

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION

Etude des déterminants de la liquidité des exchange-traded funds (ETFs)

Debiève, Benoît

Award date:
2019

Awarding institution:
Universite de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.



EFASM009 Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2018-2019

**ETUDE DES DÉTERMINANTS
DE LA LIQUIDITÉ
DES *EXCHANGE-TRADED FUNDS* (ETFs)**

Benoît DEBIÈVE

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Doux Baraka Kusinza, Auguste Debroyse, François-Xavier Ledru

Table des matières

1. Introduction	2
2. Généralités et revue de littérature	3
2.1. Définition des <i>exchange-traded funds</i> (ETFs).....	3
2.2. Risques des ETFs.....	4
2.3. Notion de liquidité	5
2.4. ETFs et liquidité.....	6
2.4.1. ETFs et liquidité du support	6
2.4.2. Cadre théorique	7
2.4.3. Niveau de liquidité des ETFs et déterminants.....	8
2.4.4. Thèse majoritaire.....	8
2.4.5. Thèse minoritaire.....	9
3. Présentation des modèles.....	10
3.1. Liquidité d'ETFs indiciels	10
3.2. Modèle économique.....	10
3.3. Modèles économétriques	11
4. Description et explication des données	12
4.1. Objet, source et transformations	12
4.2. Analyse descriptive.....	13
5. Résultats	14
5.1. Régressions par ETF indiciel	14
5.2. Régression de panel	15
5.3. Interprétation.....	16
6. Conclusion.....	17
Bibliographie	19
Annexes	22
1. Graphique A1. Evolution historique de l'encours de gestion des ETFs.....	22
2. Figure A1. Schéma de réplication physique du support par un ETF.....	22
3. Figure A2. Schéma de réplication synthétique du support par un ETF.....	23
4. Tableaux A1 à A4. Statistiques descriptives	23
5. Tableaux A5 à A8. Matrices de corrélation	25
6. Tableaux A9 à A12. Résultats des régressions	26

1. Introduction

Les *exchange-traded funds* (ETFs) ou *trackers* sont des fonds d'investissement, généralement passifs, dont les parts sont cotées en continu sur le marché, s'achetant et se vendant comme des actions. Les ETFs, en tant qu'instruments de gestion passive, cherchent à répliquer la performance des valeurs qui leurs servent de supports (sous-jacents). Le support peut être un indice boursier, un panier d'actions représentatif d'un secteur économique ou de l'économie d'une région ou encore des matières premières. Certains ETFs peuvent intégrer une part de gestion active (exemple : stratégie *smart bêta*) ou un effet de levier (à la hausse ou à la baisse) (LAUWERS (2016)). L'engouement pour ces produits d'investissement est important, leur encours sous gestion étant croissant depuis plusieurs années (*cf.* en annexe le graphique A1). Outre le fait d'être cotés en continu et de s'échanger aussi facilement qu'une action, les ETFs ont l'avantage de permettre une diversification à moindre coût, d'accéder facilement à certains segments de marché (exemples : pays émergents ou matières premières) (LAUWERS (2016)) et d'être moins onéreux que des fonds traditionnels : les ETFs n'exposent pas à des frais d'entrée mais uniquement à des coûts de transaction comme pour une action et sont associés à de faibles frais de gestion. Certaines banques utilisent désormais des ETFs dans le cadre de formules de gestion patrimoniale, notamment en ligne (exemple : Key Private de Keytrade Bank¹).

Au fur et à mesure que ces produits gagnaient en popularité, diverses études leur ont été consacrées, afin surtout de déterminer leurs risques potentiels, entre autres liés à la manière dont la performance du support est répliquée (soit physiquement, le sous-jacent étant détenu par le fonds ; soit synthétiquement, la performance étant garantie par un contrat avec un tiers). Plus récemment, la liquidité des ETFs - soit leur capacité à être échangés facilement, sans décote, sur le marché - est l'objet d'interrogations, suite à divers épisodes de « flash crash » ou krach éclair (exemples : 6 mai 2010 et 24 août 2015). L'Autorité française des marchés financiers (AMF) relève ainsi que si le marché français des ETFs suscite peu d'inquiétude, la question liée au risque de liquidité de ces instruments subsiste (AMF (2017), p. 26).

La littérature scientifique ne parvient pas à identifier de manière univoque les éléments qui déterminent la liquidité des ETFs. La thèse la plus couramment avancée est que cette liquidité est déterminée par la liquidité du sous-jacent répliqué (AMENC *et al.* (2012) ; MARSHALL *et al.* (2015)). Certaines études (CALAMIA *et al.* (2013 et 2016)) tendent néanmoins à battre en brèche cette thèse en affirmant que les facteurs déterminants de cette liquidité sont aussi la somme gérée par le fonds, les volumes d'ETFs échangés et la volatilité du sous-jacent. Dans ce travail, notre objectif est dès lors de répondre à la question suivante : *quels sont les déterminants de la liquidité des ETFs ?* Les études antérieures se veulent souvent très englobantes, analysant des ETFs dont les supports sont variés, ce qui pourrait expliquer la discordance des résultats et en limiter leur portée. Dans l'optique de clarifier le débat et de départager les thèses en présence, nous avons donc choisi de nous démarquer de ces études en analysant la liquidité des ETFs à partir d'un échantillon plus uniforme, centré sur l'essence de ces produits de gestion passive : les ETFs répliquant des indices boursiers.

Nos données sont ainsi relatives à quatre indices européens (BEL20, CAC40, AEX25 et IBEX35) et à quatre ETFs les répliquant physiquement (Lyxor BEL 20, Lyxor CAC 40, iShares AEX et Lyxor Ibex 35), sur une période allant de 2013 à 2018. Notre méthodologie

¹ <https://www.keytradebank.be/fr/investir/keyprivate/>, consulté le 20 mai 2019.

utilise le *bid-ask spread*, évalué par un estimateur (le *High-Low*), comme mesure de liquidité. Nos modèles économétriques sont évalués par quatre régressions linéaires multiples et une régression de panel à effets fixes.

Le plan de notre étude est le suivant : la matière des ETFs étant technique, nous poserons quelques notions de base qui s’y rapportent (définition, risques, liquidité), avant de résumer la littérature consacrée au sens large à leur liquidité (l’impact des ETFs sur la liquidité de leurs supports, le niveau de liquidité des ETFs et les déterminants de la liquidité des ETFs, analysés ici) (Section 2) ; nos modèles, économique et économétriques, seront présentés par la suite (Section 3) avant nos données (Section 4) et l’analyse de nos principaux résultats (Section 5). Nous concluons quant à l’apport de la présente étude, ses limites et les perspectives qu’elle ouvre.

2. Généralités et revue de littérature

2.1. Définition des *exchange-traded funds* (ETFs)

Les *exchange-traded funds* (ETFs) ou *trackers* sont des produits financiers récents, apparus début des années 1990 aux Etats-Unis et des années 2000 en Europe, dont le marché est depuis en forte croissance. Les ETFs sont des fonds reproduisant la performance d’un support (sous-jacent), fréquemment un indice, et dont les parts s’échangent de manière continue sur le marché, à l’instar d’une action. La proximité de la valeur de l’ETF par rapport à celle du support qu’il réplique est mesurée par l’erreur de poursuite (*tracking error*) (HAMON (2013), p. 94). Le marché des ETFs est concentré entre les mains de quelques émetteurs (ou gestionnaires) : iShares (BlackRock), SPDR (State Street Corporation), Vanguard, Xtrackers (DWS), Lyxor (Société générale), Amundi, etc.

Quand ils répliquent la performance d’un indice, les ETFs sont des produits de gestion indicielle, au même titre que de classiques fonds indiciels. Les ETFs se distinguent néanmoins de ces fonds classiques par leur fonctionnement. En effet, un fonds indiciel émet et rachète des parts à la demande des investisseurs, la valeur d’une part (*net asset value* (NAV)) étant calculée une fois par séance (HAMON (2013), p. 86), ce n’est pas le cas des ETFs. Pour les ETFs, un marché de gros (marché *primaire*) coexiste avec un marché de détail (marché *secondaire*). Sur le marché *primaire*, les ETFs sont créés par l’émetteur à destination d’investisseurs institutionnels, dénommés *authorized participants* (AP), contre soit les titres représentant l’indice répliqué, soit du cash. Ensuite, sur le marché *secondaire*, les ETFs de l’AP sont échangés comme des actions suivant la loi de l’offre et de la demande auprès de tout investisseur (HAMON (2013), pp. 86-87). La création ou le rachat de parts du fonds s’opère donc uniquement par les AP sur le marché primaire, généralement par grands blocs (appelés *creation units*), souvent de 50 000 parts (RAMASWAMY (2011), p. 3), échangées ensuite au prix du marché entre investisseurs sur le marché secondaire (DEVILLE et OUBENAL (2015), p. 24). Au contraire d’un fonds classique, un investisseur qui veut investir dans un ETF ne doit donc pas passer par l’émetteur de celui-ci (DEVILLE et OUBENAL (2015), p. 24). Le marché secondaire est par ailleurs alimenté par les AP jouant le rôle de *teneurs de marché*, ce qui permet aux investisseurs de trouver théoriquement toujours une contrepartie à leurs ordres (DEVILLE et OUBENAL (2015), p. 25). Ces teneurs de marché assument un risque d’inventaire (leurs positions pouvant se déprécier), qui peut être réduit par un *arbitrage* entre le marché primaire et le marché secondaire

(HAMON (2013), p. 87). Les frais de gestion des ETFs sont en outre souvent inférieurs aux frais de gestion des fonds indiciels. *In fine*, les ETFs et les classiques fonds indiciels sont des véhicules d'investissement plutôt complémentaires que substitués, attirant une clientèle différente, notamment en termes d'horizon d'investissement (GUEDJ et HUANG (2009), p. 31 ; AGAPOVA (2011)).

Les ETFs varient tant par leur *support*, le sous-jacent dont la performance est répliquée, que par la *technique de réplication* utilisée par l'émetteur. Si les *supports* sont encore fréquemment des indices boursiers, sectoriels, régionaux ou nationaux ; ils peuvent également être des actions de marchés émergents, ou encore des devises, des matières premières ou même la volatilité d'un indice (HAMON (2013), p. 88). La *réplication* qu'opère l'ETF de son support peut se faire soit de manière *physique*, soit de manière *synthétique* (voy. en annexe les schémas A1 et A2). Dans le cas d'une réplication *physique*, le fonds détient les titres correspondants au sous-jacent répliqué. La réplication est parfois partielle (quasi-réplication), une partie seulement des titres étant détenus (HAMON (2013), p. 89). Dans le cas d'une réplication *synthétique*, des produits dérivés (*swap*) sont utilisés pour répliquer la performance du sous-jacent (HAMON (2013), p. 87). Ainsi, les fonds reçus de l'AP sont investis par l'émetteur dans un panier de titres, différents du support répliqué, et un contrat de *swap* est conclu avec une contrepartie qui s'engage à verser la performance du support répliqué contre celle du panier de titres (DEVILLE et OUBENAL (2015), p. 25). Un tel *swap* permet de répliquer quasi-parfaitement la performance du sous-jacent en diminuant le *tracking error*. La réplication synthétique utilise le plus souvent un dérivé de crédit sur transfert de rendement (*total return swap* (TRS)) : la contrepartie du *swap* s'engage à verser la performance du support répliqué et l'émetteur de l'ETF reçoit un panier de titres en collatéral dont le rendement est versé à la contrepartie (RAMASWAMY (2011), p. 5). L'émetteur est propriétaire du collatéral qui peut le vendre en cas de défaut de la contrepartie et ce collatéral peut par ailleurs être lui-même prêté (RAMASWAMY (2011), p. 6).

