

SIMON CARRIER

**LIQUIDITÉ DU MARCHÉ DES ACTIONS ET RENDEMENTS DES
FONDS MUTUELS EN TEMPS DE CRISE**

Essai présenté
à la Faculté des Études Supérieures de l'Université Laval
dans le cadre du programme de maîtrise en administration des affaires
pour l'obtention du grade de Maître en Administration des Affaires (M.B.A.)

FACULTÉ DES SCIENCES DE L'ADMINISTRATION
UNIVERSITÉ LAVAL
QUÉBEC

2013

©Simon Carrier, 2013

RÉSUMÉ

L'essai porte sur la relation qui unit les rendements des fonds mutuels à la liquidité dans le marché des actions. Nous cherchons spécifiquement à voir comment cette relation a évolué au cours de la période entourant la crise de liquidité qui a secoué le monde financier en 2008. Cet essai est important puisque d'une part, les fonds mutuels sont des véhicules d'investissements très présents aujourd'hui et d'autre part, la liquidité des marchés financiers joue un rôle de catalyseur du risque systémique. Il est constaté que la prime d'illiquidité traditionnellement observée au sein des fonds mutuels *small-cap* a laissé place à une prime de liquidité dans les mois précédant la crise de 2008 pour réapparaître après la crise. Nos résultats indiquent qu'une fuite vers la liquidité s'est opérée avant la crise de 2008 et ainsi, qu'elle aurait été anticipée par les investisseurs.

Avant-propos

Je tiens à remercier sincèrement Mme. Marie-Claude Beaulieu pour sa patience et ses précieux conseils qu'elle m'aura prodigués tout au long de cette entreprise. Je souhaite également souligner l'apport de M. Jean-François Guimond de qui les recommandations et réflexions ont été essentielles à la réalisation de cet essai de même MM. Philippe Mercier, Quentin Rajon et Guillaume Sévigny pour leurs commentaires pertinents.

Enfin, ce projet n'eut abouti sans l'appui indéfectible de mes parents Josée et Jean et sans l'aide et encouragements de collègues et amis.

Table des matières

Avant-propos	2
1 Introduction	5
2 Concepts clés	7
2.1 Qu'est-ce qu'un fonds mutuel?	7
2.2 Qu'est-ce que la liquidité?	8
2.3 Comment mesure-t-on la liquidité?	8
3 Problématique	10
4 Revue de littérature	12
4.1 Liquidité et microstructure des marchés	12
4.2 Liquidité vs rendement des actions	13
4.3 Fuite vers la qualité	14
4.4 Spirale de liquidité	15
4.5 Liquidité et fonds mutuels	16
4.5.1 Rendement des fonds mutuels vs taille des fonds	16
4.5.2 Spécificité des fonds mutuels concentrés dans les petites capitalisations	16
5 Déterminants des rendements des fonds mutuels	19
5.1 Le rendement du marché des actions	19
5.2 La taille des firmes et leur valeur	19
5.3 La liquidité des actions	20
6 Hypothèses	21
7 Variables explicatives	22
7.1 Rendements des fonds mutuels	23
7.2 Rendement du marché	23
7.3 Facteurs de taille et de valeur	24
7.4 Liquidité des actions	24
8 Méthodologie	26
8.1 Analyse graphique et statistiques descriptives	26
8.1.1 Test de moyenne	36
8.1.2 Corrélation des variables endogènes et exogènes	38

8.2	Modèle de régression linéaire.....	41
8.2.1	Variable de liquidité	42
8.2.2	Analyse de la période complète	43
8.2.3	Analyse des sous-périodes	51
8.2.4	Analyse des échantillons agrégés.....	65
9	Conclusion	75
10	Bibliographie.....	76
	Annexe.....	78
1	Modèle de régression univarié.....	78

1 Introduction

L'année 2007 a été le théâtre d'un événement lourd de conséquences sur l'ensemble des marchés financiers : la crise des *subprimes*. La liquidité des marchés financiers a été lourdement affectée par cet événement, signe que la confiance des investisseurs (autant individuels qu'institutionnels) envers l'ensemble du système financier a été profondément affectée. De plus, la crise des *subprimes* a révélé que le risque systémique pouvait être amplifié par un manque de liquidité dans les marchés. En effet, la crise de liquidité affectant les *Mortgage-Backed Securities* (MBS) qui a suivi la crise des *subprimes* s'est répandue à l'ensemble des actifs financiers par «effet domino». On a donc pu constater que la liquidité est fondamentale à l'équilibre des marchés financiers et qu'un choc de liquidité peut avoir de graves conséquences à plusieurs égards, notamment sur le marché des actions. Or, la performance des fonds mutuels dépend en partie de celle du marché des actions (Shawky et Tian 2011, Chen et al. 2004). L'objectif de cet essai est d'analyser comment l'illiquidité affecte le rendement des actions en se penchant spécifiquement sur les effets qu'une crise de liquidité peut avoir sur la performance des fonds mutuels de type «actions».

L'intérêt de ce sujet vient du fait que les fonds mutuels sont des véhicules d'investissements très présents qui constituaient en 2010 tout près de 24,7 billions de dollars américains en actifs nets à travers le monde dont plus de 11,8 billions de dollars aux États-Unis uniquement (637 milliards au Canada)¹. Par ailleurs, la récente crise de liquidité (Naes, Skjeltorp, et Ødegaard, 2011) a mis en évidence les répercussions potentielles d'une telle crise sur l'ensemble des marchés financiers.

Si on devait observer une sensibilité plus élevée des rendements des fonds mutuels de type «action» de toutes natures à la liquidité des actifs les composants en temps de crise, cela voudrait dire que la simple contribution à un fond mutuel peu importe sa nature expose l'investisseur au risque de liquidité et qu'il ne peut s'y prémunir d'aucune façon. À l'instar de l'effet de contagion (Chan-Lau et al. 2004) où les betas des titres individuels compris dans le

¹ Source : Investment Company Institute.

marché tendent vers un en temps de crise financière, la recherche de fonds mutuels dits «liquides» deviendrait inutile dès que le phénomène de «fuite vers la liquidité» s'enclencherait.

Or, le constat général découlant de l'étude empirique réalisée dans l'essai révélera que les fonds mutuels d'actions à grande capitalisation n'étaient pas sensibles à la liquidité du marché des actions avant la crise, pas plus qu'après. Aussi, il sera montré que la prime d'illiquidité des fonds mutuels d'actions à petite capitalisation traditionnellement observée a plutôt fait place à une prime de liquidité au cours de la période précédant la crise. La disparité entre ces observations et celles traditionnellement issues de la littérature s'est résorbée après la crise.

La prochaine section élaborera sur les concepts essentiels dont il est fait état dans cet essai. Elle sera suivie d'un survol de la littérature existante sur le sujet.

2 Concepts clés

2.1 Qu'est-ce qu'un fonds mutuel?

Un fonds mutuel, aussi connu sous le nom de «fonds commun de placement» est une forme d'«organisme de placement collectif» (OPC). Un OPC est «un fonds d'investissement constitué des sommes mises en commun par des investisseurs et gérées pour leur compte par un gestionnaire. Ce dernier utilise ces sommes pour acquérir des actions, des obligations ou d'autres titres en fonction des objectifs qui ont été fixés pour le fonds. L'investisseur détiendra des actions si le fonds est constitué comme une société par actions. L'investisseur détiendra des parts si le fonds est constitué en fiducie (fonds commun de placement, la forme la plus courante est celle que nous étudions). Les investisseurs ont un droit de vote. En général, les OPC offrent des parts de façon continue. De nouveaux investisseurs peuvent donc y contribuer. Les investisseurs existants peuvent généralement demander le rachat de leurs parts en tout temps, et obtenir le produit à très brève échéance. Lorsqu'un investisseur demande le rachat de ses parts, le montant qu'il reçoit est établi en fonction de leur valeur, moins les frais de rachat, s'il y a lieu»². La valeur liquidative des parts est établie à partir de la valeur liquidative de tous les actifs composant le fonds. Elle est calculée quotidiennement, une fois les marchés boursiers sur lesquels le gestionnaire négocie sont fermés. L'achat par l'investisseur ou le rachat par le fiduciaire des parts s'officialise une fois que la valeur liquidative des parts est connue.

En ce qui a trait à la liquidité, l'avantage de ce véhicule d'investissement réside dans le fait qu'il jouit justement d'une grande liquidité. En effet, un investisseur qui désire voir ses parts rachetées par le fiduciaire touchera généralement le produit du rachat dans les deux jours ouvrables. Les économies d'échelle découlant de la mise en commun des actifs ainsi que des frais de gestion et de transaction fait en sorte que ces frais sont plus faibles pour les investisseurs particuliers investissant dans les fonds mutuels que pour ceux qui négocient leurs actifs par eux-mêmes.

² Source : Autorité des Marchés Financiers.

2.2 Qu'est-ce que la liquidité?

Les marchés financiers sont des véhicules permettant de négocier des actifs financiers. Pour qu'une transaction ait lieu, les deux parties impliquées dans la transaction doivent s'entendre sur un prix. Ainsi, dans un monde où un titre se négocie continuellement, on peut déterminer la valeur de cet actif à n'importe quel instant comme le prix négocié à cet instant précis. Toutefois, il n'en est pas nécessairement ainsi dans la réalité. Il arrive parfois que l'offre et la demande pour un actif ne soient pas suffisamment élevées pour que cet actif soit négocié de façon continue. Ce type de situation observée sur les marchés est à la base du concept de liquidité d'un actif, que le Petit Larousse définit comme suit : «capacité pour un actif d'être mobilisé ou réalisé à vue». Un agent qui désire se procurer un actif illiquide percevra moins de valeur dans celui-ci versus un actif identique qui est continuellement négocié étant donné que le fait d'en prendre possession l'expose au risque de ne pas trouver preneur lorsqu'il voudra le revendre. Cette prime de rendement attribuable à la liquidité que l'agent exige porte le nom de «prime de liquidité». Le concept de liquidité est au cœur de cet essai. Dans la réalité, il n'est pas rare de voir des «teneurs de marché» (*market makers*) intervenir afin de maintenir la liquidité à très court terme d'un actif dans le marché. Leur rôle n'est pas de pourvoir de la liquidité en temps de crise, mais plutôt d'assurer un niveau de liquidité normal dans des conditions de marché normales : c'est-à-dire qu'ils font en sorte que les ordres d'achat et de ventes qui sont tout près du prix du marché puissent se réaliser même s'il n'y a pas d'ordre opposé en vigueur au même moment. Il existe plusieurs mesures de liquidité; celles choisies pour notre étude seront détaillées à la section 7.

2.3 Comment mesure-t-on la liquidité?

À la lumière de la définition énoncée dans la sous-section précédente, on peut comprendre que la liquidité soit un concept abstrait, intangible, et qu'il soit difficile d'en quantifier directement la mesure. Toutefois, en posant certaines hypothèses sur la façon dont la liquidité se manifeste concrètement, on peut la mesurer de manière indirecte.

