes : (1) LIBFI, (2) RQ, (3) MKTCAP. Ces régressions seront, elles aussi, estimées avec des modèles d'estimation à effets fixes et avec des variables dichotomiques pour gérer l'hétérogénéité non-observée (*LSDV*). Les résultats de ce modèle, analysés dans le chapitre suivant, permettront de vérifier l'hypothèse 8.

6.2.4. Modèles autorégressifs

Pour examiner l'éventuel effet d'apprentissage des investisseurs, nous introduisons la variable retardée du biais domestique, $BD_{i,(t-1)}$, comme variable indépendante dans nos modèles de base et de chocs financiers. Il s'agit donc de construire deux modèles autorégressifs, que l'on nomme également « modèles dynamiques ». Les deux équations sont les suivantes :

Modèle autorégressif de base :

$$\text{Équation 11 : } BD_{it} = c + \beta_1 INT_{it} + \beta_2 EMU_{it} + \beta_3 HH_{it} + \beta_4 LIBFI_{it} + \beta_5 RQ_{it} + \beta_6 MKTCAP_{it} + \beta_7 DIST_{it} + \beta_8 BD_{i,(t-1)} + u_{it}$$

Modèle autorégressif de chocs financiers :

$$\text{Équation 12 : } BD_{it} = \delta BD_{i,(t-1)} + \beta_1 INT_{it} + \beta_2 EMU_{it} + \beta_3 HH_{it} + \beta_4 LIBFI_{it} + \beta_5 RQ_{it} + \beta_6 MKTCAP_{it} + \beta_7 DIST_{it} + \beta_8 CRI_{it} + u_{it}$$

δ est un scalaire.

À nouveau, ces modèles se séparent en trois parties chacun : (1)LIBFI, (2) RQ et (3)MKTCAP. Sans même effectuer un nouveau test de Hausman, nous pouvons affirmer que ces modèles dynamiques présentent de l'endogénéité. En effet, la variable dépendante BD_{it} dépend du terme d'erreur u_{it} par construction, et dépend ainsi des effets spécifiques individuels non-observés a_i compris dans u_{it} . Or, a_i affecte le biais domestique à toute année t. Donc, $BD_{i(t-1)}$ est corrélé à a_i et u_{it} et se pose le problème de l'endogénéité. Les tests Hausman sont en annexe à la table 10 pour confirmer mathématiquement cette analyse.

La méthode d'estimation avec effets fixes et ses transformations *LSDV* ou *within* ne sont pas suffisantes pour éliminer l'endogénéité causée par le terme autorégressif et causerait alors un biais d'estimation : le biais de Nickell (1981). Pour éliminer ce problème, la théorie économétrique propose d'utiliser des variables instrumentales : une variable z est considérée comme instrumentale si elle n'est pas corrélée avec le terme d'erreur ni avec les variables indépendantes x_1, \dots, x_k . Anderson et Hsaio (1982) proposent d'utiliser la variable dépendante décalée de deux périodes comme variable instrumentale, $BD_{i(t-2)}$ pour éliminer les effets individuels inobservés a_i . Cette solution a du sens mais Arellano et Bond (1991) soutiennent qu'elle n'est pas efficace car cette variable instrumentale n'exploite pas tous les moments de la dispersion de la variable dépendante. Les auteurs proposent d'utiliser une matrice de variables instrumentales : les instruments utilisés sont différents d'une période à l'autre pour utiliser plusieurs moments de distribution. Cette solution permet d'estimer le coefficient δ de la variable retardée $BD_{i(t-1)}$ et s'appelle l'estimateur *Difference GMM*, les initiales de « *Generalised Method of Moments* »¹⁸ en anglais. Ce dernier peut encore être amélioré, si cela est nécessaire : le deuxième estimateur de Arellano et Bond (1991) se construit à partir des résidus du premier estimateur. Enfin, Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998) ont également présenté un estimateur basé sur un système d'équations et sur la Méthode Généralisée des Moments. Toutefois, ce dernier estimateur est plus adapté aux petits panels (petit T et grand N) (Baltagi, 2005), ce qui ne correspond pas à notre cas d'étude.

Par conséquent, nous utilisons l'estimateur *Difference GMM* pour estimer nos modèles autorégressifs et analyser l'effet d'apprentissage des investisseurs.

¹⁸ « Méthode Généralisée des Moments » [Traduction Libre].

6.3. Analyses en composantes principales

Notre seconde étude quantitative consiste en plusieurs analyses en composantes principales de notre échantillon. Ces analyses permettent d'une part, de compléter l'inférence statistique des régressions effectuées pour vérifier les hypothèses 1 à 8 et, d'autre part, d'inspecter les disparités concernant le biais domestique entre les pays du nord et de l'ouest et ceux du sud et de l'est de l'Europe.

Pour comprendre la manière dont les variables explicatives du biais interagissent, nous pouvons simplement établir plusieurs graphiques à deux dimensions avec les variables deux à deux et leurs données. Cependant cette méthode est fastidieuse et ne permet pas de visualiser dans un seul graphique toute la structure des données des variables, car ce serait un graphique à huit dimensions. C'est ici que se marque l'intérêt d'une analyse en composantes principales. Cette méthode permet de réduire la dimensionalité de l'analyse des facteurs explicatifs du biais et de mieux visualiser la répartition des données.

Schématiquement, on peut penser que le logiciel qui performe l'analyse en composantes principales va trouver une droite à travers le graphique à huit dimensions qui correspond le mieux au nuage de points. Cette droite est celle qui maximise la variance des projections des points sur lui-même, pour conserver le plus d'informations possibles des données, donc leur variance. Par quelques transformations mathématiques, on remarque que cette variance de projections repose principalement sur la matrice des corrélations des variables indépendantes (les dimensions du graphique). Lorsqu'on utilise la matrice des corrélations, on parle d'ACP normée et la droite passe par l'origine du graphique. Une manière équivalente de trouver la meilleure droite est de maximiser la somme des carrés des distances entre les points projetés sur celle-ci et l'origine. Chaque direction que prend cette droite dans le graphique est remise à l'échelle et constitue un vecteur : par exemple dans un graphique à deux dimensions, si la pente de la droite est de 0,25 cela signifie que la droite avance de quatre unités dans la première direction, l'axe horizontal, et monte d'une unité dans la deuxième dimension, l'axe vertical. Ces deux valeurs qui résument les directions (4 et 1), remises à l'échelle, sont les poids¹⁹ ou les contributions. Elles constituent ensemble un vecteur. Le logiciel fonctionne avec la même logique mathématique qui est sous-jacente à cette visualisation graphique pour des dimensions supérieures à deux.

¹⁹ « *Loadings* » en anglais [Traduction Libre].

Ce vecteur idéal s'appelle la « première composante principale » ou PC1 ou le premier vecteur propre. C'est une combinaison linéaire de toutes les variables indépendantes qui explique la plus grande partie de la variance de l'ensemble des données. La somme des carrés des distances des points projetés sur la droite choisie s'appelle l'*eigenvalue*²⁰ de PC1. Une fois remise à l'échelle, cette *eigenvalue* est la proportion de la variance du nuage de points expliquée par le PC1. Autrement dit, c'est la proportion de la variance du phénomène que nous étudions à travers toutes ces dimensions : le biais domestique. Les *loadings* de la PC1 nous indiquent quelle dimension, c'est-à-dire quelle variable indépendante, a le plus de poids dans la première composante. Les *scores* pour le PC1 de chaque individu (les pays dans notre cas) de l'échantillon sont une nouvelle mesure qui combine les données originelles et les poids de chaque variable indépendante dans la première composante.

La deuxième composante principale est trouvée en prenant la droite perpendiculaire à la première choisie, et ainsi de suite à travers un graphique à multi-dimensions. Toute cette procédure est calculée par un logiciel et ne serait pas réalisable graphiquement lorsque le nombre de dimensions est supérieurs à deux. Les composantes principales sont non corrélées entre elles, contrairement aux variables indépendantes que nous utilisons.

Les proportions de variance que chaque composante principale explique, les *loadings* de chacune d'entre elles et surtout les graphiques représentant cette nouvelle structure de données vont nous permettre (1) de poursuivre la vérification de la pertinence des explications du biais à travers le temps et (2) d'analyser les différences des explications majeures du biais entre les différentes régions d'Europe.

Nous utilisons le logiciel Minitab pour réaliser nos analyses en composantes principales. Nous effectuons une première ACP sur l'ensemble de notre échantillon. Ensuite nous en réalisons quatre, chacune sur un sous-échantillon défini par région géographique de l'Europe pour approfondir encore la recherche.

Ce chapitre clôturera la description des objectifs de recherche, de l'échantillon, des hypothèses et leurs analyses quantitatives : leurs principes théoriques et leurs applications à notre échantillon. Ces précautions étaient nécessaires pour que les résultats des analyses puissent être les plus proches possibles de la réalité et que l'inférence statistique que nous allons en retirer ait du sens pour notre recherche. Le chapitre suivant présente ces résultats et leurs interprétations.

²⁰ « La valeur propre » [Traduction libre]. Les termes étrangers sont souvent utilisés dans la littérature statistique.

7. Résultats empiriques

Ce chapitre présente d'abord les résultats des régressions réalisées : le modèle de base, le modèle de chocs financiers et les modèles autorégressifs. Leurs analyses permettent de vérifier les hypothèses 1 à 9 (voir en annexe la table 2). Ensuite, les résultats des analyses en composantes principales sont exposés pour améliorer l'inférence statistique des régressions pour les hypothèses 1 à 8 et pour inspecter l'hypothèse 10. Enfin, nous proposons une prédiction de l'impact de la crise mondiale provoquée par le Coronavirus en 2020 sur l'allocation des actifs des investisseurs européens, et ce grâce aux interprétations des résultats quantitatifs.

7.1. Validité des modèles

Modèle de base

La table 11 présente les estimations des paramètres de l'équation 9 du modèle de base, avec les estimateurs MCO Groupés et effets fixes (*LSDV*). Les estimations fournies par la méthode des Moindres Carrées sont exposées dans un but comparatif, pour prouver l'amélioration de la qualité du modèle lorsque la méthode d'estimation est plus adaptée à la structure de nos données, en panel. Les variables fortement corrélées sont séparées dans les colonnes (1) à (4). La variable de distance géographique ne peut pas être intégrée dans un modèle à effets fixes car elle est invariable dans le temps.

Le R carré des régressions réalisées avec les MCO groupés varie entre 0,56 et 0,64 tandis que pour les équations avec les effets fixes, le R carré augmente et se situe entre 0,85 et 0,88. Cette mesure indique une forte significativité des variables de notre modèle car elle signale que les équations respectives des droites de régression sont capables de déterminer au moins 85% de la distribution des points. Notons que Gretl ne calcule pas le R-carré ajusté des régressions en panel qui corrige la mesure initiale en prenant en considération la taille de l'échantillon et le nombre de paramètres estimés. Cependant, le R-carré ajusté des estimations MCO est fort similaire à la mesure originelle et nous pouvons donc penser que le R-carré non corrigé reste une bonne mesure de la qualité de la régression.

De plus, la p-value de la statistique F qui teste la qualité de l'ensemble de la régression est toujours inférieure à 1% et confirme que notre modèle de base et les variables indépendantes qui le composent expliquent bien l'évolution du biais domestique à travers le temps.

Table 11 : Résultats du modèle de régression de base.

Les erreurs standards de White-Arellano groupées par pays (*clusters*) sont entre parenthèses. Les symboles *, ** et *** indiquent une significativité au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement. La seconde ligne des symboles *, **, *** concerne la significativité des coefficients robustes à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation de White-Arellano.

Modèle de base							
	(1)		(2)		(3)		(4)
	MCO Groupés	Effets Fixes	MCO Groupés	Effets Fixes	MCO Groupés	Effets Fixes	MCO Groupés
Constante	1,229210 *** (0,122108) ***	0,818416 *** (0,088296) ***	0,911365 *** (0,037075) ***	1,368000 *** (0,133359) ***	1,181130 *** (0,091674) ***	0,909786 *** (0,093071) ***	-9,167970 *** (2,100230) ***
INT	-0,518417 *** (0,069667) ***	-0,444533 *** (0,054650) ***	-0,538882 *** (0,027571) ***	-0,426665 *** (0,050218) ***	-0,428817 *** (0,063626) ***	-0,428580 *** (0,051311) ***	-0,438341 *** (0,053539) ***
EMU	-0,094295 *** (0,048947) *	-0,076210 *** (0,039706) *	-0,093448 *** (0,014451) ***	-0,064345 *** (0,035147) *	-0,113246 *** (0,039520) ***	-0,077865 *** (0,037760) *	-0,130037 *** (0,042519) ***
HH	-0,703901 *** (0,76127)	-0,373895 (0,830374)	-0,936570 *** (0,270739) ***	-0,164884 (0,769805)	-0,286896 (0,625490)	-1,079670 ** (0,736078)	-0,098413 (0,724949)
LIBFI	-0,213975 *** (0,111049) *	0,154805 *** (0,052425) ***					
RQ			-0,182203 *** (0,037942) ***	0,076895 *** (0,052497)			
MKTCAP					-0,026291 *** (0,003791) ***	0,075560 *** (0,021007) ***	
DIST							2,748050 *** (0,572191) ***
Erreur Standard Régression	0,155018	0,091642	0,141004	0,092621	0,151995	0,083702	0,142595
R-carré	0,559934	0,852946	0,635903	0,849788	0,576931	0,877324	0,627643
R-carré Ajusté	0,556259		0,632863		0,573398		0,624534
F-statistique	152,368 ***	106,2604 ***	209,1462 ***	103,6409 ***	163,3004 ***	131,0166 ***	201,8501 ***
Observations	484	484	484	484	484	484	484

Source : Gretl avec notre base de données.

Table 12 : Résultats du modèle de régression de chocs financiers.

Modèle de chocs financiers			
	(1)	(2)	(3)
	Effets Fixes	Effets Fixes	Effets Fixes
Constante	0,848721 *** (0,087759) ***	0,958432 *** (0,099806) ***	1,411850 *** (0,143410) ***
INT	-0,460842 *** (0,059627) ***	-0,440416 *** (0,057219) ***	-0,428922 *** (0,054202) ***
EMU	-0,141893 *** (0,043142) ***	-0,132828 *** (0,043613) ***	-0,128917 *** (0,038294) ***
HH	-0,763510 (0,855035)	-1,419950 *** (0,789337) *	-0,523567 (0,760328)
CRI	0,001168 * (0,000867)	0,001143 * (0,000863)	0,001484 ** (0,000729) *
LIBFI	0,172593 *** (0,048617) ***		
RQ		0,065978 *** (0,053651)	
MKTCAP			0,078450 *** (0,021342) ***
Erreur Standard Régression	0,089065	0,090608	0,081107
R-carré	0,861139	0,856287	0,884847
F-statistique	103,7548 ***	99,68746 ***	128,5603 ***
Observations	462	462	462

Les erreurs standards de White-Arellano groupées par pays (*clusters*) sont entre parenthèses. Les symboles *, ** et *** indiquent une significativité au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement. La seconde ligne des symboles *, **, *** concerne la significativité des coefficients robustes à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation de White-Arellano.

Source : Gretl avec notre base de données.

Table 13 : Résultats des modèles de régression autorégressifs.

Les symboles *, ** et *** indiquent une significativité au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement. La seconde ligne des symboles *,** ,*** concerne la significativité des coefficients robustes à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation de White-Arellano.

	Modèle de Base - Autorégressif			Modèle de chocs financiers - Autorégressif		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	GMM en différence					
Constante	-0,004994 ***	-0,004896 ***	-0,005507 ***	-0,004929 ***	-0,005288 ***	-0,00547699 ***
BD _{t-1}	0,709478 ***	0,713044 ***	0,637314 ***	0,721798 ***	0,712909 ***	0,650654 ***
INT	0,006977	0,006821	-0,004667	0,005948	0,012347	-0,001589
EMU	-0,075751 ***	-0,072207 ***	-0,087648 ***	-0,071066 ***	-0,070612 ***	-0,085233 ***
HH	-0,381137	-0,449193	-0,176987	-0,331602	-0,445832	-0,167052
CRI				-0,000374	-0,000431	-0,000214
LIBFI	0,014895			0,019166		
RQ		0,027428			0,030641 *	
MKTCAP			0,027650 ***			0,027126 ***
Erreur Standard Régression	0,074937	0,074933	0,070393	0,075335	0,074850	0,070894
Nombre d'instruments	411	410	411	414	413	414
Test Sargan	411,928 NRH0	419,157 NRH0	444,739 NRH0	414,872 NRH0	420,874 NRH0	445,73 NRH0
Wald Test	648,026 RH0	601,061 RH0	449,266 RH0	872,527 RH0	771,58 RH0	668,684 RH0

Source : Gretl avec notre base de données.

Enfin, l'erreur standard de chaque régression diminue fortement avec l'estimateur à effets fixes, jusqu'à 8 ou 9% au lieu de 14% ou 15% avec les MCO. Cela représente la distance moyenne des observations par rapport à la droite de régression et est donc un indicateur de précision. Nos erreurs standards de régression ne sont pas particulièrement faibles mais il est assez normal pour un sujet macroéconomique comme le biais domestique en Europe que le niveau de 2-3% d'un modèle très précis soit dépassé. On peut considérer que notre modèle reste relativement précis au vu de la nature macroéconomique du sujet. Pour la vérification des hypothèses, nous laissons de côté les résultats de l'estimateur MCO qui sont moins précis et moins pertinents vu notre structure en panel que l'estimateur à effets fixes.

Modèle de chocs financiers

La table 12 présente les estimations des coefficients de l'équation 10 avec des effets fixes. Le R-carré de chaque régression se situe entre 85 et 88% et la statistique F est significative avec un niveau d'erreur de premier ordre inférieur à 1%. Ces mesures prouvent la bonne qualité de ce modèle et sa capacité d'explication du phénomène de biais domestique. Les niveaux d'erreurs standards des régressions et leurs interprétations sont similaires au modèle de base.

Modèles autorégressifs

La table 13 présente les estimations des coefficients des équations 11 et 12 pour les modèles autorégressifs de base et de chocs financiers. Le R-carré n'a pas de sens dans un modèle autorégressif car il tirerait tout son pouvoir prédictif de l'historique des valeurs par la variable indépendante retardée. On dit qu'il y a alors une adaptation exagérée²¹ de la régression aux données empiriques. Dès lors, c'est l'erreur standard de chaque régression qui nous indique si celles-ci sont suffisamment précises. La mesure atteint 7% pour chaque régression et par conséquent rend les modèles autorégressifs les plus précis de nos modèles de régression. Le test de Wald vérifie la pertinence globale de la régression : l'hypothèse nulle de non-significativité de la régression est rejetée, et ce pour chacune des régressions dynamiques.

Nous devons vérifier différentes conditions pour que le modèle autorégressif en différence GMM ait du sens. Premièrement, le test de Sargan vérifie les restrictions de validité des variables instrumentales, à savoir que le terme d'erreur ne doit pas être corrélé avec les instruments. Par conséquent, nous souhaitons ne pas rejeter l'hypothèse nulle et c'est bien le

²¹ En anglais, ce phénomène est appelé « overfitting a regression » [Traduction Libre].

cas pour chacune de nos régressions : nos variables instrumentales sont valides. La seconde condition stipule que le nombre d'instruments utilisés doit être inférieur au nombre d'observations de la régression. Elle est bien vérifiée. Troisièmement, le coefficient de la variable dépendante retardée utilisée en tant que variable explicative doit être significatif et inférieur à 1 : cette condition est vérifiée pour chaque régression. Nous pouvons conclure que les modèles autorégressifs estimés avec la méthode des moments en différence sont bien valides et assez précis pour expliquer le biais domestique.

7.2. Vérification des hypothèses

H1-LIBFI. La première hypothèse que nous avons établie suggère que les barrières aux investissements étrangers, comme une taxe ou une restriction d'accès aux actifs internationaux, encouragent les investisseurs à détenir une part trop importante d'actifs domestiques dans leur portefeuille. A l'inverse, la libéralisation financière d'un pays, signifiant l'abolissement de ces barrières, devrait réduire le biais domestique des investisseurs nationaux. Le signe du coefficient de LIBFI est positif dans tous les modèles, sauf lorsqu'il est estimé avec les MCO. De plus, il est significatif à un niveau inférieur à 1% dans les modèles de base et de chocs financiers. Notre hypothèse 1 n'est donc pas valable : la libéralisation financière n'est pas une explication pertinente de la diminution du biais domestique sur une longue période de temps, de 1998 à 2019. Nous pouvons imaginer que l'abolissement des restrictions sur les investissements à l'étranger a eu un réel impact de diminution sur le biais domestique dans le passé. Mais les conséquences sur le biais domestique se sont atténuées, ou ont même disparu, une fois la libéralisation financière installée dans toutes les places boursières importantes, dès le début des années 2000 et la mondialisation qui le caractérise. Notre échantillon ne commençant seulement qu'à l'année 1998, la majeure partie des données de libéralisation financière sont stables dans la plupart des pays européens dans les années suivantes. Ceci est peut-être la raison pour laquelle notre hypothèse 1 n'est pas vérifiée.

H2-DIST. Notre deuxième hypothèse, concernant l'asymétrie de l'information et le sentiment de familiarité (ou non) est vérifiée grâce à une mesure qui représente l'éloignement géographique d'un pays des grandes places boursières. Nous pouvons analyser cette hypothèse seulement dans le modèle estimé par la méthode des MCO groupés, qui, comme nous l'avons prouvé, n'est pas l'estimateur adapté à nos données en panel. La relation entre la variable DIST et le biais domestique est bien positive, comme nous l'avions imaginé, et très significative. Ce

résultat prouve que l'éloignement géographique d'un pays induit des disparités dans la perception des informations venant de pays lointains et un sentiment d'inconnu pour les investisseurs. Cela les dissuade d'investir dans les actions de ces pays éloignés. Ce raisonnement semble garder tout son sens à travers le temps. L'analyse en composantes principales permettra de compléter ce premier résultat donné par les MCO.

H3-INT. La deuxième variable qui nous permet d'analyser l'impact de l'asymétrie de l'information sur le biais domestique est l'utilisation de l'Internet parmi les investisseurs d'un pays. Le coefficient de la variable INT est négatif et statistiquement très significatif dans toutes les régressions des modèles de base et de chocs financiers. Dans les modèles autorégressifs, les résultats sont plus mitigés : deux régressions sur six seulement indiquent un signe négatif, mais aucun de ces coefficients n'est significatif, donc nous n'en tiendrons pas compte. Par conséquent, nous pouvons conclure que l'asymétrie de l'information joue un rôle dans l'allocation des actifs des investisseurs à travers le temps, et que notre troisième hypothèse est valable.