2.2. Risques des ETFs

Les ETFs exposent aux risques de *contrepartie*, de *collatéral*, de *liquidité* et *systémique*.

Les risques de *contrepartie* et de *collatéral* sont inhérents à la réplication synthétique : la contrepartie du *swap* peut en effet faire défaut ; dans un tel cas, l'émetteur peut réaliser le collatéral, qui peut cependant être constitué de titres faiblement liquides et sans lien avec le support répliqué (DEVILLE et OUBENAL (2015), p. 25). Le risque de collatéral est finalement le risque que la valeur du collatéral soit inférieure à celle de la NAV du fonds (HURLIN *et al.* (2014), p. 3). Dans le cas où la contrepartie du *swap* fournit en collatéral des titres peu liquides, l'émetteur d'ETFs devant faire face à une demande spécifique de liquidité peut se retrouver en difficulté de se défaire d'un tel collatéral et suspendre le rachat des ETFs sur le marché primaire (FINANCIAL STABILITY BOARD (2011), p. 4). Suivant certains auteurs, le collatéral des ETFs est néanmoins activement géré et constitué d'actions de grandes capitalisations très liquides (HURLIN *et al.* (2014), pp. 4-5). Par ailleurs, si la contrepartie au *swap* appartient au même groupe bancaire que l'émetteur de l'ETF (FINANCIAL STABILITY BOARD (2011), p. 3), l'investisseur est exposé au *risque de défaut* du groupe bancaire en question (FINANCIAL STABILITY BOARD (2011), p. 4). Les risques de contrepartie et de collatéral ne sont pas limités à la réplication synthétique. Un risque de même nature peut se matérialiser en cas de réplication

physique si l'émetteur s'engage dans le prêt de titres (FINANCIAL STABILITY BOARD (2011), pp. 4-5). Un tel prêt permet de générer une rémunération supplémentaire mais fait courir un risque de défaut de la contrepartie (DEVILLE et OUBENAL (2015), p. 25). En cas de prêt de titres, le collatéral déposé en garantie du prêt peut, comme dans le cas de la réplique synthétique, ne pas être constitué des titres du support répliqué (DEVILLE et OUBENAL (2015), p. 25).

Comme relevé, si les titres déposés en guise de collatéral incluent des actifs peu liquides (FINANCIAL STABILITY BOARD (2011), p. 12), les ETFs exposent au risque de *liquidité*. Plus généralement, la manière dont le marché des ETFs réagirait à un choc de liquidité est incertaine, la crainte étant qu'un tel choc, tant au niveau des ETFs que du support répliqué, se transmette du marché primaire au marché secondaire, ou inversement, par le canal de l'arbitrage, et soit amplifié par une boucle de rétroaction via les AP (FOUCHER et GRAY (2014), p. 42). De tels chocs peuvent être favorisés par le fait que les ETFs attirent des investisseurs en quête de liquidité visant des investissements de court terme (CONVERSE *et al.* (2018), p. 7 ; BEN-DAVID *et al.* (2012), pp. 1-2).

Ces chocs peuvent avoir des effets *systémiques* (FOUCHER et GRAY (2014), p. 43), affectant la stabilité du système financier ou favorisant la survenue de *flash crash*. Pour certains auteurs, les ETFs seraient, qui plus est, une source de volatilité non fondamentale sur les marchés (KRAUSE *et al.* (2013) ; BEN-DAVID *et al.* (2015)) : les prix des supports répliqués par des ETFs présenteraient une plus grande volatilité au point même que les ETFs réduiraient l'efficacité informationnelle des marchés (BEN-DAVID *et al.* (2015), pp. 3 et 5 ; BHATTACHARYA et O'HARA (2018)). Par ailleurs, en cas de stress extrême sur les marchés, l'émetteur d'un ETF peut se trouver dans l'impossibilité de négocier le support et refuser dès lors le rachat de l'ETF (AMF (2017), p. 20).

2.3. Notion de liquidité

La liquidité d'un actif est classiquement définie comme sa facilité à être vendu ou acheté au prix du marché, sans qu'un ordre d'achat (de vente) ne provoque une hausse (une baisse) significative de prix qui entraînerait un décalage du prix d'équilibre de long terme (PORTAIT et PONCET (2014), p. 14). Cette liquidité est souvent mesurée par la fourchette de prix (ou *spread* ou *bid-ask spread*), soit la différence entre le cours vendeur et le cours acheteur (prix *bid* et prix *ask*) d'un actif (HULL *et al.* (2013), p. 430). Le cours acheteur intègre en effet une prime couvrant un achat immédiat tandis que le cours vendeur intègre une concession couvrant une vente immédiate, de telle sorte que la mesure de liquidité d'un titre peut être vue comme la somme de cette prime à l'achat et de cette concession à la vente, soit le *bid-ask spread*, comme coût d'une exécution immédiate (AMIHU et MENDELSON (1986), pp. 223-224). Ainsi, au plus le *spread* est faible, au plus le titre est liquide et au plus la transaction sur le marché peut se réaliser sans décote (à faible coût). A noter que le *quoted spread* est également fréquemment utilisé, soit : $((\text{cours vendeur} - \text{cours acheteur}) / \text{prix milieu de fourchette})$, ou encore l'*effective spread*, soit $2 | (\text{prix de la transaction}) - (\text{milieu de fourchette}) |$. Le *spread* peut être exprimé en devise ou encore en pourcentage ou décimale. Dans la suite de cette étude, les *spreads* sont exprimés en décimale dans nos tableaux de résultats et en pourcentage dans nos commentaires.

Il existe une relation entre le rendement d'un actif et son *spread* : le rendement d'un actif est une fonction croissante du *spread* (AMIHU et MENDELSON (1986), p. 224). Les actifs

avec un *spread* élevé ont ainsi des rendements attendus plus élevés et attirent des investisseurs avec des perspectives d'investissement de long terme (AMIHUD et MENDELSON (1986)). La prime de rendement attribuable à la liquidité d'un actif est appelée « prime de liquidité » (BEAULIEU *et al.* (2015), p. 402).

La liquidité est généralement abordée comme un attribut individuel d'un actif (CHORDIA *et al.* (2001), p. 526). Mais le *spread* d'un actif est lié aussi à la liquidité générale du marché (CHORDIA *et al.* (2000), p. 9) : une partie des coûts de transaction individuels ne dépend donc pas des caractéristiques des actifs mêmes (CHORDIA *et al.* (2000), p. 4) mais de déterminants de la liquidité du marché, tels par exemple les taux d'intérêt, les grandes annonces macroéconomiques (CHORDIA *et al.* (2001), p. 527) ou encore la tendance générale du marché, la liquidité de marché baissant en cas de marché baissier (CHORDIA *et al.* (2001), p. 527). L'état de la liquidité du marché engendre ainsi une prime de liquidité systématique pour toutes les actions (BEAULIEU *et al.* (2015), p. 404). Certains actifs sont néanmoins plus sensibles aux variations de la liquidité du marché (*bêta* de liquidité plus élevé) et présentent dès lors un rendement espéré plus élevé (PASTOR et STAMBAUGH (2003)). En particulier, les liquidités des actifs composant un indice covarient entre elles plus fortement que celles d'actifs individuels non représentés dans un indice (CHORDIA *et al.* (2000), p. 9).

2.4. ETFs et liquidité

Les études relatives à la liquidité des ETFs portent sur trois grandes questions : *quel est, le cas échéant, l'impact d'un ETF sur la liquidité de son support ? ; un ETF est-il systématiquement plus liquide que son support ? ; quels sont les facteurs déterminants de la liquidité d'un ETF ?*

Avant d'aborder la littérature consacrée à cette dernière question, objet de la présente étude, il apparaît important d'envisager celle consacrée aux deux premières, notamment au regard du cadre théorique qu'elle met en place. Ce cadre servira à l'interprétation de nos résultats.

2.4.1. ETFs et liquidité du support

De multiples études analysent la manière dont la mise sur le marché d'un ETF influence la liquidité de son support, avec des résultats discordants, certaines pointant une baisse de liquidité du support tandis que d'autres mettent en évidence une augmentation de liquidité.

En particulier, pour HAMM (2010), il existe une corrélation positive entre de nouvelles opportunités d'investissement – tels les ETFs – et l'illiquidité de l'actif servant de support (HAMM (2010), p. 3). De la même manière, pour ISRAELI *et al.* (2017), la détention d'un actif par un ETF dégrade l'efficacité informationnelle du prix de cet actif et augmente le *spread* qui lui est associé (ISRAELI *et al.* (2017), pp. 1-2). Au contraire, HEGDE et MCDERMOTT (2004) constatent une amélioration de la liquidité du sous-jacent après l'introduction d'un ETF le répliquant (HEGDE et MCDERMOTT (2004), pp. 1045-1046), tout comme RICHIE et MADURA (2007). De même, hormis pour les gros volumes de transaction, le sous-jacent bénéficie suivant DE WINNE *et al.* (2009) d'une liquidité en hausse après la mise sur le marché d'un ETF le répliquant (DE WINNE *et al.* (2009), p. 3). Il en va aussi ainsi pour SAGLAM *et al.* (2018) qui

estiment que la gestion passive n'affecte pas négativement la liquidité du sous-jacent : au contraire, les actifs détenus par un ETF voient leurs coûts de transaction diminuer et partant leur liquidité augmenter, du moins en cas de réplification physique (SAGLAM *et al.* (2018), pp. 2, 5 et 35). De manière générale, la gestion passive augmente les covariations de liquidité d'actifs individuels (KAROLYI *et al.* (2011), pp. 7-8), par des pressions à l'achat ou à la vente communes via spécifiquement le mécanisme d'arbitrage s'agissant des ETFs (AGARWAL *et al.* (2017), pp. 3-4). De même, la sensibilité du rendement des actions à la liquidité et dès lors la prime de liquidité - la compensation d'un investissement dans un actif peu liquide - baisse depuis plusieurs dizaines d'années suite au développement d'instruments financiers - tels les ETFs - qui permettent facilement d'investir dans des actifs, le cas échéant peu liquides, avec de faibles coûts de transaction (BEN-REPHAEEL *et al.* (2010)).