Si on pose l'hypothèse qu'un teneur de marché exigera une prime d'illiquidité proportionnelle à l'illiquidité pour un actif donné, il est naturel d'en conclure que l'écart entre le cours acheteur et le cours vendeur corresponde à la prime d'illiquidité (Amihud et Mendelson, 1986). Par transitivité, on peut ainsi poser que cet écart reflète la liquidité d'un actif donné.

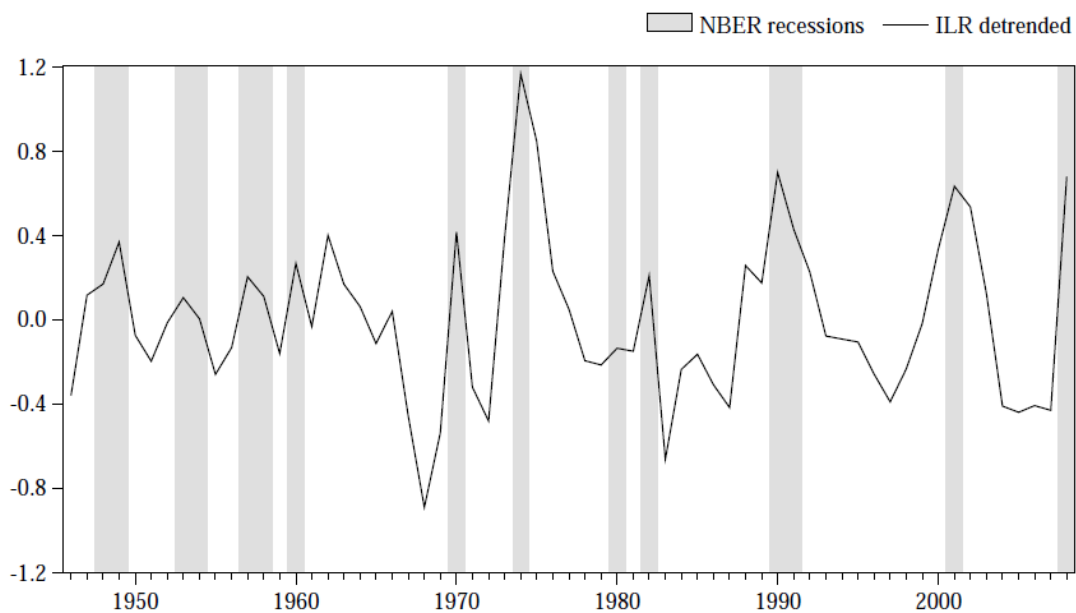
Un autre raisonnement permet d'associer la liquidité au volume de transaction. Toujours en partant de la définition de la liquidité énoncée précédemment, il est tout à fait naturel d'établir une relation entre le volume de transaction et la liquidité en prenant pour acquis que plus il est facile d'échanger un titre, plus souvent ledit titre changera de main.

On peut aussi conceptualiser la liquidité en la qualifiant en termes de «*price impact*» (Amihud, 2002) ou en d'autres mots, en faisant le parallèle entre la liquidité (illiquidité) d'un actif et l'insensibilité (sensibilité) de son prix à une transaction à un volume donné. Ainsi, la liquidité du marché se trouve intimement liée à sa profondeur (*depth*) (Chordia et al. 2000).

3 Problématique

On a déjà fait mention de la place importante qu'occupent les fonds mutuels dans l'univers financier et du rôle que joue la liquidité dans l'équilibre dudit univers. Durant la période à l'étude, nous observons à la Figure 1 un important choc de liquidité en 2007 où le ratio d'illiquidité d'Amihud (2002) agrégée des États-Unis passe de -0,4 à presque 0,8 en l'espace d'un an.

Figure 1 : Ratio d'illiquidité de Amihud (2002) décomposé avec un filtre Hodrick-Prescott (ILR). Source : Amihud (2002).



Le lien entre la liquidité (ou l'illiquidité) et le rendement des actions est déjà établi, de même que celui entre la performance des fonds mutuels de type «actions à petites capitalisation» et la liquidité du marché des actions (voir section 4.1). Ainsi, comme les fonds mutuels sont réputés pour être des placements liquides, il est pertinent de tenter de répondre à la question suivante :

Est-ce que la performance des fonds mutuels devient plus sensible à la liquidité de ses constituants en temps de crise de liquidité ?

Pour ce faire, on observe les rendements quotidiens des fonds mutuels entre 2006 et 2010 pour capturer les effets de la crise de liquidité survenue en 2008. Le cas échéant, nous identifierons les types de fonds où le beta de liquidité est le plus sensible au choc de liquidité étudié.

4 Revue de littérature

Dans l'optique de mieux saisir la relation qui existerait entre la liquidité du marché des actions et la performance des fonds mutuels, nous passons en revue différents phénomènes associés aux chocs de liquidité après avoir soulevé les conditions mises en causes pour mieux comprendre les tenants et aboutissants de tels chocs.

4.1 Liquidité et microstructure des marchés

Les conditions de la microstructure des marchés jouent un rôle prépondérant dans l'apparition des phénomènes macroéconomiques causés par des variations de la liquidité. En effet, Chordia et al. (2000) montrent que les mesures de liquidités pour des titres individuels (manifestation de la microstructure des marchés), co-varient entre eux (conséquence à l'échelle macroéconomique). Dans un premier temps, les auteurs notent que c'est en mesurant une variation dans la liquidité d'une action observable suite à une transaction l'impliquant qu'on remarque directement les conséquences d'une transaction à l'échelle de la microstructure des marchés. Dans un second temps, ils constatent que la covariance observée entre les mesures de liquidité des différents titres versus celle du marché reflète la portée de ces phénomènes de microstructure à l'échelle de la macrostructure des marchés.

La liquidité est mesurée pour chaque transaction de l'échantillon à l'aide des mesures suivantes : l'écart (*spread*) entre le cours acheteur (*ask*) et le cours vendeur (*bid*), le *spread* relatif au prix de la transaction, la profondeur (*depth*) (soit la somme pondérée à la demi des actions au cours acheteur et celles au cours vendeur disponibles au prix négocié), le *spread* effectif (soit la différence entre le prix auquel une action a été négociée et le prix médian entre le *bid* et le *ask* en ainsi que le *spread* effectif relatif au prix de la transaction. Ces rapprochements entre les phénomènes de microstructures et de macrostructures nous aideront

à saisir l'origine des phénomènes dits «extrêmes» tels ceux de «fuite vers la qualité» et de «spirale de liquidité», lesquels seront abordés plus loin.

4.2 Liquidité vs rendement des actions

La relation entre la liquidité du marché des actions et son rendement est une dimension essentielle à la compréhension de la relation entre la performance des fonds mutuels et la liquidité dans le marché des actions. La liquidité est un sujet qui a été étudié à maintes reprises depuis maintenant près de 30 ans. Amihud et Mendelson (1986) sont deux des pionniers en la matière en étudiant l'impact de la liquidité des actions sur leurs rendements en observant l'écart entre le cours acheteur et le cours vendeur. Ils sont parvenus à identifier un lien positif entre l'écart cours acheteur-cours vendeur et le rendement espéré, observé sur le marché des actions pour la période 1961-1980. Depuis, plusieurs études portant sur ce sujet se sont succédées : Brennan et Subrahmanyam (1996), Chordia et al. (2001), Huang (2003) et Acharaya et Pedersen (2005) ont tous conclu que les investisseurs sont généralement rémunérés sous forme de rendement mensuel ou quotidien excédentaire pour la détention d'actifs illiquides.

Amihud (2002) va encore plus loin. Il met en évidence la relation qui existe entre l'illiquidité espérée du marché et les rendements excédentaires sur les actions. Cette relation illustre clairement dans un premier temps que la liquidité d'un actif est incorporée dans son prix, et dans un deuxième temps qu'un changement imprévu de la liquidité se traduit par un rajustement du prix. De plus, l'auteur remarque que l'illiquidité non espérée du marché est inversement liée aux rendements excédentaires sur les actions du New York Stock Exchange (NYSE) s'étendant de 1963 à 1997. Il utilise une nouvelle mesure d'illiquidité qui se définit comme étant la moyenne annuelle des ratios quotidiens de rendements absolus de chaque action $|R_{iyd}|$ sur le volume de transaction en dollars $VOLD_{iyd}$ de cette action, et où D_{iy} est le nombre de jours dans l'année où un rendement et un volume a été enregistré sur l'action. Cette mesure sera par la suite reprise par plusieurs chercheurs et deviendra une référence en matière de mesure de liquidité et de «*price impact*» des transactions. On la décrit comme suit :

$$ILLIQ_{iy} = \frac{1}{D_{iy}} \sum_{t=1}^{Diy} \frac{|R_{iyd}|}{VOLD_{iyd}} \quad (1)$$

L'auteur ne s'arrête pas qu'à la relation illiquidité-rendement. Après avoir montré qu'elle existe, il étudie les effets de l'illiquidité sur les rendements excédentaires espérés des actions à travers le temps. Il fait l'hypothèse qu'au fil du temps, l'illiquidité du marché des actions affecte positivement les rendements excédentaires des actions ce qui est cohérent avec la relation précédemment établie. Son raisonnement est que si le marché devait anticiper une augmentation de l'illiquidité d'une action, il en corrigerait le prix de sorte qu'il reflète un rendement excédentaire attendu plus élevé que celui anticipé selon la prévision d'illiquidité *a priori*. Cela sous-entendrait que la prime de risque comprend une prime d'illiquidité.

En bref, nous constatons que l'illiquidité espérée du marché des actions permet de réaliser des rendements ajustés pour les facteurs de risque les plus communs supérieurs à ce à quoi nous serions en droit de nous attendre en tenant compte des facteurs de risque communs uniquement. Enfin, nous remarquons également que lorsque l'équilibre entre les prix et l'illiquidité est brisé et qu'on fait face à de l'illiquidité non-espérée, les prix se rajustent à la baisse pour refléter l'augmentation de l'illiquidité espérée et du rendement espéré. Cela génère des rendements *ex-post* négatifs à court terme, tout en entraînant une augmentation des rendements *ex-ante* à plus long terme.

4.3 Fuite vers la qualité

On observe parfois sur les marchés une baisse subite de la demande pour une certaine catégorie d'actifs au profit d'une autre. Vayanos (2004) définit l'expression «*flight to quality*» comme une situation où la prime de risque exigée par les investisseurs pour un actif augmente. Comme on peut s'attendre à ce que de tels chocs aient des répercussions sur la liquidité et, le cas échéant, sur les prix des actifs affectés, il est pertinent dans notre contexte de comprendre ce phénomène. Une des causes pouvant expliquer ce changement soudain dans la prime de risque serait l'augmentation de l'aversion au risque (Vayanos, 2004).

Ce changement dans l'aversion au risque pourrait s'expliquer par une hausse soudaine de la volatilité dans le marché de l'actif en question. Avec l'introduction de l'aversion au risque dans notre explication des phénomènes à l'échelle de la macrostructure, il est permis de croire que nous avons maintenant identifié un facteur humain derrière les observations de Chordia et al., 2000.

Selon Naes, Skjeltorp, et Ødegaard (2011), l'expression «*flight to quality*» fait référence à la situation où les participants d'un marché diminuent soudainement le risque de leur portefeuille de façon généralisée. Pour y parvenir, les participants se débarrassent de leurs actifs risqués pour ensuite les remplacer par des actifs moins risqués.