H4-EMU. L'estimation du coefficient de la variable binaire EMU est négative et statistiquement significative au seuil 1% dans tous les modèles de régression. Notons toutefois que le coefficient devient significatif seulement au seuil de 10% lorsqu'il est estimé avec l'estimateur robuste de White-Arellano dans les régressions à effets fixes du modèle de base. Nous pouvons tout de même conclure que notre quatrième hypothèse, selon laquelle l'entrée d'un pays dans une union monétaire diminue le biais domestique de ses investisseurs, est vérifiée. De plus, cette explication de l'évolution du biais domestique est pertinente à travers le temps : nous pouvons penser que de 1998 à 2019 tous les pays qui sont rentrés dans l'union monétaire ont connu une diminution du biais domestique de leurs investisseurs, quelle que soit l'année de leur entrée. Cependant, ce phénomène peut développer un autre type de biais dans l'allocation d'actifs : les investisseurs de l'union monétaire vont investir plus volontairement dans d'autres pays de l'union car le risque de taux de change a disparu, ce qui peut engendrer vraisemblablement un biais européen.

H5-RQ. Tous les modèles estiment le coefficient de qualité des réglementations positif mais il n'est statistiquement significatif que dans la moitié des régressions : dans les modèles de base et de chocs financiers avec effets fixes, sans l'estimateur robuste de White-Arellano, et dans le modèle autorégressif de chocs financiers. Notre intuition sur la relation positive entre la variable

RQ et le biais domestique est validée. Toutefois, il est difficile d'affirmer avec certitude que des réglementations et une gouvernance de qualité dans un pays soient une explication du biais domestique pertinente à travers le temps car les résultats sont seulement significatifs pour moitié. Cette hypothèse nécessite plus de recherches, qui s'effectueront dans les ACP.

H6-HH. La sixième hypothèse de cette recherche concernait la concentration des industries d'un pays et la relation négative de cette variable avec le biais domestique des investisseurs nationaux. Les coefficients de la variable HH sont effectivement négatifs dans tous les modèles. Toutefois, seule une régression dans le modèle de chocs financiers indique que l'estimation est statistiquement significative. Ces résultats signifient que la diversification des industries d'un marché n'est pas une explication pertinente à travers le temps du biais domestique des investisseurs résidant dans ce marché.

H7-MKTCAP. Les estimations du coefficient de MKTCAP sont toutes statistiquement significatives au seuil de 1% et présentent toutes un signe positif. Par conséquent, nous pouvons confirmer que notre septième hypothèse est valable : plus le marché d'actions d'un pays est large plus les investisseurs nationaux surpondèrent leurs investissements dans ces actions dans leur portefeuille et cette explication est pertinente sur une longue période de temps.

H8-CRI. Le modèle de chocs financiers simple présente des coefficients de la variable CRI positifs et statistiquement significatifs au seuil de 10% seulement, sauf avec l'estimateur robuste de White-Arellano pour deux régressions sur trois. Par contre, les estimations du modèle autorégressif de chocs financiers sont des coefficients négatifs, mais qui ne sont pas statistiquement significatifs. On peut en déduire qu'il existe sans doute bien une relation entre les chocs financiers et le biais domestique : les coefficients positifs significatifs de la variable CRI laissent à penser que les investisseurs ont tendance à se retrancher vers les actifs nationaux. Toutefois, les résultats sont très mitigés et l'inférence statistique qui s'en dégage doit rester prudente. Nous imaginons qu'il est possible que toutes les crises que nous avons identifiées avec les hausses du VIX n'impactent pas le biais de la même façon. En effet, la théorie du retranchement des investisseurs vers des titres plus familiers explique que le phénomène survient lorsque les investisseurs perdent confiance envers les marchés et se sentent menacés, de manière générale. Notre réflexion est la suivante : les chocs purement boursiers, représentés par le VIX dans notre étude, ne semblent pas impacter significativement le biais, or les graphiques des évolutions du biais domestique en Europe montrent clairement des preuves

d'impact des crises, du moins entre 2008 et 2013. Dès lors, il est plausible que certains événements, autres que la chute des marchés durant une crise, impactent les investisseurs et leurs décisions d'allocation. Des entreprises en difficulté, la menace des licenciements ou la diminution du pouvoir d'achat peuvent être des événements qui déclenchent le stress des investisseurs et leur retranchement vers des actifs nationaux. Notre suggestion est qu'il y aurait donc besoin d'un aspect systémique à la crise pour qu'elle impacte le biais des investisseurs. Or, la variable que nous avons choisie, le VIX de l'Eurostoxx50, ne reflète pas ce caractère systémique. Ce raisonnement pourrait expliquer les résultats mitigés des estimations de la variable CRI dans les différents modèles.

H9-BD_{t-1}. Un élément important de cette recherche est l'analyse du potentiel effet d'apprentissage des investisseurs à travers le temps et les chocs financiers. Les coefficients estimés de la variable autorégressive du biais domestique sont tous statistiquement significatifs au seuil de 1% dans les modèles autorégressifs et de signe négatif, contrairement à ce que nous avons imaginé dans notre neuvième hypothèse. Cette dernière n'est donc pas valable. Bien au contraire, ces résultats montrent que le biais domestique élevé d'un investisseur l'année précédente l'encourage à conserver la surpondération d'actifs nationaux dans son portefeuille l'année suivante. On peut imaginer que la confiance exagérée des investisseurs joue un rôle dans ce raisonnement. On peut également faire le lien avec un autre aspect de la finance comportementale appelé le « biais de confirmation ». Celui-ci décrit le fait que les investisseurs « recherchent et prennent en compte uniquement les informations qui soutiennent leurs propres croyances et décisions passées » (Hübner, 2020). En réalité, le biais de confirmation des investisseurs prend le pas sur l'effet d'apprentissage que les investisseurs pourraient développer avec le temps, comme nous le pensions. La confiance exacerbée des investisseurs, qui peut être liée au biais de confirmation, est d'ailleurs une des explications du biais domestique proposée dans la littérature. Les résultats du modèle autorégressif prouvent que cette explication est pertinente à travers le temps.

7.3. Analyses en composantes principales

Analyse sur l'échantillon entier

Les deux premières composantes de l'analyse n'expliquent ensemble que 58% de la variance des données (voir la table 14 à la page suivante). Ceci prouve toute la difficulté d'identifier des variables pertinentes à travers le temps pour expliquer le biais domestique. En effet, même une combinaison linéaire de ces variables ne parvient à exprimer que maximum 41% de la diversité de l'ensemble du nuage de points des variables explicatives du biais. Dès lors, il faut rester vigilant dans l'inférence que nous tirons des graphiques qui ne présentent que les deux premières composantes. Nous concentrons notre analyse sur les trois premières composantes principales d'après le critère de Kaiser qui propose de retenir les axes dont les valeurs propres sont supérieures à 1. Le deuxième critère de choix des composantes est le critère du coude : garder les composantes avant que l'éboulement des valeurs propres forment un "coude" sur le diagramme en cônes (Voir en annexe la figure 18). Ce critère confirme le choix d'analyse sur les trois premières composantes. Ces dernières décrivent 73% de l'inertie totale (dans une ACP, on parle d'inertie pour désigner la variance).

Table 14 : Analyse en Composantes Principales sur l'échantillon entier.

L'analyse est effectuée avec toutes les variables indépendantes, pour les 22 pays et les 22 années de l'échantillon.

ECHANTILLON ENTIER								
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8
Eigenvalue	3,279	1,391	1,146	0,754	0,536	0,502	0,218	0,176
Proportion	0,410	0,174	0,143	0,094	0,067	0,063	0,027	0,022
Cumulative	0,410	0,584	0,727	0,821	0,888	0,951	0,978	1,000
Eigenvectors								
Variables								
LIBFI	0,410	-0,234	0,084	-0,010	0,394	0,728	-0,078	0,280
DIST	-0,409	-0,461	0,001	0,099	0,203	0,248	0,366	-0,611
INT	0,386	-0,018	-0,429	0,063	0,596	-0,393	-0,216	-0,327
EMU	0,130	-0,533	0,367	-0,620	0,057	-0,374	0,032	0,116
RQ	0,459	0,327	0,079	-0,106	-0,007	-0,034	0,808	-0,103
HH	-0,253	0,505	0,000	-0,691	0,221	0,253	-0,170	-0,249
CRI	-0,084	0,253	0,780	0,336	0,408	-0,162	-0,099	-0,068
MKTCAP	0,465	-0,031	0,243	0,007	-0,480	0,150	-0,348	-0,592

Source : Minitab avec notre base de données

Ce sont les variables de taille de marché boursier et de qualité des réglementations qui contribuent le plus à la première composante et, cela, de manière positive. Cela signifie que ces variables expliquent une partie importante de l'inertie du nuage de points à huit dimensions.

Sur les diagrammes des scores, des contributions et de projection double (Voir en annexe les figures 19 à 21), on remarque que ce sont les pays du nord et de l'ouest qui contribuent positivement au premier axe, c'est-à-dire la première composante, dans la direction des variables MKTCAP et RQ, alors que les pays de l'est et du sud contribuent négativement à la première composante. Cette dernière, caractérisée par les variables MKTCAP et RQ, peut représenter un premier critère de disparité de l'évolution du biais domestique entre les différentes régions d'Europe. Ce raisonnement ne valide qu'en partie notre hypothèse 10 qui suggère que la différence de niveau de biais domestique entre les régions nord-ouest et sud-est est due à des degrés de libéralisation financière et de qualité des réglementations différents. L'ACP confirme la partie concernant le niveau de qualité des réglementations et remplace l'explication de la libéralisation financière par la taille du marché. De plus, ces contributions importantes et positives des variables MKTCAP et RQ à la première composante confirment la validité de nos hypothèses 5 et 7, la cinquième n'ayant pas pu être validée avec certitude dans les régressions.

Dans la seconde composante, les variables d'appartenance à l'union monétaire européenne et de concentration des industries ont le plus de poids mais leurs contributions s'orientent dans des directions opposées. La deuxième composante n'explique pas suffisamment d'inertie (17% seulement) pour tirer des conclusions précises concernant nos hypothèses. À l'aide des diagrammes (Voir en annexe les figures 19 à 21), on observe que les pays de l'est contribuent positivement au second axe, dans le sens de la variable HH, tandis que les pays du sud de l'Europe y contribuent négativement, dans le sens de la variable EMU. Nous pouvons interpréter que les pays de l'est du continent sont caractérisés par une forte concentration de leurs industries à travers le temps et que les pays dans le sud sont plus nombreux à appartenir à l'union monétaire.

C'est seulement dans la troisième composante, qui n'explique que 14% de la variance des données, que la variable de crise financière a un poids important. D'une part, c'est cohérent car les données par année de cette variable sont similaires pour tous les pays. Mais d'autre part, cela prouve la difficulté de représentation de toutes les caractéristiques d'une crise qui pourraient influencer le biais et qui donc constitueraient un axe d'explication majeure de l'inertie du nuage de points de l'échantillon entier. Ce raisonnement rejoint celui qui a été établi à la suite des analyses des régressions sur panels.

En résumé, cette analyse nous confirme la validité des hypothèses 5 et 7 concernant les variables MKTCAP et RQ. Elle permet d'identifier un critère d'explication des disparités entre les régions nord-ouest *versus* sud-est. Ce critère est constitué principalement des variables MKTCAP et RQ. Enfin, elle prouve la difficulté de l'analyse de la relation entre le biais domestique et les crises financières.

Analyse par régions géographiques

Pour approfondir encore notre recherche, nous analysons quatre analyses en composantes principales, une pour chaque région de l'Europe, pour détecter d'éventuelles différences au sein d'une même région ou entre elles et pour vérifier la validité de certaines de nos hypothèses par région. D'après les mêmes critères de Kaiser et du coude, nous nous concentrons sur les trois premières composantes de chaque analyse. Ces trois dernières expliquent ensemble entre 66 et 80% de l'inertie des données des sous-échantillons, selon les régions (Table 15 à la page suivante).

Dans l'analyse du nord de l'Europe, les variables qui contribuent le plus à la première et la seconde composante, mais de manière opposée, sont, respectivement, la distance géographique et la concentration des industries, l'utilisation de l'Internet et les chocs financiers. La troisième composante est construite principalement par la variable de taille du marché. Dans le diagramme des scores et de double projection (voir en annexe les figures 24 et 25), on voit que c'est la Finlande qui est la plus caractérisée par la variable DIST, étant la plus éloignée des places boursières américaines et européennes (Londres et Amsterdam). La Norvège se différencie des autres pays principalement sur l'aspect de la concentration des industries (HH). Ces résultats nous permettent de confirmer la validité des hypothèses 2 et 6 pour lesquelles nous manquions de données (distance géographique) ou de significativité statistique (concentration des industries), en tout cas pour les pays du Nord. Les explications du biais domestique d'asymétrie de l'information et de concentration des industries sont pertinentes à travers le temps pour la région nord de l'Europe.

Table 15 : Analyses en Composantes Principales par régions d'Europe.

Les analyses sont effectuées pour les données entre 1998 et 2019. L'analyse NORD contient le Danemark, la Finlande, la Norvège et la Suède. L'analyse SUD contient la Bulgarie, l'Espagne, la Grèce, l'Italie, le Portugal et la Roumanie. L'analyse EST contient l'Autriche, la Hongrie, la Pologne, la République tchèque, la Slovaquie et la Slovénie. L'analyse OUEST contient l'Allemagne, la Belgique, la France, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suisse.

NORD								EST									
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7		PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	
Eigenvalue	2,811	1,443	1,148	0,780	0,458	0,286	0,075	Eigenvalue	2,587	2,030	1,202	0,701	0,652	0,476	0,235	0,117	
Proportion	0,402	0,206	0,164	0,111	0,065	0,041	0,011	Proportion	0,323	0,254	0,150	0,088	0,081	0,059	0,029	0,015	
Cumulative	0,402	0,608	0,772	0,883	0,949	0,989	1,000	Cumulative	0,323	0,577	0,727	0,815	0,897	0,956	0,985	1,000	
Eigenvectors Variables								Eigenvectors Variables									
DIST	0,573	0,061	-0,017	0,070	-0,016	0,284	-0,763	LIBFI	0,439	-0,255	0,151	0,330	-0,399	0,494	-0,426	0,161	
INT	-0,060	-0,658	-0,281	-0,419	-0,543	0,067	-0,093	DIST	0,168	0,457	0,426	0,363	-0,383	-0,409	0,080	-0,359	
EMU	0,425	0,232	-0,383	0,291	-0,452	-0,546	0,170	INT	0,540	0,039	-0,232	-0,285	0,021	0,326	0,373	-0,571	
RQ	0,424	-0,221	-0,202	-0,464	0,619	-0,342	0,123	EMU	0,403	0,081	0,419	-0,164	0,667	-0,139	-0,406	-0,022	
HH	-0,537	0,057	-0,246	0,013	0,144	-0,527	-0,591	RQ	0,225	-0,529	0,354	0,199	0,114	-0,163	0,631	0,258	
CRI	-0,004	0,591	0,226	-0,716	-0,281	-0,076	-0,049	HH	-0,438	-0,350	0,179	0,379	0,260	0,232	-0,091	-0,617	
MKTCAP	0,139	-0,328	0,789	0,084	-0,130	-0,466	-0,102	CRI	-0,257	-0,081	0,604	-0,644	-0,319	0,209	0,020	-0,051	
								MKTCAP	0,132	-0,556	-0,212	-0,231	-0,259	-0,582	-0,318	-0,262	
SUD								OUEST									
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8		PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8
Eigenvalue	3,490	1,792	1,113	0,587	0,495	0,281	0,161	0,080	Eigenvalue	2,316	1,554	1,397	0,906	0,678	0,622	0,372	0,155
Proportion	0,436	0,224	0,139	0,073	0,062	0,035	0,020	0,010	Proportion	0,289	0,194	0,175	0,113	0,085	0,078	0,047	0,019
Cumulative	0,436	0,660	0,799	0,873	0,935	0,970	0,990	1,000	Cumulative	0,289	0,484	0,658	0,772	0,856	0,934	0,981	1,000
Eigenvectors Variables									Eigenvectors Variables								
LIBFI	0,409	-0,190	0,028	0,488	0,587	-0,335	-0,071	0,309	LIBFI	-0,327	0,175	0,362	0,605	-0,330	-0,348	-0,305	-0,205
DIST	-0,362	-0,362	0,408	-0,104	0,306	-0,346	0,311	-0,501	DIST	0,358	0,016	0,351	0,416	0,731	-0,098	0,086	0,155
INT	0,249	-0,482	-0,337	0,454	-0,454	0,031	0,212	-0,367	INT	-0,217	0,500	0,395	-0,012	-0,083	0,646	0,088	0,340
EMU	0,440	-0,010	0,206	-0,395	-0,406	-0,560	0,266	0,243	EMU	0,483	-0,039	0,288	0,058	-0,514	-0,166	0,620	0,063
RQ	0,457	0,206	0,128	-0,108	0,274	0,502	0,608	-0,156	RQ	-0,363	0,433	-0,359	0,149	0,215	-0,156	0,626	-0,258
HH	0,038	0,617	-0,456	0,066	0,125	-0,443	0,068	-0,435	HH	0,294	0,519	-0,410	0,062	-0,121	-0,317	-0,252	0,541
CRI	-0,053	0,418	0,624	0,575	-0,315	-0,015	0,010	-0,052	CRI	0,105	-0,289	-0,456	0,656	-0,154	0,486	0,046	0,072
MKTCAP	0,482	-0,051	0,252	-0,205	0,032	0,076	-0,639	-0,493	MKTCAP	-0,506	-0,421	0,044	0,028	0,018	-0,251	0,224	0,671

Source : Minitab avec notre base de données.

Dans l'analyse de l'est de l'Europe, les variables d'utilisation de l'Internet, de libéralisation financière et de concentration des industries contribuent le plus à la première composante principale. Les variables INT et LIBFI agissent de manière opposée à la variable HH dans l'explication de l'inertie des données (voir en annexe la figure 27). On peut donc considérer la première composante comme une dimension du niveau de mondialisation : une libéralisation financière importante et un accès à l'Internet généralisé sont des indicateurs de mondialisation, contrairement à une concentration forte des industries qui signifie que des entreprises internationales de secteurs différents ne sont pas implantées sur le territoire. Cette dimension oppose l'Autriche et la République tchèque à la Pologne (voir en annexe les figures 28 et 29) qui ont connu des rythmes de développement international différents : cela pourrait expliquer des évolutions différentes à travers le temps du biais domestique dans ces pays.

De plus, comme la variable HH contribue négativement à la première composante, contrairement à la variable LIBFI pour laquelle une relation positive avec le biais domestique a déjà été prouvée dans les régressions, nous pouvons valider l'hypothèse 6 pour les pays de l'est selon laquelle la concentration des industries sur un marché diminue le biais domestique des investisseurs.

Dans la deuxième composante principale, ce sont les variables RQ et MKTCAP qui ont le plus de poids et contribuent dans le même sens à l'inertie des données : cela confirme à nouveau la validité des hypothèses 5 et 7, pour les pays de l'est. C'est seulement dans la troisième composante que la variable de choc financier a un réel impact. Ceci indique que les effets des crises sur le biais domestique sont mitigés et complexes.

L'analyse de la région sud de l'Europe partage les mêmes variables dont les poids sont aussi importants que l'Est et une dimension représentant l'évolution de la mondialisation des pays a du sens également. Cependant ces variables communes ayant un poids important ne sont pas dans le même ordre de pouvoir d'explication de la variance qu'à l'est.

Finalement, les résultats de l'analyse des pays de l'ouest montrent que les poids importants des variables sont similaires à ceux des pays du sud de l'Europe. Le graphique des scores (Voir en annexe la figure 36) est beaucoup moins lisible pour cet échantillon, les pays semblent s'étaler entre les deux premières composantes de manière assez homogène.

En résumé, les analyses en composantes principales permettent de confirmer la validité des hypothèses 2 et 6 pour le Nord et 5 et 7 pour l'est. la première analyse en composantes

principales dégage tout de même deux explications des différences de niveau des biais domestiques entre les régions d'Europe (voir en annexe les figures 5 à 9). Ces explications sont la taille de marché et la qualité des réglementations .

7.4. Conclusions des résultats

En conclusion, nous avons vérifié et validé la pertinence à travers le temps de la protection contre le risque de change (H4) et la taille de marché financier (H7) comme explications du biais domestique, grâce aux modèles de régression. La relation positive entre le niveau de qualité des réglementations (H5) et le biais domestique a pu être confirmée avec plus de certitude dans les analyses en composantes principales. La relation négative entre les asymétries de l'information (H2-H3) et le biais domestique a été validée également. Cependant, un des estimateurs de cette explication du biais s'est avéré peu précis : l'impact de la mesure d'éloignement géographique (H2) sur le biais n'a été vérifiée avec précision que pour la région nord de l'Europe. La pertinence à travers le temps de la concentration des industries domestiques (H6) pour expliquer le biais domestique n'a été vérifiée que pour l'est et le nord de l'Europe.

Par contre, nos résultats ne valident pas la relation positive entre les barrières directes à l'investissement (H1) et la préférence pour les titres nationaux que la littérature expose (Coeurdacier et Rey, 2011). Nous pensons que cette explication du biais a été valable dans le passé mais ne l'est plus pendant la majeure partie de la période que nous étudions. Ensuite, l'impact des crises financières (H8) sur l'allocation des actifs des investisseurs n'a pas pu être prouvé non plus : la variable utilisée pour représenter les crises financières ne reflète pas l'hétérogénéité des caractéristiques d'une crise et par conséquent un autre aspect d'une crise financière pourrait peut-être impacter le biais des investisseurs. Nous pensons que cet aspect pourrait être le caractère systémique d'une crise : les investisseurs se retrancheraient vers les actifs nationaux lorsque la crise impacte toute l'économie et non pas lorsqu'elle se situe uniquement au niveau de la Bourse. Après cela, nous avons prouvé que le biais domestique passé des investisseurs impacte leurs décisions futures. Mais nous n'observons pas d'effet d'apprentissage (H9), au contraire : il semble que les investisseurs ont un biais de confirmation qui les encourage à continuer de surpondérer leurs actifs nationaux.

