

Louvain School of Management

Sentiment des investisseurs, incertitude de politique économique et comportement grégaire sur le marché actions belge

Auteur·e(s) : Cédric Driessens

Promoteur·rice(s) : Catherine D'Hondt

Année académique 2025-2026

Travail de fin d'études (TFE) en vue d'obtenir le titre de Master 120 en sciences de gestion à finalité spécialisée

Majeure : International Finance

Horaire de jour

Résumé :

La finance comportementale a mis en évidence l'importance des comportements collectifs des investisseurs, parmi lesquels le comportement grégaire (ou herding), qui désigne la tendance des agents à imiter les décisions du marché plutôt qu'à s'appuyer sur leurs propres analyses. Ce phénomène, largement documenté sur les grands marchés développés et émergents, demeure peu exploré sur les petits marchés européens comme la Belgique. Ce mémoire s'intéresse précisément à ce terrain et examine dans quelle mesure le sentiment des investisseurs et l'incertitude de politique économique sont associés à l'intensité du comportement grégaire sur le marché actions belge.

Sur le plan méthodologique, l'étude porte sur un échantillon de 42 titres cotés à Euronext Brussels (BEL 20 et BEL Mid) sur la période 2018-2024, soit 1 792 jours de bourse. Un indicateur de dispersion des rendements, le Cross-Sectional Absolute Deviation (CSAD), est calculé quotidiennement selon l'approche de Chang, Cheng et Khorana (2000), puis agrégé à fréquence mensuelle afin d'être confronté à l'indice de sentiment Sentix et à l'indice Economic Policy Uncertainty (EPU). Trois hypothèses sont testées par régression : la présence d'un comportement grégaire, son éventuelle asymétrie entre marchés haussiers et baissiers, ainsi que l'effet du sentiment et de l'incertitude.

Les résultats ne mettent pas en évidence de comportement grégaire significatif sur l'ensemble de la période, ce qui rapproche le marché belge des marchés développés plutôt que des marchés émergents. L'analyse asymétrique révèle au contraire un phénomène d'anti-herding statistiquement significatif en phase haussière. Enfin, l'incertitude de politique économique apparaît associée de manière positive et significative à la dispersion des rendements, résultat confirmé par un test de robustesse, tandis que l'effet du sentiment reste marginal et non robuste.

Ces résultats suggèrent que le marché belge ne présente pas les signatures classiques du herding et que l'incertitude économique y génère davantage de désaccord entre investisseurs que de convergence vers un consensus. Au-delà de sa contribution empirique sur un marché peu étudié, ce travail ouvre des pistes pour des recherches futures, notamment une comparaison avec d'autres petits marchés européens.

UNIVERSITÉ CATHOLIQUE DE LOUVAIN

Louvain School of Management

Place des Doyens, 1 bte L2.01.01, 1348 Louvain-la-Neuve

Boulevard Emile Devreux 6, 6000 Charleroi, Belgique

Chaussée de Binche 151, 7000 Mons, Belgique

www.uclouvain.be/lsm

DECLARATION

The declaration below is **mandatory and must appear on the first page (after the front page) of your master's thesis.**

STATEMENTS ON YOUR USE OF GENERATIVE AI

Confirm the following statements:

Statements on responsible use of generative AI	Your answer
The content of my/our master's thesis is my/our original <u>output</u> , even if I/we used generative AI to help prepare it.	☒ Yes ☐ No
I/we master the theories, tools and methods that I/we use for the thesis.	☒ Yes ☐ No
I/we verified that the output presented in the thesis is accurate and valid, and that it contains no hallucination, no false reference, etc.	☒ Yes ☐ No
I/we acknowledge that I/we master the final output and that I am/we are able to explain it and answer questions about it.	☒ Yes ☐ No
I/we made sure not to provide generative AI tools with access to confidential data or information	☒ Yes ☐ No

³ Gailly, Benoît (2025) *The hitchhiker's guide to a Master Thesis supervised by Prof. Benoit Gailly at Louvain School of Management*. UCLouvain, LSM.

SIGNATURE

Sign your declaration:

Author last name, first name(s)	Date	Signature
1. Driessens, Cédric	27/05/2026	
2		

Table des matières

1. Introduction	1
2. Revue de littérature	3
2.1 Cadre conceptuel : le herding en finance	3
2.2 Mesurer le herding à partir de la dispersion des rendements	3
2.2.1 L'approche de Christie et Huang (1995) : CSSD et périodes extrêmes	3
2.2.2 L'amélioration de Chang, Cheng et Khorana (2000) : CSAD et test non linéaire	4
2.2.3 Comparaison CSSD et CSAD	5
2.3 Résultats empiriques sur les différents marchés	5
2.3.1 Enseignements de Chang, Cheng et Khorana (2000) à l'international	5
2.3.2 Perspective européenne : l'apport de Kremer et Nautz (2013)	6
2.4 Lien avec le sentiment et l'incertitude	7
2.5 Synthèse et lacune identifiée	7
2.6 Formulation des hypothèses de recherche	8
3. Méthodologie	10
3.1 Données et échantillon	10
3.2 Construction des rendements	11
3.3 Mesure du herding (dispersion des rendements)	13
3.3.1 Implémentation empirique	14
3.4 Passage du quotidien au mensuel	15
3.5 Statistiques descriptives	15
4. Résultats	18
4.1 Validation statistique préliminaire	18
4.2 Test de l'hypothèse H1 : existence du herding	19
4.3 Test de l'hypothèse H2 : asymétrie haussier / baissier	21
4.4 Test de l'hypothèse H3 : effet du sentiment et de l'incertitude	22
4.5 Tests de robustesse	24
4.6 Synthèse des résultats	26
5. Discussion	28
5.1 Mise en perspective avec la littérature	28
5.2 Interprétation économique des résultats inattendus	29
5.3 Implications pratiques	30
5.4 Cohérence d'ensemble des trois hypothèses	31
6. Conclusion	33
6.1 Synthèse de la démarche et des résultats	33
6.2 Limites de l'étude	34

6.3 Pistes de recherche futures	35
<i>Bibliographie</i>	37
<i>Annexes</i>	39
Annexe 1. Test de Student sur la moyenne du CSAD mensuel	39
Annexe 2. Test de Dickey-Fuller augmenté sur les trois variables	40
Annexe 3. Matrice de corrélations	41
Annexe 4. Régression principale H1	41
Annexe 5. Régressions asymétriques H2 (UP et DOWN)	42
Annexe 6. Régression mensuelle H3	42
Annexe 7. Test de robustesse avec la médiane	43

1. Introduction

La finance comportementale a profondément renouvelé la compréhension des dynamiques de marché en mettant en lumière les biais cognitifs et les comportements collectifs des investisseurs. Parmi ces phénomènes, le comportement grégaire, ou herding, occupe une place centrale : il désigne la tendance des agents à imiter les décisions d'autrui plutôt qu'à s'appuyer sur leurs propres analyses (Devenow et Welch, 1996). Ce mimétisme peut entretenir des mouvements de prix, renforcer la volatilité et générer des inefficiences persistantes sur les marchés financiers (Christie et Huang, 1995). Comprendre les déterminants du comportement grégaire est donc aussi bien une question de théorie financière que de gestion des risques.

Deux dimensions peuvent renforcer ce comportement grégaire et sont bien plus qu'un sujet d'intérêt : le sentiment des investisseurs et l'incertitude politique. Dès lors que le sentiment collectif devient très optimiste ou pessimiste, une telle démarche peut amener les agents à croire davantage au consensus de marché qu'à l'information fondamentale (Shiller et Pound, 1989). En outre, un environnement politique et économique très incertain peut nourrir une forme de méfiance chez les agents et une difficulté à anticiper les décisions publiques, ce qui les pousse à observer le comportement des autres plutôt qu'à se fier à leur propre jugement. Cette incertitude se mesure notamment grâce à l'indice Economic Policy Uncertainty (EPU), développé par Baker, Bloom et Davis (2016). Ces deux dimensions, bien que souvent étudiées séparément, pourraient agir de manière complémentaire sur la propension au mimétisme.

La littérature empirique sur le herding s'est principalement concentrée sur les grands marchés développés et sur certaines places émergentes d'Asie (Chang, Cheng et Khorana, 2000). Les petits marchés européens, et en particulier le marché actions belge, demeurent relativement peu explorés. Or, Euronext Brussels présente des caractéristiques spécifiques (taille modeste, concentration sectorielle, présence d'investisseurs institutionnels et individuels) qui justifient une analyse dédiée. L'étude conjointe du sentiment et de l'incertitude de politique économique sur ce terrain constitue un apport original.

La question de recherche centrale de ce mémoire est la suivante : dans quelle mesure le sentiment de marché et l'incertitude de politique économique influencent-ils le comportement grégaire des investisseurs sur le marché actions belge ?

L'objectif est double. Il s'agit, d'abord, de construire un indicateur synthétique de herding à partir de la dispersion des rendements boursiers quotidiens des actions belges cotées à Euronext Brussels, puis de l'agréger à fréquence mensuelle. La seconde partie de ce mémoire vise à analyser la relation entre ce degré de mimétisme et deux variables agrégées, l'indice Sentix (sentiment des investisseurs) et l'indice EPU (incertitude perçue en matière de politique économique). Cela contribue à apporter une dimension empirique à notre travail sur un petit marché européen et peut éclairer les praticiens qui souhaitent mieux appréhender les logiques de comportements locaux.

La partie empirique repose sur des cours de clôture quotidiens puisés dans Bloomberg pour 42 titres cotés sur Euronext Brussels (BEL 20 et BEL Mid), couvrant la période 2018–2024. Les séries mensuelles de l'indicateur de herding, du Sentix et de l'indice EPU sont mises en relation à l'aide de méthodes économétriques standards sous STATA.

Le mémoire se déroule suivant cette architecture : après cette introduction, est proposée une revue de littérature qui donne les bases théoriques et empiriques du herding, du sentiment et de l'incertitude, suivie de trois hypothèses de recherche. La méthodologie détaille la construction des variables et les méthodes d'estimation qui ont été mises en œuvre. Les résultats des trois tests économétriques sont ensuite exposés, suivis par une discussion plaçant les résultats dans le cadre de la littérature. Le mémoire se conclut par une synthèse des contributions, des limites et des pistes de recherche futures.

2. Revue de littérature

2.1 Cadre conceptuel : le herding en finance

Le comportement grégaire, ou herding, désigne la tendance des investisseurs à imiter les décisions d'achat ou de vente d'autres participants au marché, plutôt qu'à fonder leurs choix sur leurs propres analyses et informations privées (Bikhchandani et Sharma, 2001). Ce phénomène occupe une place centrale en finance comportementale, car il remet en question l'hypothèse d'efficacité des marchés selon laquelle les prix reflètent l'ensemble de l'information disponible.

On fait généralement la distinction entre deux types de herding. Le herding intentionnel s'observe lorsque les investisseurs choisissent de ne pas tenir compte de leurs croyances, soit parce qu'ils en déduisent à partir d'actions observées que d'autres ont plus et/ou mieux d'information qu'eux, soit pour protéger leur réputation professionnelle en se rendant conformes au consensus (Scharfstein et Stein, 1990). Le herding non intentionnel s'observe lorsque les investisseurs réagissent simultanément et indépendamment à des signaux publics identiques, sans se coordonner (Kremer et Nautz, 2013), et décident d'investir dans les mêmes actifs en raison de modèles décisionnels identiques ou de contraintes réglementaires (ou d'investissement) identiques.