Ces résultats mobilisent différentes théories quant à la manière dont la gestion passive peut influencer la liquidité du support répliqué. Trois hypothèses sont généralement avancées : *la sélection adverse, l'arbitrage et la reconnaissance* (HEGDE et MCDERMOTT (2004), pp. 1046-1047 ; RICHIE et MADURA (2007), pp. 412 et 413 ; DE WINNE *et al.* (2009), pp. 10-12).

2.4.2. Cadre théorique

L'hypothèse de *la sélection adverse* part d'une situation de marché conforme au modèle de SUBRAHMANYAM (1991) confrontant des investisseurs informés à des investisseurs non informés ayant le choix d'acheter soit des titres individuels, soit un panier de titres. Les investisseurs non informés fournissent la liquidité au marché en vendant leurs titres aux investisseurs informés qui en tirent profit (HAMM (2010), p. 2). Les investisseurs informés possèdent soit des informations spécifiques au marché, soit des informations spécifiques à un titre. Après introduction du panier de titres, tant les investisseurs non informés que les investisseurs détenant une information spécifique au marché choisissent le panier, qui a un coût de sélection adverse moindre qu'un titre individuel (SUBRAHMANYAM (1991), p. 43). Dès lors, seuls les investisseurs disposant d'une information spécifique à un titre continuent d'acheter ce titre individuel. En quittant le marché des titres individuels, les investisseurs principalement non informés vont réduire la liquidité de ces titres et augmenter leur coût de sélection adverse et leur *spread* (SULTAN (2014), p. 3). *In fine*, l'introduction d'un panier de titres détériore la liquidité du support de ce panier par un mouvement d'investisseurs. Ainsi, les nouvelles opportunités d'investissement offertes aux investisseurs non informés diminuent la liquidité du marché des titres individuels. De même, l'efficacité informationnelle des prix des titres individuels baisse : les actions détenues par un fonds passif ne sont plus disponibles aux investisseurs souhaitant les acheter sur base d'une information spécifique, ce qui les décourage d'acquérir ces informations à défaut d'être correctement rétribués pour ce faire (ISRAELI *et al.* (2017), p. 2).

L'hypothèse de *l'arbitrage* part du constat que les innovations financières peuvent augmenter les opportunités d'arbitrage des investisseurs. Les ETFs en particulier offrent de nouvelles possibilités d'arbitrage entre le marché primaire et le marché secondaire par le mécanisme de la création ou du rachat de parts. Suivant le modèle de FREMAULT (1991), une augmentation de l'arbitrage entraîne une augmentation de liquidité et une baisse du coût de sélection adverse - de l'asymétrie d'information (FREMAULT (1991), p. 543) - du support répliqué (SULTAN (2014), p. 3). L'hypothèse de l'arbitrage est confirmée par les études de

HEDGE et MCDERMOTT (2004), DE WINNE *et al.* (2009) et SAGLAM *et al.* (2018) : les ETFs attirent de nouveaux investisseurs non informés bénéficiant à la liquidité des titres individuels (SAGLAM *et al.* (2018), p. 2). Les tenants de l'hypothèse de la sélection adverse rétorquent que l'arbitrage a des limites : si des chocs non-fondamentaux se propagent des ETFs au sous-jacent, l'arbitrage peut modifier le prix d'actifs correctement évalués (BEN-DAVID *et al.* (2012), p. 31 ; DA et SHIVE (2013), p. 2 ; BROMAN (2016)).

L'hypothèse de *la reconnaissance* s'appuie sur le modèle de MERTON (1987) (*Investor Recognition Theory*). En l'espèce, la création d'un ETF augmente l'intérêt des investisseurs pour les titres du support de telle sorte que le marché du support comporte plus d'investisseurs et dès lors bénéficie d'une liquidité accrue. De même, la couverture médiatique ou par des analystes augmente, favorisant l'efficacité informationnelle (SAGLAM *et al.* (2018), p. 7). L'hypothèse est confirmée par l'étude de RICHIE et MADURA (2007).

Dans le cas particulier des ETFs, DE WINNE *et al.* (2009) avancent une *quatrième hypothèse*, celle de la « *provision de liquidité* » (DE WINNE *et al.* (2009), p. 26), centrée sur le fait que les teneurs de marché agissent comme des pourvoyeurs de liquidité (*liquidity providers*) fournissant une source additionnelle de liquidité au sous-jacent.

2.4.3. Niveau de liquidité des ETFs et déterminants

Conformément à *l'hypothèse de la sélection adverse*, les ETFs sont des produits financiers en moyenne plus liquides que les actifs qui leurs servent de support (BEN-DAVID *et al.* (2015), p. 2), du fait d'une moindre asymétrie d'information (BEN-DAVID *et al.* (2015), pp. 10 et 11) ou de prime de sélection adverse (IVANOV (2016), p. 258). Le coût de transaction plus faible des ETFs par rapport à leur support est également confirmé par DE WINNE *et al.* (2009) et par MARSHALL *et al.* (2015).

Les déterminants de cette liquidité plus élevée sont mal connus, la littérature scientifique y relative étant restreinte. Les travaux de MARSHALL *et al.* (2015) soutiennent ce que nous appellerons la *thèse majoritaire* concernant les déterminants de la liquidité des ETFs, thèse suivant laquelle la liquidité d'un ETF est déterminée par celle de son sous-jacent. Certains auteurs viennent, en tout ou partie, appuyer cette thèse : AMENC *et al.* (2012), RONCALLI et ZHENG (2014), voire l'Autorité française des marchés financiers (AMF (2017)). Les travaux de CALAMIA *et al.* (2013 et 2016) mettent en cause cette thèse majoritaire en défendant une thèse alternative, que nous appellerons la *thèse minoritaire*, suivant laquelle la liquidité d'un ETF n'est pas seulement déterminée par le *spread* du sous-jacent mais aussi par d'autres variables comme la somme gérée par l'ETF (*asset under management (AuM)*), les volumes échangés de l'ETF ou la volatilité du sous-jacent. Divers auteurs viennent en partie soutenir cette thèse : FOUCHER (2014), voire TSEN et LEE (2016). Nous développerons ces deux thèses ci-après.

2.4.4. Thèse majoritaire

MARSHALL *et al.* (2015) analysent la liquidité d'un échantillon de plus de 800 ETFs représentant différents actifs à partir de données tant *intraday* que journalières afin notamment de déterminer si les coûts de transaction des ETFs sont liés à ceux de leurs sous-jacents (MARSHALL *et al.* (2015), p. 5). Une corrélation positive existe entre le *spread* d'un ETF et

celui de son sous-jacent (MARSHALL *et al.* (2015), p. 13), de telle sorte que la liquidité d'un ETF peut être utilisée pour estimer celle de son sous-jacent, tout au moins en cas de réplique physique (MARSHALL *et al.* (2015), p. 14). À côté de la liquidité du sous-jacent, les auteurs relèvent cependant aussi qu'une hausse de la volatilité du sous-jacent augmente le *spread* des ETFs (MARSHALL *et al.* (2015), p. 13). Pour AMENC *et al.* (2012), la liquidité d'un ETF reflète la liquidité du support qu'il réplique (AMENC *et al.* (2012), p. 8), sans égard à sa méthode de réplique : au plus le support est illiquide, au plus le *bid-ask spread* est grand (AMENC *et al.* (2012), p. 39). En particulier, le *spread* d'un ETF est déterminé par la liquidité et la volatilité du support qu'il réplique (AMENC *et al.* (2012), pp. 38-39). Dès lors, le volume échangé d'un ETF n'a pas d'impact sur sa liquidité (AMENC *et al.* (2012), p. 39). Suivant RONCALLI et ZHENG (2014), la liquidité d'un ETF est corrélée avec celle de son support sur base de données journalières mais pas en *intraday*. Pour l'AMF, le risque de liquidité est lié à la liquidité du support et au rôle clef joué par les AP (AMF (2017), p. 26).

2.4.5. Thèse minoritaire

Dans deux études, CALAMIA *et al.* (2013 et 2016) mettent en doute la thèse majoritaire suivant laquelle la liquidité d'un ETF est principalement déterminée par celle de son sous-jacent, et ce à partir d'un échantillon de plus de 300 ETFs européens ayant pour sous-jacents des actions, le tout sur base de données journalières. Pour ces auteurs, d'autres variables sont déterminantes du *spread* de l'ETF : la somme gérée par l'ETF (*asset under management* (AuM)), les volumes échangés ou encore la volatilité du sous-jacent. Dans les faits, la thèse majoritaire rencontre pour eux deux écueils : d'une part, des ETFs répliquant le même sous-jacent peuvent présenter des liquidités différentes et, d'autre part, l'argument ne semble pas pouvoir être soutenu pour les ETFs répliquant synthétiquement un panier de titres (CALAMIA *et al.* (2013), p. 3).

Ces deux études étant menées à partir de données journalières, la liquidité tant du sous-jacent que de l'ETF est calculée par des estimateurs (*proxies*) (CALAMIA *et al.* (2013), p. 6). Dans la *première* étude, la variable dépendante du modèle est le *closing bid-ask spread* (ou *Daily Spread*) des ETFs tandis que les nombreuses variables indépendantes sont liées *soit* aux ETFs (exemples : volume échangé ; AuM ; méthode de réplique ; nature du sous-jacent) ; *soit* au sous-jacent (*proxies* de liquidité ; volatilité ; valeur de marché) ; *soit* à l'environnement de marché (exemple : le nombre de marchés où l'ETF est coté). Les résultats mettent en évidence une corrélation positive significative entre le *spread* de l'ETF et celui de son sous-jacent. Mais le *spread* du sous-jacent n'a qu'un faible pouvoir explicatif (13 % de la variance du *spread* de l'ETF) (CALAMIA *et al.* (2013), p. 11). Le *spread* de l'ETF est par ailleurs corrélé positivement à la volatilité de son sous-jacent et négativement au volume échangé et à l'AuM (CALAMIA *et al.* (2013), p. 11). Le pouvoir explicatif du modèle augmente en scindant l'échantillon suivant la technique de réplique (R^2 de 47 % pour les ETFs physiques vs 14 % pour les synthétiques) (CALAMIA *et al.* (2013), p. 11-12).

La *seconde* étude (CALAMIA *et al.* (2016)) approfondit l'analyse autour du mécanisme de création et de rachat de parts par les AP ou teneurs de marché (modèle de risque d'inventaire). Si les résultats de cette étude concordent largement avec ceux de la première, les auteurs y divisent cependant leur échantillon suivant les volumes échangés : les ETFs avec un faible volume d'échange ont un *spread* corrélé à celui du sous-jacent ; ce qui n'est pas le cas

des ETFs avec un volume d'échange élevé (CALAMIA et al. (2016), p. 3 ; pp. 18-19). L'explication avancée par les auteurs est que de gros volumes d'échange facilitent l'arbitrage par les teneurs de marché (CALAMIA et al. (2016), p. 4). Ainsi le coût de la création ou du rachat des parts est plus faible pour les ETFs fortement échangés répliquant un sous-jacent liquide (CALAMIA et al. (2016), p. 12). Les auteurs introduisent également la variable liquidité de financement (*funding liquidity*) dans le modèle : quand le coût de financement augmente, le *spread* augmente (CALAMIA et al. (2016), p. 18).