Enfin, nous avons trouvé que les disparités entre les niveaux de biais domestique (H10) du nord et de l'ouest et ceux de l'est et du sud du continent pouvaient être expliqués par la taille des marchés et la qualité des réglementations et de la gouvernance

7.5. Inférence pour la période post-Covid-19

Avec nos résultats, il faut rester prudent dans nos prédictions concernant l'évolution du biais domestique en Europe pour les années qu'on surnommara plus tard sûrement les « années Covid-19 » : 2020, le cœur de la crise, 2021, le vaccin et la fin de la crise et, 2022, les répercussions. En effet, nos analyses n'ont pas permis d'établir un lien significatif évident entre les crises financières et le biais domestique des investisseurs. Selon notre raisonnement de la section 7.2 « Vérification des hypothèses », seules les crises à caractère systémique auraient le pouvoir d'impacter le biais domestique, comme les crises de 2008 et de 2011 dont nous avons établi la description au chapitre 5. À ce même chapitre, nous avons discuté des caractéristiques de la crise causée par la propagation du virus Covid-19. Elle a atteint tant les marchés boursiers en reflétant la panique et l'incertitude mondiale, que les entreprises à l'arrêt, le pouvoir d'achat des consommateurs par des salaires réduits au chômage temporaire ou les États qui ont engendré des dépenses colossales en matériel sanitaire, indemnités aux entreprises, aux indépendants etc. Nous pouvons aisément caractériser la crise du Covid-19 comme « systémique ». Par conséquent, notre raisonnement suggère que les investisseurs auront tendance, entre 2020 et 2022, à se retrancher vers des actifs qui leur sont plus familiers. De plus, nous avons observé que les investisseurs souffrent d'un biais de confirmation qui les encourage à retenir uniquement les informations qui supportent leurs décisions antérieures. Pendant la crise un sentiment nationaliste généralisé s'est développé dans les pays d'Europe, guidé par l'envie de la population d'être solidaire face à la pandémie. Ce sentiment nationaliste provenait aussi de la peur accrue des pays extérieurs qui peuvent représenter une menace pour la santé des résidents avec la propagation du virus. Toutes les informations d'actualité qui encourageaient ce sentiment nationaliste peuvent avoir été enregistrées par les investisseurs pour confirmer leurs décisions antérieures d'investissement dans les actions domestiques, à cause de leur biais de confirmation. Cela suggère que le biais domestique des investisseurs aura vraisemblablement augmenté pendant les années de la crise provoquée par le Covid-19.

Conclusion

Les chercheurs ont enquêté le phénomène du biais domestique depuis plus de trente ans. Beaucoup de justifications du comportement déroutant des investisseurs ont été prouvées durant cette période mais aucune ne semble être capable d'expliquer le biais domestique à elle seule, et encore moins de rester valable à travers le temps. Le biais domestique est une intrigue dans la littérature financière et un phénomène bien plus complexe qu'il n'en a l'air au premier abord.

Cependant, les résultats de notre recherche prouvent qu'un ensemble de facteurs provenant de la littérature est capable d'expliquer une grande partie de l'évolution du biais à travers le temps, ce qui répond à la première question de recherche exposée dans l'introduction. En effet, nous avons effectué plusieurs analyses de régression et en composantes principales avec une combinaison de facteurs explicatifs du biais, d'une part institutionnels et d'autre part comportementaux. Les premiers étaient la libéralisation financière, l'asymétrie des informations, le risque de taux de change, le niveau de gouvernance et de réglementation, la concentration des industries et la taille du marché financier. Les seconds étaient le sentiment de familiarité et la culture. Les résultats de nos analyses montrent que le risque de change, la taille du marché financier, la qualité des réglementations et l'asymétrie des informations expliquent ensemble une majorité du biais domestique et sont des justifications valables à travers le temps. La justification de la libéralisation financière, l'impact de diminution que celle-ci est censée exercer sur le biais domestique (Coeurdacier et Ray, 2011) et l'argument de la concentration des industries ne sont pas valables pour tout notre échantillon européen de 1998 à 2019. La variable représentant les facteurs comportementaux de familiarité et de culture n'explique pas significativement le biais domestique à travers le temps. De plus, nous avons trouvé que la taille d'un marché financier et la qualité de ses réglementations et de sa gouvernance par rapport aux autres pays peuvent expliquer les disparités de niveau de biais domestique entre les régions du nord et de l'ouest et celles du sud et de l'est de l'Europe.

Ensuite, nous avons analysé l'impact des chocs financiers sur le biais domestique dans le cadre de la controverse sur le sujet entre les chercheurs dans la littérature. Nos résultats sont trop mitigés et trop peu significatifs que pour choisir fermement un parti dans le débat. Nous pensons que le VIX, la mesure que nous avons utilisée pour représenter un choc financier, ne reprend pas toutes les caractéristiques d'une crise financière susceptibles d'influencer le biais

domestique. Par conséquent, la réponse à notre seconde question de recherche n'est pas tranchée.

En outre, nos modèles autorégressifs nous ont indiqué que, bien contrairement à ce que nous avons imaginé, les investisseurs ne semblent pas connaître d'effet d'apprentissage concernant leur biais domestique et même plus, ils font preuve d'un biais de confirmation concernant le biais domestique: année après année, ils se confortent dans leurs décisions passées.

Enfin, l'inférence que nous tirons de ces résultats pour la période après la crise du Covid-19 reste prudente car notre analyse concernant l'impact des chocs financiers n'est pas concluante. Nous pensons que le caractère systémique de la crise provoquée par le virus provoquera une hausse du biais domestique à cause de l'incertitude qu'elle répand chez les investisseurs. Cette hausse sera également due au biais de confirmation des investisseurs que nous avons observé grâce à nos modèles autorégressifs : les investisseurs sont encouragés par la propagation d'un sentiment nationaliste dans les pays européens.

En conclusion, notre recherche apporte deux nouvelles théories à la littérature concernant le biais domestique. Premièrement, certains facteurs explicatifs du biais domestique sont valables à travers une longue période de temps alors que d'autres non, et une combinaison de ces facteurs a plus de pouvoir explicatif du phénomène qu'individuellement. Deuxièmement, les investisseurs ont un biais de confirmation concernant leur préférence pour les titres nationaux.

Nous croyons qu'il serait intéressant d'améliorer certaines méthodes d'analyse des facteurs explicatifs du biais domestique. Par exemple, il pourrait être plus judicieux d'analyser l'impact des crises financières sur les facteurs explicatifs du biais domestique avant d'essayer de prouver sa causalité directe avec le phénomène. De plus, l'étude des facteurs comportementaux du biais pourrait être réalisée grâce à des analyses qualitatives qui sont peut-être plus adaptées pour saisir le raisonnement psychologique des investisseurs.

Finalement, les mots de Winston Churchill ne seraient-ils pas la réponse ultime à toutes les interrogations concernant le biais domestique ? « Les hommes trébuchent parfois sur la vérité, mais la plupart se redressent et passent vite leur chemin comme si rien ne leur était arrivé ». (Winston Churchill, 1874-1965).

Références bibliographiques

- Adler, M., & Dumas, B. (1983). International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis. *The Journal of Finance*, 38(3), 925–984. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1983.tb02511.x>
- Ahearne, A. G., Grier, W. L., & Warnock, F. E. (2004). Information costs and home bias: an analysis of US holdings of foreign equities. *Journal of International Economics*, 62(2), 313–336. [https://doi.org/10.1016/s0022-1996\(03\)00015-1](https://doi.org/10.1016/s0022-1996(03)00015-1)
- Ali, A. (2020, October 29). The World's 10 Largest Stock Markets. Retrieved March 22, 2021, from <https://www.visualcapitalist.com/the-worlds-10-largest-stock-markets/>
- Amadi, A. (2004). Equity Home Bias: A Disappearing Phenomenon? *SSRN Electronic Journal*, 1–37. <https://doi.org/10.2139/ssrn.540662>
- Ambler, S. (2009). La stationnarité en économétrie et en macroéconomie : un guide pour les non-initiés. *L'Actualité Économique*, 65(4), 590–609. <https://doi.org/10.7202/601512ar>
- Anderson, C. W., Fedenia, M., Hirschey, M., & Skiba, H. (2011). Cultural influences on home bias and international diversification by institutional investors. *Journal of Banking & Finance*, 35(4), 916–934. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.09.006>
- Anderson, T., & Hsiao, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics*, 18(1), 47–82. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(82\)90095-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(82)90095-1)
- Arellano, M. (1987). Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(4), 431–434. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1987.mp49004006.x>
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2297968>

- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-d](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-d)
- Artus, P. (2011). Zone euro : les responsables de la crise de la dette. *Politique étrangère, Hiver*(4), 755–762. <https://doi.org/10.3917/pe.114.0755>
- Bae, K.-H., Stulz, R. M., & Tan, H. (2008). Do local analysts know more? A cross-country study of the performance of local analysts and foreign analysts. *Journal of Financial Economics*, 88(3), 581–606. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.02.004>
- Baele, L., Pungulescu, C., & Ter Horst, J. (2007). Model uncertainty, financial market integration and the home bias puzzle. *Journal of International Money and Finance*, 26(4), 606–630. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.03.007>
- Balli, F., Basher, S. A., & Ozer-Balli, H. (2010). From home bias to Euro bias: Disentangling the effects of monetary union on the European financial markets. *Journal of Economics and Business*, 62(5), 347–366.
<https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2010.04.004>
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd ed.). Retrieved from https://himayatullah.weebly.com/uploads/5/3/4/0/53400977/baltagi-econometric-analysis-of-panel-data_himmy.pdf
- Banque Centrale Européenne. (2020, March). *Is the home bias biased? New evidence from the investment fund sector*. Retrieved from https://www.ecb.europa.eu/pub/fie/article/html/ecb.fieart202003_03~9efb363a78.en.html
- Barberis, N., & Huang, M. (2009). Preferences with frames: A new utility specification that allows for the framing of risks. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(8), 1555–1576. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2009.01.009>
- Barberis, N., Huang, M., & Thaler, R. H. (2006). Individual Preferences, Monetary Gambles, and Stock Market Participation: A Case for Narrow Framing. *American Economic Review*, 96(4), 1069–1090. <https://doi.org/10.1257/aer.96.4.1069>

- Barberis, N., & Thaler, R. (2003). A survey of behavioral finance. *Handbook of the Economics of Finance, 1*(Part B), 1053–1128. [https://doi.org/10.1016/s1574-0102\(03\)01027-6](https://doi.org/10.1016/s1574-0102(03)01027-6)
- Barron, J. M., & Ni, J. (2008). Endogenous asymmetric information and international equity home bias: The effects of portfolio size and information costs. *Journal of International Money and Finance, 27*(4), 617–635. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.02.003>
- Baxter, M., & Jermann, U. (1995). The International Diversification Puzzle is Worse Than You Think. *The American Economic Review, 87*(1), 170–180. <https://doi.org/10.3386/w5019>
- Bekaert, G., & Wang, X. S. (2009). Home Bias Revisited. *SSRN Electronic Journal*. Published. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1344880>
- Beneish, M. D., & Yohn, T. L. (2008). Information friction and investor home bias: A perspective on the effect of global IFRS adoption on the extent of equity home bias. *Journal of Accounting and Public Policy, 27*(6), 433–443. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2008.09.001>
- Berkel, B. (2007). Institutional Determinants of International Equity Portfolios - A Country-Level Analysis. *The B.E. Journal of Macroeconomics, 7*(1). <https://doi.org/10.2202/1935-1690.1388>
- Beugelsdijk, S., & Frijns, B. (2010). A cultural explanation of the foreign bias in international asset allocation. *Journal of Banking & Finance, 34*(9), 2121–2131. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.01.020>
- Black, F. (1974). International capital market equilibrium with investment barriers. *Journal of Financial Economics, 1*(4), 337–352. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(74\)90013-0](https://doi.org/10.1016/0304-405x(74)90013-0)
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics, 87*(1), 115–143. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00009-8)

- Bodnaruk, A. (2009). Proximity Always Matters: Local Bias When the Set of Local Companies Changes. *Review of Finance*, 13(4), 629–656.
<https://doi.org/10.1093/rof/rfp014>
- Bose, U., MacDonald, R., & Tsoukas, S. (2015). The role of education in equity portfolios during the recent financial crisis. *Scottish Institute for Research in Economics (SIRE)*, (26). Retrieved from <https://core.ac.uk/reader/74367710>
- Brennan, M., Cao, H., Strong, N., & Xu, X. (2005). The dynamics of international equity market expectations. *Journal of Financial Economics*, 77(2), 257–288.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.06.008>
- Broner, F., Didier, T., Erce, A., & Schmukler, S. L. (2013). Gross capital flows: Dynamics and crises. *Journal of Monetary Economics*, 60(1), 113–133.
<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.12.004>
- Butler, K., & Joaquin, D. (2002). Are the gains from international portfolio diversification exaggerated? The influence of downside risk in bear markets. *Journal of International Money and Finance*, 21(7), 981–1011. [https://doi.org/10.1016/s0261-5606\(02\)00048-7](https://doi.org/10.1016/s0261-5606(02)00048-7)
- Cafferata, A., & Tramontana, F. (2019). A financial market model with confirmation bias. *Structural Change and Economic Dynamics*, 51, 252–259.
<https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.08.004>
- Cai, F., & Warnock, F. E. (2004). International Diversification at Home and Abroad. *SSRN Electronic Journal*, 1–48. <https://doi.org/10.2139/ssrn.509743>
- Cambridge Dictionary. (2021, May 19). Bear market définition. Retrieved May 20, 2021, from <https://dictionary.cambridge.org/fr/dictionnaire/anglais/bear-market>
- Cao, H. H., Han, B., Zhang, H. H., & Hirshleifer, D. A. (2007). Fear of the Unknown: Familiarity and Economic Decisions. *Review of Finance*, 15(1), 173–206.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.985381>
- CEICdata.com. (2018, June 1). European Union Real GDP Growth. Retrieved March 23, 2021, from <https://www.ceicdata.com/en/indicator/european-union/real-gdp-growth>

- Chan, K., Covrig, V., & Ng, L. (2005). What Determines the Domestic Bias and Foreign Bias? Evidence from Mutual Fund Equity Allocations Worldwide. *The Journal of Finance*, 60(3), 1495–1534. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.768_1.x
- Chinn, M. D., & Ito, H. (2006). What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. *Journal of Development Economics*, 81(1), 163–192. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.05.010>
- Chiou, W.-J. P., & Pukthuanthong, K. (2020). What Drives Variation in the International Diversification Benefits? A Cross-Country Analysis. *Handbook of Financial Econometrics, Mathematics, Statistics, and Machine Learning*, 519–562. https://doi.org/10.1142/9789811202391_0013
- Chniguir, M. C., Kefi, M. K., & Henchiri, J. H. (2017). The Determinants of Home Bias in Stock Portfolio: An Emerging and Developed Markets Study. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(6), 182–191. Retrieved from <http://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/view/2406>
- Coeurdacier, N., & Rey, H. (2011). Home Bias in Open Economy Financial Macroeconomics. *Journal of Economic Literature*, 51(1), 63–115. <https://doi.org/10.3386/w17691>
- Commission européenne, site web officiel. (n.d.). Retrieved November 24, 2020, from https://ec.europa.eu/info/index_fr
- Cooper, I., & Kaplanis, E. (1994). Home Bias in Equity Portfolios, Inflation Hedging, and International Capital Market Equilibrium. *Review of Financial Studies*, 7(1), 45–60. <https://doi.org/10.1093/rfs/7.1.45>
- Cooper, I., Sercu, P., & Vanpée, R. (2012). The Equity Home Bias Puzzle: A Survey. *Foundations and Trends® in Finance*, 7(4), 289–416. <https://doi.org/10.1561/05000000039>
- Cooper, I., Sercu, P., & Vanpée, R. (2017). A Measure of Pure Home Bias. *Review of Finance*, 22(4), 1469–1514. <https://doi.org/10.1093/rof/rfx005>

- Cornand, C., Gandré, P., & Gimet, C. (2015, September). *Increase in home bias in the Eurozone debt crisis: the role of domestic shocks*. HAL - Archives Ouvertes. Retrieved from <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01015475>
- Coval, J. D., & Moskowitz, T. J. (1999). Home Bias at Home: Local Equity Preference in Domestic Portfolios. *The Journal of Finance*, 54(6), 2045–2073. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00181>
- De Santis, R., & Gérard, B. (1998). How big is the premium for currency risk? *Journal of Financial Economics*, 49(3), 375–412. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00029-4](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00029-4)
- De Santis, R., & Gérard, B. (2006). Financial integration, international portfolio choice and the european monetary union. *ECB Working Papers*, (626), 1–52. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp626.pdf>
- Driessen, J., & Laeven, L. (2007). International portfolio diversification benefits: Cross-country evidence from a local perspective. *Journal of Banking & Finance*, 31(6), 1693–1712. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.11.006>
- Edwards, W. (1982). Conservatism in human information processing. *Judgment under Uncertainty*, 359–369. <https://doi.org/10.1017/cbo9780511809477.026>
- Eichler, S. (2012). Equity home bias and corporate disclosure. *Journal of International Money and Finance*, 31(5), 1008–1032. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.12.008>
- Eldor, R., Pines, D., & Schwartz, A. (1988). Home asset preference and productivity shocks. *Journal of International Economics*, 25(1–2), 165–176. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(88\)90011-6](https://doi.org/10.1016/0022-1996(88)90011-6)
- Errunza, V., & Losq, E. (1985). International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Test. *The Journal of Finance*, 40(1), 105–124. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb04939.x>
- Fellner-Röhling, G., & Maciejovsky, B. (2003, March). *The Equity Home Bias: Contrasting an Institutional with a Behavioral Explanation* (3). Max Planck Institute for Research

- into Economic Systems, Papers on Strategic Interaction.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.390100>
- Ferreira, M. A., & Miguel, A. F. (2007). Home Equity Bias and Industry Concentration. *SSRN Electronic Journal*, 1–61. <https://doi.org/10.2139/ssrn.989341>
- Fidora, M., Fratzscher, M., & Thimann, C. (2007). Home bias in global bond and equity markets: The role of real exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 26(4), 631–655. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.03.002>
- Financial Crisis Inquiry Commission. (2011, January). *Final report of the National Commission on the Causes of the Financial and Economic Crisis in the United States* (1). Library of Congress. Retrieved from <http://purl.fdlp.gov/GPO/gpo3449>
- Forbes, K. J., & Warnock, F. E. (2011). Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flights and Retrenchment. *Journal of International Economics*, 88(2), 235–251.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.1923259>
- Fratzscher, M. (2012). Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis. *Journal of International Economics*, 88(2), 341–356.
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.05.003>
- French, K., & Poterba, J. (1991). Investor Diversification and International Equity Markets. *The American Economic Review*, 81(2), 222–226. <https://doi.org/10.3386/w3609>
- Giannetti, M., & Laeven, L. (2012). The flight home effect: Evidence from the syndicated loan market during financial crises. *Journal of Financial Economics*, 104(1), 23–43.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.12.006>
- Giannetti, M., & Simonov, A. (2006). Which Investors Fear Expropriation? Evidence from Investors' Portfolio Choices. *The Journal of Finance*, 61(3), 1507–1547.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00879.x>
- Goetzmann, W. N., Li, L., & Rouwenhorst, K. G. (2005). Long-Term Global Market Correlations. *The Journal of Business*, 78(1), 1–38. <https://doi.org/10.1086/426518>

- Graham, J. R., Harvey, C. R., & Huang, H. (2006). Investor Competence, Trading Frequency, and Home Bias. *Management Science*, *55*(7), 1094–1106.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.620801>
- Griffin, J. M., Harris, J. H., Shu, T., & Topaloglu, S. (2011). Who Drove and Burst the Tech Bubble? *The Journal of Finance*, *66*(4), 1251–1290. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01663.x>
- Grinblatt, M., & Keloharju, M. (2001). How Distance, Language, and Culture Influence Stockholdings and Trades. *The Journal of Finance*, *56*(3), 1053–1073.
<https://doi.org/10.1111/0022-1082.00355>
- Habib, M. M., & Stracca, L. (2013, October). *Foreign Investors and Risk Shocks: Seeking a Safe Haven or Running for the Exit?* (1609). ECB Working Paper. Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=2347459>
- Hau, H. (2001). Location Matters: An Examination of Trading Profits. *The Journal of Finance*, *56*(5), 1959–1983. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00396>
- Heath, C., & Tversky, A. (1991). Preference and belief: Ambiguity and competence in choice under uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, *4*(1), 5–28.
<https://doi.org/10.1007/bf00057884>
- Huberman, G. (2001). Familiarity Breeds Investment. *Review of Financial Studies*, *14*(3), 659–680. <https://doi.org/10.1093/rfs/14.3.659>
- Hübner, G. (2020, February 1). Investment and Portfolio Management [Slides]. Retrieved from <https://lola.hec.uliege.be/>
- Kalemli-Ozcan, S., Papaioannou, E., & Peydró, J. L. (2010). What lies beneath the euro's effect on financial integration? Currency risk, legal harmonization, or trade? *Journal of International Economics*, *81*(1), 75–88.
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2010.02.002>
- Karlsson, A., & Nordén, L. (2007). Home sweet home: Home bias and international diversification among individual investors. *Journal of Banking & Finance*, *31*(2), 317–333. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.04.005>

- Kho, B. C., Stulz, R. M., & Warnock, F. E. (2009). Financial Globalization, Governance, and the Evolution of the Home Bias. *Journal of Accounting Research*, 47(2), 597–635.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2009.00323.x>
- Kilka, M., & Weber, M. (2000). Home Bias in International Stock Return Expectations. *Journal of Psychology and Financial Markets*, 1(3–4), 176–192.
https://doi.org/10.1207/s15327760jpfm0134_3
- Kim, B. J., Yun, Y. S., Cin, B. C., & Kim, Y. (2014). Home Bias in Emerging Bond and Stock Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(4), 95–124.
<https://doi.org/10.2753/ree1540-496x500406>
- Kumar, S. S. S. (2011). Are the Emerging Markets Relevant for Portfolio Diversification? *Review of Market Integration*, 3(2), 103–119.
<https://doi.org/10.1177/097492921100300201>
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004. *Journal of International Economics*, 73(2), 223–250.
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.02.003>
- L’Echo - Graphique. (2021, March 23). Retrieved March 23, 2021, from
<https://www.lecho.be/les-marches/actions/graphe.html?issueId=190031976>
- Lessard, D. R. (1973). International Portfolio Diversification : A Multivariate Analysis For A Group Of Latin American Countries. *The Journal of Finance*, 28(3), 619–633.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1973.tb01384.x>
- Levy, H., & Levy, M. (2014). The home bias is here to stay. *Journal of Banking & Finance*, 47, 29–40. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.06.020>
- Levy, H., & Sarnat, M. (1970). International Diversification of Investment Portfolios. *The American Economic Review*, 60(4), 668–675. Retrieved from
<https://www.jstor.org/stable/1818410>

- Lewis, K. K. (1999). Trying to explain home bias in equities and consumption. *Journal of Economic Literature*, 37(2), 571–608. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2565213>
- Lintner, J. (1965). Security Prices, Risk, And Maximal Gains From Diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), 587–615. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1965.tb02930.x>
- Lord, C. G., Ross, L., & Lepper, M. R. (1979). Biased assimilation and attitude polarization: The effects of prior theories on subsequently considered evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(11), 2098–2109. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.37.11.2098>
- Lowenfeld, H. (1909). *Investment, an exact science*. London, United-Kingdom: The Financial review of reviews.
- Lütje, T., & Menkhoff, L. (2007). What drives home bias? Evidence from fund managers' views. *International Journal of Finance & Economics*, 12(1), 21–35. <https://doi.org/10.1002/ijfe.309>
- Magi, A. (2009). Portfolio choice, behavioral preferences and equity home bias. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 501–520. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2008.01.004>
- Malloy, C. J. (2005). The Geography of Equity Analysis. *The Journal of Finance*, 60(2), 719–755. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00744.x>
- Market capitalization of listed domestic companies (current US\$) | Data. (n.d.). Retrieved November 24, 2020, from <https://data.worldbank.org/indicator/CM.MKT.LCAP.CD>
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>
- Markowitz, H. M. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/j.ctt1bh4c8h>