L'importance du herding pour la formation des prix et pour l'efficacité des marchés est considérable. En effet, si les investisseurs adoptent massivement les mêmes positions, les prix peuvent s'éloigner durablement de la valeur qui devrait prévaloir dans un marché efficient, ce qui risque d'engendrer des bulles spéculatives ou des corrections brutales. Mais ce comportement peut également amplifier la volatilité et réduire l'intérêt de la diversification, tant les rendements des investissements sont proportionnellement plus fortement corrélés au marché (agrégé).

2.2 Mesurer le herding à partir de la dispersion des rendements

2.2.1 L'approche de Christie et Huang (1995) : CSSD et périodes extrêmes

Christie et Huang (1995) ont proposé une première méthodologie empirique pour détecter le herding à partir des rendements boursiers. Leur approche repose sur l'idée que, sous l'hypothèse d'un comportement rationnel, la dispersion transversale des rendements

individuels autour du rendement moyen du marché devrait augmenter lors des mouvements de prix importants, en raison des différences de sensibilité des titres au risque systématique. Néanmoins, en cas de comportement grégaire, les investisseurs mettent de côté leurs opinions propres pour suivre le consensus, ce qui conduit à une dispersion anormalement faible.

Ainsi, le Cross-Sectional Standard Deviation (CSSD) mesure l'écart-type transversal des rendements individuels autour du rendement moyen du marché à chaque période. Christie et Huang (1995) testent l'hypothèse de herding en émettant l'idée que la dispersion devrait significativement diminuer lors des journées où le marché est en mouvement extrême. Appliquée au marché américain, cette méthodologie ne révèle pas de preuves significatives de comportement grégaire.

2.2.2 L'amélioration de Chang, Cheng et Khorana (2000) : CSAD et test non linéaire

Chang, Cheng et Khorana (2000) ont proposé une approche plus puissante pour détecter le herding, y compris en dehors des périodes extrêmes. Leur mesure, le Cross-Sectional Absolute Deviation (CSAD), correspond à l'écart absolu moyen des rendements individuels par rapport au rendement du marché. À ce niveau, les auteurs montrent que sous l'hypothèse d'un modèle d'évaluation rationnelle tel que le MEDAF, la relation entre CSAD et le rendement absolu du marché devrait être linéaire et croissante, au sens où plus le marché évolue fortement, plus la dispersion des rendements des titres individuels augmente dans une proportion comparable.

Pour tester la présence de herding, Chang, Cheng et Khorana (2000) rajoutent un terme quadratique dans la régression reliant CSAD au rendement du marché. Un coefficient négatif et significatif sur ce terme indique que la dispersion augmente à un taux décroissant, voire diminue lorsque les mouvements de marché deviennent importants, ce qui constitue une signature du comportement grégaire. À l'inverse, un coefficient positif sur le terme quadratique suggère un phénomène d'anti-herding, c'est-à-dire une exagération des différences entre les rendements individuels.

Cette spécification permet également de distinguer le herding dans les marchés haussiers et baissiers en estimant séparément les relations pour les journées où le rendement du marché

est positif et celles où il est négatif. Une telle asymétrie peut révéler des comportements distincts selon le contexte de marché.

2.2.3 Comparaison CSSD et CSAD

Les deux mesures présentent des forces et des limites complémentaires. L'approche CSSD de Christie et Huang (1995) se concentre sur les périodes extrêmes et nécessite une définition arbitraire du seuil de stress. Elle peut ainsi manquer des épisodes de herding survenant lors de mouvements de marché moins prononcés. L'approche CSAD de Chang, Cheng et Khorana (2000), en intégrant un test de non-linéarité sur l'ensemble de la distribution des rendements, offre une détection plus fine et moins dépendante du choix des seuils. C'est cette dernière approche qui est retenue dans le présent mémoire, conformément à la pratique dominante dans la littérature récente (BenSaïda, 2017 ; Economou, Kostakis et Philippos, 2011).

2.3 Résultats empiriques sur les différents marchés

2.3.1 Enseignements de Chang, Cheng et Khorana (2000) à l'international

L'étude de Chang, Cheng et Khorana (2000) constitue une référence majeure pour la comparaison internationale du herding. Les auteurs analysent les marchés américain, japonais, hongkongais, sud-coréen et taïwanais sur des périodes allant de 1963 à 1997 selon les pays. Pour les États-Unis et Hong Kong, la relation entre CSAD et rendement du marché demeure linéaire, sans évidence de comportement grégaire. Les résultats obtenus pour le Japon montrent que seul un phénomène de herding a été détecté sur les marchés baissiers.

En revanche, dans les deux marchés émergents considérés ici, la Corée du Sud et Taïwan, les coefficients quadratiques sont négatifs et significatifs, ce qui indique qu'un phénomène de herding existe à la fois dans les marchés haussiers et dans les marchés baissiers. Les auteurs offrent plusieurs pistes d'explication : une plus grande fréquence d'intervention du gouvernement, une moins bonne fiabilité de l'information sur les entreprises, une prépondérance accrue des spéculateurs à horizon court. Il semble donc que les caractéristiques institutionnelles et informationnelles d'un marché agissent sur la propension des investisseurs au mimétisme.

Un autre résultat intéressant de Chang, Cheng et Khorana (2000) concerne l'asymétrie entre marchés haussiers et baissiers : pour les cinq marchés étudiés, la dispersion des rendements augmente plus vite en période haussière qu'en période baissière. Les auteurs suggèrent que

ce résultat pourrait s'expliquer par des vitesses d'ajustement différentes face aux bonnes et aux mauvaises nouvelles macroéconomiques.

En particulier, certaines actions, notamment les petites capitalisations, intégreraient plus lentement l'information positive, ce qui maintiendrait temporairement une dispersion transversale plus élevée.

2.3.2 Perspective européenne : l'apport de Kremer et Nautz (2013)

Kremer et Nautz (2013) offrent un éclairage complémentaire en étudiant le herding institutionnel sur le marché allemand à partir de données de transactions quotidiennes et identifiées par institution. Cette analyse permet de distinguer le herding intentionnel du herding non intentionnel et d'identifier les déterminants de ce dernier ainsi que ses effets sur les prix.

Les auteurs font apparaître que le herding des institutions financières allemandes est plus marqué sur les grandes valeurs liquides que sur celles de petite capitalisation, ce qui va à l'encontre des prédictions des modèles de herding intentionnel. Le herding observé est alors a priori, selon les auteurs, « non intentionnel », l'hypothèse étant que les institutions réagissent à des signaux publics identiques ou à des contraintes de gestion du risque analogues. Une contribution essentielle des travaux de Kremer et Nautz (2013) porte sur le rôle de la volatilité : ils montrent une asymétrie dans l'effet de la volatilité passée sur le herding de vente et sur le herding d'achat. Une hausse de la volatilité accroît le herding « de vente » mais atténue le herding « d'achat ». Ce résultat pourrait s'expliquer par l'utilisation massive des modèles de risque (comme la VaR), qui contraignent les institutions à réduire leurs positions en période de forte volatilité.

Par ailleurs, les auteurs montrent des renversements des rendements après les épisodes de herding de vente, une dynamique temporairement déstabilisante pour les prix. En matière de herding sur les petits marchés européens, la documentation empirique reste relativement limitée. Les travaux existants, notamment à propos du marché grec (Tessaromatis et Thomas, 2009), semblent montrer que le herding est un phénomène sporadique, circonscrit à quelques périodes de forte volatilité ou de bouleversements institutionnels, plutôt qu'une constante du marché.

La Belgique, en tant que petit marché européen caractérisé par une capitalisation modeste, une concentration sectorielle et une couverture par les analystes potentiellement moins dense que les grandes places financières, constitue un terrain d'étude pertinent mais encore peu exploré.

2.4 Lien avec le sentiment et l'incertitude

Le concept de sentiment des investisseurs, développé notamment par Baker et Wurgler (2006), désigne la propension collective des agents à spéculer ou à adopter des attitudes optimistes ou pessimistes qui ne sont pas entièrement justifiées par les fondamentaux. Baker et Wurgler (2006) montrent que le sentiment affecte de manière différenciée la section transversale des rendements : les titres difficiles à évaluer et à arbitrer (petites capitalisations, entreprises jeunes, non rentables ou ne versant pas de dividendes) sont particulièrement sensibles aux fluctuations du sentiment.

Le lien entre sentiment et herding, bien que rarement testé directement, repose sur une intuition économique solide. Quand le sentiment collectif est à un niveau extrême, les investisseurs ont parfois plus tendance à suivre le consensus qu'à se fier à leur propre analyse, d'autant plus que l'incertitude sur les fondamentaux est grande. Dans cette situation, le mimétisme est alors la décision rationnelle des agents soucieux de leur réputation ou manquant de certitude sur la qualité de leur information privée. De même, un environnement d'incertitude de politique économique fort, mesurée par des indicateurs comme l'Economic Policy Uncertainty (EPU) de Baker, Bloom et Davis (2016), peut accroître la propension au herding.

Face à des signaux macroéconomiques ambigus ou à des anticipations difficiles à former, les investisseurs peuvent privilégier l'observation des comportements d'autrui comme source d'information complémentaire. Cette intuition est toutefois nuancée par les travaux plus récents sur la dispersion d'opinion en finance (Diether, Malloy et Scherbina, 2002), qui montrent que les périodes d'incertitude informationnelle peuvent au contraire s'accompagner d'une plus grande hétérogénéité des anticipations entre acteurs.

2.5 Synthèse et lacune identifiée

La revue de la littérature permet de dégager plusieurs enseignements. Sur le plan théorique, le herding peut être rationnel (cascade informationnelle, préoccupations de réputation) ou non intentionnel (réaction commune à des signaux publics, contraintes de gestion des

risques). Sur le plan méthodologique, les approches CSSD et CSAD offrent des outils robustes pour détecter le herding à partir de la dispersion des rendements, la seconde permettant une analyse plus fine de la non-linéarité de la relation. Sur le plan empirique, les résultats internationaux montrent que le herding est plus fréquent dans les marchés émergents et dans certaines conditions de marché (stress, forte volatilité, périodes de sentiment extrême).

Cependant, la littérature laisse ouverte la question du herding dans les petits marchés européens développés tels que la Belgique. Le marché belge possède des caractéristiques propres (petite taille, concentration sectorielle, présence d'investisseurs institutionnels et privés) qui peuvent affecter la dynamique de comportement grégaire.

De plus, l'articulation entre sentiment des investisseurs, incertitude de politique économique et herding n'a, à notre connaissance, pas été étudiée conjointement sur ce marché. Ce mémoire vise précisément à combler cette lacune.

2.6 Formulation des hypothèses de recherche

À la lumière de la revue de littérature et de la question de recherche posée, trois hypothèses testables guident la partie empirique de ce mémoire.

Mais avant de voir les hypothèses, il convient de rappeler la logique du modèle CSAD de Chang, Cheng et Khorana (2000), qui sert de base aux deux premières. Dans ce modèle, le poids du comportement grégaire est traduit par un coefficient γ_2 non linéaire, négatif et statistiquement significatif. Cela signifie que, lors de mouvements importants du marché, la dispersion des rendements augmente à un rythme de plus en plus lent, voire finit par diminuer : en d'autres termes, lorsque le marché bouge beaucoup, le rendement individuel se rapproche du rendement de référence (le rendement du marché), ce qui constitue la signature attendue du mimétisme. C'est ce coefficient γ_2 qui sert de référence pour poser les hypothèses H1 et H2 ci-après.

Hypothèse 1. Présence de herding sur le marché belge. Conformément aux résultats obtenus sur d'autres petits marchés européens (Tessaromatis et Thomas, 2009) et au cadre développé par Chang, Cheng et Khorana (2000), il est attendu que le marché actions belge présente des signes de comportement grégaire. Cette hypothèse se traduit empiriquement par l'attente d'un coefficient γ_2 négatif et statistiquement significatif dans la régression du CSAD sur le rendement de marché et son carré.