Dans la littérature, on associe souvent ce phénomène à celui de la «fuite vers la liquidité», où les investisseurs modifient l'allocation de leurs actifs en se débarrassant d'actifs illiquides au profit d'actifs plus liquides.

4.4 Spirale de liquidité

Un autre phénomène touchant la liquidité pouvant influencer la performance des fonds mutuels est la spirale de liquidité. Il arrive parfois que la liquidité d'un actif ou d'une classe d'actifs subisse un choc et que ceux-ci deviennent soudainement illiquides. Le choc en question peut être le précurseur d'un phénomène qu'on appelle «spirale de liquidité», tel que cela s'est produit au cours de la crise des subprimes en 2008 selon certains. Brunnermeier et Pedersen (2009) se sont penchés sur le phénomène de spirale de liquidité. Ils affirment dans leur travail qu'il existe deux variantes de la spirale de liquidité. La première, la «spirale des marges», se produit lorsque les marges requises dans les comptes sur marge des spéculateurs augmentent à cause de l'illiquidité d'un marché. Les marges augmentant, le marché devient encore plus illiquide, ce qui entraîne un resserrement des conditions de financement et un rehaussement des marges, et ainsi de suite.

La seconde, la «spirale de pertes», se produit lorsque des spéculateurs ont des positions initiales importantes qui sont négativement corrélées avec les chocs dans la demande de consommation. Ainsi, dans le cas d'un choc où la demande de consommation augmente, le financement se fait

plus rare pour les spéculateurs. Pour obtenir des liquidités, ceux-ci doivent alors vendre une partie de leurs positions initiales qui ont elles-mêmes perdu de la valeur étant donné qu'elles sont négativement corrélées avec la demande de consommation, ce qui oblige les spéculateurs à réduire encore plus leurs positions pour obtenir des liquidités, ce qui fait encore plus diminuer la valeur de leurs positions, et ainsi de suite.

4.5 Liquidité et fonds mutuels

4.5.1 Rendement des fonds mutuels vs taille des fonds

Chen, Hong, Huang et Kubik (2004) se sont penchés sur la relation entre les rendements des fonds mutuels et leur taille. Ils montrent que la relation entre la performance des fonds mutuels est inversement reliée à leur taille. Ils explorent quelques hypothèses pour tenter d'expliquer ces déséconomies d'échelle et constatent que l'effet associé à la taille des fonds est plus prononcé chez les fonds qui investissent dans les actions de compagnies à petite capitalisation.

En se ramenant à Amihud (2002) qui a montré que les effets liés à l'illiquidité sont plus prononcés chez les actions des compagnies à petite capitalisation, on pourrait croire que la liquidité a un rôle à jouer dans les déséconomies d'échelle observées dans les fonds mutuels. Cela montrerait indirectement le lien entre la liquidité du marché des actions et la performance des fonds mutuels.

4.5.2 Spécificité des fonds mutuels concentrés dans les petites capitalisations

Shawky et Tian (2011) traitent de la liquidité et des fonds mutuels sous plusieurs aspects. Dans cet article, ils examinent la dynamique de création de la liquidité dans le marché des actions par les fonds mutuels à petite capitalisation. Les auteurs justifient le choix d'étudier exclusivement les fonds mutuels à petite capitalisation par le fait que les effets associés à la liquidité sont beaucoup plus prononcés chez les firmes de petites capitalisations que chez celles de grandes capitalisations. En étudiant les rendements des fonds mutuels sur la période allant du 31 mars

2003 au 31 décembre 2007, leur but est de déterminer si les gestionnaires de fonds mutuels investissant dans les petites capitalisations sont des créateurs de liquidité.

En comparant les rendements réalisés par les fonds (sans frais de gestion) et ajustés pour le risque avec ceux réalisés par les investisseurs (avec frais de gestion), les auteurs ont obtenu des résultats qui sont en accord avec la littérature existante (Wermers, 2000). En effet, en appliquant le modèle du CAPM, le rendement réalisé par les fonds génère un alpha positif et significatif. En revanche, en incorporant les frais de gestion, autant le modèle du CAPM que celui de Fama et French (1993) et Carhart (1997) n'indiquent de rendement excédentaire par rapport au risque. Il est intéressant de constater que lorsque l'on utilise le rendement du Russell 2000 Index comme rendement de marché dans les modèles de Fama-French (1993) et de Carhart (1997), les coefficients des facteurs de taille (*SMB*) et de valeur/croissance (*HML*) sont beaucoup moins significatifs voire non-significatifs comparativement au cas où le rendement de marché utilisé est celui du «value weighted CRSP market index»³. Cela permet de croire que l'effet de taille ainsi que la prime de valeur sont incorporés dans les rendements du Russell 2000 Index.

En séparant les fonds mutuels étudiés en fonction de la liquidité de leurs actifs constituants en trois tiers, les auteurs ont montré que les fonds mutuels les moins liquides génèrent des rendements moyens toujours supérieurs à ceux du tiers le plus liquide sur la période étudiée. Les quatre variables de liquidité utilisées sont les suivantes : l'écart entre le cours acheteur et le cours vendeur (*BAS*) et le ratio de rotation (*turnover ratio*) (*TO*) qui se définit comme étant le volume de transaction pour une période donnée divisé par le nombre d'actions en circulation.

Or, nous pourrions être tentés de discréditer la mesure du ratio de rotation étant donné le biais dont le fait de ne pas tenir compte du *float*⁴ est susceptible d'apporter à nos résultats de par la disparité entre le nombre total d'actions en circulation retrouvé dans la base de données du CRSP et le *float*. Cependant, cette disparité est négligeable en contexte américain, celui dont notre étude fait l'objet. Il en aurait été tout autrement si nous avions étudié le contexte canadien, puisqu'une proportion significative des compagnies publiques canadiennes est caractérisée par une participation active de leurs familles fondatrices.

³ Le «value weighted CRSP market index» est composé de tous les titres (excluant les American Depositary Receipt) disponibles sur les marchés suivants : NYSE, Amex, NASDAQ.

⁴ Le *float* constitue la proportion des actions d'une compagnie publique qui sont négociées sur le marché, c'est-à-dire qu'il exclut les actions qui sont détenues par la famille du fondateur de la compagnie, par exemple.

Les auteurs examinent ensuite comment les variables de liquidité précédemment énumérées affectent les rendements des portefeuilles. Ils notent que la variable TO mesure plus efficacement la liquidité que la variable BAS en ce sens où les coefficients des TO sont plus significatifs que ceux des BAS . En augmentant le modèle du CAPM (où le rendement du marché est celui du Russell 2000) avec différents facteurs de liquidité, le pouvoir explicatif du modèle s'en trouve amélioré en moyenne de 8-9%. Or, cela pourrait signifier que la liquidité est incorporée dans le prix des actions sur le marché et qu'elle n'est pas mesurée par les facteurs de risque traditionnellement utilisés comme le risque de marché (β_M), le risque de taille (β_{SMB}), et le risque de valeur (β_{HML}).

Par la suite, les auteurs s'attardent au comportement des gestionnaires en relation avec la liquidité des titres qu'ils négocient. Ils constatent sur la période 2003-2007 que de façon générale, les gestionnaires achètent et conservent en moyenne des titres moins liquides que ceux qu'ils vendent, où la liquidité est représentée par les quatre facteurs précédemment mentionnés. Cela peut s'expliquer par le fait que les titres plus liquides sont plus faciles à vendre. À cet effet, on peut croire que le gestionnaire vend les titres les plus liquides lorsqu'il doit rembourser un investisseur par exemple. De surcroît, les auteurs notent que les titres achetés ont des rendements *ex-post* supérieurs à ceux des titres vendus, ce qui rejoint les résultats de Kacperczyk et al. (2008).

Le fait que les gestionnaires achètent des titres en moyenne moins liquides que ceux qu'ils revendent suppose qu'ils pourvoient de la liquidité dans le marché des actions. Pour savoir s'ils sont rémunérés pour la provision de liquidité, les auteurs augmentent le modèle du CAPM d'un facteur retardé d'écart de liquidité entre les titres achetés et les titres vendus, soit : « $TO_{added,t-1} - TO_{removed,t-1}$ ». Le fait que cette valeur soit généralement significative permet aux auteurs d'affirmer que les gestionnaires de fonds mutuels qui investissent dans les compagnies à petite capitalisation génèrent des rendements attribuables à l'écart entre la liquidité des actions qu'ils achètent et la liquidité de celles qu'ils vendent qui sont de l'ordre de 1,5% pour la période étudiée.

5 Déterminants des rendements des fonds mutuels

Jusqu'ici, nous avons constaté l'importance de la liquidité dans l'explication des rendements des actions de même que l'impact que peuvent avoir des changements dans la liquidité générale du marché sur son équilibre. Nous pouvons maintenant nous attarder à comprendre comment le pouvoir explicatif de la liquidité sur les rendements des fonds mutuels évolue en temps de crise.

Tel qu'identifié à la section précédente, les déterminants expliquant les rendements des fonds mutuels composés d'actions sont les suivants :

1. Le rendement du marché des actions
2. La taille des firmes et leur valeur
3. La liquidité des actions

5.1 Le rendement du marché des actions

Le rendement du marché des actions est une variable incontournable pour expliquer les rendements d'une action. On dit qu'il représente le risque non diversifiable aussi appelé *risque systématique*, puisqu'il est systématiquement associé à l'ensemble des actions sur le marché. Shawky et Tian (2011) montrent qu'il est tout aussi pertinent pour expliquer le rendement des fonds mutuels d'actions. Dans notre étude empirique, nous incluons cette variable dans nos modèles économétriques et vérifions si son pouvoir explicatif est significatif pour la période étudiée.

5.2 La taille des firmes et leur valeur

Selon Fama et French (1993), la taille des firmes et leur valeur est une variable qui explique leur performance. Il montre notamment que les firmes à petite capitalisation surperforment de

manière significative celles à grande capitalisation, tout comme les actions «valeur» versus celles dites «croissance»⁵. Comme Shawky et Tian (2011) l'ont fait précédemment, nous considérons cette variable dans nos modèles pour vérifier si le pouvoir explicatif est valable pour nos fonds mutuels.

5.3 La liquidité des actions

L'impact de la liquidité des actions sur les rendements de celles-ci ainsi que sur la performance des fonds mutuels a été largement discuté dans la section précédente. Comme cette variable représente un concept fondamental de notre étude, il est évident que nous l'incluons dans nos modèles économétriques. Nous notons dans un premier temps si cette variable est significative pour la période de notre étude et nous tentons de voir, le cas échéant, si ce pouvoir explicatif change significativement lorsqu'un choc dans la liquidité agrégée se produit.

⁵ Un titre dont la valeur au marché est faible relativement à sa valeur comptable est qualifié «valeur». Un titre dont la valeur au marché est élevée relativement à sa valeur comptable est qualifié «croissance».

6 Hypothèses

Maintenant que nous avons établi que la liquidité du marché des actions pouvait jouer un rôle dans la performance des fonds mutuels d'actions, nous pouvons poser des hypothèses sur ce qui caractérise cette relation.