Selon FOUCHER (2014), la liquidité d'un ETF ne dépend pas seulement de l'offre et de la demande d'ETFs sur le marché secondaire mais aussi du processus de création et de rachat de parts sur le marché primaire (*id.*, p. 40). TSEN et LEE (2016) analysent l'effet du volume échangé et du sentiment des investisseurs (mesuré par le *Volatility Index* (VIX)) sur la liquidité des ETFs : la liquidité des ETFs augmente avec la hausse des volumes échangés mais diminue quand le VIX augmente.

3. Présentation des modèles

3.1. Liquidité d'ETFs indiciels

Notre modèle souhaite répondre à la question suivante : *quels sont les déterminants de la liquidité des ETFs ?* et ce afin de confirmer ou infirmer la thèse majoritaire ou minoritaire. Nous avons pour ce faire choisi de limiter notre objet d'étude à un type particulier d'ETF. Les ETFs étant encore majoritairement des instruments de gestion passive cherchant à répliquer la performance d'indices boursiers, nous nous centrerons uniquement sur les déterminants de la liquidité des ETFs *indiciels*. Les encours des ETFs américains et européens étant très différents et les marchés financiers européens étant plus fragmentés, nous ferons également le choix de considérer uniquement des ETFs répliquant des indices *européens*. Afin de ne manipuler que des instruments soumis à une même réglementation financière, nous ferons par ailleurs le choix de fonds soumis aux directives UCITS de l'Union européenne. Le lien entre un ETF répliqué synthétiquement et son sous-jacent étant difficile à appréhender en termes de liquidité, nous ferons finalement le choix d'analyser uniquement des ETFs répliquant *physiquement* leurs indices.

3.2. Modèle économique

Sur base de la revue de littérature (CALAMIA et al. (2013 et 2016) et MARSHALL et al. (2015)), nous proposons le modèle économique suivant :

$$spread_etf = f (spread_support, vol_etf, aum_etf, cap_support, volatilité_support, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5) \quad (1)$$

Où :

- *spread_etf* est la variable expliquée, le *spread* journalier de l'ETF, en tant que mesure de liquidité, estimé par le *proxy High-Low* (voy. section 4.1.) en moyenne arithmétique mensuelle et mesuré en décimales. A suivre la littérature (DE WINNE et al. (2009), BEN-

DAVID *et al.* (2015), IVANOV (2016)), le *spread* de l'ETF devrait être plus faible que celui de son sous-jacent, suivant l'hypothèse de la sélection adverse ;

- *spread_support* est le *spread* journalier du sous-jacent, en tant que mesure de liquidité, estimé également par le *proxy High-Low* (voy. section 4.1.) en moyenne arithmétique mensuelle et mesuré en décimales. A suivre les thèses tant majoritaire que minoritaire (MARSHALL *et al.* (2015) ; AMENC *et al.* (2012) ; CALAMIA *et al.* (2013)), le coefficient de cette variable explicative devrait être positif ;
- *vol_etf* est le nombre de parts d'ETF échangées par jour en moyenne arithmétique mensuelle. Par analogie avec les actions, un coefficient négatif est attendu pour cette variable explicative : au plus le volume échangé est important, au plus il est facile de nouer ou dénouer une transaction et au plus le *spread* devrait être faible (CALAMIA *et al.* (2013) et TSEN et LEE (2016)) ;
- *aum_etf* est l'actif sous gestion (*asset under management*) journalier en euros de l'ETF en moyenne arithmétique mensuelle. Suivant la littérature (CALAMIA *et al.* (2013 et 2016)), le coefficient de cette variable explicative devrait aussi être négatif : un actif sous gestion important du fonds suggère une plus grande facilité à échanger ses parts ;
- *cap_support* est la capitalisation boursière journalière en moyenne arithmétique mensuelle en euros de l'indice répliqué. Suivant la même littérature (CALAMIA *et al.* (2013 et 2016)), le coefficient de cette variable devrait aussi être négatif ;
- *volatilité_support* est la volatilité mensuelle, comme mesure de l'amplitude des variations du cours de l'indice répliqué, calculée à partir de l'historique journalier des prix. A suivre tant la thèse majoritaire (AMENC *et al.* (2012) ; MARSHALL *et al.* (2015)) que minoritaire (CALAMIA *et al.* (2013 et 2016)), le coefficient associé à cette variable explicative devrait être positif : au plus la volatilité du cours du sous-jacent est forte, au plus le *spread* de l'ETF devrait être grand ;
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ sont les paramètres mesurant la sensibilité de la variable expliquée, le *spread* journalier de l'ETF, à une variation d'une unité des variables explicatives (*spread_support, vol_etf, aum_etf, cap_support, volatilité_support*).

3.3. Modèles économétriques

Après une analyse descriptive préalable de nos données, il a été relevé que le coefficient de corrélation liant les variables explicatives *aum_etf* et *cap_support* était supérieur à 0,80, pointant ainsi un lien fort entre ces variables et donc un risque de colinéarité : cette colinéarité augmente la variance des coefficients de régression, au risque que la valeur de ces coefficients diffère de celle dans la population (DENGLOS (2009), p. 155). Il a dès lors été choisi d'omettre la capitalisation de l'indice et de conserver l'AuM qui est une caractéristique de l'ETF plus fréquemment retenue dans les études antérieures (*cf.* CALAMIA *et al.* (2013 et 2016)). Dès lors, sur base du modèle économique, le modèle économétrique à estimer par quatre régressions linéaires multiples se formule comme suit, l'explication des variables et des paramètres reste inchangée :

$$\text{spread_etf} = \alpha + \beta_1 \text{spread_support} + \beta_2 \text{vol_etf} + \beta_3 \text{aum_etf} + \beta_4 \text{volatilité_support} + \varepsilon \quad (2)$$

L'échantillon dont nous disposons présentant à la fois une dimension de coupe transversale et une dimension temporelle, il nous est apparu important de tester nos données en

panel. Partant du postulat que les ETFs sélectionnés pouvaient être dotés de caractéristiques propres stables dans le temps (exemple : popularité de l'instrument auprès de certains investisseurs), le modèle à effets fixes (*fixed effect*) individuels a été utilisé. Dans le cadre d'un tel modèle à effets individuels, il est supposé que les paramètres des variables explicatives sont les mêmes pour l'ensemble des individus du panel, seules les constantes individuelles différant d'un individu à l'autre (HURLIN, p. 20). Après empilement de nos ETFs (empilement par individus), des variables binaires (dites « variables *dummy* », le modèle étant aussi appelé LSVD (*LeastSquare Dummy Variables*)) liées à chaque ETF ont été ajoutées avant de procéder à une régression de l'ensemble par les moindres carrés ordinaires (MCO). L'estimateur MCO des paramètres y est appelé estimateur *Within* étant donné que « *cet estimateur tient compte de la variance intra groupe de la variable endogène* » (HURLIN, p. 26). Le modèle économétrique à estimer est ici :

$$\begin{aligned} spread_etf_{i,t} = & \alpha + \beta_1 spread_support_{i,t} + \beta_2 vol_etf_{i,t} + \beta_3 aum_etf_{i,t} + \beta_4 \\ & volatilité_support_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

4. Description et explication des données

4.1. Objet, source et transformations

Les données qui servent de base à notre étude sont relatives aux quatre indices boursiers européens suivants :

- BEL20 (Belgique) ;
- CAC40 (France) ;
- AEX25 (Pays-Bas) ;
- IBEX35 (Espagne).

Ces indices diffèrent notamment par la capitalisation totale des entreprises qui les composent (exemple : autour de 300 milliards pour le BEL20 contre 1600 milliards pour le CAC40). Les ETFs suivants qui répliquent *physiquement* les indices boursiers sous-jacents ont par ailleurs été sélectionnés (à partir des sites etfdb.com et etf.com) :

- Lyxor BEL 20 TR (DR) UCITS ETF (ISIN : FR0000021842) ;
- Lyxor CAC 40 (DR) UCITS ETF (ISIN : FR0007052782) ;
- iShares AEX UCITS ETF (ISIN : IE00B0M62Y33) ;
- Lyxor Ibex 35 (Dr) UCITS ETF (ISIN : FR0010251744).

Nos données de base sont des données journalières issues de la base de données *Macrobond* et couvrent, pour les années 2013 à 2018 (soit plus de 1500 jours de cotation), pour chaque ETF ou indice, les éléments suivants : cours d'ouverture ; cours de clôture ; plus haut du jour ; plus bas du jour ; volume échangé ; *asset under management* et capitalisation boursière. Les rares valeurs manquantes (volume échangé dans le cas de l'ETF) ont été interpolées en effectuant les moyennes (*cf.* ci-après).

Le *bid-ask spread* en tant que mesure de liquidité est par définition lié à des données *intraday*. Nous disposons néanmoins de données journalières (à basse fréquence) et non de données *intraday* (à haute fréquence). Il est dès lors nécessaire pour les chercheurs disposant uniquement de telles données journalières d'estimer le *spread*. Pour ce faire, divers estimateurs

(proxies) évaluant la liquidité d'actifs ont été élaborés dans différentes études et utilisés pour mesurer la liquidité des actions. Appliqués aux actions, ces estimateurs de liquidité à basse fréquence ont été reconnus comme fiables (cf. GOYENKO *et al.* (2008)). Il en est de même une fois appliqués à la mesure de la liquidité des ETFs (MARSHALL *et al.* (2017)). L'étude de MARSHALL *et al.* (2017) pointe spécifiquement quatre estimateurs fiables pour mesurer le *bid-ask spread* des ETFs : le *Daily Spread*, le *High-Low*, le *Close-High-Low* et le *Amihud*. D'après cette même étude, le *Daily Spread* et le *High-Low* sont des estimateurs particulièrement fiables. Le *Daily Spread* ayant été utilisé par CALAMIA *et al.* (2013 et 2016), notre choix s'est porté sur le *High-Low*. Nous avons par ailleurs utilisé, dans un souci de cohérence, ce même estimateur de *spread*, tant pour l'ETF que pour son sous-jacent.