Hypothèse 2. Asymétrie entre marchés haussiers et baissiers. S'appuyant principalement sur les résultats de Kremer et Nautz (2013), qui documentent sur le marché allemand un herding de vente plus prononcé que le herding d'achat, asymétrie attribuée aux contraintes homogènes de gestion des risques qui forcent les institutions à réduire simultanément leurs positions en période de forte volatilité, il est attendu que le marché belge présente un schéma similaire. Les résultats de Chang, Cheng et Khorana (2000), qui observent une dispersion augmentant plus rapidement lors des journées de hausse, sont cohérents avec cette attente. Empiriquement, cette hypothèse se traduit par l'attente d'un coefficient γ_2 plus négatif et plus significatif dans la régression estimée sur les journées baissières que dans celle estimée sur les journées haussières.

Hypothèse 3. Effet du sentiment et de l'incertitude de politique économique. En s'appuyant sur les travaux de Baker et Wurgler (2006), Shiller et Pound (1989) et Baker, Bloom et Davis (2016), il est attendu que l'intensité du herding sur le marché belge soit influencée à la fois par le sentiment des investisseurs et par l'incertitude de politique économique. Empiriquement, cette hypothèse se traduit par l'attente d'un coefficient significatif sur les variables Sentix et EPU dans la régression mensuelle du CSAD.

3. Méthodologie

3.1 Données et échantillon

L'échantillon final retenu comprend 42 titres cotés à Euronext Brussels, issus de deux indices : le BEL 20, qui regroupe les vingt plus grandes capitalisations belges, et le BEL Mid, qui couvre les valeurs de capitalisation intermédiaire. La liste initiale comprenait 45 titres, mais trois d'entre eux, à savoir Ascencio (ASC BB), Galapagos (GLPG BB) et Recticel (REC BB), ont été exclus en raison de l'absence totale de données de prix sur la période d'analyse. Les 42 titres sélectionnés présentent tous des séries de prix suffisamment continues pour permettre le calcul des mesures de dispersion.

Le choix d'inclure à la fois les titres composant le BEL 20 et les titres du BEL Mid répond ainsi à deux objectifs. Le premier consiste à obtenir une taille d'échantillon statistiquement satisfaisante, proche de 45 titres, utile pour les analyses en herding et qui respecte les bonnes pratiques de la littérature sur le sujet qui préconise d'avoir dans son échantillon au moins une trentaine de valeurs observables pour assurer la robustesse de la mesure de dispersion transversale. En effet, restreindre l'échantillon au seul BEL 20 aurait réduit le panel à 19 titres, trop faible pour assurer une robustesse satisfaisante du CSAD quotidien. Le second objectif consiste à introduire une hétérogénéité salubre en matière de capitalisation boursière dans le panel d'actions retenu : le BEL 20 est constitué des grandes capitalisations les plus suivies par des analystes, le BEL Mid intégrant des valeurs intermédiaires potentiellement moins couvertes et potentiellement plus sensibles au développement des dynamiques comportementales (Kremer et Nautz, 2013 ; Baker et Wurgler, 2006).

Il convient de noter que quatre sociétés de l'échantillon présentent des séries temporelles moins étendues que sur toute la période, au motif qu'elles ne sont pas présentes sur le marché depuis longtemps : Azelis (AZE BB) introduite en septembre 2021 ; Deme Group (DEME BB) à partir de novembre 2022 ; Shurgard (SHUR BB) entrée en octobre 2018 ; et Syensqo (SYENS BB), issue du spin-off de Solvay en décembre 2023. Ces titres ne sortent cependant pas de l'étude pour les périodes où leurs données sont disponibles. Cette situation fait partie intégrante de la dynamique en cours des marchés financiers, et va donc dans le sens de la méthode mise en œuvre, à savoir le calcul du CSAD sur tous les titres disponibles à chaque date.

Cette façon de faire assure une meilleure représentativité de l'échantillon et évite tout biais lié à des suppressions arbitraires.

L'analyse porte sur la période du 2 janvier 2018 au 31 décembre 2024, soit 1 792 jours de cotation. Cette fenêtre a été sélectionnée pour deux raisons principales. Premièrement, elle permet de disposer simultanément des trois bases de données indispensables à l'étude, à savoir les cours de clôture issus de Bloomberg, l'indice Sentix et l'indice EPU Belgique, ce qui est essentiel pour le couplage mensuel des variables.

D'autre part, la variété des régimes de marché couverts constitue un atout méthodologique : la période intègre une phase de croissance modérée (2018–2019), le choc de la pandémie de COVID-19 (2020), la reprise post-pandémique (2021), le contexte inflationniste et la crise énergétique liée à la guerre en Ukraine (2022–2023), et une phase de normalisation progressive (2024). La présence d'épisodes de stress extrême est particulièrement précieuse pour tester la présence de herding (Chang, Cheng et Khorana, 2000 ; Tessaromatis et Thomas, 2009).

Les prix de clôture quotidiens ajustés ont été extraits de Bloomberg Terminal pour les 42 titres ainsi que pour l'indice BEL 20. L'indice Sentix Economic Index concernant la zone euro, diffusé chaque mois, a été récupéré via Investing.com. Cet indice est calculé à partir d'une enquête mensuelle réalisée auprès de plus de 5 500 investisseurs privés et institutionnels sur leur appréciation de la situation économique d'aujourd'hui et leurs anticipations au regard de la situation dans six mois.

L'indice Economic Policy Uncertainty (EPU) pour la Belgique, disponible à fréquence mensuelle, a été téléchargé sur le site policyuncertainty.com (Algaba, Borms, Boudt et Van Pelt, 2020). Cet indice mesure l'incertitude liée à la politique économique telle qu'elle transparaît dans la presse, en comptant les articles contenant simultanément des termes liés à l'incertitude, à l'économie et à la politique économique.

3.2 Construction des rendements

À partir des prix de clôture quotidiens ajustés extraits de Bloomberg Terminal, les rendements journaliers sont calculés pour chaque titre de l'échantillon selon la formule du rendement logarithmique :

$$R_{i,t} = \ln (P_{i,t} / P_{i,t-1})$$

où $P_{i,t}$ désigne le prix de clôture ajusté du titre i à la date t . Le recours aux rendements logarithmiques est standard dans la littérature empirique en finance : ils présentent l'avantage d'être additifs dans le temps et de suivre une distribution plus proche de la normalité que les rendements arithmétiques simples, ce qui facilite les tests économétriques ultérieurs.

Le rendement du marché, noté $R_{m,t}$, est obtenu à partir des données journalières de l'indice BEL 20, en suivant la méthode préconisée par la littérature (Chang, Cheng et Khorana, 2000). Cet indice est la référence la plus utilisée pour le marché actions belge et regroupe les vingt sociétés les plus importantes cotées sur Euronext Brussels. Toutefois, sa couverture reste restreinte puisqu'il ne représente que les grandes entreprises. Pour élargir la représentativité de l'échantillon, les titres appartenant au BEL Mid ont aussi été inclus, afin d'intégrer des sociétés aux tailles, liquidités et niveaux d'information plus variés. Malgré cette extension, le recours au BEL 20 comme indicateur du rendement du marché reste pertinent, tant en raison de sa forte représentation des grandes capitalisations que de son usage courant comme indice de référence.

Les jours fériés et les jours sans cotation sont gérés en supprimant simplement les observations manquantes : lorsqu'un titre ne dispose pas de prix à une date donnée, il n'est pas pris en compte dans le calcul de la dispersion pour cette journée, et aucune estimation n'est faite. Cette approche est préférable pour deux raisons principales. D'abord, toute tentative de comblement des données manquantes, qu'il s'agisse d'interpolation linéaire ou de report de la dernière valeur, produirait des rendements artificiellement stables ou nuls, ce qui aurait pour effet de réduire mécaniquement la dispersion observée et, par conséquent, de fausser l'analyse du phénomène de herding.

Deuxièmement, cette approche est conforme à la pratique standard dans la littérature empirique sur le CSAD (Chang, Cheng et Khorana, 2000 ; Tessaromatis et Thomas, 2009), qui privilégie l'exclusion aux méthodes d'imputation pour préserver l'intégrité des séries de rendements.

3.3 Mesure du herding (dispersion des rendements)

Le comportement de herding est appréhendé à travers l'évolution de la dispersion des rendements individuels autour du rendement du marché. L'intuition fondamentale est la suivante : quand les investisseurs suivent en masse le consensus du marché au lieu de se fier à leurs propres anticipations, alors les rendements des titres individuels tendent à converger vers le rendement moyen, ce qui se traduit par une diminution de la dispersion. Cette dispersion est précisément mesurée par le Cross-Sectional Absolute Deviation (CSAD), proposé par Chang, Cheng et Khorana (2000). Pour un échantillon de N titres à la date t , le CSAD est donné par :

$$CSAD_t = (1/N) \sum_i |R_{i,t} - R_{m,t}|$$

où $R_{i,t}$ désigne le rendement du titre i à la date t , $R_{m,t}$ le rendement du portefeuille de marché à la date t , et N le nombre de titres dans l'échantillon.

Il convient de rappeler que le CSAD ne constitue pas une mesure directe du mimétisme. Il se fonde sur l'hypothèse qu'une convergence anormale des rendements individuels en direction du rendement du marché peut être interprétée comme une manifestation de comportement grégaire. Il s'agit donc bien de régressions qui portent directement sur la dispersion transversale des rendements, et leur interprétation en termes de herding doit être faite avec précaution.

En l'absence de comportements de style grégaire, la théorie financière prédit une relation linéaire et croissante entre le niveau de dispersion des rendements individuels et l'ampleur du rendement du marché.

En revanche, si les investisseurs ont tendance à imiter le comportement du marché lors de fortes variations, cette relation peut devenir non linéaire. Pour tester cette hypothèse, Chang, Cheng et Khorana (2000) proposent la spécification suivante :

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 |R_{m,t}| + \gamma_2 R_{m,t}^2 + \varepsilon_t$$

Un coefficient γ_2 négatif et statistiquement significatif est interprété comme un indicateur de herding, puisqu'il suggère que la dispersion des rendements augmente à un rythme décroissant lorsque les mouvements du marché deviennent plus importants.

Afin d'examiner une éventuelle asymétrie entre marchés haussiers et baissiers, cette régression est ensuite estimée séparément sur les sous-échantillons correspondant aux journées de hausse ($R_{m,t} > 0$) et aux journées de baisse ($R_{m,t} < 0$).

Pour les journées haussières :

$$CSAD_t = \alpha^{UP} + \gamma_1^{UP} |R_{m,t}| + \gamma_2^{UP} R_{m,t}^2 + \varepsilon_t$$

Pour les journées baissières :

$$CSAD_t = \alpha^{DOWN} + \gamma_1^{DOWN} |R_{m,t}| + \gamma_2^{DOWN} R_{m,t}^2 + \varepsilon_t$$

Le Cross-Sectional Standard Deviation (CSSD), proposé antérieurement par Christie et Huang (1995), constitue une mesure alternative historique. Le choix du CSAD dans cette étude se justifie par trois arguments. Premièrement, il permet de tester le herding sur l'ensemble de la distribution des rendements, et non uniquement lors des journées extrêmes définies de manière arbitraire par des seuils de 1 % ou 5 %. Deuxièmement, il donne accès à un test statistique formel via l'estimation du coefficient quadratique γ_2 , plus puissant et plus interprétable que les tests binaires du CSSD. Troisièmement, le CSAD s'est imposé depuis une vingtaine d'années comme la mesure de référence dans la littérature empirique sur le herding (BenSaïda, 2017 ; Economou, Kostakis et Philippas, 2011), ce qui facilite la comparabilité des résultats.