- Milesi-Ferretti, G. M., & Tille, C. (2011). The Great Retrenchment: International Capital Flows During the Global Financial Crisis. *Economic Policy*, 26(66), 285,287-342. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1977374>
- Millo, G. (2017). Robust Standard Error Estimators for Panel Models: A Unifying Approach. *Journal of Statistical Software*, 82(3). <https://doi.org/10.18637/jss.v082.i03>
- Mishra, A. V. (2015). Measures of equity home bias puzzle. *Journal of Empirical Finance*, 34, 293–312. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2015.08.001>
- Moeninghoff, S. C., & Wieandt, A. (2011). Too big to fail?! Leçons de la crise financière. *Revue d'économie Financière*, 1(101), 231–260. Retrieved from <https://www.cairn.info/revue-d-economie-financiere-2011-1-page-231.htm>
- Mondria, J., & Wu, T. (2010). The puzzling evolution of the home bias, information processing and financial openness. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(5), 875–896. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2009.12.004>
- Morse, A., & Shive, S. (2011). Patriotism in your portfolio. *Journal of Financial Markets*, 14(2), 411–440. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2010.10.006>
- Mukherjee, R., Paul, S., & Shankar, S. (2018). Equity home bias—A global perspective from the shrunk frontier. *Economic Analysis and Policy*, 57, 9–21. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2017.10.003>
- Ni, J. (2009). The effects of portfolio size on international equity home bias puzzle. *International Review of Economics & Finance*, 18(3), 469–478. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2008.03.001>
- Niszczoła, P. (2013). Cross-country differences in personality and the foreign bias in international equity portfolios. *The European Journal of Finance*, 20(10), 934–956. <https://doi.org/10.1080/1351847x.2013.856332>
- Othmani, S., Ben Saanoun, I., Garali, W., & Ben Arab, M. (2014). Determinants of Home Bias Puzzle in European Countries. *International Review of Management and Business Research*, 3(1), 182–198. Retrieved from <https://www.irmbrjournal.com/papers/1389636947.pdf>

- Park, Hun Myoung. 2011. Practical Guides To Panel Data Modeling: A Step-by-step Analysis Using Stata. Tutorial Working Paper. Graduate School of International Relations, International University of Japan.
- Pesenti, P. A., & Van Wincoop, E. (2002). Can Nontradables Generate Substantial Home Bias? *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(1), 25–50.
<https://doi.org/10.1353/mcb.2002.0034>
- Pool, V. K., Stoffman, N., & Yonker, S. E. (2012). No Place Like Home: Familiarity in Mutual Fund Manager Portfolio Choice. *Review of Financial Studies*, 25(8), 2563–2599. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhs075>
- Portes, R., & Rey, H. (2005). The determinants of cross-border equity flows. *Journal of International Economics*, 65(2), 269–296.
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.05.002>
- Quinn, D., & Voth, H.-J. (2008). A century of global equity market correlations. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 98(2), 535–540.
<https://doi.org/10.1257/aer.98.2.535>
- Ricciardi, V. (2008). The Psychology of Risk: The Behavioral Finance Perspective. *Handbook of Finance*, 2, 85–111. <https://doi.org/10.1002/9780470404324.hof002010>
- Riff, S., & Yagil, Y. (2016). Behavioral Factors Affecting the Home Bias Phenomenon: Experimental Tests. *Journal of Behavioral Finance*, 17(3), 267–279.
<https://doi.org/10.1080/15427560.2016.1203324>
- Ritter, J. R. (2003). Behavioral finance. *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(4), 429–437.
[https://doi.org/10.1016/s0927-538x\(03\)00048-9](https://doi.org/10.1016/s0927-538x(03)00048-9)
- Rowland, P. F., & Tesar, L. L. (2004). Multinationals and the gains from international diversification. *Review of Economic Dynamics*, 7(4), 789–826.
<https://doi.org/10.1016/j.red.2004.05.001>
- Schoenmaker, D., & Bosch, T. (2007). Is the Home Bias in Equities and Bonds Declining in Europe? *Investment Management and Financial Innovations*, 5, 90–102. Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=996914>

- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Soares, M. A. (2012). *International Equity Allocation during the Crisis*. Retrieved from <https://tilburguniversity.on.worldcat.org/oclc/1243987199>
- Solnik, B. (1974a). An equilibrium model of the international capital market. *Journal of Economic Theory*, 8(4), 500–524. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(74\)90024-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(74)90024-6)
- Solnik, B. (1974b). The International Pricing of Risk: An Empirical Investigation of the World Capital Market Structure. *The Journal of Finance*, 29(2), 365. <https://doi.org/10.2307/2978806>
- Solnik, B. (1974c). Why Not Diversify Internationally Rather than Domestically? *Financial Analysts Journal*, 30(4), 48–54. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/4529718>
- Solnik, B., Boucelle, C., & Le Fur, Y. (1996). International Market Correlation and Volatility. *Financial Analysts Journal*, 52(5), 17–34. <https://doi.org/10.2469/faj.v52.n5.2021>
- Solnik, B., & Zuo, L. (2016). Relative Optimism and the Home Bias Puzzle. *Review of Finance*, 21(5), 2045–2074. <https://doi.org/10.1093/rof/rfw021>
- Sørensen, B. E., Wu, Y. T., Yosha, O., & Zhu, Y. (2007). Home bias and international risk sharing: Twin puzzles separated at birth. *Journal of International Money and Finance*, 26(4), 587–605. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.03.005>
- Soto, C. J., & Jackson, J. J. (2013). Five-Factor Model of Personality. *Psychology*. Published. <https://doi.org/10.1093/obo/9780199828340-0120>
- STOXX 50 Volatility VSTOXX EUR Taux historiques - Investing.com. (n.d.). Retrieved January 27, 2021, from <https://fr.investing.com/indices/stoxx-50-volatility-vstoxx-eur-historical-data>

- Strong, N. C., & Xu, X. X. (2003). Understanding the Equity Home Bias: Evidence from Survey Data. *The Review of Economics and Statistics*, 85(2), 307–312.
<https://doi.org/10.1162/003465303765299837>
- Stulz, R. M. (1981). On the Effects of Barriers to International Investment. *The Journal of Finance*, 36(4), 923–934. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1981.tb04893.x>
- Tesar, L. L., & Werner, I. M. (1995). Home bias and high turnover. *Journal of International Money and Finance*, 14(4), 467–492. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(95\)00023-8](https://doi.org/10.1016/0261-5606(95)00023-8)
- The Court of Justice approves the European stability mechanism (ESM)* . (2012, November 27). [Press release]. Retrieved March 23, 2021, from https://ec.europa.eu/commission/presscorner/detail/en/CJE_12_154
- Thibault, H. (2016, January 4). Mini-krach boursier en Chine. *Le Monde.fr*. Retrieved from <https://www.lemonde.fr>
- Uppal, R., & Wang, T. (2003). Model Misspecification and Underdiversification. *The Journal of Finance*, 58(6), 2465–2486. <https://doi.org/10.1046/j.1540-6261.2003.00612.x>
- Van Nieuwerburgh, S., & Veldkamp, L. (2009). Information Immobility and the Home Bias Puzzle. *The Journal of Finance*, 64(3), 1187–1215. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01462.x>
- Vanguard Research. (2017, February). *The global case for strategic asset allocation and an examination of home bias*. Retrieved from <https://personal.vanguard.com/pdf/ISGGAA.pdf>
- Vermeulen, R. (2013). International diversification during the financial crisis: A blessing for equity investors? *Journal of International Money and Finance*, 35, 104–123.
<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2013.01.003>
- Weinstein, N. D. (1980). Unrealistic optimism about future life events. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(5), 806–820. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.39.5.806>
- World Integrated Trade Solution HH Market concentration index By Country. (n.d.). Retrieved February 19, 2021, from

<https://wits.worldbank.org/CountryProfile/en/country/by-country/startyear/LTST/endyear/LTST/indicator/HH-MKT-CNCNTRTN-NDX>

WorldAtlas. (n.d.). World Map / World Atlas / Atlas of the World Including Geography Facts and Flags - WorldAtlas.com. Retrieved November 24, 2020, from <https://www.worldatlas.com/>

Worldwide Governance Indicators | DataBank. (n.d.). Retrieved November 24, 2020, from <https://databank.worldbank.org/source/worldwide-governance-indicators>

Wynter, M. M. (2019). Why did the equity home bias fall during the financial panic of 2008? *The World Economy*, 42(5), 1343–1372. <https://doi.org/10.1111/twec.12754>

ANNEXE - LISTE DES FIGURES

Figure 1 : Biais domestique et part des actions nationales dans le portefeuille des Etats-Unis entre 1980 et 2001	88
Figure 2 : Biais domestiques relatif aux actions par pays en 2014	88
Figure 3 : Eurostoxx 50 et Vstoxx 50 - Graphiques des cours	89
Figure 4 : Produit Intérieur Brut réel en Europe	89
Figure 5 : Biais domestique des pays d'Europe de l'Ouest entre 1998 et 2019.....	90
Figure 6 : Biais domestique des pays d'Europe du Nord entre 1998 et 2019.....	90
Figure 7 : Biais domestique des pays d'Europe du Sud entre 1998 et 2019.....	91
Figure 8 : Biais domestique des pays d'Europe de l'Est entre 1998 et 2019.....	91
Figure 9 : Moyenne des biais domestiques par zone géographique de l'Europe entre 1998 et 2019	92
Figure 10 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et INT	92
Figure 11 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et HH	93
Figure 12 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et LIBFI	93
Figure 13 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et RQ	94
Figure 14 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et MKTCAP	94
Figure 15 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et DIST	95
Figure 16 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et CRI	95
Figure 17 : Construction des modèles avec données en panel	96
Figure 18 : Diagramme en cône de l'analyse en composantes principales sur l'échantillon entier	96
Figure 19 : Diagramme des contributions de l'analyse en composantes principales sur l'échantillon entier	97
Figure 20 : Diagramme des scores de l'analyse en composantes principales sur l'échantillon entier	97
Figure 21 : Diagramme des double projection de l'analyse en composantes principales sur l'échantillon entier	98
Figure 22 : Diagramme en cône de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « NORD »	98
Figure 23 : Diagramme des contributions de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « NORD »	99

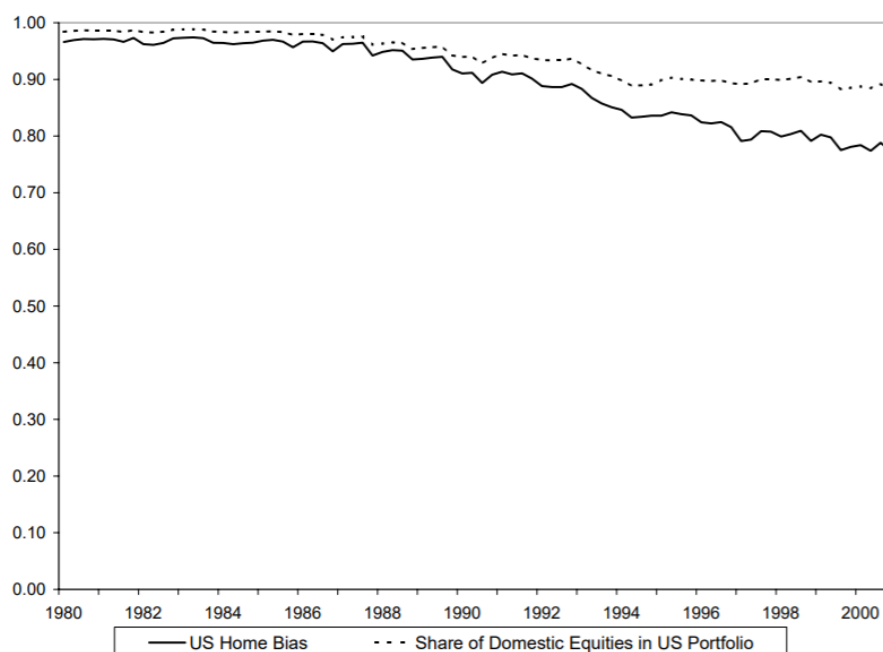
Figure 24 : Diagramme des scores de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « NORD »	99
Figure 25 : Diagramme de double projection de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « NORD »	100
Figure 26 : Diagramme en cône de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « EST »	100
Figure 27 : Diagramme des contributions de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « EST »	101
Figure 28 : Diagramme des scores de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « EST »	101
Figure 29 : Diagramme de double projection de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « EST »	102
Figure 30 : Diagramme en cône de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « SUD »	102
Figure 31 : Diagramme des contributions de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « SUD »	103
Figure 32 : Diagramme des scores de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « SUD »	103
Figure 33 : Diagramme de double projection de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « SUD »	104
Figure 34 : Diagramme en cône de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « OUEST »	104
Figure 35 : Diagramme des contributions de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « OUEST »	105
Figure 36 : Diagramme des scores de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « OUEST »	105
Figure 37 : Diagramme de double projection de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « OUEST »	106

ANNEXE – LISTE DES TABLES

Table 1 : Résumé des hypothèses et leurs analyses quantitatives	107
Table 2 : Résumé des variables indépendantes et leurs hypothèses.....	108
Table 3 : Les 7 premières places boursières et leurs proportions dans la capitalisation mondiale.....	108
Table 4 : Statistiques descriptives	109
Table 5 : Matrice des corrélations (Pearson).....	109
Table 6 : Tests de stationnarité du biais domestique	109
Table 7 : Test KPSS – Détails par individus	110
Table 8 : Vérification des hypothèses de la méthode d'estimation des MCO groupés	110
Table 9 : Tests pour le modèle à effets fixes	111
Table 10 : Tests Hausman des modèles autorégressifs.....	111
Table 11 : Résultats du modèle de régression de base	112
Table 12 : Résultats du modèle de régression de chocs financiers.....	113
Table 13 : Résultats des modèles de régression autorégressifs	114
Table 14 : Analyse en Composantes Principales sur l'échantillon entier.....	115
Table 15 : Analyses en Composantes Principales par régions d'Europe	116

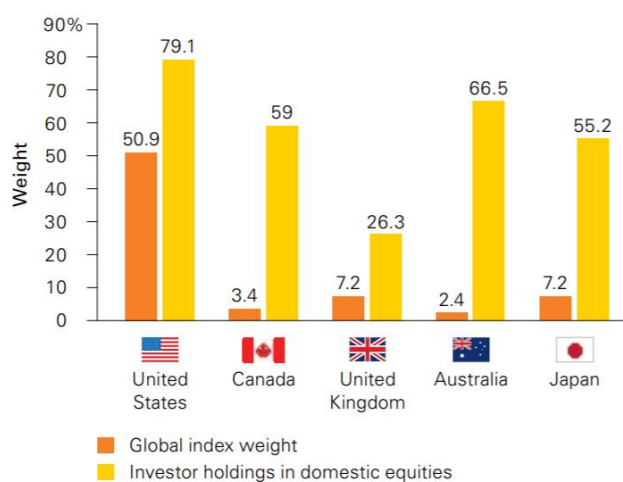
Annexes - Figures

Figure 1 : Biais domestique et part des actions nationales dans le portefeuille des Etats-Unis entre 1980 et 2001.²²



Source : Mondria et Wu (2010) avec les données de Ahearne et al. (2004).

Figure 2 : Biais domestiques relatifs aux actions par pays en 2014.²³



Source : Vanguard Research, 2017

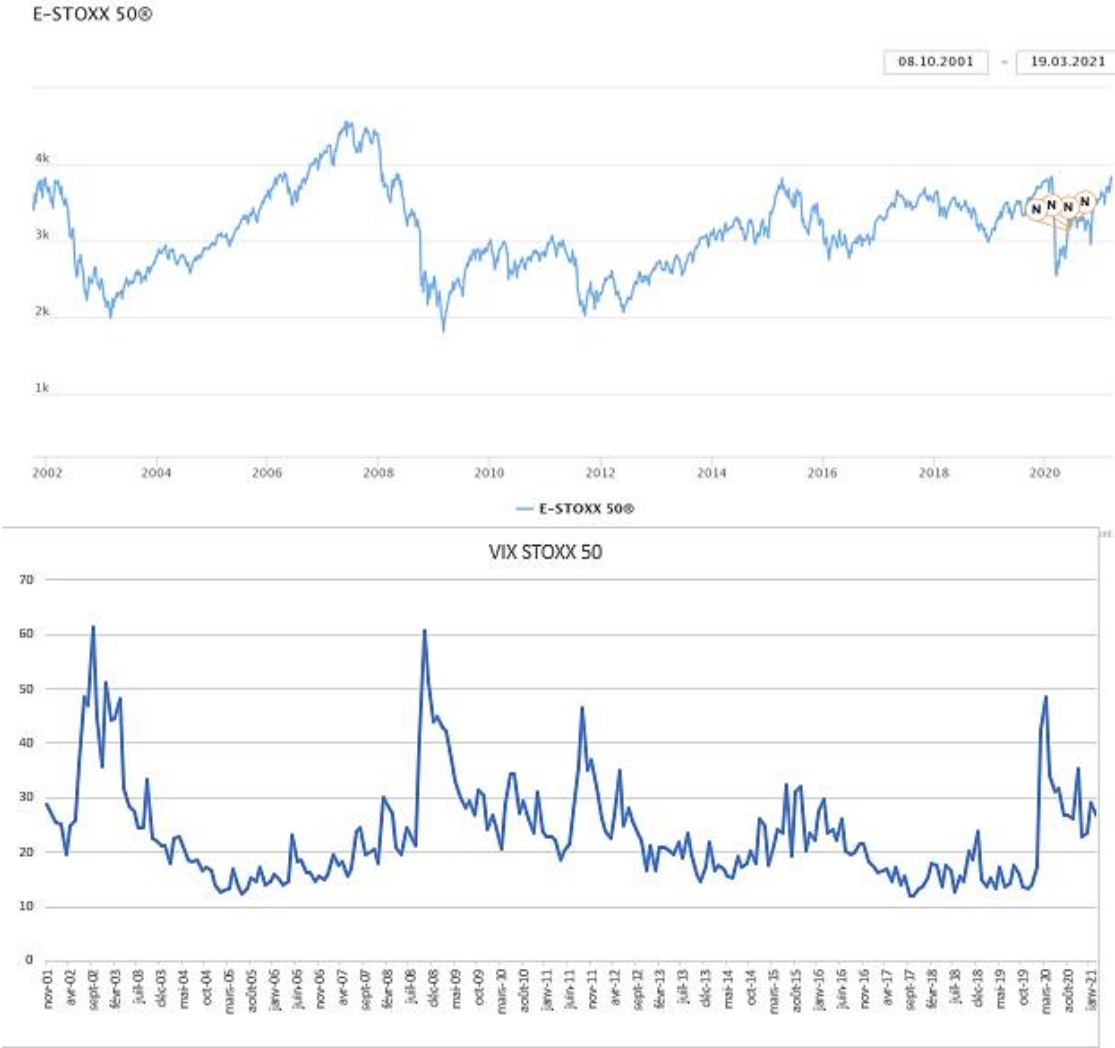
²² « US Home Bias » signifie « Biais domestique des Etats-Unis ». [Traduction Libre].

« Share of Domestic Equities in US Portfolio » signifie « Part des actions domestiques dans le portefeuille des Etats-Unis ». [Traduction Libre].

²³ « Global index weight » signifie « Poids dans l'indice mondial ». [Traduction Libre].

« Investor holdings in domestic equities » signifie « Investissements des investisseurs en actions nationales ». [Traduction Libre].

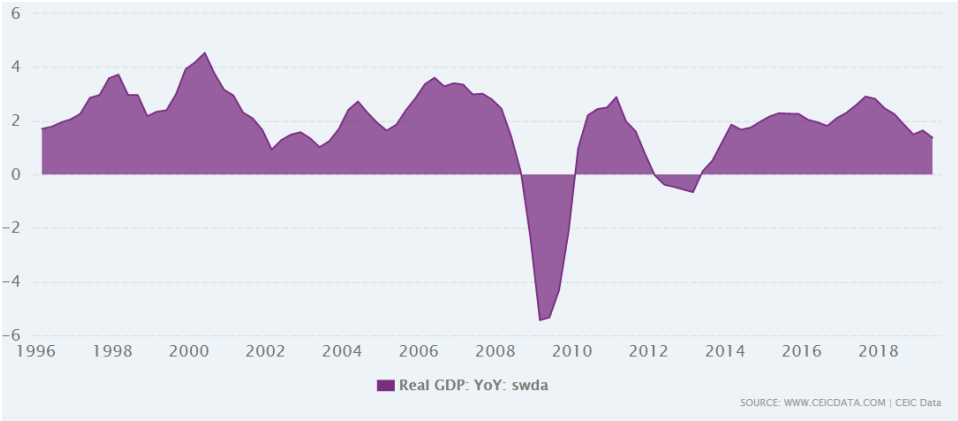
Figure 3: Eurostoxx 50 et Vstoxx 50 - Graphiques des cours.



Source : L'Echo (2021).

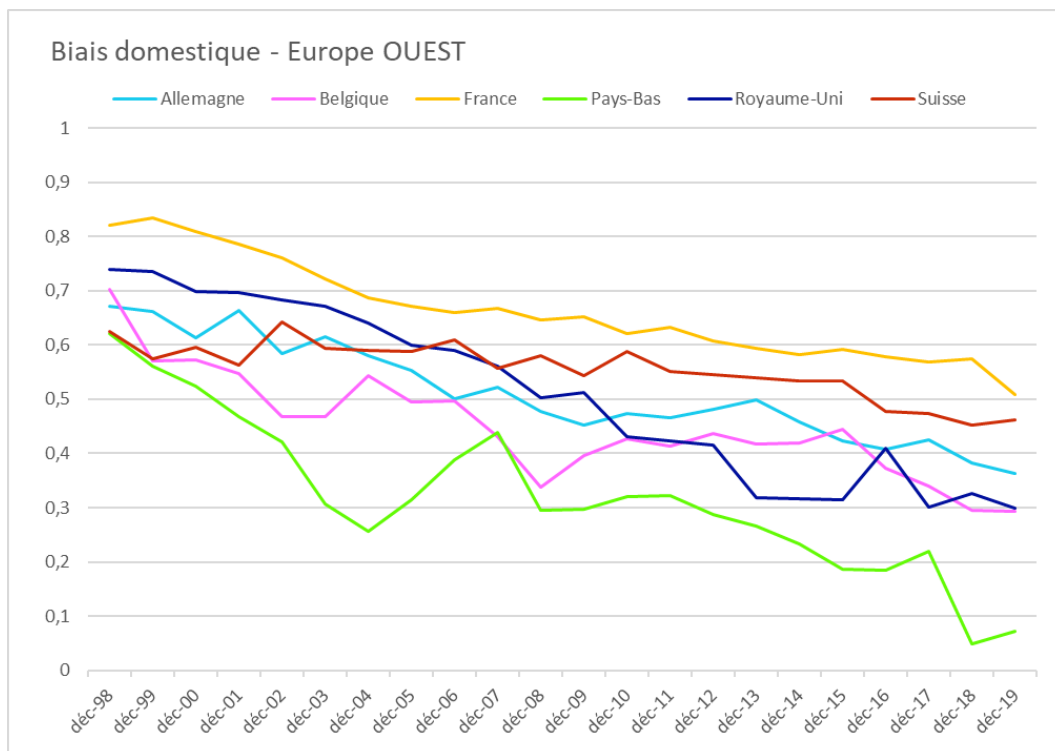
Figure 4: Produit Intérieur Brut réel en Europe.