H1 : Les fonds mutuels de type *large-cap* ne sont pas affectés par la liquidité du marché des actions puisqu'ils comprennent les actifs les plus liquides de leur catégorie.

H2 : Les fonds mutuels de type *small-cap* sont affectés par la liquidité du marché des actions conformément à la littérature existante. La détention de ces fonds procure un rendement supplémentaire attribuable à la détention d'actifs illiquides.

Pour valider ces hypothèses, nous procéderons à une étude empirique sur la période 2006-2010 que nous décomposons en sous-périodes. La prochaine section vise à définir les variables étudiées.

7 Variables explicatives

L'objet de cette section est de bien définir les données qui servent à notre étude empirique. Pour ce faire, nous reprendrons les déterminants énoncés à la section 5. Nous attribuons ensuite à chacun une ou plusieurs variables qui nous permettent d'en capter les effets voire d'en tester la significativité.

La plupart des données sont issues de la base de données du CRSP⁶, hormis celles en lien avec les facteurs de la taille des firmes et ceux de leur valeur. Celles-ci proviennent directement du site web de Kenneth French⁷.

Notre étude s'étale sur une période de quatre ans soit du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009, pour un total de 1007 observations quotidiennes. Le choix de cette période est dans un premier temps motivé par la volonté d'étudier le choc de liquidité vécu en 2008, et dans un second temps, par les contraintes en lien avec la disponibilité d'informations. En effet, rares sont les fonds mutuels à petite capitalisation qui survivent plus de quatre ans et qui par surcroît, ont traversé la crise des *subprimes* de 2008. D'autant plus rares sont les fonds mutuels dont l'information sur leur composition est disponible sur une longue période puisque CRSP n'a commencé à diffuser cette information qu'à partir de 2003 seulement. Ce choix échantillonal nous rend vulnérable au biais de survivance (Brown et al. 1992) puisque nous avons choisi des fonds en fonction de leur disponibilité. Dans la mesure où nous comparons des fonds entre eux et qu'ils seront tous en principe affectés par ce biais, ceci ne devrait pas influencer l'interprétation de nos résultats outre mesure.

⁶ Center for Research in Security Prices, University of Chicago Booth School of Business.

⁷ http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html

7.1 Rendements des fonds mutuels

La variable dépendante que nous étudions est le rendement quotidien des fonds mutuels duquel nous soustrayons le rendement sans risque représenté par le rendement du bon du Trésor américain 1-mois. Pour notre étude, nous sélectionnons, au hasard, quatre fonds mutuels afin de vérifier si les conclusions diffèrent selon le type d'investissement du fonds. Ainsi, il y aura un fonds «*large-cap growth*», un fonds «*large-cap value*»⁸, un fonds «*small-cap growth*» ainsi qu'un fonds «*small-cap value*». Le type des fonds est déterminé selon la classification «Lipper»⁹ qui est disponible dans la base de données CRSP Mutual Fund. Nous faisons l'hypothèse que ces fonds sélectionnés aléatoirement présentent les mêmes caractéristiques que l'ensemble des fonds issus de leur catégorie respective.

7.2 Rendement du marché

Pour évaluer l'effet du risque de marché, nous utilisons les rendements quotidiens de l'indice «value weighted CRSP market index» où les titres sont pondérés par leur valeur, duquel nous soustrayons le rendement sans risque représenté par le rendement du bon du Trésor américain 1-mois. De plus, nous évaluons aussi la performance des fonds mutuels à partir des rendements quotidiens de l'indice «Russell 2000 Index» afin de voir si les résultats obtenus avec l'indice du CRSP sont robustes au choix de l'indice de référence. Rappelons-nous que dans la section 4.5.2, Shawky et Tian (2011) ont montré que l'effet de taille et la prime de valeur sont capturés par les rendements du Russell 2000 Index.

⁸ Les informations financières sur le fonds *large-cap value* étant manquantes le 31 août 2009 dans la base de données CRSP, nous avons interpolé les données manquantes à partir des observations de la journée ouvrable précédente (28 août 2009) et de la suivante (1^{er} septembre 2009).

⁹ La classification «Lipper» est établie en appliquant un modèle sur la composition des fonds en se basant sur des caractéristiques des constituants telles que les ratios cours / bénéfice, valeur marchande / valeur aux livres, etc.

7.3 Facteurs de taille et de valeur

Les données que nous utilisons pour représenter les facteurs de taille et de valeur des firmes du marché sont celles disponibles sur le site web de Kenneth French. Le facteur de taille est construit en calculant la différence entre le rendement moyen d'un portefeuille d'actions de petite capitalisation et le rendement moyen d'un portefeuille d'actions à grande capitalisation. En appliquant un modèle multifactoriel comme celui de Fama et French (1993), il est important de purger les effets d'une variable des autres variables autant que possible. Afin de s'assurer que la variable représentant le risque de taille ne soit pas contaminée par l'effet de valeur, Fama et French (1993) ont veillé à ce que la moyenne pondérée des ratio valeur comptable / valeur au marché soit à peu près égale pour les portefeuilles d'actions à petite capitalisation et pour ceux d'actions à grande capitalisation.

Le facteur de valeur est produit en faisant la différence entre le rendement moyen d'un portefeuille d'actions de type «valeur» et le rendement moyen d'un portefeuille d'actions de type «croissance».

7.4 Liquidité des actions

Pour être en mesure de capter l'effet de la liquidité de nos fonds mutuels, nous construisons comme Shawky et Tian (2011) les variables suivantes pour chaque fonds.

- l'écart cours acheteur-cours vendeur (*BAS*), qui est défini comme étant l'écart entre le cours acheteur (*ask*) et le cours vendeur (*bid*).
- le ratio de rotation (*TO*), qui est défini comme étant le volume de transaction divisé par le nombre d'actions en circulation,

Pour chaque observation des variables de liquidité des fonds, nous calculons la variable de liquidité pour chaque action comprise dans le fonds. Puis, nous faisons une moyenne que nous pondérons en fonction de son poids en valeur marchande dans le fonds selon la dernière information disponible.

Or, comme la pondération des données sur la liquidité se fait à partir des informations sur la composition des fonds mutuels de la base de données CRSP Mutual Funds et qu'elle n'est disponible que sur une base trimestrielle, nous faisons l'hypothèse que la composition des fonds demeure constante tout au long d'un même trimestre.

A priori, cette hypothèse forte peut sembler problématique en ce sens où nous pourrions craindre que les données sur la liquidité en fin de trimestre que nous utilisons ne reflètent plus la réalité. Malgré tout, on peut supposer logiquement que les fonds où les rebalancements et réallocations d'actifs seront les plus fréquents sont *de facto* des fonds dont le facteur de liquidité n'est pas déterminant pour les rendements de ces fonds en question. En effet, il serait surprenant qu'un gestionnaire de fonds mutuel s'affaire à changer la composition de son portefeuille régulièrement alors qu'il est composé d'actifs peu liquides dont le prix reflète une prime d'illiquidité. Dans le cas contraire où le gestionnaire du fonds serait très «actif», la performance de son fonds ne serait de toute manière pas expliquée par la liquidité puisque le prix des actions composant le fonds reflèterait une prime d'illiquidité beaucoup plus négligeable.

8 Méthodologie

8.1 Analyse graphique et statistiques descriptives

Maintenant que nous avons introduit les différents déterminants qui expliquent les rendements des fonds mutuels et les variables que nous utilisons pour capter les effets des dits déterminants, nous procédons à une analyse graphique et à une étude des statistiques descriptives de nos variables afin d'y déceler toute forme d'anomalie pouvant compromettre nos résultats.

L'analyse graphique de nos données laisse entrevoir certains évènements ponctuels récurrents d'un jeu de données à l'autre. Notamment, on constate d'après les rendements quotidiens de nos deux indices de référence et de nos fonds mutuels en observant les figures 2, 3, 4, 5, 6 et 7 qu'un changement de régime semble s'opérer autour du 18 septembre 2008. Rappelons-nous qu'à cette époque, les marchés financiers étaient très instables puisque la crise des *subprimes* battait son plein. Elle a atteint son paroxysme le 15 septembre 2008 lorsque la banque d'investissements Lehman Brothers s'est placée sous la protection de la loi sur les faillites des États-Unis. S'en sont suivi des jours sombres sur les marchés financiers. Entre autres, le Dow Jones a établi un record le 29 septembre suivant avec une chute de plus de 777 points¹⁰.

Sur les figures 8, 9, 10, et 11, on remarque pour cette journée du 29 septembre 2008 que la variable *spread* est anormalement élevée et ce, pour tous les fonds. Il est intéressant de noter que ce constat ne s'applique pas aux figures 12, 13 et 14 qui représentent la variable *turnover*.

¹⁰ Source : Bloomberg.

Figure 2 : Rendements quotidiens du «value weighted CRSP market index» moins le rendement du bon du Trésor américain 1-mois. Source : Kenneth French, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

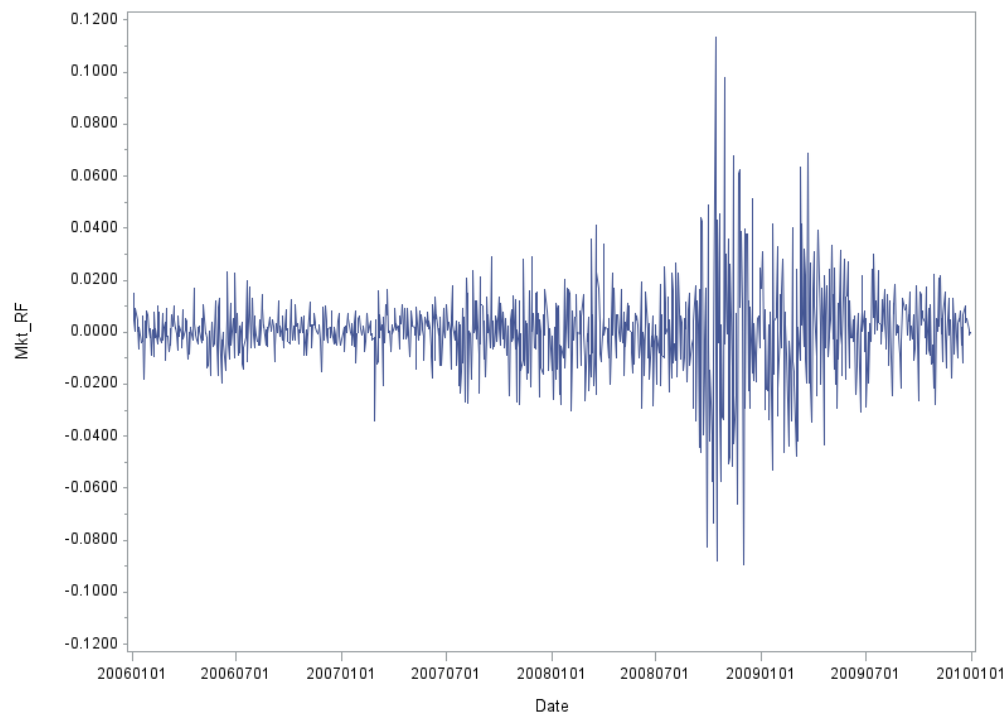


Figure 3 : Rendements quotidiens du «Russell 2000 index» moins le rendement du bon du Trésor américain 1-mois. Source : Bloomberg, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