3.3.1 Implémentation empirique

Le CSAD est calculé quotidiennement sur l'ensemble de la période d'analyse. Pour chaque date t , seuls les titres disposant d'un rendement observé ce jour-là sont inclus dans le calcul, ce qui implique que le nombre de titres N_t varie légèrement d'un jour à l'autre. En pratique, le nombre moyen de titres inclus par jour est de 39,8, avec un minimum de 10 titres imposé comme seuil d'exclusion : les rares journées pour lesquelles moins de dix titres disposent de données sont écartées afin de garantir la représentativité de la mesure de dispersion.

Sur la période 2018–2024, le CSAD quotidien présente une valeur moyenne de 1,23 % et un écart-type de 0,52 %. La valeur minimale observée est de 0,43 % et la valeur maximale de 5,81 %, cette dernière correspondant vraisemblablement à une journée de forte turbulence de marché. Cette plage de variation confirme que la mesure capture bien des épisodes de dispersion hétérogènes, ce qui constitue une condition nécessaire à la détection du herding.

3.4 Passage du quotidien au mensuel

Afin d'aligner la mesure de herding sur la fréquence mensuelle des indices Sentix et EPU, le CSAD quotidien est agrégé au niveau mensuel. Deux statistiques d'agrégation sont calculées conjointement pour chaque mois m :

$$CSAD_mean_m = (1/T_m) \sum CSAD_t$$

$$CSAD_median_m = médiane(\{CSAD_t\})$$

où T_m désigne le nombre de jours de bourse dans le mois m .

L'utilisation conjointe de la moyenne et de la médiane répond à une recommandation méthodologique explicite visant à tester la robustesse des résultats. Si à l'issue des estimations économétriques, les deux indicateurs affichent des conclusions identiques, cela renforcerait la validité des résultats obtenus ; a contrario, s'il y a des divergences entre les deux indicateurs, ce serait lié à l'effet d'événements extrêmes (typiquement des jours de krach ou d'épisodes de forte volatilité) qui influencent les moyennes sans affecter les médianes. À cette divergence serait associée une information analytique sur la nature des épisodes de herding détectés.

Le dataset mensuel final couvre 84 mois complets de janvier 2018 à décembre 2024, soit 7 années d'observations. Il ne présente aucune valeur manquante sur l'ensemble des variables retenues, ce qui garantit la cohérence des estimations économétriques ultérieures.

3.5 Statistiques descriptives

Sur la période, le CSAD mensuel moyen s'élève à 1,23 % (écart-type : 0,32 %) avec une médiane de 1,15 %. La moyenne de l'indice EPU Belgique est de 159 au cours de cette période avec un sommet à 465 lors de la crise COVID-19 en 2020, à savoir la période de la plus forte incertitude. L'indice Sentix affiche en revanche une moyenne négative de -4,2 points dénotant le climat plutôt prudent des investisseurs européens dans cette période avec un point bas à -42,9 points en avril 2020.

La Figure 1 illustre l'évolution quotidienne du CSAD sur l'ensemble de la période.

Figure 1 — Évolution du CSAD quotidien sur le marché belge (2018-2024)

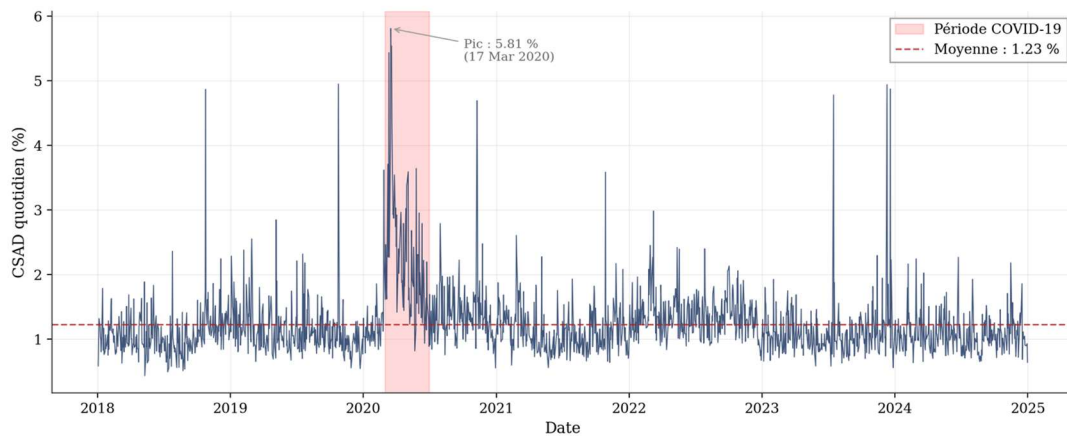


Figure 1. Évolution du CSAD quotidien sur le marché belge (2018–2024). Source : calculs à partir des données Bloomberg.

Le graphique montre une certaine constance du herding autour d’une moyenne à 1,23 %, marquée par des pics marqués lors de phases de stress de marché. Le pic le plus élevé est de 5,81 % le 17 mars 2020, correspondant parfaitement au choc initial de la pandémie de COVID-19 sur les marchés européens.

La Figure 2 confronte visuellement les trois séries mensuelles utilisées dans l'analyse.

Figure 2 — Dynamiques comparées du herding, du sentiment et de l'incertitude (2018-2024)

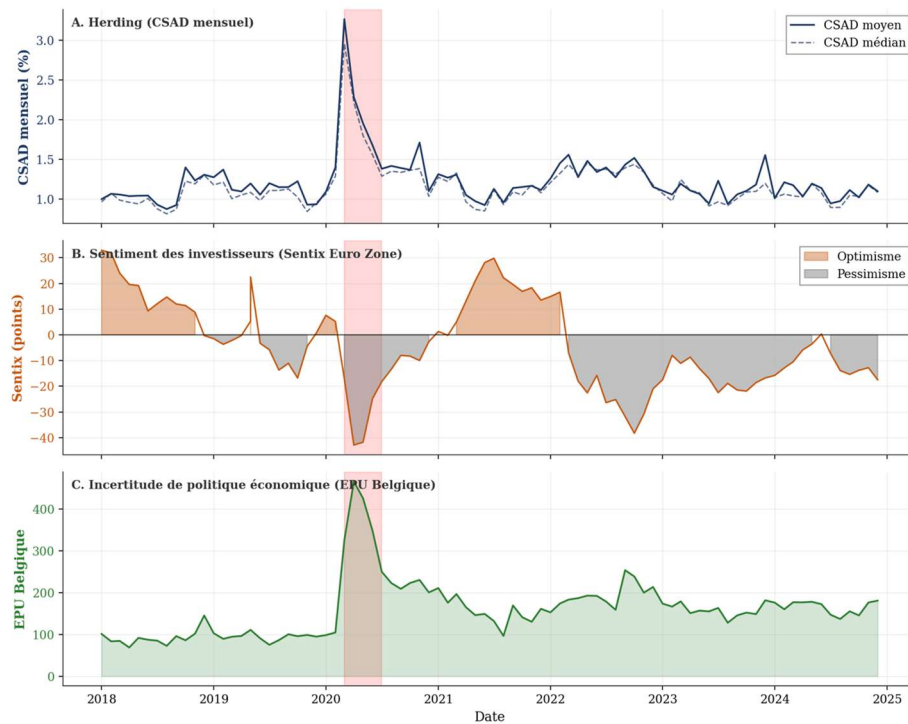


Figure 2. Dynamiques comparées du herding, du sentiment et de l'incertitude (2018–2024). Source : calculs à partir des données Bloomberg, Sentix et policyuncertainty.com.

Le panel A montre la très forte proximité entre la moyenne et la médiane du CSAD mensuel, ce qui suggère une faible influence des observations extrêmes sur l'agrégation mensuelle. Les panels B et C présentent respectivement l'indice Sentix et l'indice EPU Belgique. Une co-occurrence frappante se dégage du graphique : en mars-avril 2020, le CSAD atteint son pic mensuel historique (3,27 %), le Sentix chute à son plancher (-42,9 points) et l'EPU s'envole à 465.

La Figure 3 présente la distribution empirique du CSAD quotidien.

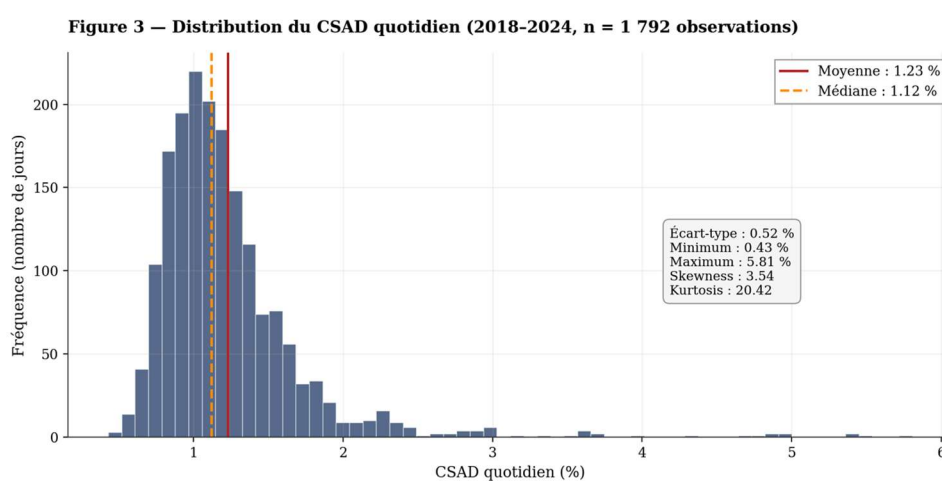


Figure 3. Distribution du CSAD quotidien (2018–2024, n = 1 792 observations).

La distribution est fortement déséquilibrée à droite (skewness = 3,54) et leptokurtique (kurtosis = 20,42), ce qui est propice à avoir une queue épaisse correspondant à des valeurs extrêmes. Cette forme de distribution permet in fine de légitimer a posteriori le choix méthodologique d'une agrégation mensuelle combinant la moyenne et la médiane et d'utiliser des erreurs standards robustes dans les régressions économétriques afin de garantir des inférences valides en présence d'hétéroscédasticité.

4. Résultats

Cette section présente les résultats empiriques obtenus à partir des trois régressions correspondant aux hypothèses formulées dans la section 2.6. L'estimation a été conduite sous STATA (version 19.5), avec des erreurs standards robustes à l'hétéroscédasticité selon la méthode de White (1980), justifiées par la nature financière des données et la distribution non normale du CSAD identifiée dans la section 3.5. L'ensemble des sorties STATA brutes correspondant aux régressions présentées ci-dessous figure en annexe.

La présentation suit un ordre logique. La section 4.1 expose les tests statistiques préliminaires validant la fiabilité des données. Les sections 4.2 à 4.4 présentent successivement les résultats des trois hypothèses. La section 4.5 expose les tests de robustesse, et la section 4.6 propose une synthèse comparative.

4.1 Validation statistique préliminaire

Avant de procéder à l'estimation des régressions économétriques, trois tests statistiques préliminaires ont été conduits afin de valider la fiabilité des séries construites et d'orienter les choix d'estimation : un test de Student vérifiant la significativité de la moyenne du CSAD, un test de Dickey-Fuller augmenté vérifiant la stationnarité des séries temporelles, et un calcul des corrélations entre les variables mensuelles.

Significativité du CSAD moyen. Pour évaluer si la moyenne mensuelle du CSAD est statistiquement différente de zéro, un test de Student à un échantillon a été effectué. Le résultat communiqué ($t = 34,77$; $df = 83$; $p < 0,001$) indique que le niveau moyen de dispersion constaté sur le marché belge ($CSAD_mean = 1,23\%$) ne peut pas être attribué à l'effet du hasard. L'intervalle de confiance à 95 % de la moyenne allant de 1,16 % à 1,30 % vient renforcer la précision de l'estimation, en s'appuyant sur les 84 observations mensuelles disponibles.