Le *High-Low* a été élaboré par CORWIN et SCHULTZ (2012) et se définit comme suit :

$$High - Low = \frac{2(e^\alpha - 1)}{1 + e^\alpha} \quad (4)$$

$$\text{Où : } \alpha = \frac{\sqrt{2\beta} - \sqrt{\beta}}{3 - 2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3 - 2\sqrt{2}}} ; \beta = \sum_{j=0}^1 \left[\ln \left(\frac{H_{t+j}^0}{L_{t+j}^0} \right) \right]^2 ; \gamma = \left[\ln \left(\frac{H_{t,t+1}^0}{L_{t,t+1}^0} \right) \right]^2$$

Et $H_{t,t+1}^0, L_{t,t+1}^0$ sont les plus les plus hauts (bas) des deux jours t et $t+1$, respectivement.

Afin de pouvoir calculer le *proxy (High-Low)* du *spread* de l'ETF et de l'indice, les données journalières suivantes ont été utilisées : cours de clôture ; plus haut et plus bas du jour. Les valeurs de cet estimateur pouvant être négatives en données journalières, ses auteurs recommandent de ramener à zéro ces valeurs négatives et de travailler avec la moyenne mensuelle du *spread* estimé (CORWIN (2014)). Ces calculs de *proxy* ont été réalisés sur base d'un fichier Excel mis à disposition par Sh. A. CORWIN². Le *High-Low* fournit dès lors, après traitement des valeurs négatives, un *spread* journalier moyen pour le mois. L'ensemble des données initiales journalières requises à l'implémentation du modèle ont donc également été converties en moyennes journalières sur le mois afin de disposer d'une base de données homogène : volumes échangés, *asset under management* et capitalisation boursière. La volatilité journalière du cours du sous-jacent en moyenne a été calculée à l'aide de la formule de l'écart-type des rendements du sous-jacent, appliquée aux données de base journalières, soit :

$$\sigma(x) = \sqrt{V(x)} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}} \quad (5)$$

La base de données mensuelle finale par instrument analysé est dès lors un tableau à 72 lignes et 6 colonnes. Ces bases de données seront utilisées dans le cadre de quatre régressions linéaires. La base de données qui servira à la régression de panel résulte de l'empilement des quatre bases de données précédentes : il s'agit donc d'une base de données à 288 lignes et 9 colonnes (en intégrant les variables *dummy*).

4.2. Analyse descriptive

Sont repris ci-après les éléments principaux relatifs à l'analyse descriptive de nos données, dont le détail est versé en annexe (voy. les tableaux A1 à A4).

² <https://www3.nd.edu/~scorwin/>, consulté le 20 mai 2019.

Le *spread* moyen varie de 0,127 % pour l'ETF BEL20 à 0,301 % pour l'ETF IBEX35. La médiane de ce *spread* est pour l'ensemble des ETFs proche de la moyenne. Le *spread* moyen de l'indice support va de 0,213 % pour le BEL20 à 0,322 % pour l'IBEX35. La médiane de ce *spread* est pour l'ensemble des indices proche de la moyenne. Le *spread* moyen des ETFs est donc chaque fois inférieur au *spread* moyen de son indice support. Cela confirme la littérature en la matière : le *spread* d'un ETF est plus faible que celui de son support, du fait d'un coût de sélection adverse moindre (hypothèse de la sélection adverse). Le *volume échangé* d'ETFs varie en moyenne de 2 124 parts par jour pour l'ETF BEL20 à 302 617 pour l'ETF CAC40. Les écarts-types sont importants, reflétant une grande dispersion des données, ce que confirme l'examen des minima et maxima : ainsi, par exemple, le volume minimum de l'ETF BEL20 est de 216 par jour tandis que son volume maximum est de 8 696. Les instruments analysés diffèrent donc fortement en termes de volumes échangés. Les *montants moyens gérés* par les différents fonds ETF (*asset under management*) varient fortement également : d'environ 48 millions d'euros pour l'ETF BEL20 à plus de 3 218 millions pour l'ETF CAC40. Les médianes sont, en l'espèce, proches des moyennes, sauf pour l'ETF IBEX35. La *volatilité* des cours des indices supports est relativement uniforme sur la période étudiée, allant de 0,847 % pour le BEL20 à 1,18 % pour le CAC 40.

L'analyse des matrices de corrélation (voy. en annexe les tableaux A5 à A8) permet de réviser, le cas échéant, certaines attentes quant aux sens probables des relations entre variables de notre modèle. Le *spread* de l'ETF est, conformément à la littérature, corrélé positivement à celui de l'indice qu'il réplique : le coefficient de corrélation va de 0,467 pour l'ETF BEL20 à 0,925 pour l'ETF AEX25. Il en va de même s'agissant du *volume échangé*, corrélé positivement au *spread* de l'ETF : le coefficient de corrélation va de 0,010 pour l'ETF IBEX35 à 0,482 pour l'ETF AEX25. Un tel coefficient de corrélation n'est pas nécessairement attendu : des volumes d'échange plus importants devraient diminuer le *spread* de l'ETF. Par contre, conformément à la littérature, les *montants gérés* (*AuM*) par les fonds sont corrélés négativement au *spread* de l'ETF : le coefficient de corrélation allant de -0,012 pour l'ETF BEL20 à -0,325 pour l'ETF CAC40. Le coefficient de corrélation du *spread* de l'ETF à la *volatilité* du sous-jacent varie fortement : le coefficient est, comme attendu, positif pour les ETFs BEL20, AEX25 et IBEX35 mais légèrement négatif pour l'ETF CAC40.

5. Résultats

Nous présenterons nos résultats en débutant par ceux des régressions linéaires multiples menées sur les bases de données construites par ETF, avant d'aborder ceux de la régression de panel avec effets fixes.

5.1. Régressions par ETF indiciel

Des régressions linéaires multiples ont été réalisées à partir de chacune des quatre bases de données constituées par ETF. Les résultats détaillés de ces régressions sont repris en annexe (tableaux A9 à A12). Ces régressions visent à mettre en évidence la relation entre le *spread* d'ETFs indiciels et, le cas échéant, le *spread* de l'indice répliqué, le volume échangé, l'actif sous gestion (*AuM*) et la volatilité de l'indice répliqué, au cours de la période analysée (janvier 2013 à décembre 2018).

Les valeurs de la F-stat permettent chaque fois de rejeter l'hypothèse nulle de non-significativité du groupe de variables explicatives au seuil de 1%. Le pouvoir explicatif du modèle varie fortement d'un ETF à l'autre : le R² étant de 29,9 % pour l'ETF BEL20 ; 78,8 % pour l'ETF CAC40 ; 85,9 % pour l'ETF AEX25 et 34,2 % pour l'ETF IBEX35.

Les coefficients associés à la variable *spread* de l'indice sont à chaque fois positifs comme attendus et significatifs au seuil de 1%. Ces coefficients sont de 0,387 pour l'ETF BEL20 ; 0,841 pour l'ETF CAC40 ; 0,843 pour l'ETF AEX25 et 0,938 pour l'ETF IBEX35 : ainsi, pour l'ETF BEL20 par exemple, si le *spread* de l'indice augmente d'un point de pourcentage (0,01), alors le *spread* de l'ETF associé augmente de 38,7 points de base (0,00387). Le coefficient associé à la variable *volume échangé* de l'ETF est uniquement significatif au seuil de 5 % pour l'ETF BEL 20, avec un coefficient positif, contrairement au signe attendu, très faible étant proche de 10⁻⁷ : ainsi si le volume échangé de l'ETF BEL20 augmente d'un million de parts, alors le *spread* de l'ETF associé augmente de 0,1 point de base (0,00001).

Il est important de confronter ces résultats à ceux issus de la régression de panel suivant le modèle économétrique associé.

5.2. Régression de panel

Les résultats de la régression de panel sont repris dans le tableau ci-après.

Tableau 1. Déterminants du *spread* d'ETFs indiciels

	Coefficients	Écart-types	T-stat	P-valeur	
<i>Spread indice</i>	0,828	0,066	12,501	< 0,0001	***
Volume ETF	-9,1 . 10 ⁻¹⁰	6,9 . 10 ⁻¹⁰	-1,327	0,186	
AuM ETF	-4,6 . 10 ⁻¹³	2,6 . 10 ⁻¹³	-1,758	0,080	*
Volatilité indice	0,017	0,012	1,414	0,158	
Dummy 1	0,001	0,0002	2,920	0,004	***
Dummy 2	0,002	0,001	2,320	0,021	**
Dummy 3	0,001	0,0002	4,684	< 0,0001	***
R²	52,3 %				
F Pr>F	43,820	<0,0001			
Nb observations	288				

Note: Ce tableau montre la relation entre la liquidité d'ETFs et la liquidité des indices (BEL20, CAC40, AEX25, IBEX35) qu'ils répliquent, le volume échangé des ETFs, leur AuM et la volatilité des indices entre janvier 2013 et décembre 2018. L'estimation a été réalisée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires. ***, **, * indiquent que les variables sont statistiquement significatives à un seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Au regard de la F-stat à 43,820, l'hypothèse nulle de non-significativité du groupe de variables explicatives peut être rejetée au seuil de 1%. Le R² associé au modèle est de 52,3 %, une partie de la variation de la variable dépendante n'est donc pas expliquée par le modèle.

Le coefficient de 0,828 associé à la variable explicative *spread* des indices est significatif au seuil de 1 %. Ce coefficient peut être interprété comme suit : si le *spread* de l'indice augmente d'un point de pourcentage (0,01), alors le *spread* de l'ETF associé augmente

de 82,8 points de base (0,00828). Le coefficient associé à la variable actif sous gestion (*AuM*) est également significatif mais au seuil de 10 % : ce coefficient est négatif et proche de 0 ($-4,6 \cdot 10^{-13}$), de sorte que si l'actif sous gestion augmente d'un milliard d'euros, le *spread* de l'ETF diminue de 0,00046 points de base ($4,6 \cdot 10^{-8}$). Les coefficients associés aux variables *dummy* sont systématiquement significatifs au seuil soit de 1 ou 5 %, ce qui justifie *a posteriori* l'utilisation d'un modèle à effets fixes individuels.

5.3. Interprétation

Les résultats qui précèdent paraissent plaider en faveur de la thèse majoritaire suivant laquelle la liquidité d'un ETF est déterminée par celle de son sous-jacent. Dans nos régressions, le coefficient associé à la variable *spread* du sous-jacent est en effet systématiquement significatif au seuil de 1 %. Ce coefficient est de 0,828 dans la régression de panel. Par ailleurs, les variables qui devraient, suivant la thèse minoritaire, influencer la liquidité d'un ETF, telles que le volume échangé, l'actif sous gestion (*AuM*) ou encore, y compris pour la thèse majoritaire, la volatilité de l'indice, ne sont jamais associées à des coefficients significatifs, hormis l'*AuM*, dans la régression de panel.