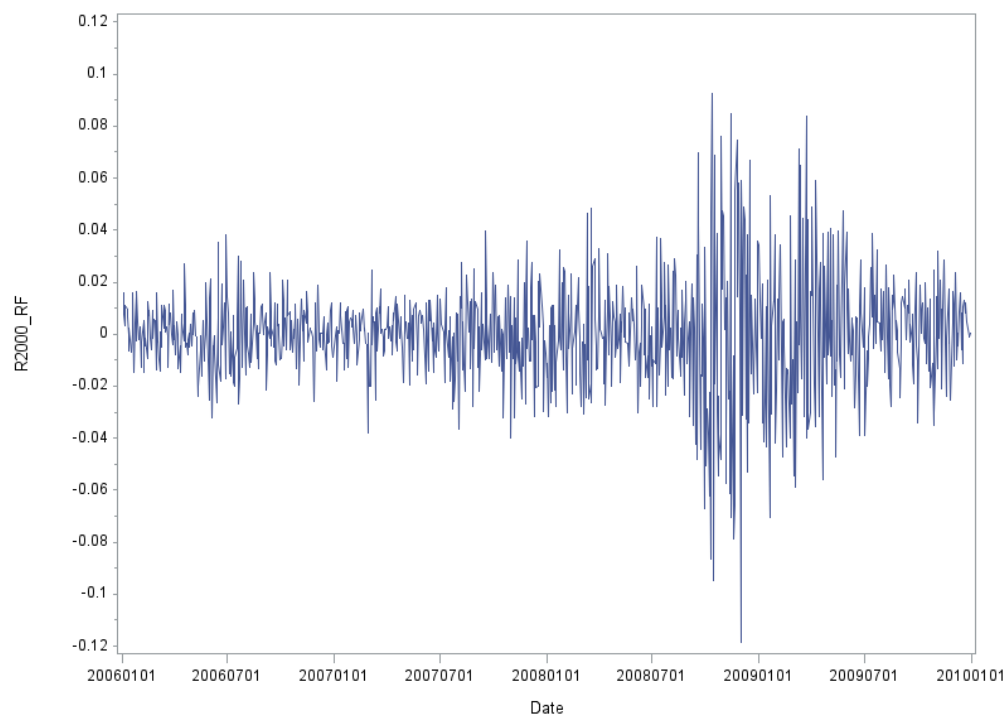


Figure 4 : Rendements du fonds Large-Cap Growth dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

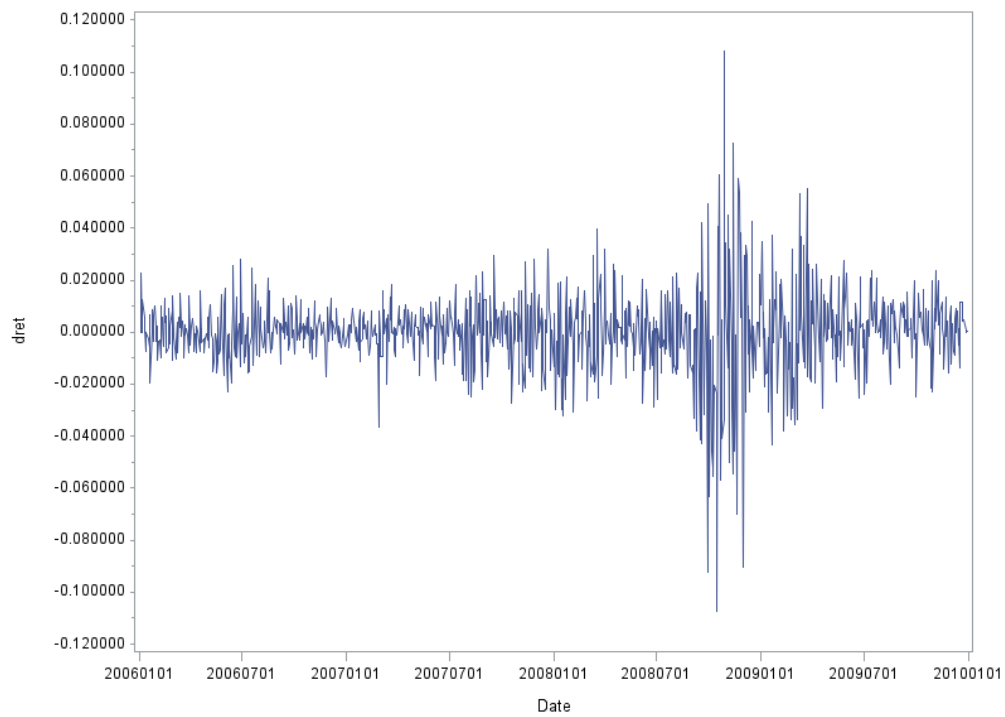


Figure 5 : Rendements du fonds Large-Cap Value dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

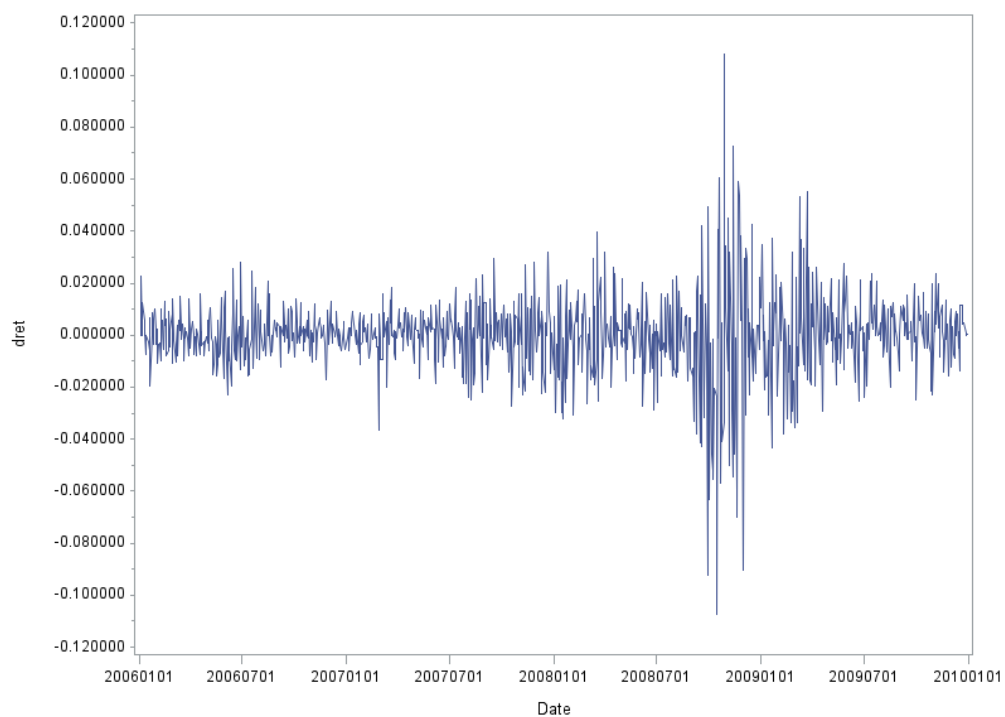


Figure 6 : Rendements du fonds Small-Cap Growth dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

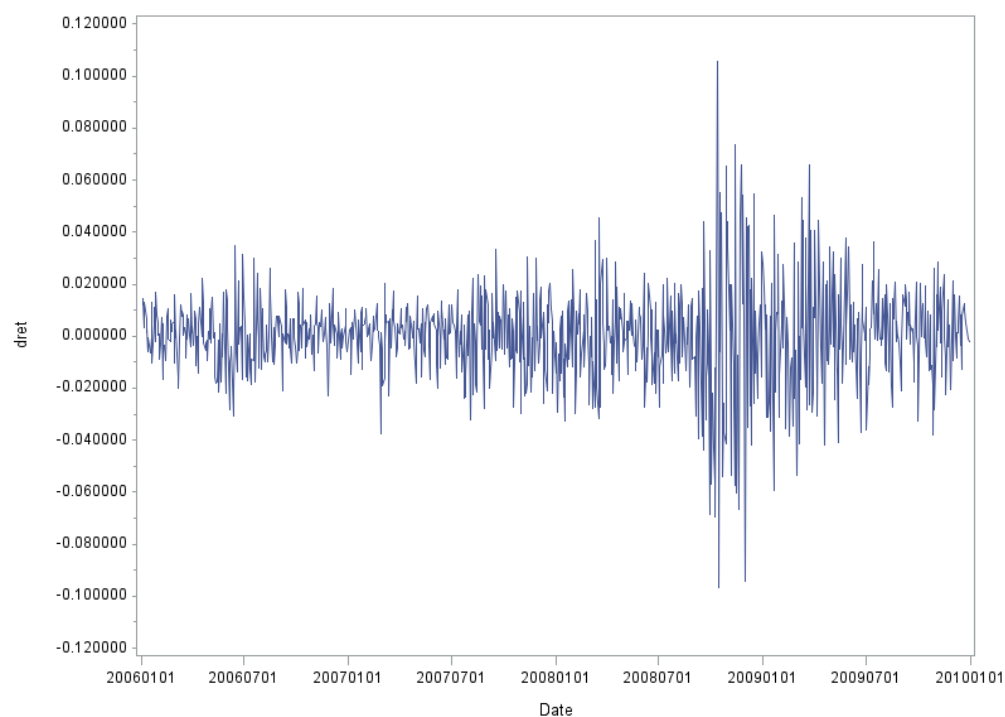


Figure 7 : Rendements du fonds Small-Cap Value dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

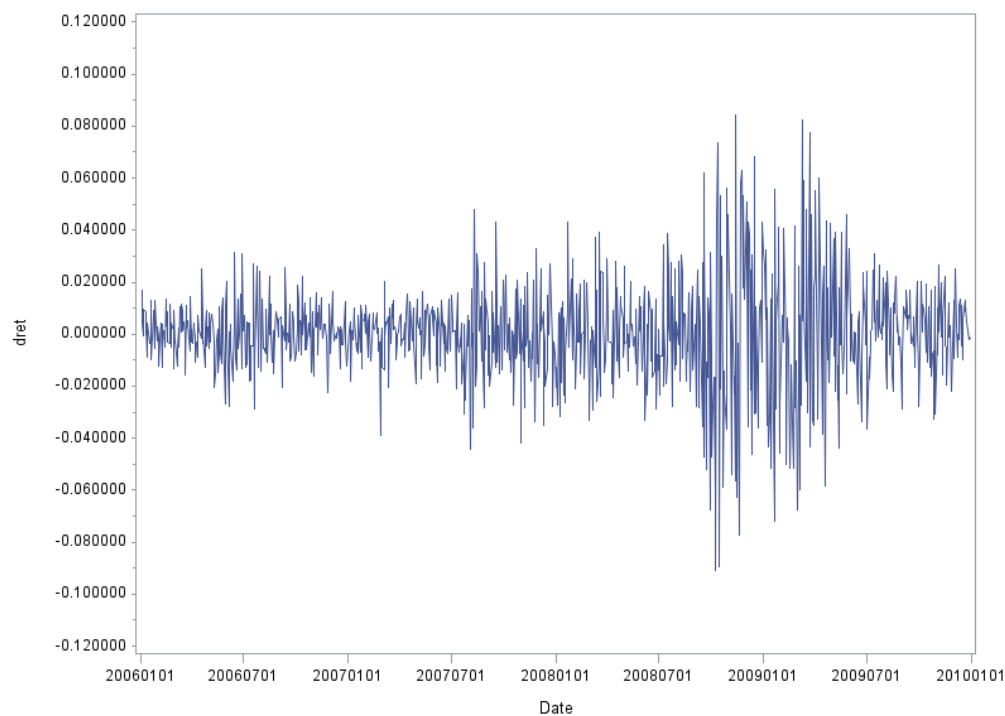


Figure 8 : Valeur du facteur de liquidité «spread» agrégé du fonds Large-Cap Growth dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