Test de stationnarité. Le test de Dickey-Fuller augmenté a été appliqué à chacune des trois variables mensuelles utilisées dans les régressions ($CSAD_mean$, $Sentix$, EPU), avec un retard d'ordre 1 afin de capter une éventuelle autocorrélation. Ce test vise à détecter la présence d'une racine unitaire, condition nécessaire à la validité des régressions sur séries temporelles (Granger et Newbold, 1974). Les résultats rejettent l'hypothèse nulle de racine unitaire pour les trois séries : $Z(t) = -3,86$ ($p = 0,002$) pour le CSAD mensuel, $Z(t) = -3,57$ ($p = 0,006$) pour l'EPU, et $Z(t) = -3,21$ ($p = 0,019$) pour le Sentix. Toutes les statistiques sont plus négatives que

la valeur critique à 5 % (-2,904). La stationnarité étant établie, les régressions peuvent être estimées directement sur les niveaux, sans transformation préalable des séries.

Corrélations entre variables. Les corrélations de Pearson entre les variables mensuelles offrent un premier aperçu chiffré des relations qui seront formalisées dans les régressions. Le Tableau 1 présente l'ensemble de ces corrélations.

	CSAD_mean	Sentix	EPU	Rm_abs_mean
CSAD_mean	1,000			
Sentix	-0,414 ***	1,000		
EPU	+0,710 ***	-0,605 ***	1,000	
Rm_abs_mean	+0,942 ***	-0,316 **	+0,644 ***	1,000

Tableau 1. Matrice de corrélations de Pearson entre les variables mensuelles. *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$.

Source : estimations sous STATA

Le CSAD mensuel est significativement et négativement corrélé au Sentix ($r = -0,414$; $p < 0,001$) et positivement corrélé à l'EPU ($r = +0,710$; $p < 0,001$). Ces signes apportent un soutien préliminaire à l'hypothèse H3 et éclairent les orientations qui seront confirmées dans la régression mensuelle. La corrélation négative entre Sentix et EPU ($r = -0,605$) est en accord avec l'idée qu'un environnement plus incertain est associé à un sentiment des investisseurs plus pessimiste. Bien qu'intense, elle n'atteint pas les seuils générant habituellement des soupçons de multicolinéarité (typiquement $|r| > 0,8$), ce qui permet d'inclure les deux variables au sein de la régression. Enfin, la corrélation très élevée entre le CSAD et la valeur absolue moyenne du rendement de marché ($r = +0,942$) reflète la relation mécanique attendue entre dispersion et amplitude des mouvements de marché, et justifie l'inclusion de Rm_abs_mean comme variable de contrôle dans la régression mensuelle afin d'isoler les effets propres de Sentix et de l'EPU.

4.2 Test de l'hypothèse H1 : existence du herding

L'hypothèse H1 postulait la présence d'un comportement grégaire sur le marché actions belge, identifiable par un coefficient quadratique γ_2 négatif et statistiquement significatif dans la régression de Chang, Cheng et Khorana (2000). Pour tester cette hypothèse, l'équation suivante est estimée par moindres carrés ordinaires sur l'ensemble des 1 792 jours de bourse de la période 2018 à 2024 :

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 |R_{m,t}| + \gamma_2 R_{m,t}^2 + \varepsilon_t$$

Les résultats de cette régression sont présentés dans le Tableau 2.

Variable	Coefficient	Erreur-type robuste	t	p-value
Constante (α)	0,00916	0,000187	49,02	< 0,001
$\gamma_1 (R_m)$	0,3788	0,02843	13,33	< 0,001
$\gamma_2 (R_m^2)$	-0,1930	0,46386	-0,42	0,677

Tableau 2. Régression principale du test de herding sur la période 2018–2024. $N = 1\,792$; $F(2, 1789) = 196,24$; $p < 0,001$; $R^2 = 0,4475$. Source : estimations sous STATA.

La valeur du coefficient linéaire γ_1 est positive et significativement différente de 0 ($\gamma_1 = 0,379$; $t = 13,33$; $p < 0,001$), comme le prédisait la théorie : sans herding, la dispersion transversale devrait croître avec l'ampleur du rendement de marché. Cela rend compte de la cohérence globale du modèle estimé.

Le coefficient quadratique γ_2 , qui constitue le cœur du test, est de valeur négative ($\gamma_2 = -0,193$), ce qui correspond à la signature attendue du herding. Toutefois, il n'est pas significatif au seuil classique de 5 % ($t = -0,42$; $p = 0,677$). Son intervalle de confiance à 95 %, allant de -1,103 à +0,717, englobe largement zéro : on ne peut donc pas distinguer la valeur du coefficient de zéro avec un niveau de confiance suffisant.

Le modèle dans son ensemble reste néanmoins très significatif ($F(2, 1789) = 196,24$; $p < 0,001$) et présente un pouvoir explicatif appréciable ($R^2 = 44,75\%$), reflétant la forte relation linéaire entre dispersion et amplitude du rendement de marché capturée par γ_1 .

Sur le plan statistique, l'hypothèse nulle H_0 correspond à l'absence de comportement grégaire tandis que l'hypothèse alternative H_1 , à sa présence. Comme le coefficient γ_2 n'est pas significatif sur le plan statistique, les résultats ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de comportement grégaire sur l'ensemble de la période observée. En d'autres termes, l'hypothèse H_1 selon laquelle le comportement grégaire serait présent sur le marché actions belge, n'est pas empiriquement validée. Il est néanmoins pertinent de préciser que le manque de significativité ne constitue pas en soi une preuve d'absence de mimétisme, seulement une absence de preuve du fait des données sur la période considérée. Ce résultat s'inscrit dans la lignée des conclusions de Chang, Cheng et Khorana (2000) eux-mêmes. Ces

auteurs n'identifient pas de herding significatif sur les marchés développés américain et hongkongais ; le phénomène n'apparaît clairement que sur les marchés émergents de leur échantillon, à savoir la Corée du Sud et Taïwan. En tant que petit marché européen développé, le marché actions belge présente donc des caractéristiques cohérentes avec une absence de herding global.

Cette absence de herding détectable sur l'ensemble de la période n'exclut toutefois pas la possibilité d'un comportement grégaire spécifique à certains régimes de marché. Cette piste est explorée dans la section suivante.

4.3 Test de l'hypothèse H2 : asymétrie haussier / baissier

L'estimation séparée de la régression de Chang, Cheng et Khorana (2000) sur les sous-échantillons haussier et baissier permet de tester l'hypothèse H2. La spécification reste inchangée par rapport à H1, mais le modèle est désormais estimé sur deux régimes de marché distincts : les jours où le rendement du BEL 20 est positif ($R_m > 0$, $n = 934$) et ceux où il est négatif ($R_m < 0$, $n = 856$). Les résultats sont présentés dans le Tableau 3.

Variable	Jours UP ($R_m > 0$)	Jours DOWN ($R_m < 0$)	p UP	p DOWN
N	934	856		
Constante (α)	0,00945	0,00955	< 0,001	< 0,001
$\gamma_1 (R_m)$	0,2557	0,3430	< 0,001	< 0,001
$\gamma_2 (R_m^2)$	+4,646	-0,166	0,001	0,617
R^2	0,526	0,415		

Tableau 3. Régressions asymétriques sur les sous-échantillons haussier et baissier. Source : estimations sous STATA.

Les résultats révèlent une asymétrie nette entre les deux régimes, mais dont la nature s'écarte sensiblement de l'attente initiale.

En phase haussière, le coefficient quadratique γ_2 ressort positif et hautement significatif ($\gamma_2^{UP} = 4,646$; $t = 3,30$; $p = 0,001$), avec un intervalle de confiance à 95 % entièrement supérieur à zéro [1,881 ; 7,412]. Ce résultat est contradictoire avec la signature escomptée du herding : lors des journées de hausse, la dispersion transversale des rendements individuels augmente plus que proportionnellement à l'amplitude du rendement de marché. En d'autres termes,

quand le marché belge est en hausse, les titres empruntent des trajectoires d'autant plus diverses que le mouvement collectif est fort. Ce phénomène, parfois qualifié d'anti-herding dans la littérature, signifie que les actions réagissent de façon différenciée aux signaux positifs.

Dans une phase baissière, cependant, le coefficient γ_2 passe à un signe négatif ($\gamma_2^{DOWN} = -0,166$), conformément à la théorie concernant le herding. Mais il n'est pas significatif au seuil requis de 5% ($t = -0,50$; $p = 0,617$) et son intervalle de confiance dans les 95 % englobe nettement zéro $[-0,818 ; 0,486]$. L'incertitude statistique s'attachant à son estimation devient alors trop importante pour conclure rigoureusement à l'existence d'un comportement grégaire lors des baisses de marché.

L'hypothèse H2, telle que formulée initialement, ne peut donc pas être validée : le marché belge ne présente pas de herding statistiquement détectable en phase baissière. Le résultat principal de cette analyse asymétrique réside dans la mise en évidence d'un anti-herding significatif en phase haussière, et non dans la confirmation d'un herding en phase baissière. Cette configuration est cohérente avec les observations initiales de Chang, Cheng et Khorana (2000) selon lesquelles la dispersion des rendements augmente plus rapidement lors des journées de hausse, asymétrie attribuée à des vitesses d'ajustement hétérogènes face aux bonnes nouvelles macroéconomiques. Sur le marché belge où cohabitent les grandes capitalisations (BEL 20) et les valeurs intermédiaires (BEL Mid), ce phénomène pourrait s'expliquer par une intégration différenciée de l'information positive selon la taille des entreprises : les grandes valeurs, à la fois plus liquides et plus suivies par les analystes, intégreraient plus rapidement le signal positif que les valeurs intermédiaires, maintenant ainsi temporairement une forte dispersion transversale.

4.4 Test de l'hypothèse H3 : effet du sentiment et de l'incertitude

L'hypothèse H3 postulait que le sentiment des investisseurs et l'incertitude de politique économique exercent une influence sur l'intensité du comportement grégaire sur le marché belge. Pour la tester, le CSAD mensuel moyen est régressé sur les variables Sentix, EPU et Rm_abs_mean , cette dernière jouant le rôle de variable de contrôle pour la volatilité de marché. L'inclusion de Rm_abs_mean est essentielle compte tenu de la corrélation mécanique entre amplitude des mouvements de marché et dispersion transversale ($r = 0,94$).

Sans ce contrôle, les effets attribués à Sentix et EPU pourraient en réalité refléter un simple effet de volatilité.

$$CSAD_mean_m = \alpha + \beta_1 Sentix_m + \beta_2 EPU_m + \beta_3 |Rm|_m + \varepsilon_m$$

Les résultats de la régression sont présentés dans le Tableau 4.

Variable	Coefficient	Erreur-type robuste	t	p-value
Constante (α)	0,00632	0,000394	16,06	< 0,001
β_1 (Sentix)	$-1,34 \times 10^{-5}$	$7,34 \times 10^{-6}$	-1,83	0,071
β_2 (EPU)	$+5,93 \times 10^{-6}$	$2,83 \times 10^{-6}$	2,10	0,039
β_3 (Rm_abs_mean)	0,5963	0,06024	9,90	< 0,001

Tableau 4. Régression du CSAD mensuel sur Sentix, EPU et la volatilité de marché. $N = 84$; $F(3, 80) = 92,24$; $p < 0,001$; $R^2 = 0,9088$. Source : estimations sous STATA.