Néanmoins, force est de constater que le pouvoir explicatif de notre modèle, essentiellement au regard de la régression de panel (R^2 de 52,3 %) laisse une partie de la variation du *spread* de l'ETF inexplicée. Ce pouvoir explicatif concorde avec les résultats de CALAMIA *et al.* (2013 et 2016) après division de leur échantillon par la technique de réplification. Il serait dès lors hâtif de conclure que nos résultats confirment la thèse majoritaire. Tout comme pour les tenants de la thèse minoritaire, nos résultats pointent la nécessité de développer un modèle qui ne soit pas uniquement centré sur la liquidité du sous-jacent comme déterminant de la liquidité de l'ETF associé. La pertinence des variables alternatives proposées dans ce cadre (volume échangé, *AuM*, volatilité) apparaît assez décevante. Des variables alternatives complémentaires pourraient être envisagées, en rappelant que la liquidité d'un actif dépend également pour partie de la liquidité du marché dans son ensemble ou d'un secteur de celui-ci, tel le marché des ETFs. Les taux d'intérêt, par exemple, ont déjà été cités comme variable déterminant la liquidité générale du marché (CHORDIA *et al.* (2001), p. 527).

En s'inspirant des *hypothèses de l'arbitrage et de la provision de liquidité*, nos résultats pourraient aussi justifier d'analyser la liquidité des ETFs en intégrant à la réflexion les mécanismes qui leur sont propres (marché primaire, marché secondaire, AP, création et rachat de parts, etc.), pointant vers une analyse plus institutionnelle de la liquidité des ETFs, telle qu'évoquée dans la seconde étude de CALAMIA *et al.* (2016) et qui rejoindrait aussi l'analyse de l'Autorité française des marchés financiers, suivant laquelle, le risque de liquidité des ETFs est lié à la liquidité du support et au rôle clef joué par les AP (AMF (2017), p. 26). Il convient en effet de souligner de nouveau que les AP jouent également le rôle de teneurs de marché (*market makers*), assurant ainsi un niveau de liquidité au marché en facilitant la réalisation des ordres d'achat ou de vente proches des prix du marché, même en l'absence d'ordre opposé en provenance du marché (BEAULIEU *et al.* (2015), p. 402). Ce rôle a notamment été mis en évidence dans l'étude de DE WINNE *et al.* (2009) analysant l'impact d'un ETF sur la liquidité de son sous-jacent. Ces teneurs de marché agissent en effet comme des *liquidity providers* (LP) contribuant à la liquidité du marché des ETFs (DE WINNE *et al.* (2009), pp. 2 et 10) : ils fixent une fourchette de prix dans les limites du carnet d'ordre, avec un volume minimum et dans un

spread maximum (DE WINNE *et al.* (2009), p. 6). Dans le cadre des études constatant une augmentation de la liquidité du support en cas de réplification par un ETF, la liquidité additionnelle fournie par les LP via le canal de l'arbitrage est avancée comme explication (DE WINNE *et al.* (2009), pp. 26-27). Cette liquidité additionnelle devrait donc *a fortiori* aussi être reconnue comme un élément déterminant la liquidité d'un ETF.

6. Conclusion

Les *exchange-traded funds* (ETFs) sont des fonds d'investissement orientés vers la gestion passive (répliquant la performance d'un sous-jacent, souvent un indice boursier) et dont les parts s'échangent sur le marché comme des actions. Ces produits d'investissement se développent depuis près de vingt ans et gagnent de plus en plus en popularité. La croissance des encours sous gestion liés à ces produits a suscité diverses études quant aux risques qui leur sont associés (risques de contrepartie, de collatéral, de liquidité, systémique). Le risque de liquidité des ETFs est toujours actuellement l'objet d'interrogations. Les chercheurs ne sont pas unanimes quant à la manière de l'appréhender : la thèse majoritaire est que la liquidité d'un ETF dépend principalement de celle du sous-jacent dont il réplique la performance ; par contre, pour les tenants de la thèse minoritaire, cette vision est trop simple : d'autres facteurs interviennent (volumes échangés, actif sous gestion, volatilité du sous-jacent).

Afin de départager ces deux thèses, notre étude s'est centrée sur une catégorie particulière d'ETFs : des ETFs répliquant la performance d'indices boursiers européens partant de l'hypothèse que la variété des sous-jacents investigués dans les études antérieures pouvait expliquer la divergence des thèses. Par ailleurs, nous nous sommes uniquement intéressés à la liquidité d'ETFs répliquant physiquement leurs sous-jacents (le fonds détenant ainsi les titres en question). Nos données sont relatives à quatre indices boursiers (BEL20, CAC40, AEX25 et IBEX35) et à quatre ETFs les répliquant, et s'échelonnent de janvier 2013 à décembre 2018. Les liquidités de l'ETF et de l'indice répliqué ont été estimées à partir de leurs *spreads*, eux-mêmes calculés par un estimateur (*High-Low*). Le *spread* de l'ETF est la variable expliquée de notre modèle tandis que le *spread* de l'indice, le volume échangé d'ETFs, l'actif sous gestion (*AuM*) et la volatilité de l'indice sont les variables explicatives.

Nos résultats sont issus de quatre régressions linéaires multiples et d'une régression de panel avec effets fixes. Les coefficients des variables ont été estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Seul le coefficient associé au *spread* de l'indice est significatif au seuil de 1 %. Ce résultat apparaît confirmer la thèse majoritaire au détriment de la thèse minoritaire. C'est néanmoins sans compter le pouvoir explicatif du modèle ainsi construit (R^2 de 52,3 %). Cet élément va dans le sens de la thèse minoritaire en ce qu'elle met en exergue la nécessité d'identifier des déterminants de la liquidité des ETFs qui ne se limitent pas à la liquidité du sous-jacent. Les variables explicatives avancées par les tenants de la thèse minoritaire ne sont cependant pas associées à un coefficient significatif pourvu d'effet économique dans notre étude.

Notre étude comporte différentes limites, certaines sont partagées avec des études antérieures, d'autres sont propres à la présente analyse. Comme CALAMIA *et al.* (2013 et 2016), nous avons uniquement travaillé avec des données journalières et non *intraday*, le *spread* étant par ailleurs approximé par un estimateur (ici, le *High-Low*). S'agissant des limites propres à

notre analyse, notre échantillon de données est temporellement lié à une période de hausse boursière (2013-2018), nos résultats pourraient ainsi différer en période de crise ou de hausse de volatilité. Par ailleurs, la liquidité d'ETFs répliquant synthétiquement la performance de leur support n'a pas été analysée par choix méthodologique. Finalement, notre échantillon est réduit (4 ETFs), corolaire des transformations de données qu'a impliqué notre analyse.

Ces limites ouvrent évidemment autant de perspectives complémentaires de recherche, auxquelles il faut ajouter le fait d'analyser la liquidité des ETFs à partir des mécanismes qui les singularisent : rôle et stratégie des AP, notamment dans l'arbitrage, création et rachat de parts, etc. ; pointant ainsi vers une analyse plus institutionnelle de notre objet d'étude, conformément aux hypothèses de l'arbitrage et de la provision de liquidité.

Bibliographie

AGAPOVA, A. (2011), « Conventional Mutual Index Funds versus Exchange Traded Funds », *Journal of Financial Markets*, vol. 14, issue 2, pp. 323-343.

AGARWAL, V., HANOUNA, P., MOUSSAWI, R., et STAHEL, Ch. (2017), « Do ETFs Increase the Commonality in Liquidity of Underlying Stocks ? », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3001524

AMENC, N., DUCOULOMBIER, F., GOLTZ, F., et TANG, L. (2012), « What are the Risks of European ETFs ? », EDHEC-Risk Institute, <https://risk.edhec.edu/publications/what-are-risks-european-etfs>

AMIHUD, Y. et MENDELSON, H. (1986), « Asset Pricing and the Bid-Ask Spread », *Journal of Financial Economics*, 17, pp. 223-249.

AUTORITÉ DES MARCHÉS FINANCIERS (AMF) (2017), « ETFs : Characteristics, Overview and Risk analysis – The Case of the French Market », https://www.amf-france.org/en_US/Publications/Lettres-et-cahiers/Risques-et-tendances/Archives?docId=workspace%3A%2F%2FSpacesStore%2F2d61ede7-b0be-40fa-8654-fe438a33ad00

BEAULIEU, M.-Cl., CARRIER, S., et GUIMOND, J.-Fr. (2015), « Liquidité du marché des actions et rendements des fonds mutuels en temps de crise : évidence canadienne », *L'Actualité économique. Revue d'analyse économique*, vol. 91, n° 4, pp. 399-420.

BEN-DAVID, I., FRANZONI, F., et MOUSSAWI, R. (2012), « ETFs, Arbitrage, and Shock Propagation », <http://www.whartonwrds.com/wp-content/uploads/2013/07/ETFs-Arbitrage-and-Shock-Propagation.pdf>

BEN-DAVID, I., FRANZONI, F., et MOUSSAWI, R. (2015), « Do ETFs Increase Volatility ? », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1967599

BEN-REPHAEL, A., KADAN, O. et WOHL, A. (2015), « The Diminishing Liquidity Premium », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 50, n° 1-2, pp. 197-229.

BHATTACHARYA, A., et O'HARA, M. (2018), « Can ETFs Increase Market Fragility ? Effect of Information Linkages in ETF Markets », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2740699

BROMAN, M. S. (2016), « Liquidity, Style Investing, and Excess Comovement of Exchange-Traded Fund Returns », *Journal of Financial Markets*, vol. 30, pp. 27-53.

CALAMIA, A., DEVILLE, L., et RIVA, F. (2013), « Liquidity in European Equity ETFs : What Really Matters ? », *GREDEG WP*, n° 2013-10.

CALAMIA, A., DEVILLE, L., et RIVA, F. (2016), « The Provision of Liquidity in ETF markets : Theory and Evidence from European Markets », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2835907

CHORDIA, T., ROLL, R., et SUBRAHMANYAM, A. (2000), « Commonality in Liquidity », *Journal of Financial Economics*, 56, pp. 3-28.