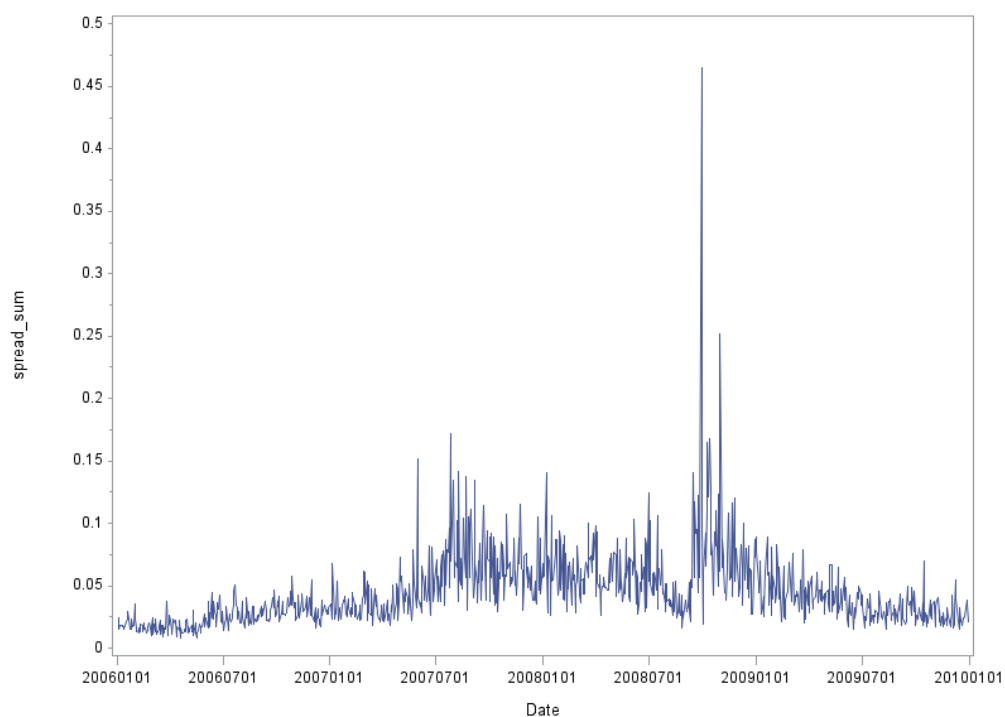


Figure 9 : Valeur du facteur de liquidité «spread» agrégé du fonds Large-Cap Value dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

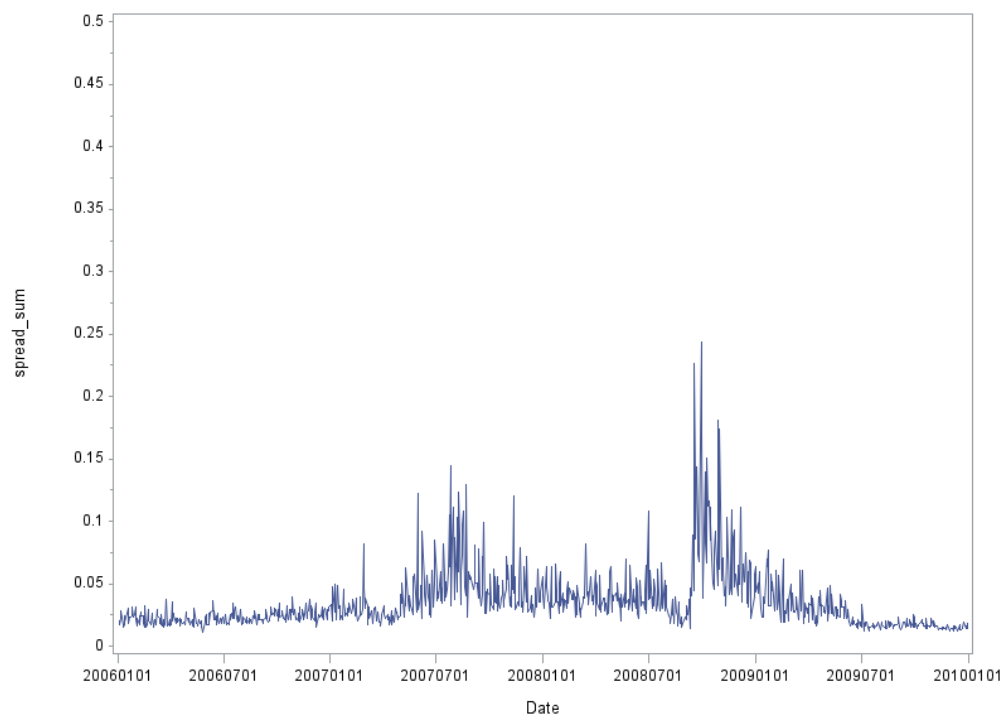


Figure 10 : Valeur du facteur de liquidité «spread» agrégé du fonds Small-Cap Growth dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

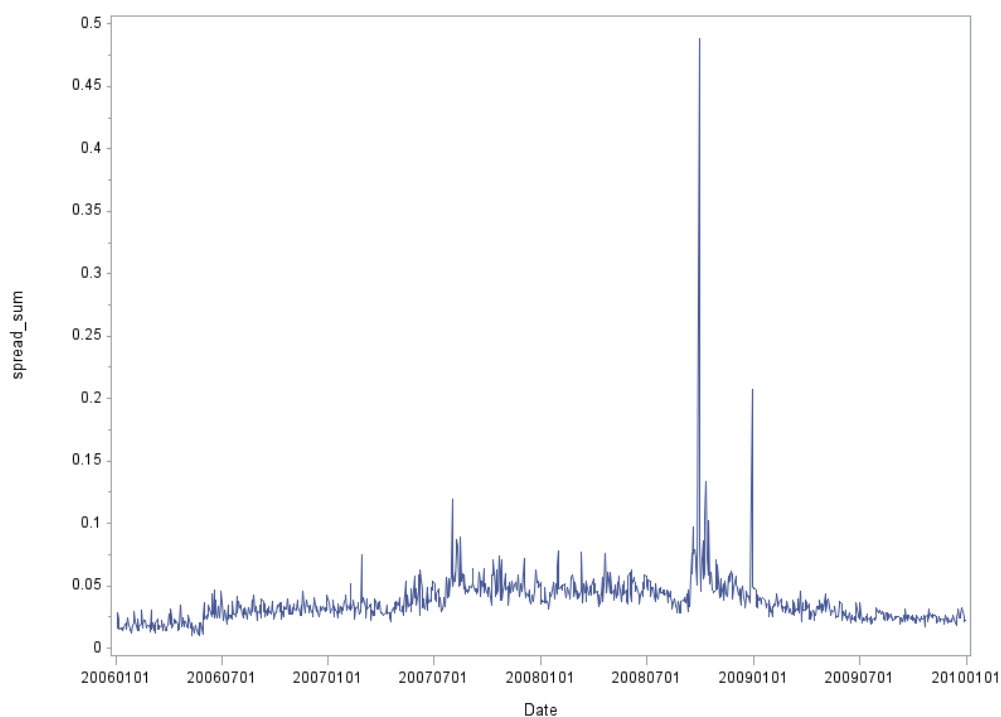


Figure 11 : Valeur du facteur de liquidité «spread» agrégé du fonds Small-Cap Value dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

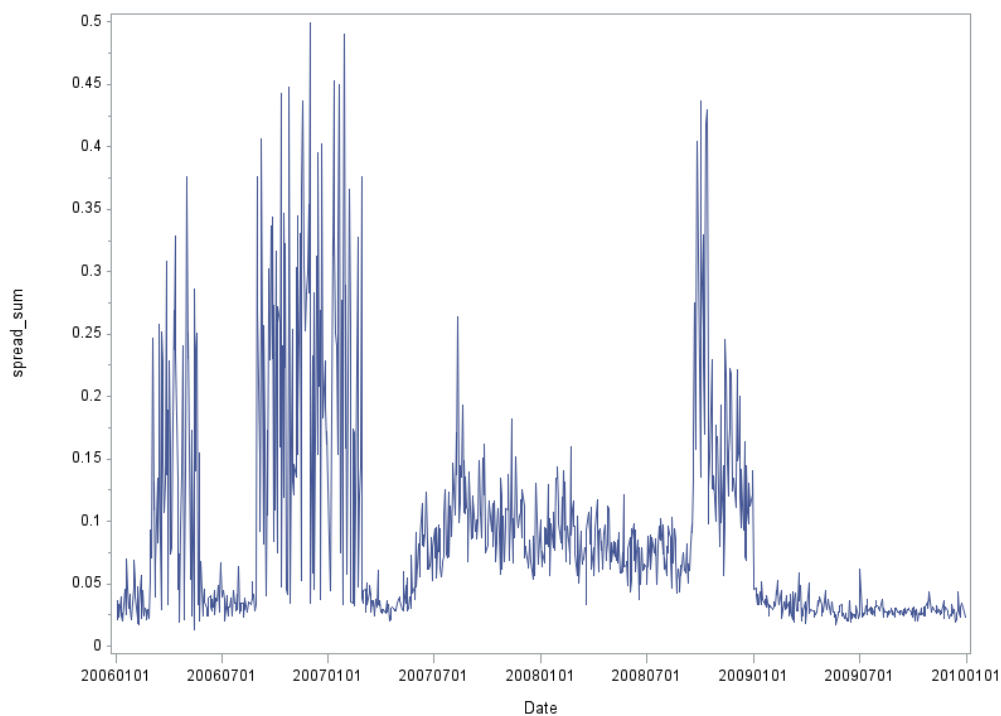


Figure 12 : Valeur du facteur de liquidité «turnover» agrégé du fonds Large-Cap Growth dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