Le modèle estimé sur les 84 mois disponibles présente une qualité d'ajustement remarquable, avec un coefficient de détermination de 90,9 %. Les trois variables explicatives capturent ainsi l'essentiel des variations mensuelles de la dispersion observée sur le marché belge. Des résultats très significatifs sont à présent obtenus pour la variable de contrôle Rm_abs_mean ($\beta_3 = 0,596$; $t = 9,90$; $p < 0,001$), selon les relations positives anticipées entre dispersion transversale et volatilité de marché. La principale surprise est l'indice EPU Belgique, avec un coefficient positif significatif à 5 % ($\beta_2 = 5,93 \times 10^{-6}$; $t = 2,10$; $p = 0,039$) alors même que sa magnitude apparaît faible en valeur absolue. Tout l'enjeu ici est que, d'un point de vue économique, une hausse de 100 points de l'indice EPU est associée à une augmentation d'environ 0,06 point de pourcentage du CSAD mensuel. Pour donner un ordre de grandeur, l'indice EPU se situe autour de 100 lors des périodes calmes et atteint des niveaux nettement plus élevés lors des périodes de crise, on le voit ici autour de 465 lors de la crise COVID. L'effet de l'incertitude reste donc économiquement significatif au regard d'un CSAD mensuel moyen qui s'affiche à 1,23 %.

Ce résultat n'est pas conforme à la prédiction théorique initiale. En suivant l'hypothèse standard d'un herding surincité par l'incertitude, un coefficient β_2 négatif aurait été attendu, ce qui aurait traduit une convergence des investisseurs vers le consensus lorsque l'incertitude est plus élevée. Alors qu'on observe au contraire un coefficient positif : c'est à une hausse de

l'incertitude de politique économique qu'est associé un accroissement de la dispersion transversale des rendements, plutôt qu'une diminution de la dispersion. Économiquement, ce résultat suggère qu'à l'inverse d'une fuite vers le consensus, l'incertitude de politique économique génère sur le marché belge un phénomène de désaccord entre investisseurs : plutôt que d'imiter le comportement d'autrui face à des signaux ambigus, les acteurs du marché belge adopteraient des positions différenciées selon leur évaluation propre des risques sectoriels et leur exposition aux décisions politiques anticipées.

Concernant l'indice Sentix, le coefficient estimé est négatif ($\beta_1 = -1,34 \times 10^{-5}$; $t = -1,83$), de signe cohérent avec un herding amplifié par les phases d'optimisme. Toutefois, cette relation reste à la limite de la significativité conventionnelle ($p = 0,071$), ce qui ne permet pas de conclure formellement à un effet du sentiment au seuil de 5 % usuellement retenu en finance empirique.

L'hypothèse H3 n'est ainsi que partiellement validée. Si l'incertitude de politique économique est associée de manière significative à la dispersion transversale du marché belge, le sens de cette relation diffère de celui attendu du modèle théorique à la base du raisonnement et suggère plutôt une dynamique de désaccord que de consensus.

Il convient de préciser que les coefficients estimés n'établissent pas de relation causale entre les différentes variables : ils traduisent des associations avec la dispersion des rendements, mesurée à fréquence mensuelle, sur un même horizon.

4.5 Tests de robustesse

Conformément aux recommandations formulées lors du suivi méthodologique, un test de robustesse a été conduit afin d'évaluer la sensibilité des résultats de l'hypothèse H3 à la méthode d'agrégation mensuelle du CSAD. Il convient de rappeler au préalable que la mesure mensuelle principale (CSAD_mean) considérée ici correspond à la moyenne arithmétique des CSAD quotidiens du mois, susceptible d'être influencée par les journées extrêmes. La médiane (CSAD_median), moins affectée qu'une moyenne arithmétique par une forte variation de données extrêmes, constitue une mesure alternative en mesure de vérifier la robustesse des résultats face à la présence de valeurs extrêmes.

D'où la ré-estimation de la régression de l'hypothèse H3, en remplaçant CSAD_mean par CSAD_median en variable dépendante, le reste du modèle, les variables explicatives et la spécification économétrique étant identiques.

Les résultats sont présentés dans le Tableau 5.

Variable	H3 principale (CSAD_mean)	H3 robustesse (CSAD_median)
β_1 (Sentix)	$-1,34 \times 10^{-5}$ (p = 0,071)	$-1,18 \times 10^{-5}$ (p = 0,160)
β_2 (EPU)	$+5,93 \times 10^{-6}$ (p = 0,039)	$+8,40 \times 10^{-6}$ (p = 0,008)
β_3 (Rm_abs_mean)	+0,596 (p < 0,001)	+0,503 (p < 0,001)
R ²	0,909	0,894
N	84	84

Tableau 5. Comparaison entre la régression principale (CSAD_mean) et la régression de robustesse (CSAD_median). Source : estimations sous STATA.

Deux enseignements ressortent de cette comparaison.

Premièrement, l'effet de l'EPU sur la dispersion n'est pas seulement maintenu lorsqu'on utilise la médiane, il est même renforcé. Le coefficient passe de $+5,93 \times 10^{-6}$ à $+8,40 \times 10^{-6}$, et sa significativité statistique s'accroît (p = 0,008 contre p = 0,039 dans la régression principale). Il s'agit d'un premier indicateur qui maintient la robustesse de la conclusion principale, celle de l'hypothèse H3 : l'incertitude de politique économique est associée de manière positive et significative à la dispersion transversale des rendements. Le fait que cette association soit même plus marquée avec la médiane suggère que la relation entre EPU et dispersion ne dépend pas des journées extrêmes ; elle apparaît plutôt comme une relation stable sur la période étudiée.

Deuxièmement, la relation marginale du Sentix observée dans la régression principale ne résiste pas au test de robustesse. Le coefficient conserve son signe négatif et une magnitude équivalente, mais la significativité est bien moindre (p = 0,160 contre p = 0,071). Cette divergence indique que l'effet initialement observé était partiellement conditionné par des mois marqués par une dispersion particulièrement élevée, comme lors des épisodes de mars et avril 2020. Une fois neutralisé l'impact des observations atypiques par le recours à la médiane, l'effet du sentiment sur la dispersion devient statistiquement indiscernable. Cela impose de relativiser l'interprétation initiale : il n'est pas possible d'interpréter la relation

négative entre Sentix et CSAD comme une caractéristique stable du marché belge ; il s'agit plutôt d'un effet conjoncturel lié aux périodes de stress.

Enfin, la variable de contrôle Rm_abs_mean garde sa significativité élevée et son ordre de grandeur dans les deux spécifications, ce qui confirme la stabilité de la relation mécanique entre l'amplitude des mouvements de marché et la dispersion transversale. Le coefficient de détermination du modèle reste lui aussi très proche (0,894 contre 0,909). Le bilan global du test de robustesse est donc le suivant : la conclusion principale tirée de l'hypothèse H3, selon laquelle l'EPU est associé de manière positive et significative à la dispersion des rendements, se trouve confirmée et même renforcée. La conclusion secondaire concernant l'effet marginal du Sentix doit en revanche être nuancée, le test de robustesse révélant qu'il s'agit d'un effet ténu et probablement contingent aux épisodes de forte dispersion.

4.6 Synthèse des résultats

Le Tableau 6 récapitule les résultats des tests des trois hypothèses formulées dans la section 2.6.

Hypothèse	Énoncé	Statut	Résultat principal
H1	Présence de herding sur le marché belge	Non validée	$\gamma_2 = -0,193$; $p = 0,677$. Coefficient de signe attendu mais non significatif.
H2	Asymétrie avec herding plus marqué en baisse	Partiellement validée (sens inverse)	Anti-herding significatif en hausse ($\gamma_{2_UP} = +4,65$; $p = 0,001$). Pas de herding détecté en baisse.
H3	Effet du sentiment et de l'incertitude sur le herding	Partiellement validée	Effet EPU significatif mais de sens inverse à la prédiction ($p = 0,008$ avec médiane). Effet Sentix non robuste.

Tableau 6. Synthèse des résultats des tests des hypothèses H1, H2 et H3..

Trois leçons principales découlent de cette étude empirique. La première, c'est que le test global de Chang, Cheng et Khorana (2000) ne délivre pas de signaux de comportement grégaire significatif sur l'ensemble de la période, ce qui apparente le marché belge à ceux des marchés développés étudiés dans la littérature et non pas des marchés émergents.

La deuxième, c'est qu'après analyse asymétrique, on observe un phénomène d'anti-herding statistiquement significatif en phase haussière, ce qui traduit une intégration différenciée des

bonnes nouvelles en fonction des caractéristiques des titres. La troisième, c'est que l'incertitude de politique économique, intégrée grâce à l'EPU Belgique, est associée à un effet significatif mais inattendu : au lieu de réduire la dispersion, elle l'augmente, indiquant une dynamique de désaccord des investisseurs face aux signaux d'incertitude politique.

Ce dernier résultat est confirmé et renforcé par le test de robustesse utilisant la médiane comme mesure alternative du herding mensuel.

Ces résultats, bien qu'en partie éloignés des prédictions initiales, constituent une contribution empirique substantielle à la littérature sur le herding dans les petits marchés européens. Leur interprétation et leur mise en perspective avec la littérature existante font l'objet de la section suivante.

5. Discussion

5.1 Mise en perspective avec la littérature

Les résultats empiriques obtenus dans la section précédente méritent d'être confrontés aux travaux antérieurs sur le herding afin d'en évaluer la cohérence et la portée. Trois enseignements principaux ressortent de la littérature : le herding est principalement documenté dans les marchés émergents, il présente fréquemment des asymétries entre régimes haussier et baissier, et son intensité est modulée par les conditions d'incertitude et de sentiment. Les résultats obtenus sur le marché belge s'inscrivent en partie dans ce cadre, tout en s'en écartant sur certains points.

L'absence de herding détectable sur l'ensemble de la période, mise en évidence par H1, est cohérente avec les conclusions originales de Chang, Cheng et Khorana (2000). Ces auteurs, en analysant cinq marchés boursiers, n'identifient un comportement grégaire significatif que sur les marchés émergents de leur échantillon, à savoir la Corée du Sud et Taïwan. Les marchés développés américain et hongkongais ne présentent en revanche aucune signature statistique de herding. Le marché belge, en tant que petit marché européen développé doté d'une infrastructure réglementaire mature et d'une présence institutionnelle importante, partage davantage de caractéristiques avec ces seconds qu'avec les premiers. Le résultat obtenu pour H1 n'est donc pas seulement défendable au regard de la littérature, il en confirme une régularité empirique : les marchés bien structurés et bien régulés tendent à ne pas afficher de herding global statistiquement détectable.

Le résultat concerné par l'hypothèse H2 mérite un commentaire plus mesuré. La littérature, à commencer par les travaux de Kremer et Nautz (2013) sur le marché allemand, tend à penser que le herding institutionnel s'accroît en phase de baisse, en raison des contraintes homogènes de gestion des risques qui pèsent sur les institutions et les forcent à réduire simultanément leurs positions en période de forte volatilité. Mais cette hypothèse n'est pas confirmée pour les données belges : si le coefficient γ_2^{DOWN} apparaît bien négatif comme attendu, il reste statistiquement non significatif. À l'inverse, l'asymétrie identifiée se manifeste en phase haussière, sous la forme d'un anti-herding hautement significatif. Ce résultat n'est cependant pas étranger à la littérature. Chang, Cheng et Khorana (2000) eux-mêmes observent dans leurs cinq marchés que la dispersion augmente plus rapidement lors des journées de hausse, asymétrie qu'ils attribuent à des vitesses d'ajustement hétérogènes

face aux bonnes nouvelles macroéconomiques. Le marché belge, qui regroupe à la fois les grandes valeurs du BEL 20 et les valeurs intermédiaires du BEL Mid, favorise ce phénomène. Concernant H3, la recherche mobilisée repose principalement sur les travaux de Baker et Wurgler (2006) ainsi que de Baker, Bloom et Davis (2016). D'après ces auteurs, en période de sentiment extrême ou d'incertitude importante, on devrait observer une plus forte propension au mimétisme, les investisseurs se reposant sur le comportement des autres plutôt que sur leur propre analyse.