Evolution du PIB en Europe et impact des crises de 2008 et 2012 fournie par la base de donnée du CEIC.



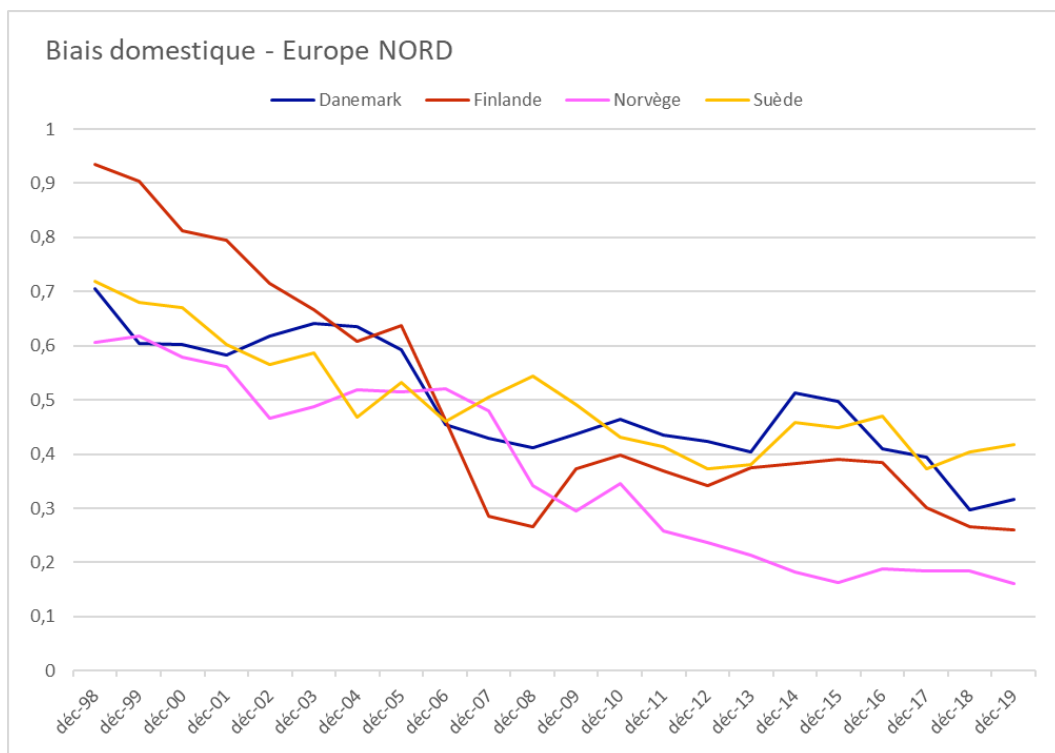
Source : CEIC (2018).

Figure 5: Biais domestique des pays d'Europe de l'Ouest entre 1998 et 2019.



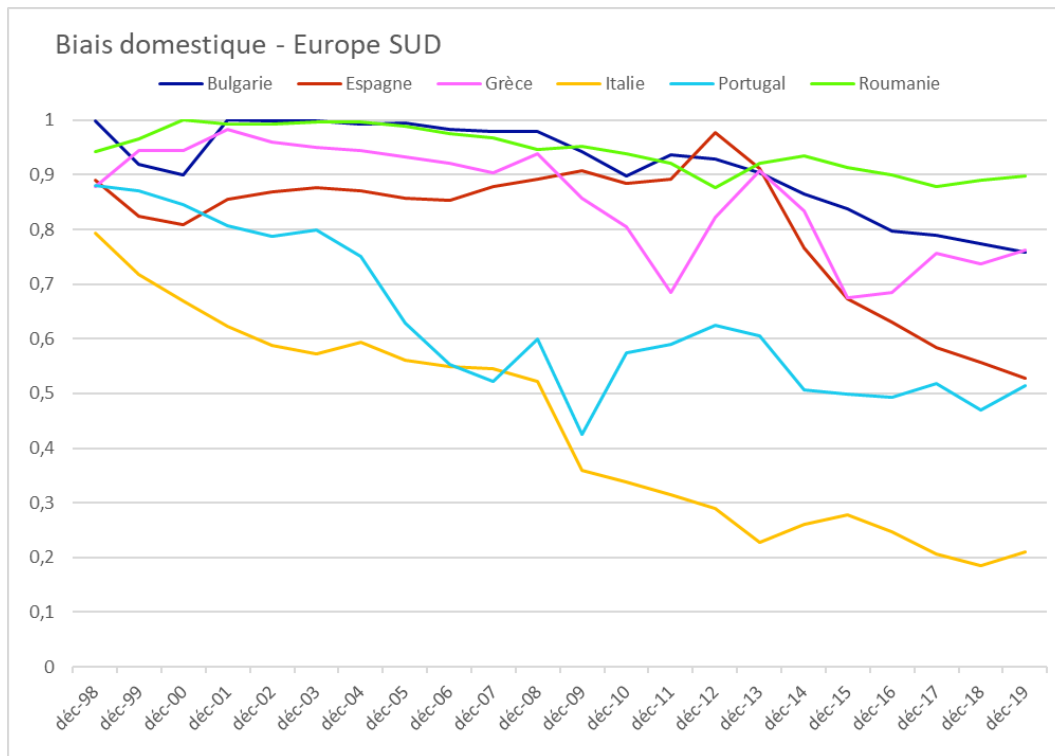
Source : Nos propres calculs, FMI, Banque Mondiale, Thomson Reuters, Lane et Milesi-Ferreti (2007).

Figure 6 : Biais domestique des pays d'Europe du Nord entre 1998 et 2019.



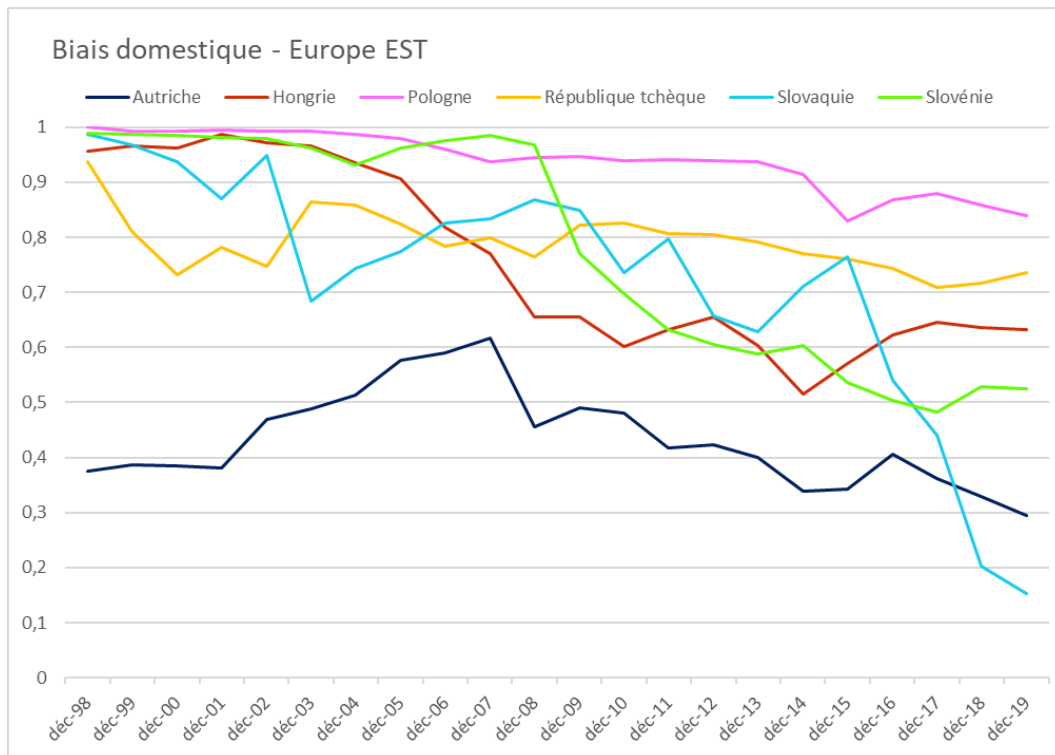
Source : Nos propres calculs, FMI, Banque Mondiale, Thomson Reuters, Lane et Milesi-Ferreti (2007).

Figure 7 : Biais domestique des pays d'Europe du Sud entre 1998 et 2019.



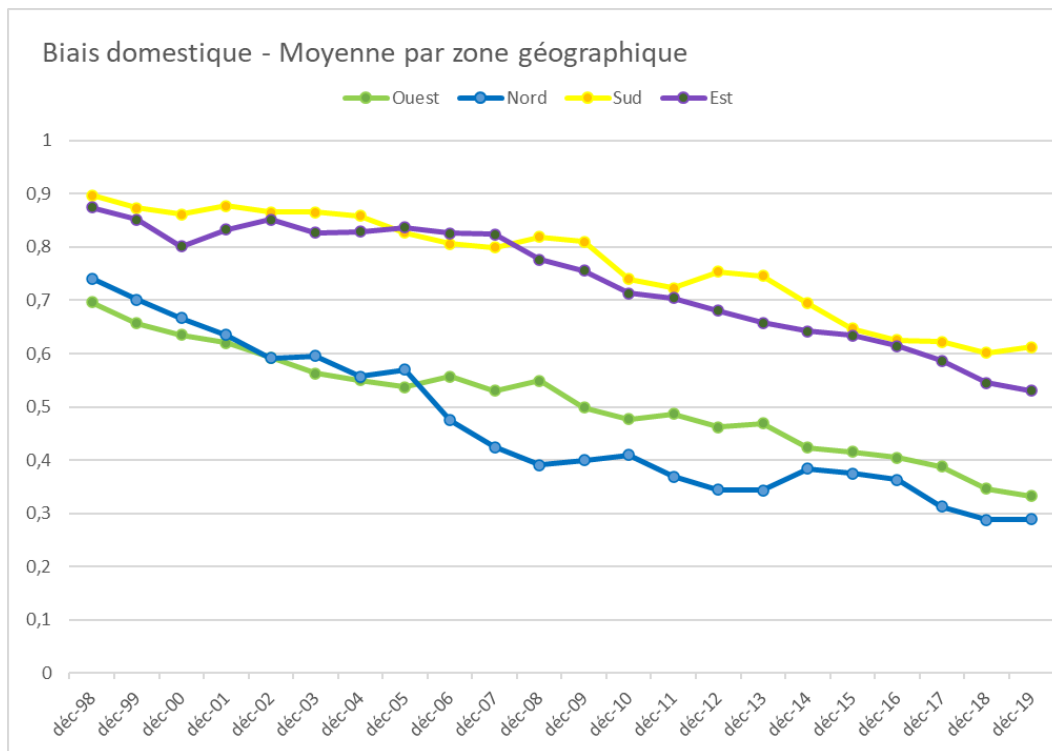
Source : Nos propres calculs, FMI, Banque Mondiale, Thomson Reuters, Lane et Milesi-Ferreti (2007).

Figure 8 : Biais domestique des pays d'Europe de l'Est entre 1998 et 2019.



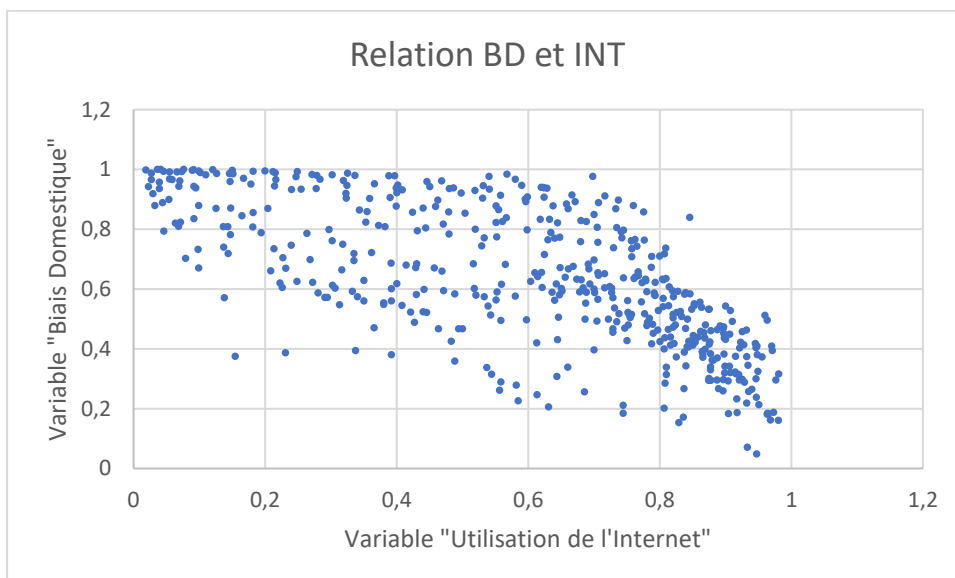
Source : Nos propres calculs, FMI, Banque Mondiale, Thomson Reuters, Lane et Milesi-Ferreti (2007).

Figure 9 : Moyenne des biais domestiques par zone géographique de l'Europe entre 1998 et 2019.



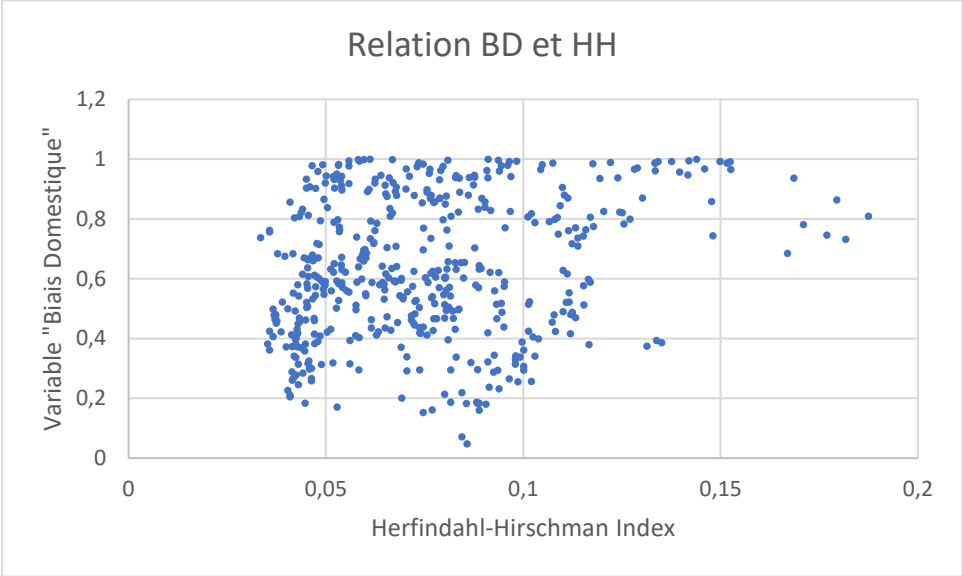
Source : Nos propres calculs, FMI, Banque Mondiale, Thomson Reuters, Lane et Milesi-Ferreti (2007).

Figure 10 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et INT.



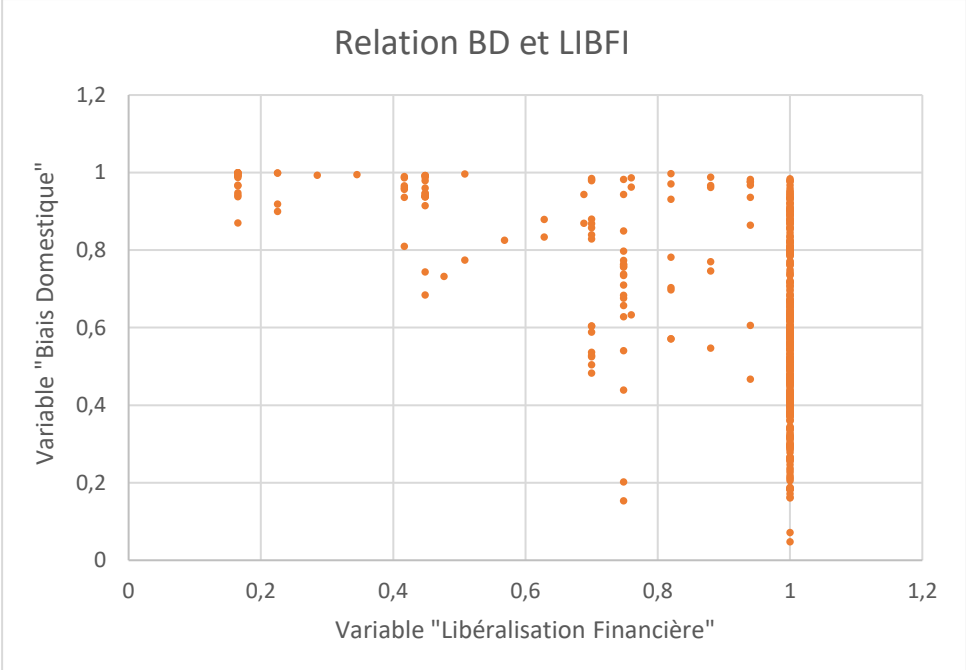
Source : Notre construction avec notre base de données.

Figure 11 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et HH.



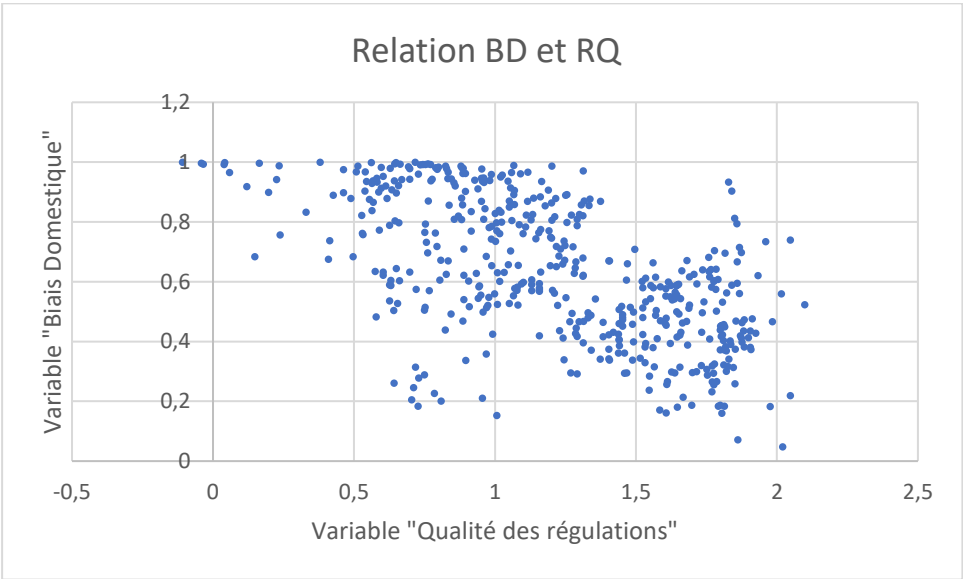
Source : Notre construction avec notre base de données.

Figure 12 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et LIBFI.



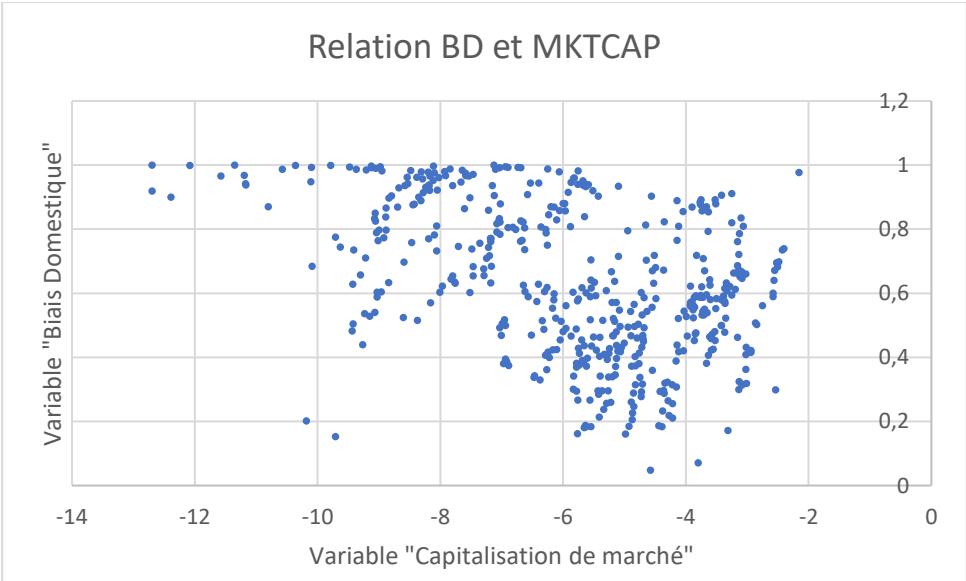
Source : Notre construction avec notre base de données.

Figure 13 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et RQ.



Source : Notre construction avec notre base de données.

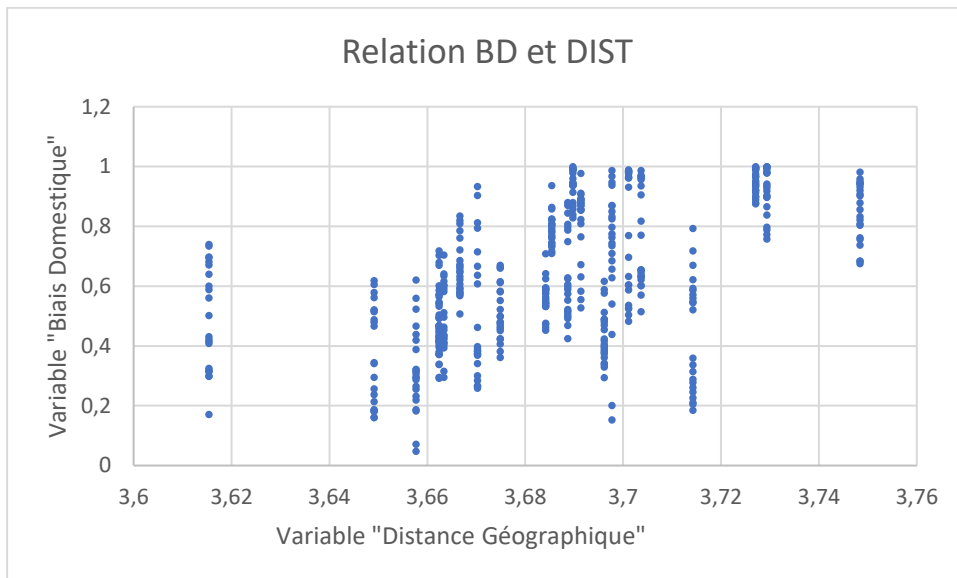
Figure 14: Nuage de points – Relation entre les variables BD et MKTCAP.