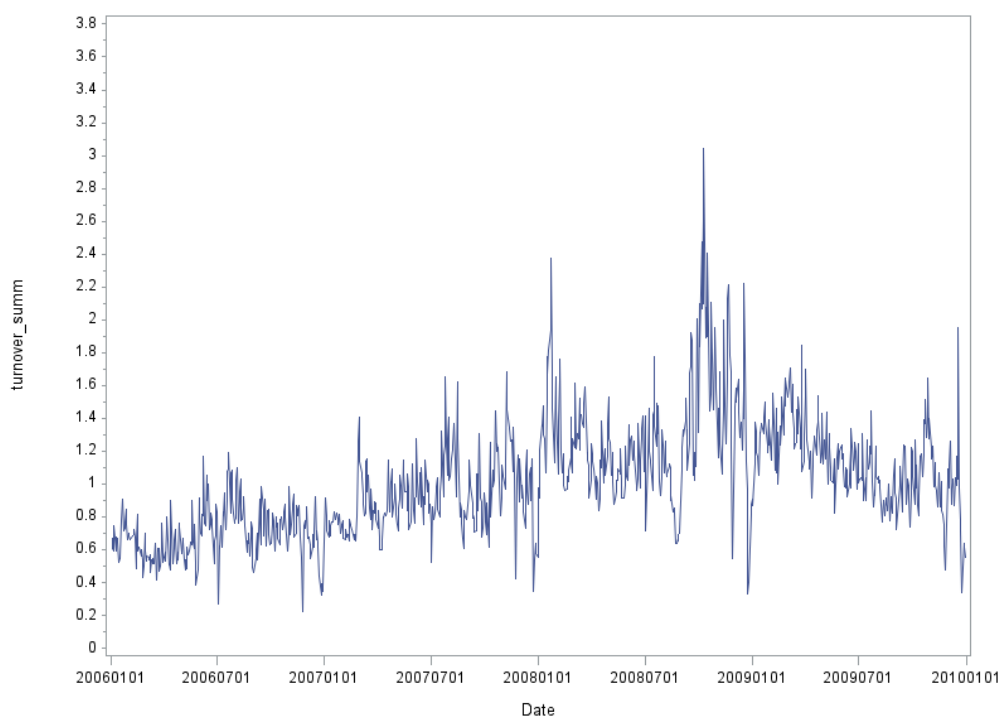


Figure 13 : Valeur du facteur de liquidité «turnover» agrégé du fonds Large-Cap Value dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

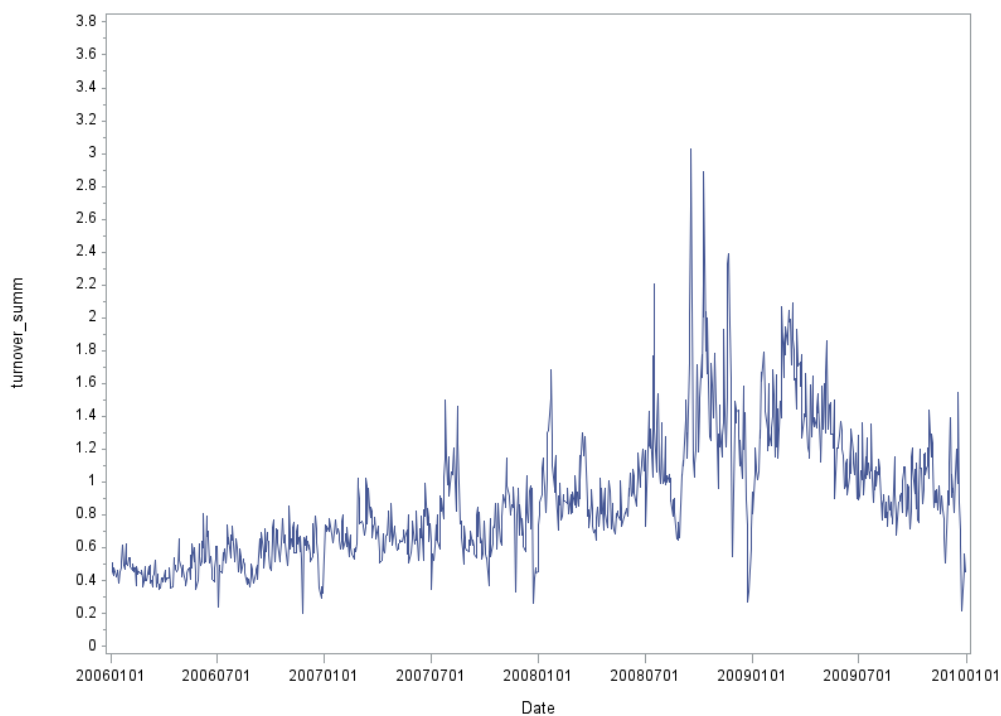


Figure 14 : Valeur du facteur de liquidité «turnover» agrégé du fonds Small-Cap Growth dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

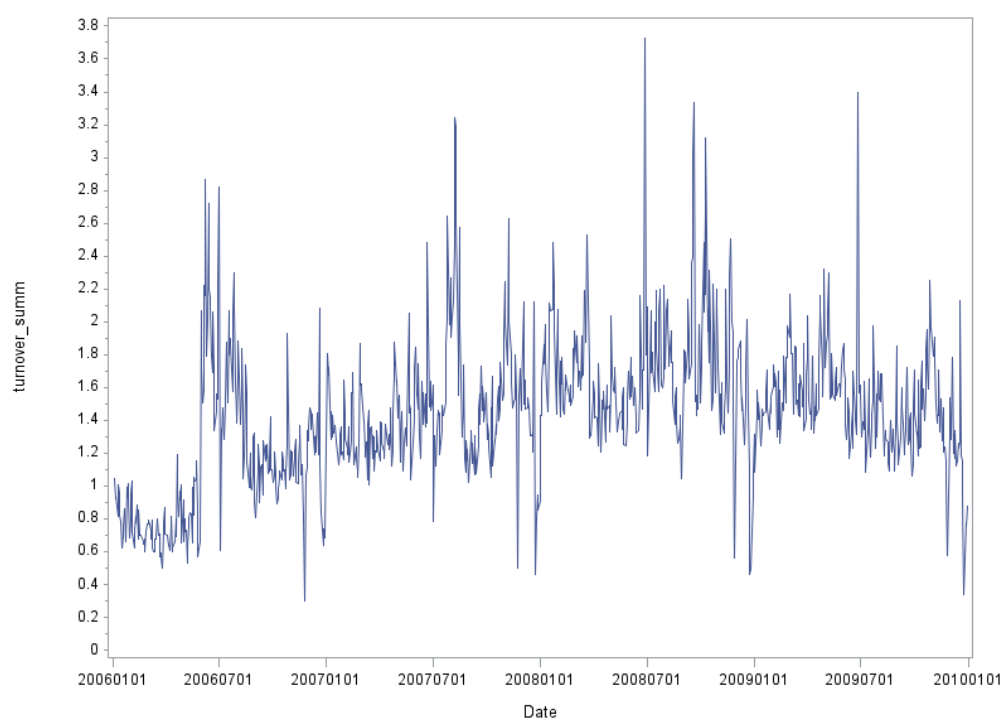
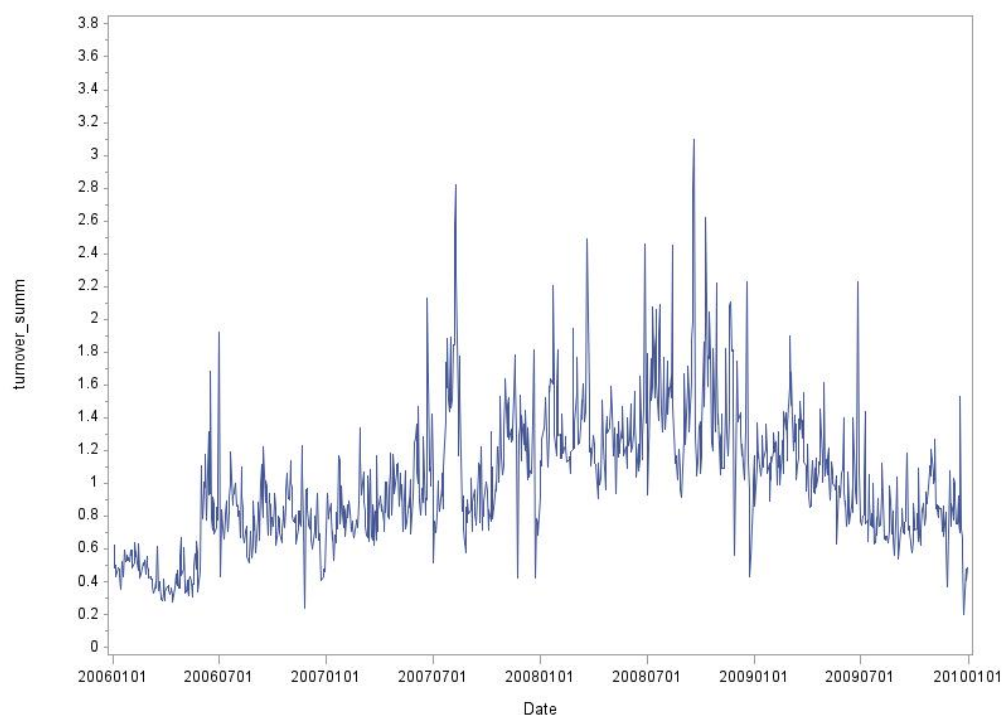


Figure 15 : Valeur du facteur de liquidité «turnover» agrégé du fonds Small-Cap Value dans le temps. Source : CRSP, données quotidiennes du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.



Le tableau 1 résume les statistiques descriptives pour nos quatre fonds ainsi que pour les fonds agrégés *large-cap* et *small-cap*. On constate une asymétrie positive de même qu'un aplatissement très élevés pour les *spread* dans tous les fonds. Cela ne devrait toutefois pas affecter l'hypothèse de normalité des distributions de nos variables étant donné le nombre d'observation N très élevé.

Tableau 1: Tableau synthèse des quatre premiers moments des distributions des fonds et des valeurs que prennent les variables à différents endroits de leur distribution pour la période s'étendant du 1er janvier 2006 au 31 décembre 2009. LCGE représente le fonds «Large-Cap Growth Equity», LCVe le fonds «Large-Cap Value Equity», SCGE le fonds «Small-Cap Growth Equity», LC les fonds *Large-Cap* agrégés et SC les fonds *Small-Cap* agrégés.
Source : CRSP, Kenneth French.