Sur le marché belge, cette prédiction n'est validée qu'imparfaitement. Le coefficient associé à l'EPU est statistiquement significatif, mais de signe inverse à la prédiction théorique. Cet écart constitue le résultat le plus surprenant de l'analyse et appelle une interprétation économique spécifique, développée ci-après.

5.2 Interprétation économique des résultats inattendus

Deux résultats s'écartent sensiblement des prédictions théoriques et méritent une attention particulière : l'anti-herding observé en phase haussière (H2) et l'effet positif de l'EPU sur la dispersion (H3). Plutôt que de constituer des anomalies empiriques, ces résultats peuvent être lus comme la signature d'une dynamique économique propre au marché belge.

L'anti-herding en phase haussière reflète probablement la structure même de l'échantillon retenu. La combinaison BEL 20 et BEL Mid introduit volontairement une hétérogénéité importante en termes de capitalisation, de liquidité et de couverture analytique. Les grandes capitalisations comme AB InBev, KBC ou UCB bénéficient d'une couverture quotidienne par de nombreux analystes internationaux, d'une liquidité élevée et d'une base d'investisseurs largement institutionnelle. Les valeurs intermédiaires du BEL Mid, en revanche, sont moins suivies, moins liquides, et présentent une base d'investisseurs plus localisée. Lorsque le marché monte, la diffusion de l'information positive ne se fait pas de manière homogène : les grandes capitalisations réagissent presque instantanément, tandis que les valeurs intermédiaires absorbent le signal avec un délai. Ce décalage temporel se traduit empiriquement par une dispersion transversale qui croît plus rapidement que la simple amplitude du rendement de marché, c'est-à-dire par un coefficient γ_2 positif et significatif. Le phénomène est mécaniquement amplifié par la taille modeste du marché belge, où une poignée de titres concentrent une part importante de la capitalisation.

L'effet positif de l'incertitude politique sur la dispersion appelle une lecture différente. Le cadre théorique standard prévoit que l'incertitude pousse les agents à se réfugier dans le consensus, faute de pouvoir former des anticipations fiables ; encore faut-il toutefois que l'incertitude soit interprétée de la même manière par tous. Or, ce qui caractérise précisément l'incertitude de politique économique, c'est sa nature multidimensionnelle : une décision fiscale, une réforme énergétique ou une instabilité gouvernementale ne concernent pas les mêmes secteurs d'activité. Une hausse de l'EPU peut donc générer non pas un consensus, mais un désaccord entre investisseurs sur les secteurs gagnants et perdants, sur l'ampleur réelle des risques encourus, ou encore sur le calendrier des décisions à venir. Ce désaccord se manifeste empiriquement par une dispersion transversale accrue, c'est-à-dire par un CSAD plus élevé. Cette lecture est cohérente avec la littérature plus récente sur la dispersion d'opinion en finance (Diether, Malloy et Scherbina, 2002), qui montre que les périodes d'incertitude informationnelle s'accompagnent souvent d'une plus grande hétérogénéité des anticipations entre acteurs.

Le test de robustesse confirme bien cette interprétation : l'effet positif de l'EPU est non seulement maintenu mais amplifié en ayant recours à la médiane comme mesure de dispersion mensuelle. Ce résultat plaide pour une relation qui reste stable sur la période analysée, plutôt que pour un simple artefact statistique provoqué par les périodes extrêmes.

5.3 Implications pratiques

Les résultats obtenus présentent plusieurs implications concrètes pour différentes catégories d'acteurs.

Pour les investisseurs particuliers actifs sur le marché belge, ces résultats suggèrent que la stratégie consistant à suivre le consensus de marché n'est pas particulièrement payante : les titres belges ne se comportent pas de manière fortement corrélée entre eux, même lors des grands mouvements de marché. Une diversification sectorielle bien construite conserve donc toute sa pertinence sur Euronext Brussels, contrairement à ce qui pourrait être observé sur des marchés émergents où le herding amplifie la corrélation des rendements et réduit les bénéfices de la diversification.

Pour les gestionnaires institutionnels, l'absence de herding global combinée à l'asymétrie observée en phase haussière suggère que la chasse aux opportunités d'arbitrage peut s'avérer fructueuse lors des périodes d'optimisme, où les écarts de réaction entre grandes et

moyennes capitalisations sont les plus marqués. Inversement, en phase baissière, le marché belge ne semble pas générer de mouvements de panique homogènes susceptibles d'être contrariés par des stratégies contrariennes.

Pour les régulateurs et les analystes macro-prudentiels, l'absence de herding détectable sur l'ensemble de la période constitue plutôt une bonne nouvelle. La littérature, notamment Kremer et Nautz (2013), souligne le rôle potentiellement déstabilisant des comportements grégaires institutionnels en période de stress. Le marché belge ne semble pas manifester ces dynamiques, ce qui peut être interprété comme un signe de robustesse structurelle. L'effet positif de l'EPU sur la dispersion suggère par ailleurs que les chocs d'incertitude politique ne génèrent pas de fuite collective vers le consensus, mais plutôt une recomposition différenciée des positions, ce qui limite le risque systémique.

5.4 Cohérence d'ensemble des trois hypothèses

Pris dans leur ensemble, les résultats des trois hypothèses dessinent un portrait cohérent du marché actions belge sur la période 2018 à 2024. Si Euronext Brussels n'est pas un marché où les comportements des investisseurs apparaissent comme particulièrement grégaires, on y observe au contraire des comportements relativement différenciés qui se maintiennent, même lorsque le marché traverse des moments de stress informationnel ou d'incertitude économique élevée. Les chocs externes, qu'ils soient de nature sentimentale ou d'ordre politico-économique, suscitent davantage de divergences que de consensus.

Cette caractérisation est en phase avec les caractéristiques structurelles du marché belge : taille modeste mais régulée, important poids institutionnel, grande hétérogénéité sectorielle, coexistence de grandes capitalisations internationales et de valeurs intermédiaires plus domestiques. L'ensemble de ces facteurs participe donc à une dynamique de prix qui s'ajuste de façon asymétrique et différenciée plutôt que par mouvements grégaires homogènes. Le marché belge ressemble ainsi davantage au profil des marchés développés de la littérature (États-Unis, Hong Kong, Allemagne) qu'à celui des marchés émergents tels que la Corée ou Taïwan, tout en conservant des spécificités liées à sa structure de capitalisation et sa taille relative.

Ce diagnostic d'ensemble constitue la contribution empirique principale du présent mémoire à la littérature sur le herding dans les petits marchés européens, encore peu explorés malgré leur intérêt analytique.

6. Conclusion

6.1 Synthèse de la démarche et des résultats

Ce mémoire a cherché à apporter une contribution empirique à la littérature sur le comportement grégaire, en l'appliquant à un terrain encore peu exploré : le marché actions belge. La question de recherche centrale était la suivante : dans quelle mesure le sentiment des investisseurs et l'incertitude de politique économique influencent-ils le comportement grégaire sur le marché actions belge ? Pour y répondre, trois hypothèses ont été formulées et testées empiriquement à partir d'un échantillon de 42 titres cotés à Euronext Brussels (BEL 20 et BEL Mid) sur la période allant du 2 janvier 2018 au 31 décembre 2024, soit 1 792 jours de bourse.

La méthodologie retenue s'inscrit dans la lignée des travaux de Christie et Huang (1995) et surtout de Chang, Cheng et Khorana (2000), dont l'approche basée sur le Cross-Sectional Absolute Deviation (CSAD) constitue aujourd'hui le standard académique pour mesurer le herding à partir de la dispersion des rendements. Le CSAD a été mesuré de manière journalière, puis agrégé mensuellement (sous forme de moyenne et de médiane) afin de pouvoir être confronté aux indices Sentix et EPU Belgique. L'ensemble des estimations économétriques a été réalisé sous STATA, avec des erreurs standards robustes à l'hétéroscédasticité.

Les trois hypothèses ont donné lieu aux enseignements suivants. L'hypothèse H1, qui postulait la présence d'un herding constaté sur l'ensemble de la période, n'a pas été validée : le coefficient quadratique γ_2 , de signe cependant attendu, n'atteint pas la significativité statistique conventionnelle. L'hypothèse H2, qui postulait un herding plus fort en marché baissier, a quant à elle révélé une asymétrie inattendue : un anti-herding hautement significatif en marché haussier, plutôt qu'un herding en marché baissier ; résultat interprété comme la signature d'une intégration différenciée de l'information positive en fonction de la taille des entreprises. L'hypothèse H3, enfin, n'a été que partiellement validée : si l'EPU présente une association statistiquement significative avec la dispersion, celle-ci est de signe inverse aux prédictions théoriques classiques, signalant une dynamique de désaccord, et non de consensus, en contexte d'incertitude économique. Résultat renforcé par le test de robustesse à la médiane. L'effet du Sentix demeure, lui, marginal et non robuste.

Dans l'ensemble, ces résultats dessinent un portrait cohérent du marché belge : petit marché européen développé où les investisseurs conservent des comportements relativement différenciés, même face à un stress informationnel. Cette caractérisation rapproche Euronext Brussels du profil des marchés développés étudiés dans la littérature, plutôt que de celui des marchés émergents.

6.2 Limites de l'étude

Plusieurs limites méthodologiques et empiriques doivent être reconnues afin de circonscrire la portée des résultats obtenus.

Premièrement, la taille de l'échantillon constitue une contrainte structurelle inhérente au marché étudié. Les 42 titres retenus représentent l'essentiel des valeurs liquides cotées à Euronext Brussels, mais ce nombre reste modeste comparé aux échantillons utilisés dans les études portant sur les grands marchés. Le nombre minimum requis de 10 titres par jour, s'il garantit la représentativité du CSAD, ne permet cependant pas de suppléer cette difficulté. En outre, la concentration sectorielle du marché belge peut avoir des effets difficiles à contrôler sur le fonctionnement du CSAD.

Deuxièmement, la période d'analyse sélectionnée (2018-2024) est traversée par des chocs exceptionnels, notamment la pandémie de COVID-19 et la crise énergétique de 2022. Si examiner une pluralité de régimes permet de tester la robustesse des résultats, cela introduit aussi une instabilité caractéristique qui pourrait peser sur les estimations économétriques. Enfin, la période est relativement courte si l'on s'en réfère à la littérature qui, souvent, exploite des séries d'une durée de plusieurs décennies afin de traiter du herding.

Troisièmement, certains choix méthodologiques restent discutables. Le recours au BEL 20 comme proxy du rendement de marché s'appuie sur les recommandations de la littérature, mais cet indice est pondéré par les capitalisations boursières. Cette pondération peut octroyer un poids excessif aux plus fortes valeurs, donc fausser l'évaluation du rendement consolidé. Le choix de l'EPU Belgique comme mesure de l'incertitude économique, si pertinent fût-il au regard de l'objet de l'analyse, écarte d'autres dimensions éventuellement pertinentes comme l'incertitude monétaire de la zone euro ou les indicateurs de volatilité implicite.

Quatrièmement, l'approche empirique choisie repose sur la mesure du herding via la dispersion du rendement, dans l'esprit du cadre de Chang, Cheng et Khorana (2000)

Cette approche, dite indirecte, ne permet pas de distinguer formellement le herding intentionnel du herding non intentionnel, distinction théorique soulignée notamment par Kremer et Nautz (2013). Une analyse par données de transactions identifiées par institution aurait permis une caractérisation plus fine du phénomène mais nécessite l'accès à des données institutionnelles confidentielles non disponibles dans le cadre de ce mémoire.