Source : Notre construction avec notre base de données.

Figure 15 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et DIST.

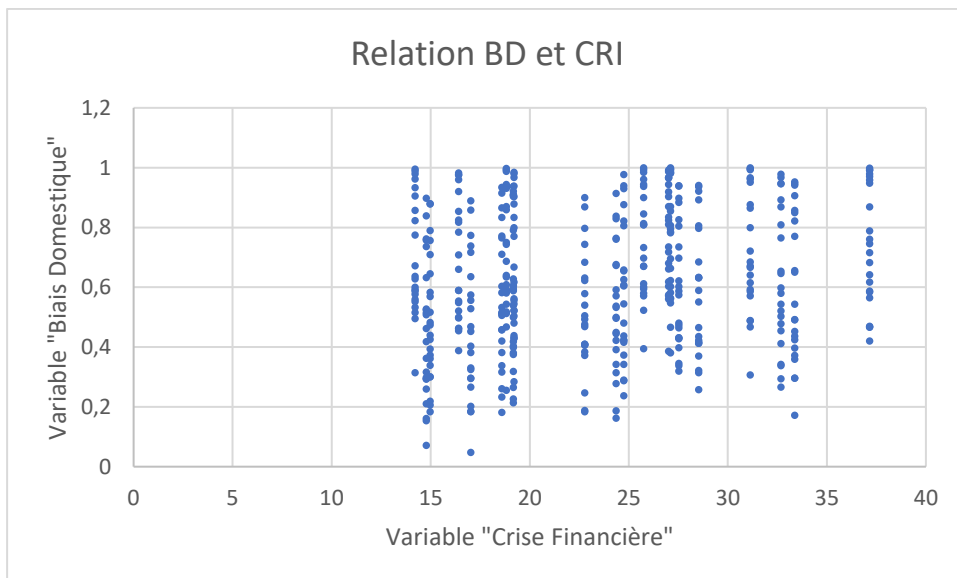
Ce graphique n'est pas très représentatif car la variable DIST varie uniquement selon les individus et non pas à travers le temps, d'où ce graphique en "colonnes".



Source : Notre construction avec notre base de données.

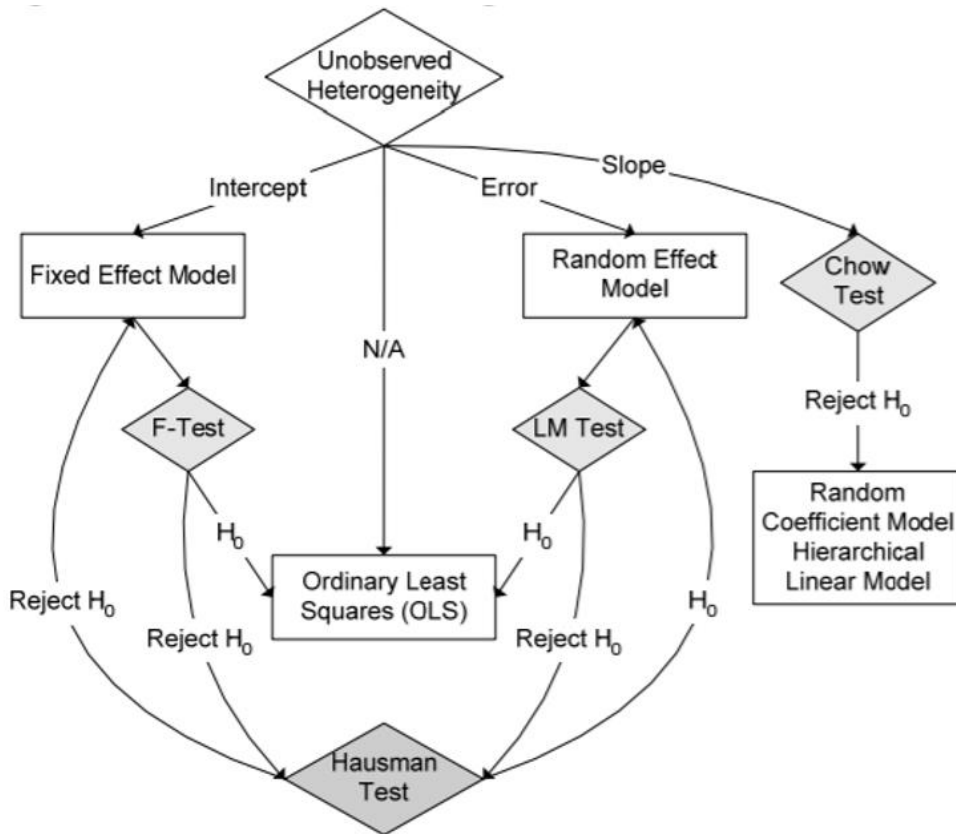
Figure 16 : Nuage de points – Relation entre les variables BD et CRI.

Ce graphique n'est pas très représentatif car la variable CRI varie uniquement selon les années et non pas selon les individus, d'où ce graphique en "colonnes".



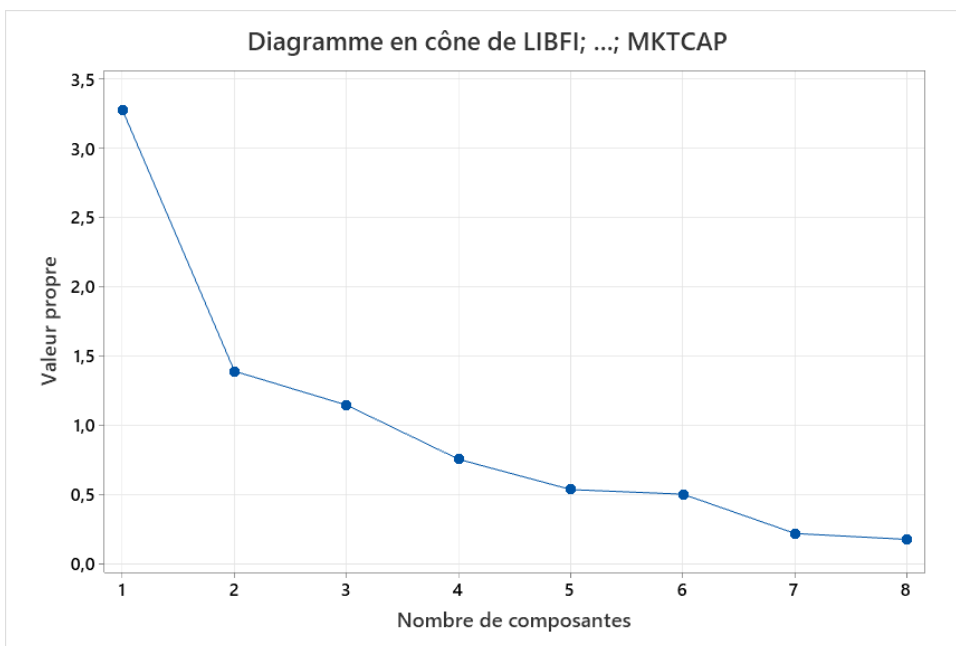
Source : Notre construction avec notre base de données.

Figure 17 : Construction des modèles avec données en panel.



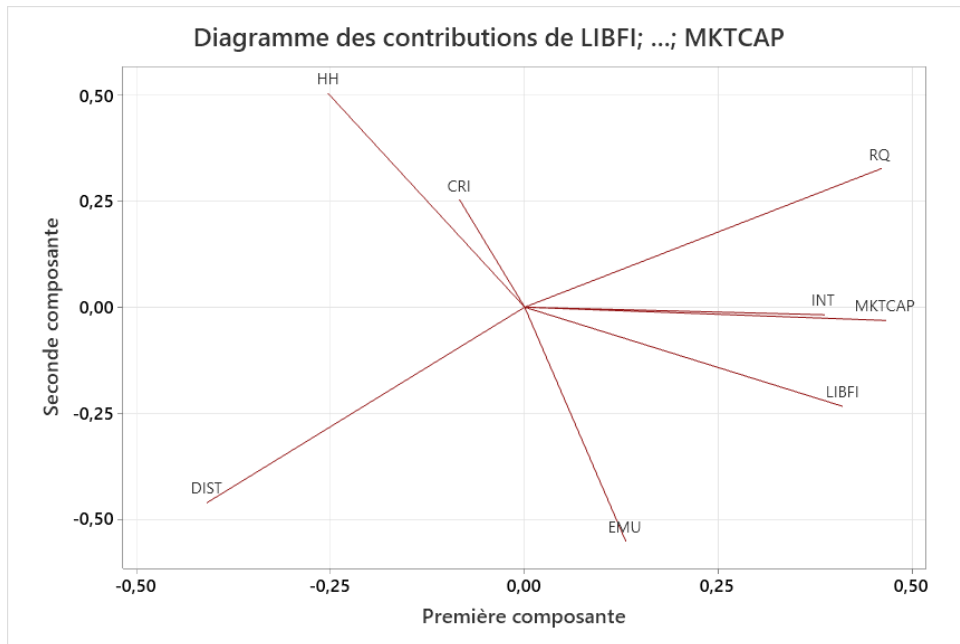
Source : Park (2011)

Figure 18 : Diagramme en cône de l'analyse en composantes principales sur l'échantillon entier.



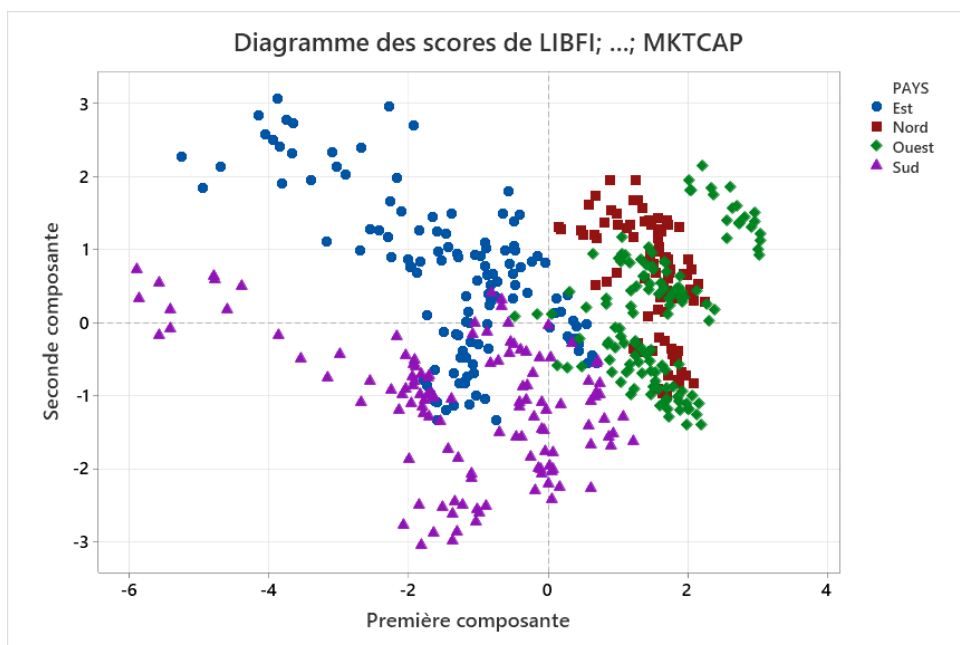
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 19: Diagramme des contributions de l'analyse en composantes principales sur l'échantillon entier.



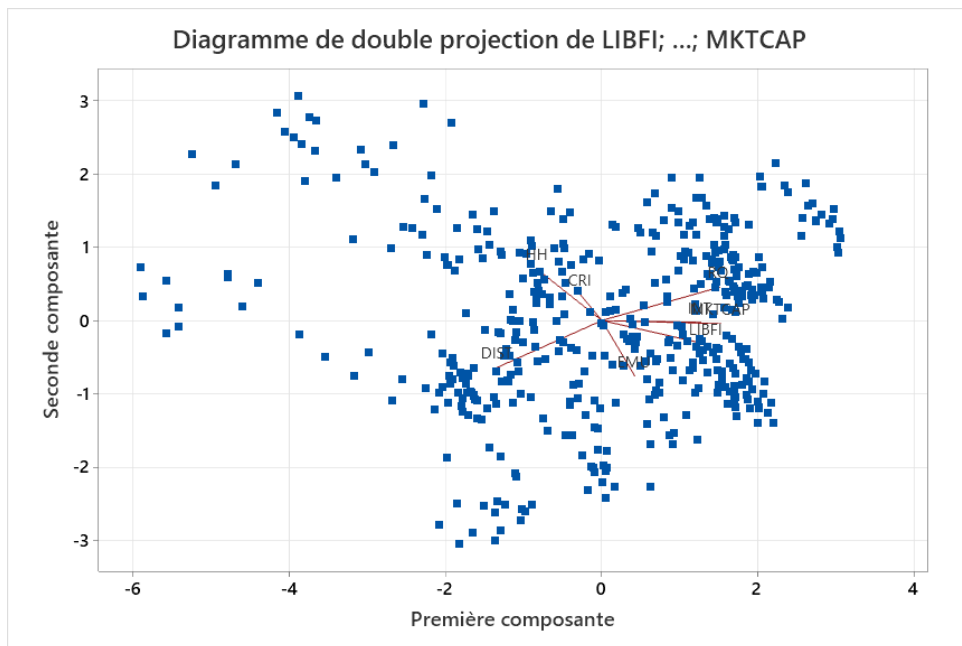
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 20 : Diagramme des scores de l'analyse en composantes principales sur l'échantillon entier.



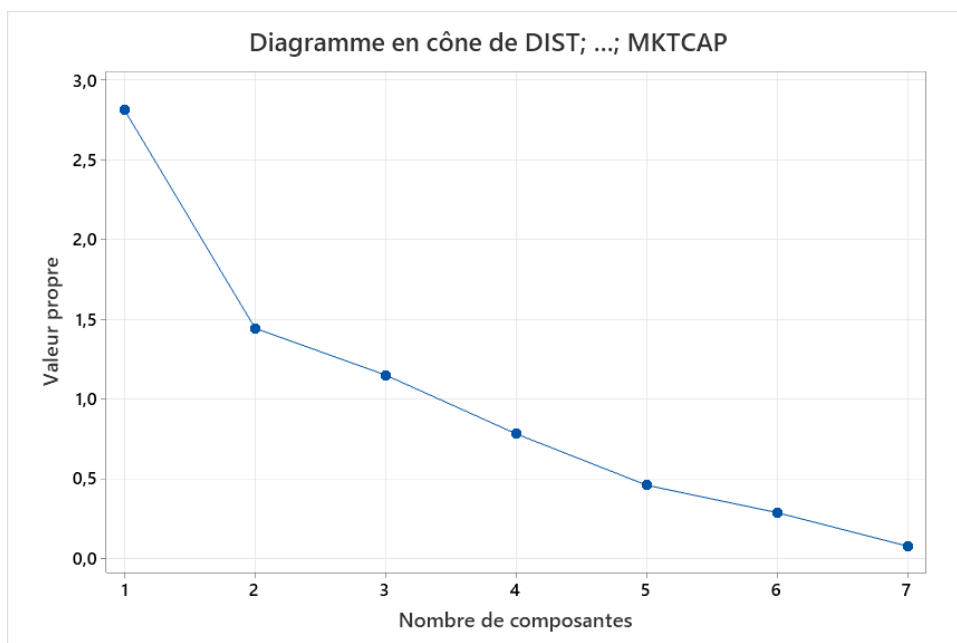
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 21 : Diagramme de double projection de l'analyse en composantes principales sur l'échantillon entier.



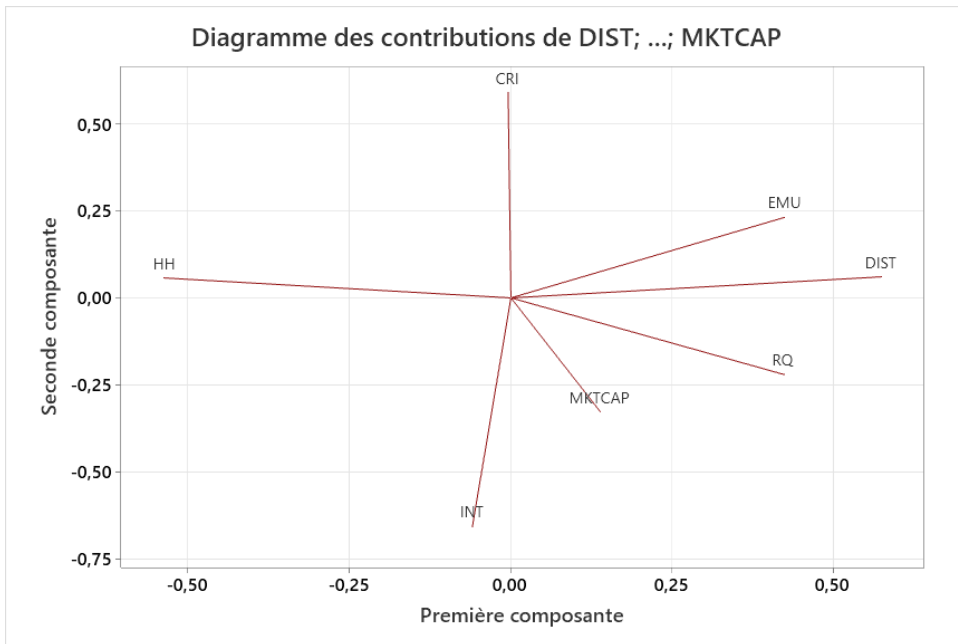
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 22 : Diagramme en cône de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « NORD ».



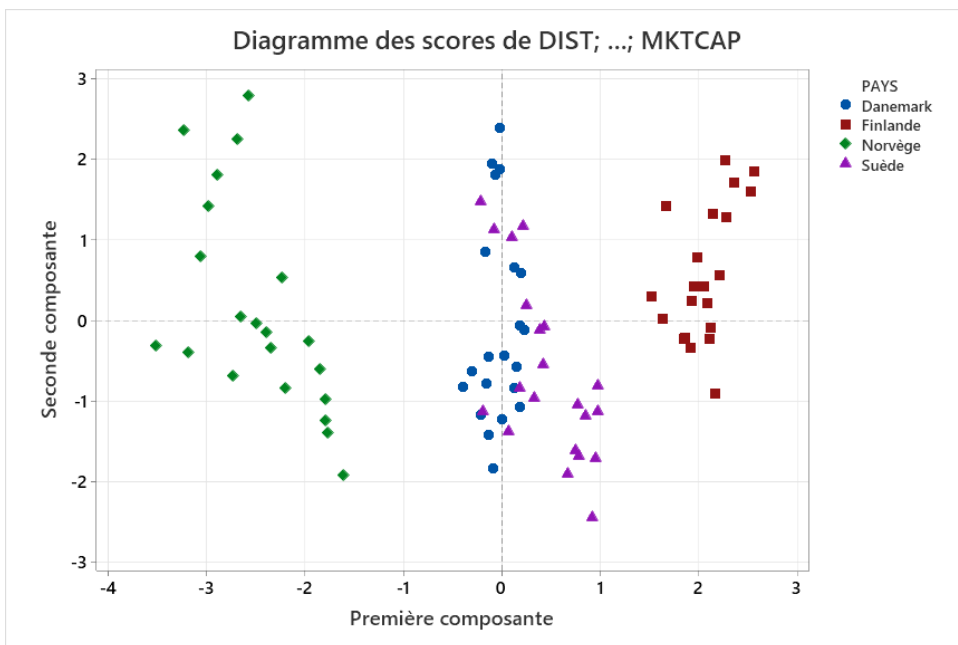
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 23 : Diagramme des contributions de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « NORD ».



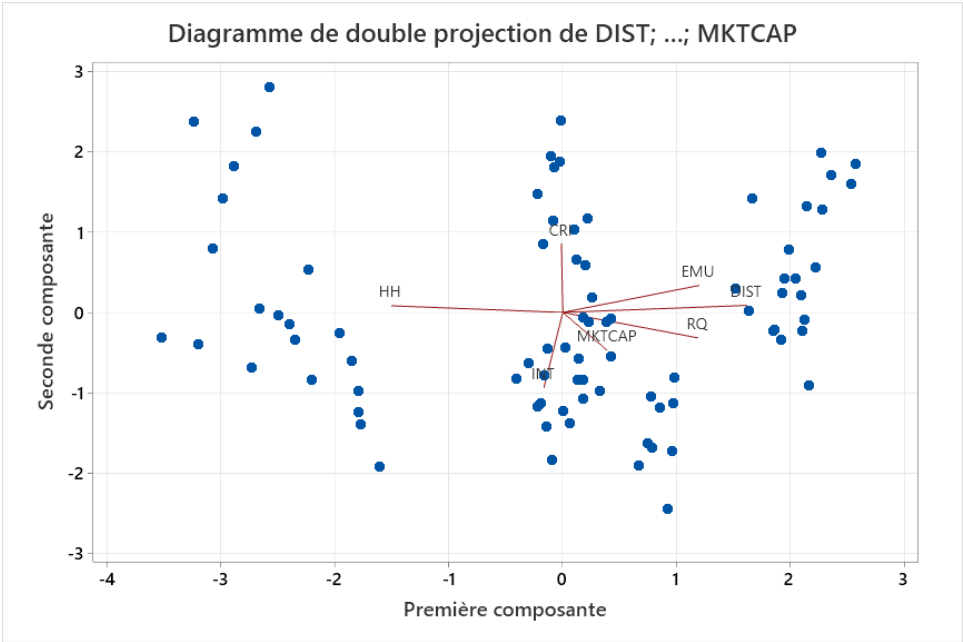
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 24 : Diagramme des scores de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « NORD ».