- CHORDIA, T., ROLL, R. et SUBRAHMANYAM, A. (2001), « Market Liquidity and Trading Activity », *The Journal of Finance*, vol. LVI/2, pp. 501-530.
- CONVERSE, N., LEVY-YEYATI, E., et WILLIAMS, T. (2018), « How ETFs Amplify the Global Financial Cycle in Emerging Markets », <https://www2.gwu.edu/~iiep/assets/docs/papers/2018WP/WilliamsIIEP2018-1.pdf>
- CORWIN, Sh. A. et SCHULTZ, P. (2012), « A Simple Way to Estimate Bid-Ask Spreads from Daily High and Low Prices », https://www3.nd.edu/~scorwin/papers/high-low_spreads.pdf
- CORWIN, Sh. A. (2014), « Dealing with Negative Values in the High-Low Spread Estimator », <https://www3.nd.edu/~scorwin/documents/DealingwithNegativeValues.pdf>
- DA, Z., et SHIVE, S. (2013), « When the Bellwether Dances to Noise : Evidence from Exchange-Traded Funds », <https://pdfs.semanticscholar.org/6984/d4c3875b16830fb7af6f7408740fff3389fa.pdf>
- DENGLOS, G. (2009), *Introduction à l'économétrie*, Paris, PUF.
- DEVILLE, L., et OUBENAL, M. (2015), « Une confrontation entre deux modes de description d'un marché - en finance et en sociologie : le cas des exchange traded funds (ETF) », *Gérer & comprendre*, n° 119, pp. 22-31.
- DE WINNE, R., GRESSE, C., et PLATTEN, I. (2009), « How Does the Introduction of an ETF Market with Liquidity Providers Impact the Liquidity of the Underlying Stocks ? », https://dial.uclouvain.be/pr/boreal/object/boreal%3A22749/datastream/PDF_01/view
- FINANCIAL STABILITY BOARD (FSB) (2011), « Potential Financial Stability Issues Arising from Recent Trends in Exchange-Traded Funds (ETFs) », <http://www.fsb.org/2011/04/potential-financial-stability-issues-arising-from-recent-trends-in-exchange-traded-funds-etfs/>
- FOUCHER, I., et GRAY, K. (2014), « Exchange-Traded Funds : Evolution of Benefits, Vulnerabilities and Risks », *Financial System Review*, Bank of Canada, pp. 37-46.
- FREMAULT, A. (1991), « Stock Index Futures and Index Arbitrage in a Rational Expectations Model », *The Journal of Business*, vol. 64, n° 4, pp. 523-547.
- GOYENKO, R. Y., HOLDEN, C. W., et TRZCINKA, Ch. A. (2008), « Do Liquidity Measures Measure Liquidity ? », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1108553
- GUEDJ, I., et HUANG, J. (2009), « Are ETFs Replacing Index Mutual Funds ? », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1108728
- HAMM, S. J. W. (2010), « The Effect of ETFs on Stock Liquidity », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1687914
- HAMON, J. (2013), « Ombres et lumières des ETF », *Revue d'économie financière*, n° 109, pp. 85-114.
- HEGDE, S. P. et MCDERMOTT, J. B. (2004), « The Market Liquidity of DIAMONDS, Q's, and their Underlying Stocks », *Journal of Banking & Finance*, 28, pp. 1043-1067.
- HULL, J., GODLEWSKI, Ch., et MERLI, M. (2013), *Gestion des risques & institutions financières*, Paris, Pearson.

HURLIN, Ch., *L'Econométrie des Données de Panel. Modèles Linéaires Simples*, Ecole Doctorale Edocif, cours en ligne : https://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/CoursPanel_Chap1.pdf

HURLIN, Ch., ISELI, G., PÉRIGNON, Ch., et YEUNG, S. C. H. (2014), « The Collateral Risk of ETFs », <https://econpapers.repec.org/paper/ebgheccah/1050.htm>

ISRAELI, D., LEE, Ch. M. C., et SRIDHARAN, S. A. (2017), « Is there a Dark Side to Exchange Traded Funds (ETFs) ? An Information Perspective », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2625975

IVANOV, S. I. (2016), « Analysis of ETF Bid-Ask Spread Components », *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 61, pp. 249-259.

KAROLYI, G. A., LEE, K.-H., et VAN DIJK, M. A. (2011), « Understanding Commonality in Liquidity around the World », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1014063##

KRAUSE, T., EHSANI, S., et LIEN, D. (2013), « Exchange Traded Funds, Liquidity, and Market Volatility », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2153903##

LAUWERS, K. (2016), « Le 'tracker' de plus en plus populaire en Europe », *Trends Tendances*, 14 janvier 2016, pp. 120-121.

MARSHALL, B. R., NGUYEN N. H., et VISALTANACHOTI N. (2015), « ETF Liquidity », <http://www.fmaconferences.org/Vegas/Papers/ETFliquidity.pdf>

MARSHALL, B. R., NGUYEN N. H. et VISALTANACHOTI N. (2017), « Do Liquidity Proxies Measure Liquidity Accurately in ETFs ? », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2701608

PASTOR, L., et STAMBAUGH, R. F. (2003), « Liquidity Risk and Expected Stock Returns », *Journal of Political Economy*, vol. 111, n° 3, pp. 642-685.

PORTAIT, R., et PONCET, F. (2014), *Finance de marché. Instruments de base, produits dérivés, portefeuilles et risques*, Paris, Dalloz, 4^{ème} éd.

RAMASWAMY, S. (2011), « Market Structures and Systemic Risks of Exchange-Traded Funds », *BIS Working Papers*, n° 343.

RICHE, N., et MADURA, J. (2007), « Impact of the QQQ on Liquidity and Risk of the Underlying Stocks », *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47, pp. 411-421.

RONCALLI, Th., et ZHENG, B. (2014), « Measuring the Liquidity of ETFs : An Application to the European Market », https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2404313

SUBRAHMANYAM, A. (1991), « A Theory of Trading in Stock Index Futures », *The Review of Financial Studies*, vol. 4, n° 1, pp. 17-51.

SULTAN, S. G. (2014), « A Study on Bond Exchange-Traded Funds (ETFs) and Corporate Bond Liquidity », <https://www.lyxoretf.de/pdfDocuments/3ETFs-AND-CORPORATE-BOND-LIQUIDITYWP-5171330332212089206.pdf>

TSENG, Y.-Ch., et LEE, W.-Ch. (2016), « Investor Sentiment and ETF Liquidity – Evidence from Asia Markets », *Advances in Management & Applied Economics*, vol. 6, n° 1, pp. 89-111.

Annexes

1. Graphique A1. Evolution historique de l'encours de gestion des ETFs

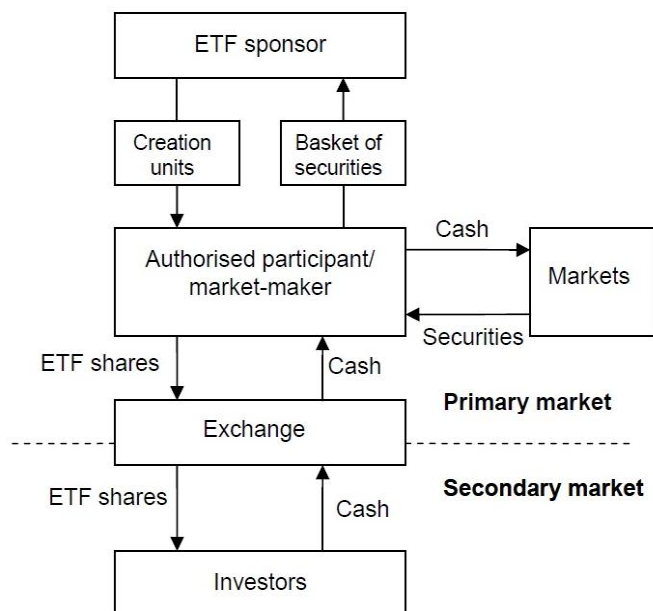
Les encours de gestion des ETF s'envolent

En milliards de dollars



Note : Ce graphique représente la croissance des actifs sous gestion, en milliards de dollars, des ETFs des années 2000 à nos jours, suivant la nature du sous-jacent (actions, obligations ou matières premières). Source : <https://www.lesechos.fr/2017/02/lenvolee-des-fonds-indiciels-cotes-etf-sest-encore-poursuivie-en-2016-160903>, consulté le 20 mai 2019.

2. Figure A1. Schéma de réplcation physique du support par un ETF



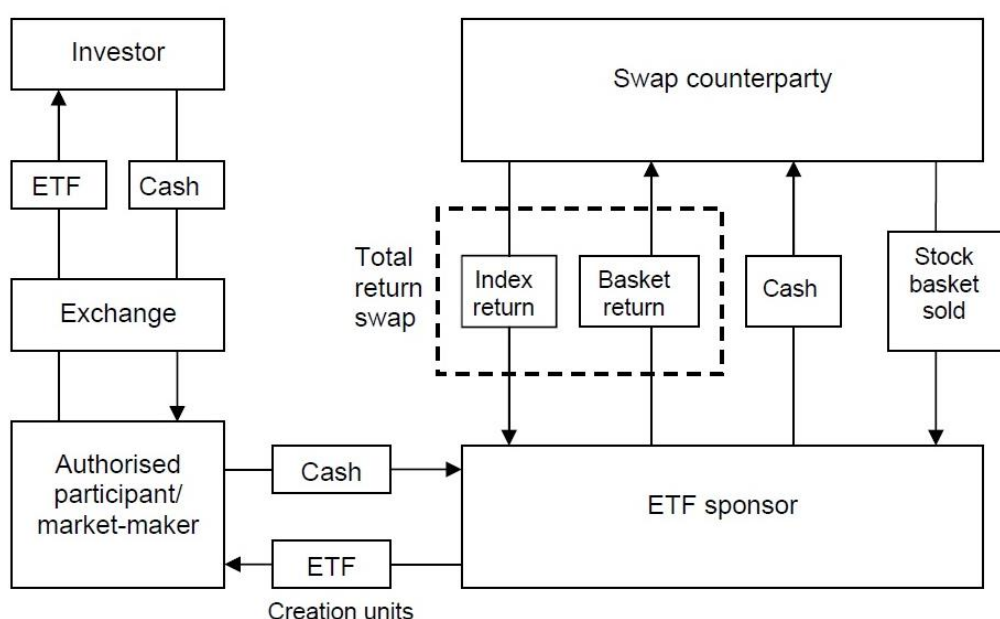
Note : Ce schéma représente le processus de réplcation *physique* d'un support (ou sous-jacent) par un ETF.

Sur le marché *primaire*, un *authorised participant* (AP) achète sur le marché le sous-jacent (*securities*), qu'il échange auprès de l'émetteur de l'ETF (*sponsor*) contre des ETFs par grands blocs (*creation units*).

Sur le marché *secondaire*, ces ETFs sont ensuite mis à disposition des investisseurs, qui les achètent et les revendent.

Source : RAMASWAMY (2011).

3. Figure A2. Schéma de réplcation synthétique du support par un ETF



Note : Ce schéma représente le processus de réplcation *synthétique* d'un support (ou sous-jacent) par un ETF.

Sur le marché *primaire*, un *authorised participant* (AP) échange, auprès de l'émetteur de l'ETF (*sponsor*), des ETFs par grands blocs (*creation units*) contre du *cash*. L'émetteur achète avec ce *cash* un panier de titres et conclut un contrat de *swap*, la contrepartie du *swap* s'engageant à verser la performance du support contre celle du panier de titres.

Sur le marché *secondaire*, les ETFs sont ensuite mis à disposition des investisseurs, qui les achètent et les revendent.

Source : RAMASWAMY (2011).