Enfin, certains résultats restent à interpréter avec prudence. L'effet marginal du Sentix ($p = 0,071$) ne permet pas de conclure formellement à un lien entre sentiment et herding, et son absence de robustesse au test avec la médiane confirme la fragilité de cette relation. De même, l'effet positif de l'EPU sur la dispersion, s'il est statistiquement significatif et robuste, repose sur une magnitude de coefficient qui demeure modeste en valeur absolue.

6.3 Pistes de recherche futures

Plusieurs prolongements pourraient être envisagés afin d'approfondir et d'élargir les résultats obtenus.

La première piste consisterait à élargir l'analyse à un échantillon comparatif européen, confrontant les résultats belges à ceux d'autres petits marchés développés similaires (les Pays-Bas, l'Autriche, le Portugal, la Finlande, etc.). Une telle approche permettrait notamment de vérifier si l'absence de herding relevée en Belgique est une singularité de cette catégorie de marchés ou si certains présentent, au contraire, des signatures plus accentuées d'un comportement grégaire.

Une deuxième option est d'enrichir l'analyse par des données de transactions identifiées par institution, comme dans l'étude de Kremer et Nautz (2013) sur le marché allemand. Ce type de démarche, conditionnée à l'accès à des bases de données spécialisées, permettrait de distinguer le herding intentionnel du herding non intentionnel, et d'identifier les catégories d'investisseurs les plus enclines au mimétisme.

Une troisième voie pourrait être d'aborder le problème avec des spécifications économétriques plus complexes, par exemple en faisant appel à des modèles à régimes (Markov-switching) aptes à repérer des régimes de herding latents non identifiés par la procédure par sous-échantillons. Le recours à des modèles à hétéroscédasticité

conditionnelle (GARCH) permettrait également de mieux décrire la dynamique inter-temporelle de la dispersion.

Une quatrième voie, plus directement liée à la thématique du sentiment, pourrait consister à recourir à des mesures alternatives ou complémentaires, obtenues à partir du sentiment généré par l'analyse textuelle de la presse économique belge, des données de transactions sur options (volatilité implicite), ou encore des enquêtes de confiance des consommateurs. La triangulation de ces différentes mesures permettrait d'évaluer la robustesse de l'effet marginal du Sentix observé dans cette étude.

Une autre approche serait d'exploiter davantage l'hétérogénéité de l'échantillon entre grandes et moyennes capitalisations, ce qui nous amènerait à estimer séparément les modèles pour les titres du BEL 20 et ceux du BEL Mid, ou à introduire une variable indicatrice permettant de tester si la relation entre dispersion des rendements, sentiment des investisseurs et incertitude de politique économique s'exprime de la même façon en fonction de la taille, de la liquidité ou du degré de couverture informationnelle des titres. Une telle analyse permettrait de vérifier de manière formelle si le comportement grégaire, ou son absence, se manifeste de façon homogène sur l'ensemble du marché belge ou varie en fonction des segments observés.

Enfin, une dernière piste consisterait à étendre l'analyse temporellement, en couvrant une période plus longue intégrant la crise financière de 2008, les épisodes de la crise de la dette souveraine européenne (2011-2012), ou les futures phases de marché. Une telle perspective historique élargie permettrait de tester si le diagnostic d'absence de herding sur le marché belge constitue une caractéristique structurelle ou une particularité de la période étudiée.

Bibliographie

- Algaba, A., Borms, S., Boudt, K., & Van Pelt, J. (2020). The Economic Policy Uncertainty index for Flanders, Wallonia and Belgium. Working paper, disponible sur policyuncertainty.com.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645–1680.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.
- BenSaïda, A. (2017). Herding effect on idiosyncratic volatility in U.S. industries. *Finance Research Letters*, 23, 121–132.
- Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2001). Herd behavior in financial markets. *IMF Staff Papers*, 47(3), 279–310.
- Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. *Journal of Banking & Finance*, 24(10), 1651–1679.
- Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the pied piper: Do individual returns herd around the market? *Financial Analysts Journal*, 51(4), 31–37.
- Devenow, A., & Welch, I. (1996). Rational herding in financial economics. *European Economic Review*, 40(3-5), 603–615.
- Diether, K. B., Malloy, C. J., & Scherbina, A. (2002). Differences of opinion and the cross section of stock returns. *The Journal of Finance*, 57(5), 2113–2141.
- Economou, F., Kostakis, A., & Philippas, N. (2011). Cross-country effects in herding behaviour: Evidence from four south European markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(3), 443–460.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120.
- Kremer, S., & Nautz, D. (2013). Causes and consequences of short-term institutional herding. *Journal of Banking & Finance*, 37(5), 1676–1686.
- Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1990). Herd behavior and investment. *American Economic Review*, 80(3), 465–479.

Sentix GmbH. (s.d.). Sentix Economic Index – Documentation. Consulté sur <http://www.sentix.de>

Shiller, R. J., & Pound, J. (1989). Survey evidence of diffusing interest among institutional investors. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 12(1), 47–66.

Tessaromatis, N., & Thomas, V. (2009). Herding behavior in the Athens Stock Exchange. *Investment Management and Financial Innovations*, 6(3), 156–164.

White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838.

Annexes

Cette annexe regroupe les sorties STATA brutes correspondant aux tests préliminaires et aux régressions présentées dans le corps du mémoire. Chaque sortie est précédée d'un titre identifiant le test correspondant.

Annexe 1. Test de Student sur la moyenne du CSAD mensuel

```
. ttest CSAD_mean == 0
```

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. err.	Std. dev.	[95% conf. interval]
CSAD_mean	84	.0122901	.0003535	.0032395	.0115871 .0129932

```

      mean = mean(CSAD_mean)                                t = 34.7706
H0: mean = 0                                                Degrees of freedom = 83

      Ha: mean < 0                Ha: mean != 0                Ha: mean > 0
Pr(T < t) = 1.0000      Pr(|T| > |t|) = 0.0000      Pr(T > t) = 0.0000
.
```

Sortie STATA — Test `ttest CSAD_mean == 0`.

Annexe 2. Test de Dickey-Fuller augmenté sur les trois variables

```
. * === TEST 2A : Stationnarité du CSAD_mean ===
. dfuller CSAD_mean, lags(1)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: **CSAD_mean** Number of obs = **82**
 Number of lags = **1**

H0: Random walk without drift, d = 0

	Test statistic	Dickey-Fuller critical value		
		1%	5%	10%
Z(t)	-3.857	-3.535	-2.904	-2.587

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0024**.

```
. * === TEST 2B : Stationnarité du Sentix ===
. dfuller Sentix, lags(1)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: **Sentix** Number of obs = **82**
 Number of lags = **1**

H0: Random walk without drift, d = 0

	Test statistic	Dickey-Fuller critical value		
		1%	5%	10%
Z(t)	-3.212	-3.535	-2.904	-2.587

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0193**.

```
. * === TEST 2C : Stationnarité de l'EPU ===
. dfuller EPU, lags(1)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: **EPU** Number of obs = **82**
 Number of lags = **1**

H0: Random walk without drift, d = 0

	Test statistic	Dickey-Fuller critical value		
		1%	5%	10%
Z(t)	-3.568	-3.535	-2.904	-2.587

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0064**.

Sortie STATA — Tests *dfuller* sur *CSAD_mean*, *Sentix* et *EPU*.

Annexe 3. Matrice de corrélations

```
. * === TEST 3 : Corrélations entre CSAD, Sentix et EPU ===
. pwcorr CSAD_mean Sentix EPU Rm_abs_mean, sig
```

	CSAD_mean	Sentix	EPU	Rm_abs_mean
CSAD_mean	1.0000			
Sentix	-0.4139 0.0001	1.0000		
EPU	0.7103 0.0000	-0.6052 0.0000	1.0000	
Rm_abs_mean	0.9419 0.0000	-0.3164 0.0034	0.6438 0.0000	1.0000

Sortie STATA — Commande pwcorr avec option sig.

Annexe 4. Régression principale H1

```
. reg CSAD Rm_abs Rm2, robust
```

```
Linear regression               Number of obs   =       1,792
                               F(2, 1789)        =       196.24
                               Prob > F           =       0.0000
                               R-squared          =       0.4475
                               Root MSE       =       .00387
```

CSAD	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
Rm_abs	.3788053	.0284262	13.33	0.000	.3230533	.4345573
Rm2	-.1929794	.463861	-0.42	0.677	-1.102746	.7167869
_cons	.0091613	.0001869	49.02	0.000	.0087948	.0095279

Sortie STATA — Régression CSAD sur Rm_abs et Rm2.

Annexe 5. Régressions asymétriques H2 (UP et DOWN)

```
. *=== H2 : REGRESSION SUR LES JOURS HAUSSIERS (Rm > 0) ===
. reg CSAD Rm_abs Rm2 if Rm > 0, robust
```

Linear regression

Number of obs	=	934
F(2, 931)	=	135.09
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.5258
Root MSE	=	.00333

CSAD	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
Rm_abs	.2557132	.0396784	6.44	0.000	.1778437	.3335826
Rm2	4.646398	1.409075	3.30	0.001	1.881068	7.411729
_cons	.0094451	.0001964	48.09	0.000	.0090596	.0098305

```
. * === H2 : REGRESSION SUR LES JOURS BAISSIERS (Rm < 0) ===
. reg CSAD Rm_abs Rm2 if Rm < 0, robust
```

Linear regression

Number of obs	=	856
F(2, 853)	=	120.75
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.4151
Root MSE	=	.00428

CSAD	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
Rm_abs	.3430352	.0344521	9.96	0.000	.2754145	.410656
Rm2	-.1661661	.3320743	-0.50	0.617	-.8179447	.4856124
_cons	.0095545	.0002755	34.68	0.000	.0090138	.0100952

Sorties STATA — Régressions séparées sur les sous-échantillons haussier et baissier.

Annexe 6. Régression mensuelle H3

```
. * === H3 : REGRESSION DU CSAD MENSUEL SUR SENTIX ET EPU ===
. reg CSAD_mean Sentix EPU Rm_abs_mean, robust
```

Linear regression

Number of obs	=	84
F(3, 80)	=	92.24
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.9088
Root MSE	=	.001

CSAD_mean	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
Sentix	-.0000134	7.34e-06	-1.83	0.071	-.0000281	1.18e-06
EPU	5.93e-06	2.83e-06	2.10	0.039	3.01e-07	.0000116
Rm_abs_mean	.5962725	.0602438	9.90	0.000	.4763835	.7161615
_cons	.0063231	.0003938	16.06	0.000	.0055394	.0071068

Sortie STATA — Régression CSAD_mean sur Sentix, EPU et Rm_abs_mean.

Annexe 7. Test de robustesse avec la médiane

```
. *=== Test de robustesse : Régression H3 avec CSAD MEDIAN ===
```

```
. reg CSAD_median Sentix EPU Rm_abs_mean, robust
```

```
Linear regression               Number of obs   =      84
                               F(3, 80)        =    72.05
                               Prob > F         =    0.0000
                               R-squared         =    0.8939
                               Root MSE      =    .00098
```

CSAD_median	Robust		t	P> t	[95% conf. interval]	
	Coefficient	std. err.				
Sentix	-.0000118	8.33e-06	-1.42	0.160	-.0000284	4.75e-06
EPU	8.40e-06	3.09e-06	2.71	0.008	2.24e-06	.0000146
Rm_abs_mean	.5026607	.0556903	9.03	0.000	.3918334	.613488
_cons	.0060688	.0004229	14.35	0.000	.0052273	.0069104

```
.
```

Sortie STATA — Régression CSAD_median sur Sentix, EPU et Rm_abs_mean.