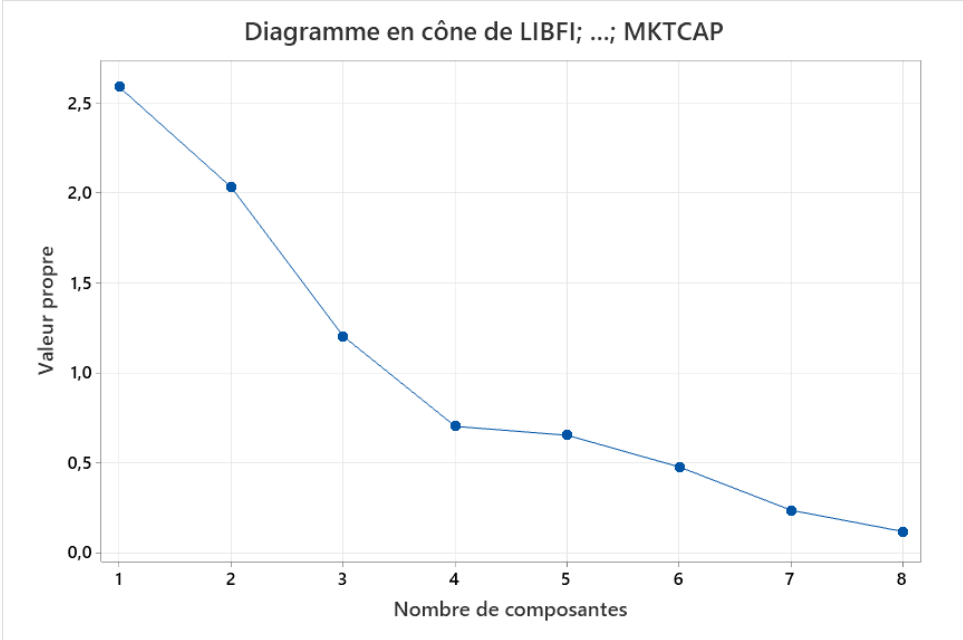
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 25 : Diagramme de double projection de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « NORD ».



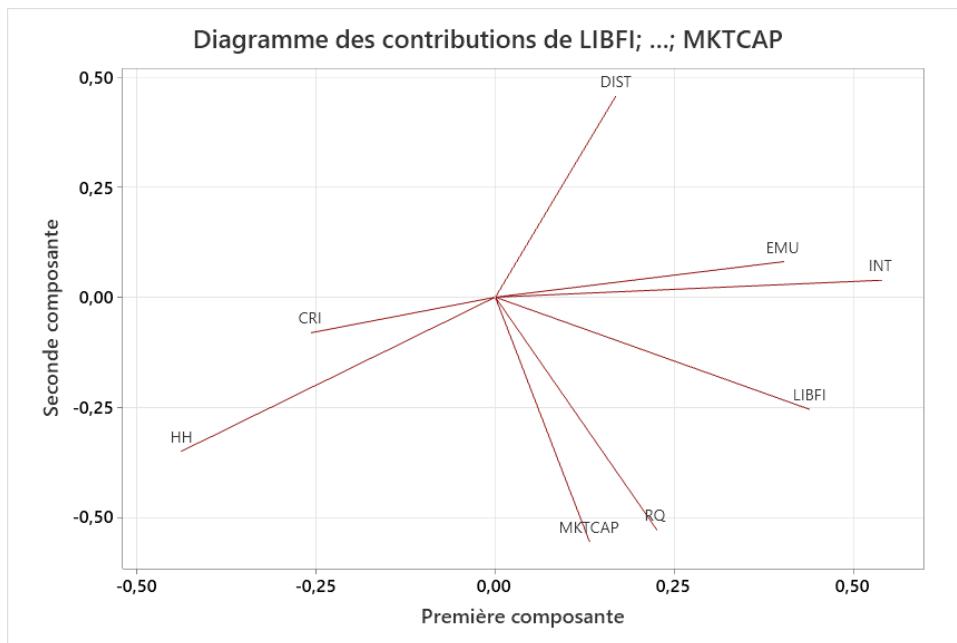
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 26 : Diagramme en cône de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « EST ».



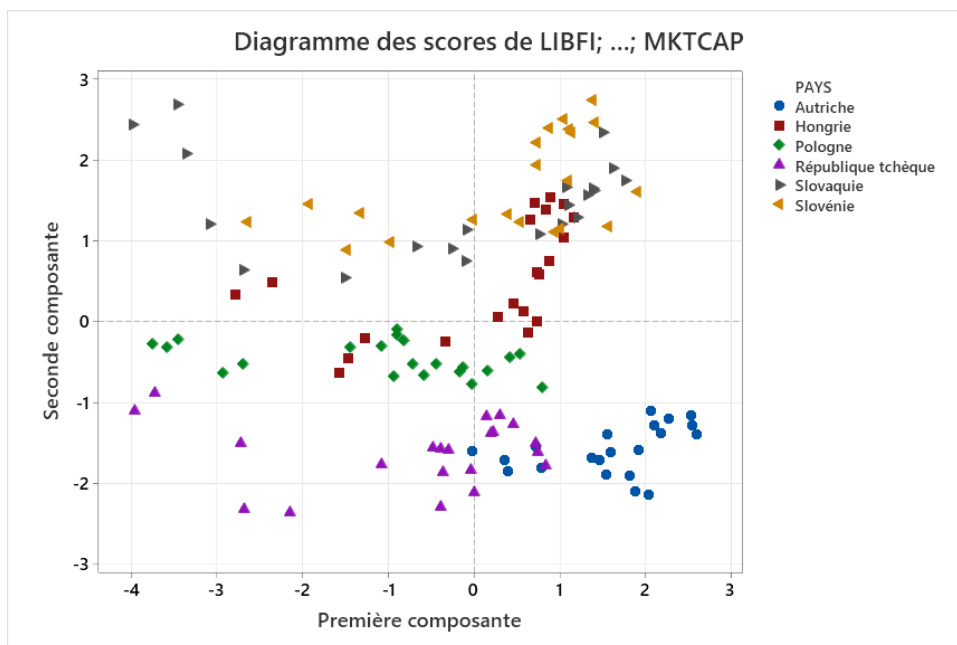
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 27 : Diagramme des contributions de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « EST ».



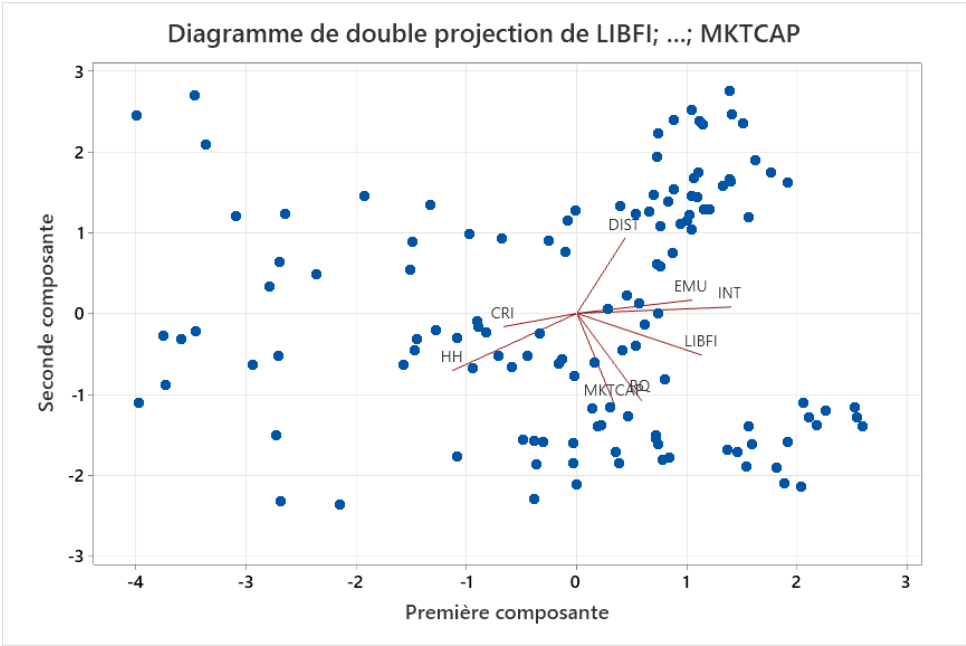
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 28 : Diagramme des scores de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « EST ».



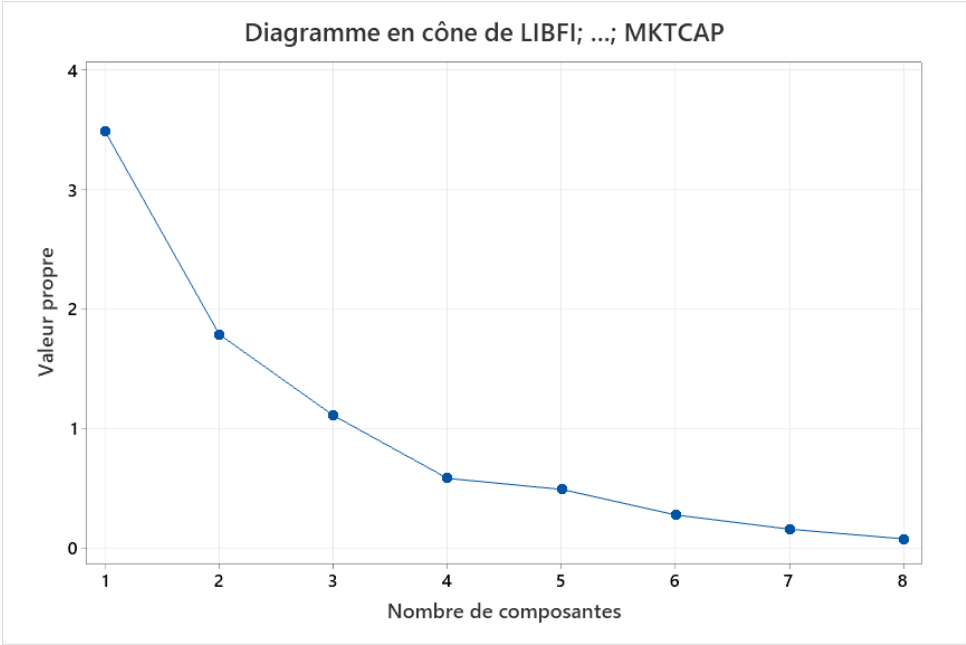
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 29 : Diagramme de double projection de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « EST ».



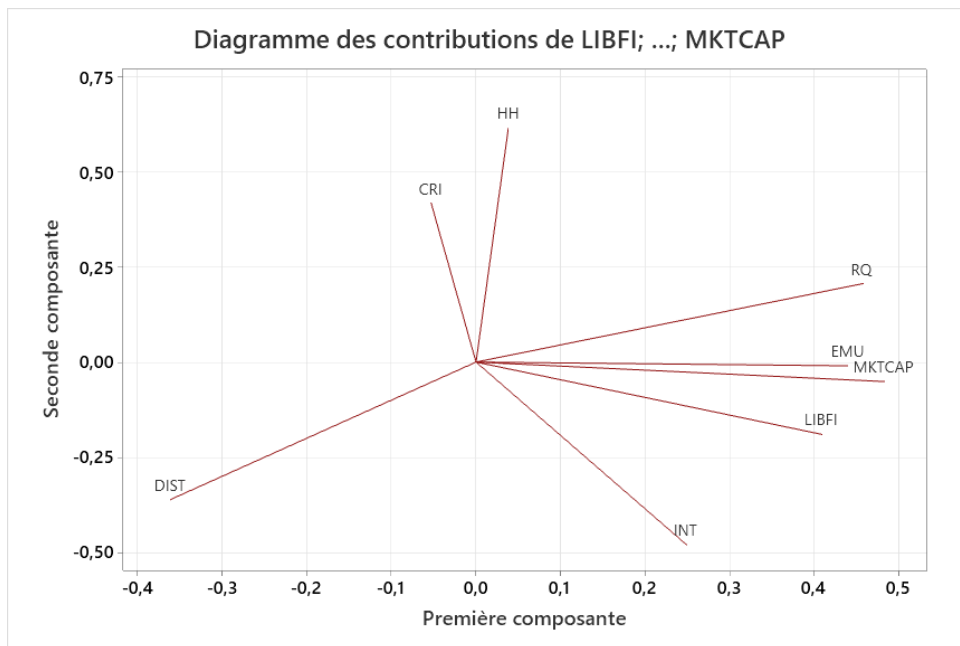
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 30 : Diagramme en cône de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « SUD ».



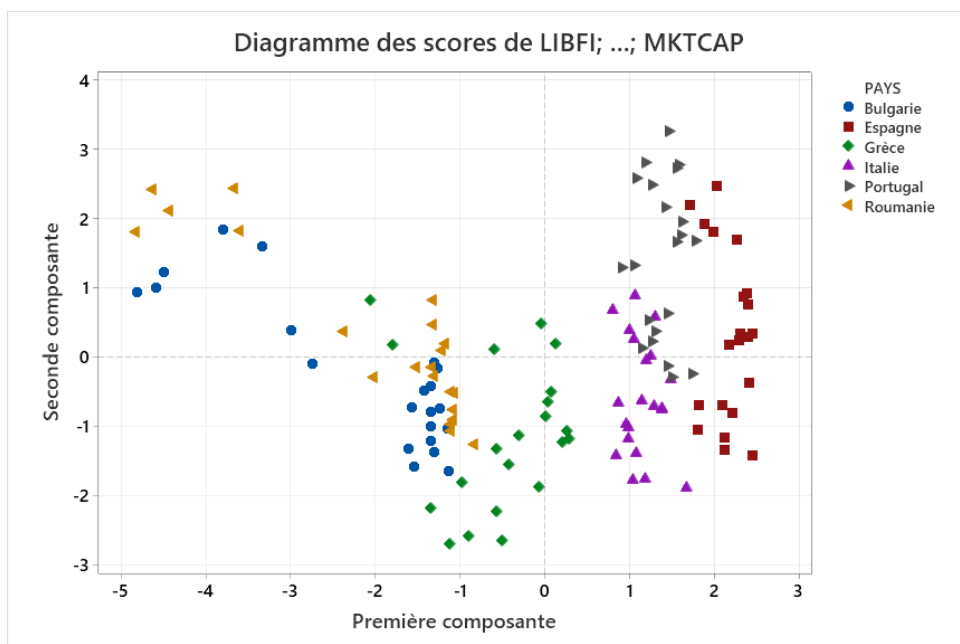
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 31 : Diagramme des contributions de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « SUD ».



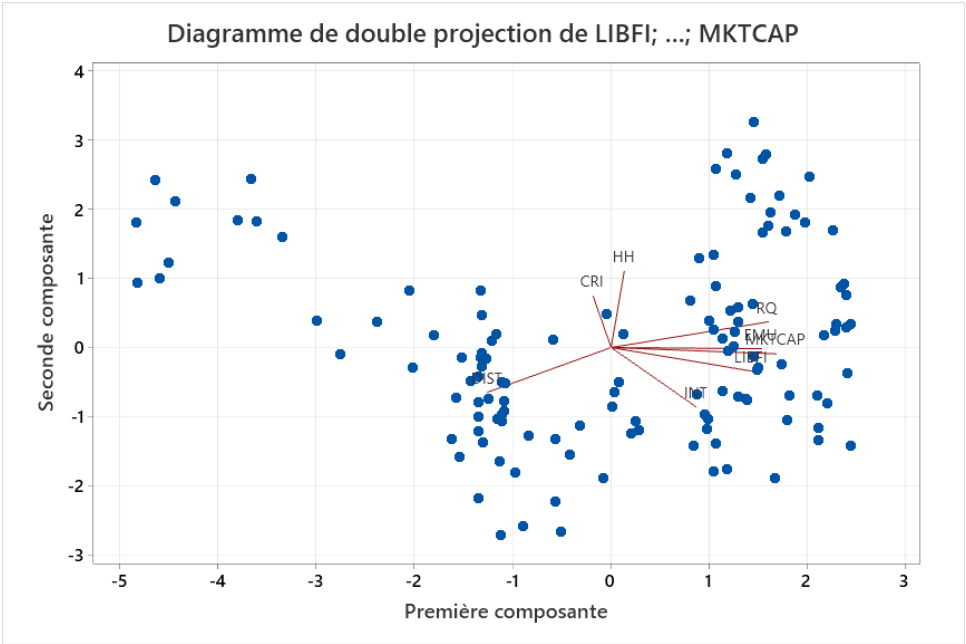
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 32 : Diagramme des scores de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « SUD ».



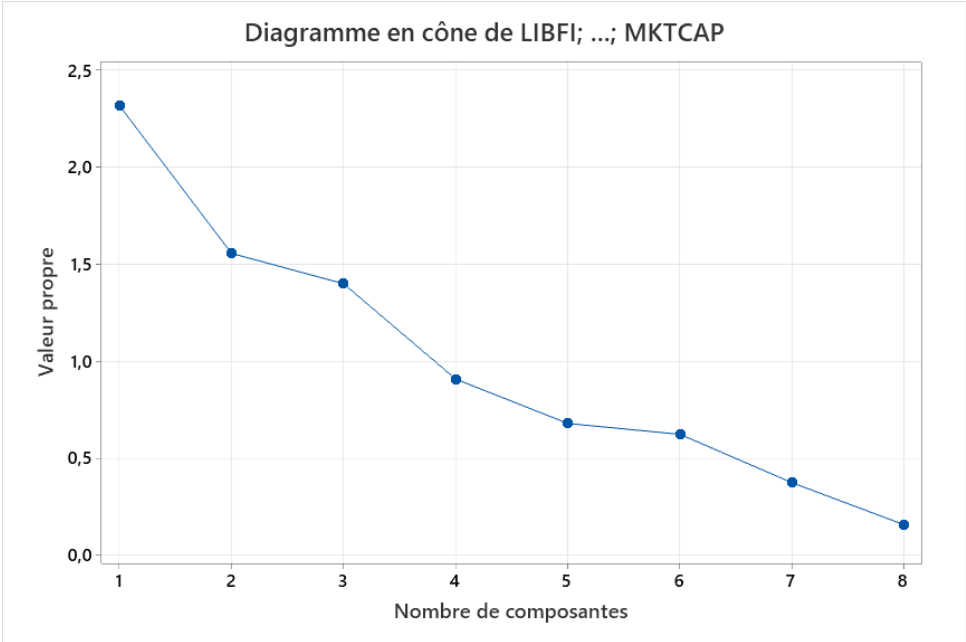
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 33 : Diagramme de double projection de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « SUD ».



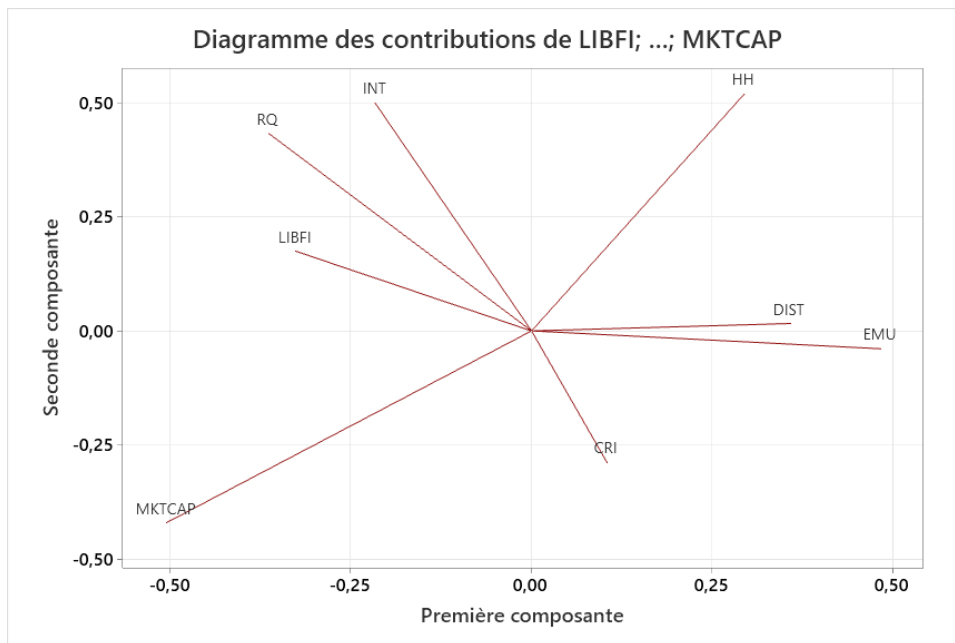
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 34 : Diagramme en cône de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « OUEST ».



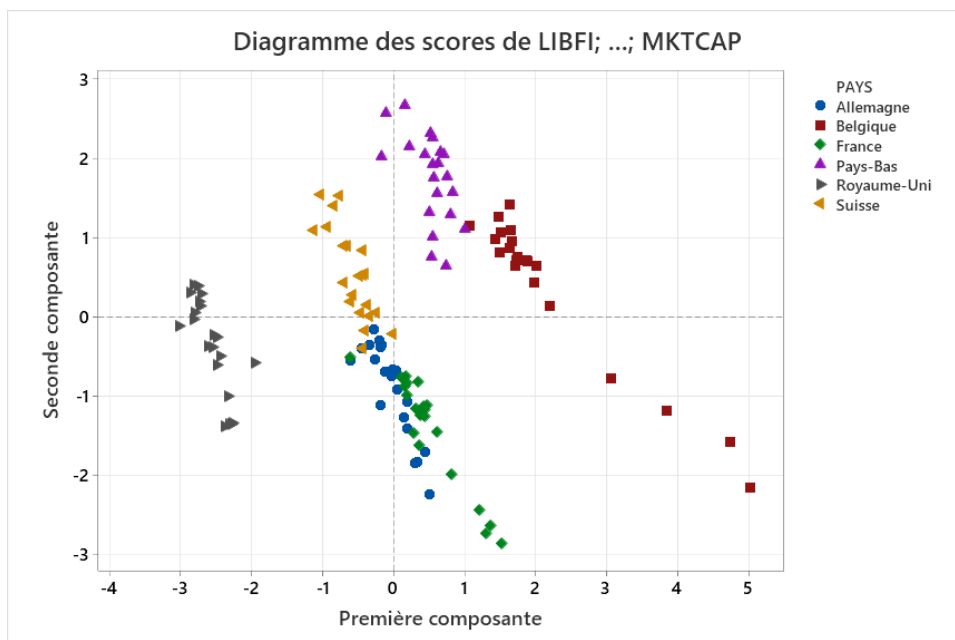
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 35 : Diagramme des contributions de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « OUEST ».



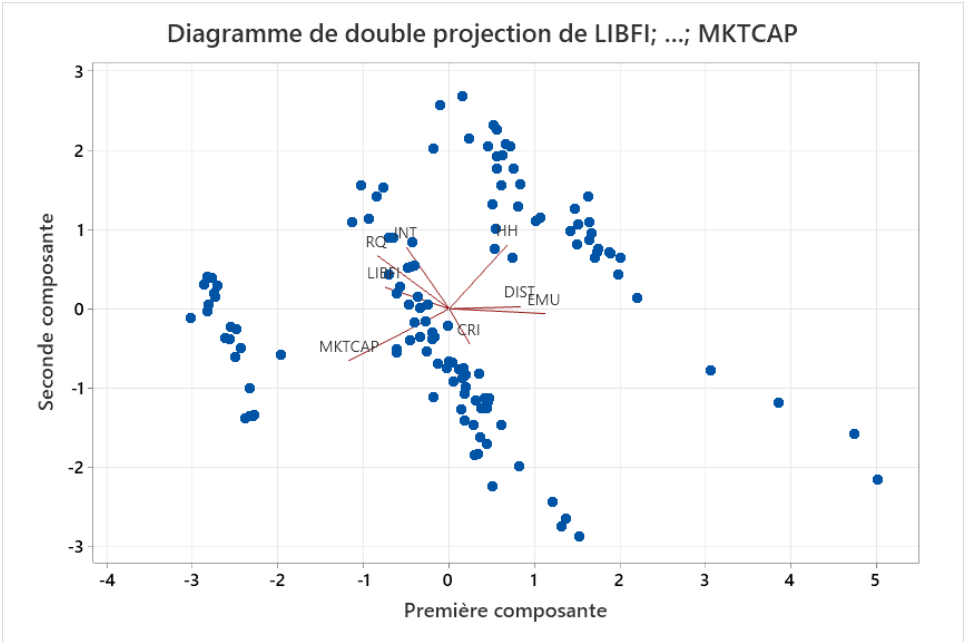
Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 36 : Diagramme des scores de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « OUEST ».