4. Tableaux A1 à A4. Statistiques descriptives

Tableau A1. Statistiques descriptives ETF BEL20

Variable	Moyenne	Médiane	Ecart-type (n-1)	Min	Max
<i>spread_etf</i>	0,00127	0,00106	0,000683	0,000235	0,00369
<i>spread_support</i>	0,00213	0,00198	0,000752	0,000988	0,00405
<i>volume_etf</i>	2123,60	1899,197	1566,212	215,737	8695,667
<i>aum_etf</i>	48 491 378	50 905 844	8 724 620	32 263 158	62 318 182
<i>volatilité_support</i>	0,00847	0,00756	0,00384	0,00371	0,0217

Note : Ce tableau présente les principales statistiques descriptives (moyenne, médiane, écart-type, minimum et maximum) des différentes variables (*spread_etf*, *spread_support*, *volume_etf*, *aum_etf* et *volatilité_support*) de la base de données mensuelles de l'ETF Lyxor BEL20 et de son support, le BEL20, de janvier 2013 à décembre 2018.

Tableau A2. Statistiques descriptives ETF CAC40

Variable	Moyenne	Médiane	Ecart-type (n-1)	Min	Max
<i>spread_etf</i>	0,00212	0,00206	0,000925	0,000702	0,00592
<i>spread_support</i>	0,00256	0,00244	0,000975	0,000957	0,00630
<i>volulme_etf</i>	302 617	254 938	173 716	89 125	980 451
<i>aum_etf</i>	3 218 311 079	3 101 896 104	470 739 123	2 490 450 000	4 420 363 636
<i>volatilité_support</i>	0,0118	0,00993	0,00818	0,00412	0,0714

Note : Ce tableau présente les principales statistiques descriptives (moyenne, médiane, écart-type, minimum et maximum) des différentes variables (*spread_etf*, *spread_support*, *volume_etf*, *aum_etf* et *volatilité_support*) de la base de données mensuelles de l'ETF Lyxor CAC40 et de son support, le CAC40, de janvier 2013 à décembre 2018.

Tableau A3. Statistiques descriptives ETF AEX25

Variable	Moyenne	Médiane	Ecart-type (n-1)	Min	Max
<i>spread_etf</i>	0,00163	0,00147	0,000879	0,000392	0,00508
<i>spread_support</i>	0,00211	0,00202	0,000950	0,000391	0,00540
<i>volume_etf</i>	80 099	56 957	57 722	24 393	311 724
<i>aum_etf</i>	324 435 220	321 045 454	44 614 030	245 000 000	402 409 090
<i>volatilité_support</i>	0,00809	0,00678	0,00388	0,00365	0,0207

Note : Ce tableau présente les principales statistiques descriptives (moyenne, médiane, écart-type, minimum et maximum) des différentes variables (*spread_etf*, *spread_support*, *volume_etf*, *aum_etf* et *volatilité_support*) de la base de données mensuelles de l'ETF iShares AEX et de son support, l'AEX25, de janvier 2013 à décembre 2018.

Tableau A4. Statistiques descriptives ETF IBEX35

Variable	Moyenne	Médiane	Ecart-type (n-1)	Min	Max
<i>spread_etf</i>	0,00301	0,00259	0,00219	0,000632	0,0133
<i>spread_support</i>	0,00322	0,00308	0,00115	0,000844	0,00615
<i>volume_etf</i>	106 217	94 877	67 299	17 773	346 876
<i>aum_etf</i>	146 432 207	96 399 351	186 416 209	76 608 696	858 521 739
<i>volatilité_support</i>	0,0109	0,00976	0,00454	0,00577	0,0323

Note : Ce tableau présente les principales statistiques descriptives (moyenne, médiane, écart-type, minimum et maximum) des différentes variables (*spread_etf*, *spread_support*, *volume_etf*, *aum_etf* et *volatilité_support*) de la base de données mensuelles de l'ETF Lyxor IBEX 35 et de son support, l'IBEX35, de janvier 2013 à décembre 2018.

5. Tableaux A5 à A8. Matrices de corrélation

Tableau A5. Matrice de proximité (coefficient de corrélation de Pearson) ETF BEL20

	<i>spread_etf</i>	<i>spread_support</i>	<i>volume_etf</i>	<i>aum_etf</i>	<i>volatilité_support</i>
<i>spread_etf</i>	1				
<i>spread_support</i>	0,467	1			
<i>volume_etf</i>	0,355	0,234	1		
<i>aum_etf</i>	-0,012	-0,176	-0,244	1	
<i>volatilité_support</i>	0,196	0,297	0,311	-0,060	1

Note : Ce tableau présente les coefficients de corrélation de Pearson entre les différentes variables (*spread_etf*, *spread_support*, *volume_etf*, *aum_etf* et *volatilité_support*) de la base de données mensuelles de l'ETF Lyxor BEL20 et de son support, le BEL20, de janvier 2013 à décembre 2018.

Tableau A6. Matrice de proximité (coefficient de corrélation de Pearson) ETF CAC40

	<i>spread_etf</i>	<i>spread_support</i>	<i>volume_etf</i>	<i>aum_etf</i>	<i>volatilité_support</i>
<i>spread_etf</i>	1				
<i>spread_support</i>	0,884	1			
<i>volume_etf</i>	0,188	0,279	1		
<i>aum_etf</i>	-0,325	-0,336	-0,399	1	
<i>volatilité_support</i>	-0,039	-0,035	0,053	0,204	1

Note : Ce tableau présente les coefficients de corrélation de Pearson entre les différentes variables (*spread_etf*, *spread_support*, *volume_etf*, *aum_etf* et *volatilité_support*) de la base de données mensuelles de l'ETF Lyxor CAC40 et de son support, le CAC40, de janvier 2013 à décembre 2018.

Tableau A7. Matrice de proximité (coefficient de corrélation de Pearson) ETF AEX25

	<i>spread_etf</i>	<i>spread_support</i>	<i>volume_etf</i>	<i>aum_etf</i>	<i>volatilité_support</i>
<i>spread_etf</i>	1				
<i>spread_support</i>	0,925	1			
<i>volume_etf</i>	0,482	0,514	1		
<i>aum_etf</i>	-0,051	-0,100	-0,053	1	
<i>volatilité_support</i>	0,569	0,596	0,693	-0,159	1

Note : Ce tableau présente les coefficients de corrélation de Pearson entre les différentes variables (*spread_etf*, *spread_support*, *volume_etf*, *aum_etf* et *volatilité_support*) de la base de données mensuelles de l'ETF iShares AEX et de son support, l'AEX25, de janvier 2013 à décembre 2018.

Tableau A8. Matrice de proximité (coefficient de corrélation de Pearson) ETF IBEX35

	<i>spread_etf</i>	<i>spread_support</i>	<i>volume_etf</i>	<i>aum_etf</i>	<i>volatilité_support</i>
<i>spread_etf</i>	1				
<i>spread_support</i>	0,546	1			
<i>volume_etf</i>	0,010	0,104	1		
<i>aum_etf</i>	-0,198	-0,089	-0,236	1	
<i>volatilité_support</i>	0,316	0,373	0,272	-0,185	1

Note : Ce tableau présente les coefficients de corrélation de Pearson entre les différentes variables (*spread_etf*, *spread_support*, *volume_etf*, *aum_etf* et *volatilité_support*) de la base de données mensuelles de l'ETF Lyxor IBEX35 et de son support, l'IBEX35, de janvier 2013 à décembre 2018.

6. Tableaux A9 à A12. Résultats des régressions

Tableau A9. Déterminants du *spread* de l'ETF BEL20

	Coefficients	Écart- types	T-stat	P-valeur	
<i>Spread BEL20</i>	0,387	0,099	3,894	0,0002	***
Volume ETF	$1,27 \cdot 10^{-7}$	$4,87 \cdot 10^{-8}$	2,618	0,011	**
AuM ETF	$1,04 \cdot 10^{-11}$	$8,34 \cdot 10^{-12}$	1,251	0,215	
Volatilité BEL20	-0,002	0,020	-0,124	0,902	
R²	29,9 %				
F Pr>F	7,132<0,0001				
Nb observations	72				

Note : Ce tableau montre la relation entre la liquidité de l'ETF BEL20 et la liquidité du BEL20, le volume échangé de l'ETF, son AuM et la volatilité du BEL20 entre janvier 2013 et décembre 2018. L'estimation a été réalisée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires. ***, **, * indiquent que les variables sont statistiquement significatives à un seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Tableau A10. Déterminants du spread de l'ETF CAC40

	Coefficients	Écart- types	T-stat	P-valeur	
Spread CAC40	0,841	0,057	14,649	< 0,0001	***
Volume ETF	-4,53 . 10 ⁻¹⁰	3,35 . 10 ⁻¹⁰	-1,353	0,181	
AuM ETF	-1,25 . 10 ⁻¹³	1,23 . 10 ⁻¹³	-0,972	0,335	
Volatilité CAC40	0,001	0,007	0,176	0,860	
R²	78,8 %				
F Pr>F	62,4<0,0001				
Nb observations	72				

Note : Ce tableau montre la relation entre la liquidité de l'ETF CAC40 et la liquidité du CAC40, le volume échangé de l'ETF, son AuM et la volatilité du CAC40 entre janvier 2013 et décembre 2018. L'estimation a été réalisée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires. ***, **, * indiquent que les variables sont statistiquement significatives à un seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Tableau A11. Déterminants du spread de l'ETF AEX25

	Coefficients	Écart- types	T-stat	P-valeur	
Spread AEX25	0,843	0,054	15,687	< 0,0001	***
Volume ETF	-2. 10 ⁻⁹	9,89 . 10 ⁻¹⁰	-0,221	0,826	
AuM ETF	9,1 . 10 ⁻¹³	9,20 . 10 ⁻¹³	0,988	0,327	
Volatilité AEX25	0,010	0,016	0,619	0,538	
R²	85,9 %				
F Pr>F	101,7<0,0001				
Nb observations	72				

Note : Ce tableau montre la relation entre la liquidité de l'ETF AEX25 et la liquidité de l'AEX25, le volume échangé de l'ETF, son AuM et la volatilité de l'AEX25 entre janvier 2013 et décembre 2018. L'estimation a été réalisée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires. ***, **, * indiquent que les variables sont statistiquement significatives à un seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Tableau A12. Déterminants du *spread* de l'ETF IBEX35

	Coefficients	Écart- types	T-stat	P-valeur	
Spread IBEX35	0,938	0,203	4,629	< 0,0001	***
Volume ETF	-3,74 . 10 ⁻⁹	3,43 . 10 ⁻⁹	-1,094	0,278	
AuM ETF	-1,84 . 10 ⁻¹²	1,21 . 10 ⁻¹²	-1,526	0,132	
Volatilité IBEX35	0,065	0,054	1,205	0,232	
R²	34,2 %				
F Pr>F	8,718<0,0001				
Nb observations	72				

Note : Ce tableau montre la relation entre la liquidité de l'ETF IBEX35 et la liquidité de l'IBEX35, le volume échangé de l'ETF, son AuM et la volatilité de l'IBEX35 entre janvier 2013 et décembre 2018. L'estimation a été réalisée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires. ***, **, * indiquent que les variables sont statistiquement significatives à un seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.