Source : Minitab avec notre base de données.

Figure 37 : Diagramme de double projection de l'analyse en composantes principales sur le sous-échantillon « OUEST ».



Source : Minitab avec notre base de données.

Annexes – Tables

Table 1 : Résumé des hypothèses et leurs analyses quantitatives.

	Explications du Biais Domestique	Relations présumées des explications avec le BD	Analyses quantitatives utilisées
H1	Barrières directes à l'investissement	Négative	Régressions sur panel ACP
H2	Asymétrie de l'information, familiarité et culture	Positive	Régressions sur panel ACP
H3	Asymétrie de l'information	Positive	Régressions sur panel ACP
H4	Risque de taux de change	Négative	Régressions sur panel ACP
H5	Niveau de gouvernance et réglementations	Positive	Régressions sur panel ACP
H6	Concentration des industries domestiques	Négative	Régressions sur panel ACP
H7	Taille du marché financier	Positive	Régressions sur panel ACP
H8	Crise financière	Positive	Régressions sur panel ACP
H9	Effet d'apprentissage	Négative	Régressions sur panel
H10	Disparités Nord-Ouest versus Sud-Est	/	ACP

* « ACP » signifie « Analyse en composantes principales ».

Source : Notre construction.

Table 2 : Résumé des variables indépendantes et leurs hypothèses.

	Explications du Biais Domestique	Approximations - Variables Indépendantes	Abréviations	Relations présumées des VI avec le BD
H1	Barrières directes à l'investissement	Indice Chinn et Ito (<i>KAOPEN</i>) - Libéralisation financière	LIBFI	Négative
H2	Asymétrie de l'information, familiarité et culture	Distance géographique	DIST	Positive
H3	Asymétrie de l'information	Nombre d'utilisateurs de l'Internet	INT	Négative
H4	Risque de taux de change	Appartenance à l'union monétaire européenne	EMU	Négative
H5	Niveau de gouvernance et réglementations	<i>Regulatory Quality Indicator (Worldwide Governance Indicators)</i>	RQ	Positive
H6	Concentration des industries domestiques	Indice Herfindahl-Hirshmann	HH	Négative
H7	Taille du marché financier	Capitalisation du marché d'actions domestiques	MKTCAP	Positive
H8	Crise financière	Indice de volatilité (VIX) de l'Eurostoxx50	CRI	Positive
H9	Effet d'apprentissage	$BD_{i,(t-1)}$	$BD_{(t-1)}$	Négative
H10	Disparités Nord-Ouest versus Sud-Est	Variables LIBFI et RQ dans l'ACP	/	/

Source : Notre construction.

Table 3 : Les 7 premières places boursières et leurs proportions dans la capitalisation mondiale.

Bourses	Part de capitalisation boursière dans le monde
New-York	46,0%
Tokyo	6,0%
Shanghai	5,5%
Hong-Kong	5,0%
Amsterdam	4,3%
Shenzen	3,9%
Londres	3,5%
TOTAL	74,2%

Source : Ali, 2020.

Table 4 : Statistiques descriptives.

Caractéristiques de l'échantillon constitué de 21 pays de l'Europe sur une période de 1998 à 2019. Les détails de cet échantillon sont expliqués au chapitre 4. La signification et la construction des variables sont expliquées au chapitre 5.

	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum	Ecart-type σ	<i>Within</i> σ	<i>Between</i> σ	Observations
BD^p	63,0130	60,5890	4,8260	100,0000	23,2710	13,6140	19,5140	484
LIBFI^p	90,4100	100,0000	16,4960	100,0000	20,9900	14,4640	15,8550	484
DIST	3,6854	3,6870	3,6153	3,7484	0,0291	0,0000	0,0298	484
INT^p	59,2710	65,7050	1,8450	98,0460	27,2640	23,5980	14,8400	484
EMU	0,4793	0,0000	0,0000	1,0000	0,5001	0,2182	0,4624	484
RQ	1,2133	1,2136	-0,1088	2,0980	0,4625	0,1608	0,4448	484
HH^p	7,5516	7,1794	3,3345	18,7470	2,9193	1,4106	2,6305	484
CRI	23,5800	24,3530	14,1990	37,1560	6,5956	6,7512	0,0000	462
MKTCAP	-5,8455	-5,6134	-12,6970	-2,1585	2,0873	0,5712	2,0564	484

« p » indique que les variables sont exprimées en pourcent.

« σ » est le symbole de l'écart-type.

« *Within* σ » mesure l'écart-type au sein de chaque groupe d'individus. Ici, il s'agit de la fluctuation d'une variable au fil des années pour un même pays.

« *Between* σ » mesure l'écart-type entre les groupes d'individus. Ici, il s'agit de la fluctuation d'une variable entre les pays.

Source : Gretl avec notre base de données.

Table 5 : Matrice des corrélations (Pearson).

	LIBFI	DIST	INT	EMU	RQ	HH	CRI	MKTCAP
LIBFI	1,0000							
DIST	-0,3148	1,0000						
INT	0,4693	-0,4344	1,0000					
EMU	0,2858	0,0790	0,1247	1,0000				
RQ	0,5040	-0,7621	0,4784	0,0439	1,0000			
HH	-0,3995	0,0434	-0,3423	-0,2325	-0,1397	1,0000		
CRI	-0,0975	0,0000	-0,3090	-0,0185	0,0175	0,1067	1,0000	
MKTCAP	0,6107	-0,6013	0,3288	0,2594	-0,4170	-0,4170	-0,0217	1,0000

Source : Gretl avec notre base de données.

Table 6 : Tests de stationnarité du biais domestique.

Tests de Stationnarité du Biais Domestique					
	Coefficient	t-ratio	z-score	P - value	
Test LLC avec constante et $BD_{i(t-1)}$	-0,24015	-8,624	-3,46835	0,0003	RH0
Test KPSS avec $BD_{i(t-1)}$ et $BD_{i(t-2)}$		Pour tous les individus :		> 0,1	NRH0
		Voir détails par individu en Annexe, Table 7			

Source : Gretl avec notre base de données.

Table 7 : Test KPSS – Détails par individus.

Test KPSS											
Unité	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Statistique	0,0759	0,0759	0,1081	0,0690	0,0602	0,0926	0,0706	0,0935	0,0883	0,1256	0,0748
P-value	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1
Unité	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
Statistique	0,0842	0,0940	0,0559	0,0622	0,0868	0,1294	0,0670	0,1023	0,1078	0,0518	0,0578
P-value	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1

Source : Gretl avec notre base de donnée.

Table 8 : Vérification des hypothèses de la méthode d'estimation des MCO groupés.

Vérification des hypothèses du modèle MCO							
1) Linéarité OK				2) Non - Multicolinéarité OK			
(voir les figures 10 à 16)				- Matrice de corrélation (voir la table 6)			
- Les relations entre la variable dépendante et les variables indépendantes ne présentent pas de caractère évident de non-linéarité.				- Facteurs d'inflation de la variance			
- Les variables indépendantes transformées au carré ou au cube ne sont pas statistiquement significatives pour expliquer la variable dépendante.				Les valeurs > 10 peuvent indiquer un problème de colinéarité.			
				LIBFI 1,918 OK		RQ 3,216 OK	
				DIST 3,155 OK		HH 1,540 OK	
				INT 2,003 OK		CR 1,164 OK	
				EMU 1,219 OK		MKT CAP 3,141 OK	
3) Homoscédasticité des résidus NOK				4) Non - Autocorrélation des résidus NOK			
- Test White				- Test Durbin-Watson			
H0 : Pas d'hétéroscedasticité.				H0 : Les résidus ne sont pas auto-corrélés.			
		LM	P - value	D-B statistique		P - value	
(1)		19,5783	0,10623700	(1)	0,163978	"Très petite"	RH0
(2)		56,1944	2,49089E-07	(2)	0,207965	"Très petite"	RH0
(3)		29,5703	0,00542873	(3)	0,179879	"Très petite"	RH0
(4)		55,992	2,70414E-07	(4)	0,187278	"Très petite"	RH0
- Test Wald en cluster (test asymptotique)				5) Variables indépendantes non-stochastiques OK			
H0 : Les unités ont une variance d'erreur commune.				Hypothèse pour commodité technique.			
		Chi carré - statistique	P - value	6) Exogénéité NOK			
(1)		797,362	2,0535E-154	Voir la table 10 : Test Hausman.			
(2)		2317,2	0				
(3)		1016,14	7,1842E-201				
(4)		1382,76	3,2407E-280				

Source : Gretl avec notre base de donnée.

Table 9 : Tests pour le modèle à effets fixes.

Intérêt du Modèle à Effets Fixes							
F-Test				Test Hausman			
H0 : Modèle MCO groupés est valable.				H0 : Modèle à Effets Variables est valable.			
	F-statistique	P - value		Chi carré-statistique	P - value		
(1)	43,4568	5,95185E-95	RH0	(1)	35,2399	4,14690E-07	RH0
(2)	31,0543	1,66718E-74	RH0	(2)	28,2211	1,12498E-05	RH0
(3)	50,4045	8,5005E-109	RH0	(3)	77,5048	5,88035E-16	RH0

Source : Gretl avec notre base de donnée.

Table 10 : Tests Hausman des modèles autorégressifs.

Tests Hausman des modèles autorégressifs							
H0 : $Cov(x_{it}, a_i) = 0$, Modèle MCO Combinés est valable.							
Modèle de base autorégressif				Modèle de chocs financiers autorégressif			
	Chi carré-statistique	P - value		Chi carré-statistique	P - value		
(1)	22,8945	1,71137E-06	RH0	(1)	24,4249	7,72621E-07	RH0
(2)	22,5000	2,10143E-06	RH0	(2)	24,2805	8,32761E-07	RH0
(3)	37,6993	8,2535E-10	RH0	(3)	39,1470	3,93064E-10	RH0

Source : Gretl avec notre base de donnée.

Table 11 : Résultats du modèle de régression de base.

Les erreurs standards de White-Arellano groupées par pays (*clusters*) sont entre parenthèses. Les symboles *, ** et *** indiquent une significativité au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement. La seconde ligne des symboles *, **, *** concerne la significativité des coefficients robustes à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation de White-Arellano.

Modèle de base							
	(1)		(2)		(3)		(4)
	MCO Groupés	Effets Fixes	MCO Groupés	Effets Fixes	MCO Groupés	Effets Fixes	MCO Groupés
Constante	1,229210 *** (0,122108) ***	0,818416 *** (0,088296) ***	0,911365 *** (0,037075) ***	1,368000 *** (0,133359) ***	1,181130 *** (0,091674) ***	0,909786 *** (0,093071) ***	-9,167970 *** (2,100230) ***
INT	-0,518417 *** (0,069667) ***	-0,444533 *** (0,054650) ***	-0,538882 *** (0,027571) ***	-0,426665 *** (0,050218) ***	-0,428817 *** (0,063626) ***	-0,428580 *** (0,051311) ***	-0,438341 *** (0,053539) ***
EMU	-0,094295 *** (0,048947) *	-0,076210 *** (0,039706) *	-0,093448 *** (0,014451) ***	-0,064345 *** (0,035147) *	-0,113246 *** (0,039520) ***	-0,077865 *** (0,037760) *	-0,130037 *** (0,042519) ***
HH	-0,703901 *** (0,76127)	-0,373895 (0,830374)	-0,936570 *** (0,270739) ***	-0,164884 (0,769805)	-0,286896 (0,625490)	-1,079670 ** (0,736078)	-0,098413 (0,724949)
LIBFI	-0,213975 *** (0,111049) *	0,154805 *** (0,052425) ***					
RQ			-0,182203 *** (0,037942) ***	0,076895 *** (0,052497)			
MKTCAP					-0,026291 *** (0,003791) ***	0,075560 *** (0,021007) ***	
DIST							2,748050 *** (0,572191) ***
Erreur Standard Régression	0,155018	0,091642	0,141004	0,092621	0,151995	0,083702	0,142595
R-carré	0,559934	0,852946	0,635903	0,849788	0,576931	0,877324	0,627643
R-carré Ajusté	0,556259		0,632863		0,573398		0,624534
F-statistique	152,368 ***	106,2604 ***	209,1462 ***	103,6409 ***	163,3004 ***	131,0166 ***	201,8501 ***
Observations	484	484	484	484	484	484	484

Source : Gretl avec notre base de données.

Table 12 : Résultats du modèle de régression de chocs financiers.

Modèle de chocs financiers			
	(1)	(2)	(3)
	Effets Fixes	Effets Fixes	Effets Fixes
Constante	0,848721 *** (0,087759) ***	0,958432 *** (0,099806) ***	1,411850 *** (0,143410) ***
INT	-0,460842 *** (0,059627) ***	-0,440416 *** (0,057219) ***	-0,428922 *** (0,054202) ***
EMU	-0,141893 *** (0,043142) ***	-0,132828 *** (0,043613) ***	-0,128917 *** (0,038294) ***
HH	-0,763510 (0,855035)	-1,419950 *** (0,789337) *	-0,523567 (0,760328)
CRI	0,001168 * (0,000867)	0,001143 * (0,000863)	0,001484 ** (0,000729) *
LIBFI	0,172593 *** (0,048617) ***		
RQ		0,065978 *** (0,053651)	
MKTCAP			0,078450 *** (0,021342) ***
Erreur Standard Régression	0,089065	0,090608	0,081107
R-carré	0,861139	0,856287	0,884847
F-statistique	103,7548 ***	99,68746 ***	128,5603 ***
Observations	462	462	462

Les erreurs standards de White-Arellano groupées par pays (*clusters*) sont entre parenthèses. Les symboles *, ** et *** indiquent une significativité au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement. La seconde ligne des symboles *, **, *** concerne la significativité des coefficients robustes à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation de White-Arellano.

Source : Gretl avec notre base de données.

Table 13 : Résultats des modèles de régression autorégressifs.

Les symboles *, ** et *** indiquent une significativité au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement. La seconde ligne des symboles *,** ,*** concerne la significativité des coefficients robustes à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation de White-Arellano.

	Modèle de Base - Autorégressif			Modèle de chocs financiers - Autorégressif		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Constante	-0,004994 ***	-0,004896 ***	-0,005507 ***	-0,004929 ***	-0,005288 ***	-0,00547699 ***
BD _{t-1}	0,709478 ***	0,713044 ***	0,637314 ***	0,721798 ***	0,712909 ***	0,650654 ***
INT	0,006977	0,006821	-0,004667	0,005948	0,012347	-0,001589
EMU	-0,075751 ***	-0,072207 ***	-0,087648 ***	-0,071066 ***	-0,070612 ***	-0,085233 ***
HH	-0,381137	-0,449193	-0,176987	-0,331602	-0,445832	-0,167052
CRI				-0,000374	-0,000431	-0,000214
LIBFI	0,014895			0,019166		
RQ		0,027428			0,030641 *	
MKTCAP			0,027650 ***			0,027126 ***
Erreur Standard Régression	0,074937	0,074933	0,070393	0,075335	0,074850	0,070894
Nombre d'instruments	411	410	411	414	413	414
Test Sargan	411,928 NRH0	419,157 NRH0	444,739 NRH0	414,872 NRH0	420,874 NRH0	445,73 NRH0
Wald Test	648,026 RH0	601,061 RH0	449,266 RH0	872,527 RH0	771,58 RH0	668,684 RH0

Source : Gretl avec notre base de données.

Table 14 : Analyse en Composantes Principales sur l'échantillon entier.

L'analyse est effectuée avec toutes les variables indépendantes, pour les 22 pays et les 22 années de l'échantillon.

ECHANTILLON ENTIER								
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8
Eigenvalue	3,279	1,391	1,146	0,754	0,536	0,502	0,218	0,176
Proportion	0,410	0,174	0,143	0,094	0,067	0,063	0,027	0,022
Cumulative	0,410	0,584	0,727	0,821	0,888	0,951	0,978	1,000
Eigenvectors								
Variables								
LIBFI	0,410	-0,234	0,084	-0,010	0,394	0,728	-0,078	0,280
DIST	-0,409	-0,461	0,001	0,099	0,203	0,248	0,366	-0,611
INT	0,386	-0,018	-0,429	0,063	0,596	-0,393	-0,216	-0,327
EMU	0,130	-0,533	0,367	-0,620	0,057	-0,374	0,032	0,116
RQ	0,459	0,327	0,079	-0,106	-0,007	-0,034	0,808	-0,103
HH	-0,253	0,505	0,000	-0,691	0,221	0,253	-0,170	-0,249
CRI	-0,084	0,253	0,780	0,336	0,408	-0,162	-0,099	-0,068
MKTCAP	0,465	-0,031	0,243	0,007	-0,480	0,150	-0,348	-0,592

Source : Minitab avec notre base de données

Table 15 : Analyses en Composantes Principales par régions d'Europe.

Les analyses sont effectuées pour les données entre 1998 et 2019. L'analyse NORD contient le Danemark, la Finlande, la Norvège et la Suède. L'analyse SUD contient la Bulgarie, l'Espagne, la Grèce, l'Italie, le Portugal et la Roumanie. L'analyse EST contient l'Autriche, la Hongrie, la Pologne, la République tchèque, la Slovaquie et la Slovénie. L'analyse OUEST contient l'Allemagne, la Belgique, la France, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suisse.

NORD								EST									
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7		PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	
Eigenvalue	2,811	1,443	1,148	0,780	0,458	0,286	0,075	Eigenvalue	2,587	2,030	1,202	0,701	0,652	0,476	0,235	0,117	
Proportion	0,402	0,206	0,164	0,111	0,065	0,041	0,011	Proportion	0,323	0,254	0,150	0,088	0,081	0,059	0,029	0,015	
Cumulative	0,402	0,608	0,772	0,883	0,949	0,989	1,000	Cumulative	0,323	0,577	0,727	0,815	0,897	0,956	0,985	1,000	
Eigenvectors Variables								Eigenvectors Variables									
DIST	0,573	0,061	-0,017	0,070	-0,016	0,284	-0,763	LIBFI	0,439	-0,255	0,151	0,330	-0,399	0,494	-0,426	0,161	
INT	-0,060	-0,658	-0,281	-0,419	-0,543	0,067	-0,093	DIST	0,168	0,457	0,426	0,363	-0,383	-0,409	0,080	-0,359	
EMU	0,425	0,232	-0,383	0,291	-0,452	-0,546	0,170	INT	0,540	0,039	-0,232	-0,285	0,021	0,326	0,373	-0,571	
RQ	0,424	-0,221	-0,202	-0,464	0,619	-0,342	0,123	EMU	0,403	0,081	0,419	-0,164	0,667	-0,139	-0,406	-0,022	
HH	-0,537	0,057	-0,246	0,013	0,144	-0,527	-0,591	RQ	0,225	-0,529	0,354	0,199	0,114	-0,163	0,631	0,258	
CRI	-0,004	0,591	0,226	-0,716	-0,281	-0,076	-0,049	HH	-0,438	-0,350	0,179	0,379	0,260	0,232	-0,091	-0,617	
MKTCAP	0,139	-0,328	0,789	0,084	-0,130	-0,466	-0,102	CRI	-0,257	-0,081	0,604	-0,644	-0,319	0,209	0,020	-0,051	
								MKTCAP	0,132	-0,556	-0,212	-0,231	-0,259	-0,582	-0,318	-0,262	
SUD								OUEST									
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8		PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8
Eigenvalue	3,490	1,792	1,113	0,587	0,495	0,281	0,161	0,080	Eigenvalue	2,316	1,554	1,397	0,906	0,678	0,622	0,372	0,155
Proportion	0,436	0,224	0,139	0,073	0,062	0,035	0,020	0,010	Proportion	0,289	0,194	0,175	0,113	0,085	0,078	0,047	0,019
Cumulative	0,436	0,660	0,799	0,873	0,935	0,970	0,990	1,000	Cumulative	0,289	0,484	0,658	0,772	0,856	0,934	0,981	1,000
Eigenvectors Variables									Eigenvectors Variables								
LIBFI	0,409	-0,190	0,028	0,488	0,587	-0,335	-0,071	0,309	LIBFI	-0,327	0,175	0,362	0,605	-0,330	-0,348	-0,305	-0,205
DIST	-0,362	-0,362	0,408	-0,104	0,306	-0,346	0,311	-0,501	DIST	0,358	0,016	0,351	0,416	0,731	-0,098	0,086	0,155
INT	0,249	-0,482	-0,337	0,454	-0,454	0,031	0,212	-0,367	INT	-0,217	0,500	0,395	-0,012	-0,083	0,646	0,088	0,340
EMU	0,440	-0,010	0,206	-0,395	-0,406	-0,560	0,266	0,243	EMU	0,483	-0,039	0,288	0,058	-0,514	-0,166	0,620	0,063
RQ	0,457	0,206	0,128	-0,108	0,274	0,502	0,608	-0,156	RQ	-0,363	0,433	-0,359	0,149	0,215	-0,156	0,626	-0,258
HH	0,038	0,617	-0,456	0,066	0,125	-0,443	0,068	-0,435	HH	0,294	0,519	-0,410	0,062	-0,121	-0,317	-0,252	0,541
CRI	-0,053	0,418	0,624	0,575	-0,315	-0,015	0,010	-0,052	CRI	0,105	-0,289	-0,456	0,656	-0,154	0,486	0,046	0,072
MKTCAP	0,482	-0,051	0,252	-0,205	0,032	0,076	-0,639	-0,493	MKTCAP	-0,506	-0,421	0,044	0,028	0,018	-0,251	0,224	0,671

Source : Minitab avec notre base de données

Executive Summary

Home bias is a puzzling phenomenon that intrigues researchers who seek many explanations for it. In this dissertation, we study the preference for domestic stocks of continental European investors between 1998 and 2019. We perform several regressions and principal component analyses to test the relevance over time of the justifications for the bias from the literature, to study the impact of financial shocks on the bias, and to inspect the existence of a learning effect of investors regarding their irrational behavior. First, we prove that exchange rate risk, financial market size, regulatory quality and information asymmetry are explanations for the home bias that hold across time. Second, we do not find conclusive results regarding the nature of the relationship between financial shocks and investors' asset allocation decisions. Third, we reject the existence of a learning effect among investors and instead observe a confirmation bias. Finally, these results lead us to a cautious prediction for the evolution of the home bias in Europe following the shock caused by the spread of the Covid-19 virus: we believe that it will increase because of the confirmation bias of investors, spurred on by a growing nationalist movement.