Panel A: Statistiques descriptives pour les quatre fonds									
Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum	5th Pctl	95th Pctl	Asymétrie	Kurtose
Mkt_RF	1007	0.000017676	0.0164085	-0.0896000	0.1135000	-0.0256000	0.0236000	-0.0036982	7.8132082
R2000_RF	1007	0.000025624	0.0203892	-0.1185462	0.0926143	-0.0316391	0.0324506	-0.1173670	3.9921146
SMB	1007	0.000055611	0.0065374	-0.0379000	0.0430000	-0.0097000	0.0100000	-0.0624316	5.5915085
HML	1007	0.000060973	0.0076040	-0.0330000	0.0395000	-0.0112000	0.0120000	0.3319348	5.4901989
LCGE									
Rend. quot.	1007	0.000049113	0.0162049	-0.1073897	0.1288434	-0.0233611	0.0224289	0.0174357	11.2292243
spread	1007	0.0445073	0.0291358	0.0080413	0.4649728	0.0160260	0.0927990	4.2597380	46.1472677
turnover	1007	1.0164441	0.3444860	0.2262279	3.0411251	0.5463604	1.6294550	1.0138196	2.3555507
LCVE									
Rend. quot.	1007	0.000238049	0.0170681	-0.0955174	0.1106068	-0.0259987	0.0241116	-0.0071069	8.1645061
spread	1007	0.0348848	0.0235421	0.0113602	0.2434599	0.0151267	0.0764950	3.2304404	16.4776713
turnover	1007	0.8912370	0.3942519	0.2025609	3.0259764	0.4144874	1.6639112	1.2181856	2.1275841
SCGE									
Rend. quot.	1007	0.000163070	0.0178324	-0.0964815	0.1055880	-0.0284015	0.0276075	-0.2133860	4.4617937
spread	1007	0.0368715	0.0207169	0.0105910	0.4883769	0.0178540	0.0596630	11.2599555	228.7313121
turnover	1007	1.4494528	0.4303952	0.3010643	3.7264536	0.7032598	2.1386106	0.5775479	2.1186729
SCVE									
Rend. quot.	1007	0.000090822	0.0198579	-0.1216442	0.0841785	-0.0316623	0.0308283	-0.3170971	4.1865350
spread	1007	0.0948997	0.1470971	0.0130352	3.6520594	0.0235830	0.2835344	15.1217484	345.2281265
turnover	1007	1.0204219	0.4033014	0.2028291	3.0989879	0.4219105	1.7590225	0.8743603	1.7484615

Panel B: Statistiques descriptives agrégées pour les fonds <i>large-cap</i> et les fonds <i>small-cap</i>									
Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum	5th Pctl	95th Pctl	Asymétrie	Kurtose
LC									
Rend. quot.	2014	0.000143581	0.0166382	-0.1073897	0.1288434	-0.0253960	0.0234037	0.0050960	9.5444812
spread	2014	0.0396960	0.0269142	0.0080413	0.4649728	0.0153320	0.0877299	3.8865167	37.6635792
turnover	2014	0.9538405	0.3753740	0.2025609	3.0411251	0.4539476	1.6437042	1.0305377	1.9597909
SC									
Rend. quot.	2014	0.000126946	0.0188677	-0.1216442	0.1055880	-0.0300066	0.0287137	-0.2751268	4.3657286
spread	2014	0.0658856	0.1089501	0.0105910	3.6520594	0.0205340	0.2221571	19.3330505	593.8910957
turnover	2014	1.2349373	0.4689343	0.2028291	3.7264536	0.5188593	2.0388160	0.5711471	1.0446203

8.1.1 Test de moyenne

Pour déterminer la significativité de nos variables de liquidité, nous évaluons d'abord si leur moyenne varie significativement d'une catégorie de fonds à l'autre en effectuant un test de moyenne. Comme le test d'égalité des moyennes de Student est seulement valide dans le cas où les variances des échantillons comparés sont égales, nous devons utiliser le test de Welch qui est en fait une adaptation du test d'égalité des moyennes de Student pour le cas spécial où les variances sont inégales comme nous retrouvons avec nos différents échantillons. Le test de Welch est défini comme suit :

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2}}} \quad (2)$$

En effectuant une série de tests de Welch à partir des statistiques descriptives de nos facteurs de liquidité que nous trouvons dans le Tableau 1, nous sommes en mesure de constater que les moyennes des facteurs de liquidité sont significativement différentes d'une catégorie de fonds à l'autre hormis pour le facteur «turnover» entre les fonds «Small-Cap Growth» et «Large-Cap Value». Ainsi, tel que montré entre autres par Shawky et Tian (2011), les moyennes de nos facteurs de liquidité sont donc (sauf exception mentionnée ci-haut) significativement plus élevées pour nos fonds à petite capitalisation versus ceux à grande capitalisation tel qu'il apparaît dans les Tableaux 2, 3, 4 et 5.

Tableau 2 : Test de Welch sur la significativité des écarts de moyennes de *spread* pour les quatre catégories de fonds. L'hypothèse nulle H_0 est celle où les moyennes de *spread* sont égales d'un fonds à l'autre. La statistique t suit une distribution de Student.

	LCGE	LCVE	SCGE
LCVE	8.13464		
<i>p-value</i>	0.00000		
SCGE	6.77777	-1.99185	
<i>p-value</i>	0.00000	0.04652	
SCVE	-10.66924	-12.78376	-12.39980
<i>p-value</i>	0.00000	0.00000	0.00000

Tableau 3 : Test de Welch sur la significativité des écarts de moyennes de *spread* pour les catégories de tailles et de valeur. L'hypothèse nulle H_0 est celle où les moyennes de *spread* sont égales d'un fonds à l'autre. La statistique t suit une distribution de Student.

	Large-Cap	Growth
Small-Cap	-10.47148	
<i>p-value</i>	0.00000	
Value		-9.66790
<i>p-value</i>		0.00000

Tableau 4 : Test de Welch sur la significativité des écarts de moyennes de *turnover* pour les quatres catégories de fonds. L'hypothèse nulle H_0 est celle où les moyennes de *turnover* sont égales d'un fonds à l'autre. La statistique t suit une distribution de Student.

	LCGE	LCVE	SCGE
LCVE	7.58816		
<i>p-value</i>	0.00000		
SCGE	-24.92519	-30.33859	
<i>p-value</i>	0.00000	0.00000	
SCVE	-0.26950	-7.29744	23.05261
<i>p-value</i>	0.78757	0.00000	0.00000

Tableau 5 : Test de Welch sur la significativité des écarts de moyennes de *turnover* pour les catégories de tailles et de valeur. L'hypothèse nulle H_0 est celle où les moyennes de *turnover* sont égales d'un fonds à l'autre. La statistique t suit une distribution de Student.

	Large-Cap	Growth
Small-Cap	-21.02645	
<i>p-value</i>	0.00000	
Value		20.64871
<i>p-value</i>		0.00000

8.1.2 Corrélation des variables endogènes et exogènes

L'étude des corrélations entre nos différentes variables nous éclaire en ce qui a trait au choix des variables qui seront incorporées dans notre modèle de régression linéaire. En s'attardant aux Tableaux 6, 7, 8, et 9, on remarque que la corrélation entre le rendement du CRSP et du Russell 2000 frise la perfection (0,94635). Comme la corrélation entre les rendements des différentes catégories de fonds et ceux du marché est sensiblement plus élevée pour le CRSP, nous retiendrons ceux du CRSP pour représenter le paramètre «rendement du marché» dans notre modèle de régression linéaire.

Tableau 6 : Corrélations entre les variables pour la catégorie de fonds LCGE.

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 1007							
Prob > r under H0: Rho=0							
	Mkt_RF	R2000_RF	SMB	HML	spread	turnover	Rend. quot.
Mkt_RF	1.00000						
R2000_RF	0.94637	1.00000					
	<.0001						
SMB	-0.00782	0.29966	1.00000				
	0.8042	<.0001					
HML	0.49104	0.48897	-0.04447	1.00000			
	<.0001	<.0001	0.1585				
spread	-0.11025	-0.08153	0.05672	-0.07538	1.00000		
	0.0005	0.0096	0.0720	0.0167			
turnover	-0.04378	-0.00894	0.06379	-0.01378	0.48594	1.00000	
	0.1651	0.7768	0.0430	0.6623	<.0001		
Rend. quot.	0.96080	0.89016	-0.04181	0.32376	-0.11503	-0.06266	1.00000
	<.0001	<.0001	0.1849	<.0001	0.0003	0.0468	

Tableau 7 : Corrélations entre les différentes variables de la catégorie de fonds LCVE.

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 1007							
Prob > r under H0: Rho=0							
	Mkt_RF	R2000_RF	SMB	HML	spread	turnover	Rend. quot.
Mkt_RF	1.00000						
R2000_RF	0.94637	1.00000					
	<.0001						
SMB	-0.00782	0.29966	1.00000				
	0.8042	<.0001					
HML	0.49104	0.48897	-0.04447	1.00000			
	<.0001	<.0001	0.1585				
spread	-0.11524	-0.07870	0.04649	-0.06069	1.00000		
	0.0002	0.0125	0.1404	0.0542			
turnover	-0.00022	0.02732	0.05740	0.02213	0.40802	1.00000	
	0.9945	0.3865	0.0687	0.4831	<.0001		
Rend. quot.	0.98961	0.91909	-0.08101	0.53431	-0.11190	-0.00434	1.00000
	<.0001	<.0001	0.0101	<.0001	0.0004	0.8906	

Tableau 8 : Corrélations entre les différentes variables de la catégorie de fonds SCGE.

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 1007							
Prob > r under H0: Rho=0							
	Mkt_RF	R2000_RF	SMB	HML	spread	turnover	Rend. quot.
Mkt_RF	1.00000						
R2000_RF	0.94637	1.00000					
	<.0001						
SMB	-0.00782	0.29966	1.00000				
	0.8042	<.0001					
HML	0.49104	0.48897	-0.04447	1.00000			
	<.0001	<.0001	0.1585				
spread	-0.11626	-0.06894	0.09537	-0.08864	1.00000		
	0.0002	0.0287	0.0024	0.0049			
turnover	-0.00131	0.02843	0.05384	0.02017	0.35863	1.00000	
	0.9668	0.3675	0.0877	0.5227	<.0001		
Rend. quot.	0.95283	0.97243	0.22640	0.40612	-0.09142	-0.01507	1.00000
	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.0037	0.6328	

Tableau 9 : Corrélations entre les différentes variables de la catégorie de fonds SCVE.

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 1007							
Prob > r under H0: Rho=0							
	Mkt_RF	R2000_RF	SMB	HML	spread	turnover	Rend. quot.
Mkt_RF	1.00000						
R2000_RF	0.94637	1.00000					
	<.0001						
SMB	-0.00782	0.29966	1.00000				
	0.8042	<.0001					
HML	0.49104	0.48897	-0.04447	1.00000			
	<.0001	<.0001	0.1585				
spread	-0.03051	-0.02126	0.00526	-0.01066	1.00000		
	0.3335	0.5005	0.8675	0.7354			
turnover	-0.00862	0.02282	0.05715	0.01417	0.00643	1.00000	
	0.7847	0.4695	0.0699	0.6534	0.8384		
Rend. quot.	0.92795	0.97296	0.26569	0.52908	-0.02833	0.01347	1.00000
	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.3691	0.6693	

Tableau 10 : Corrélations entre les différentes variables des fonds *large-cap* agrégés.

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 2014							
Prob > r under H0: Rho=0							
	Mkt_RF	R2000_RF	SMB	HML	spread	turnover	Rend. quot.
Mkt_RF	1.00000						
R2000_RF	0.94637	1.00000					
	<.0001						
SMB	-0.00782	0.29966	1.00000				
	0.7258	<.0001					
HML	0.49104	0.48897	-0.04447	1.00000			
	<.0001	<.0001	0.0460				
spread	-0.11005	-0.07853	0.05102	-0.06732	1.00000		
	<.0001	0.0004	0.0220	0.0025			
turnover	-0.02020	0.01024	0.05940	0.00530	0.45842	1.00000	
	0.3649	0.6460	0.0077	0.8123	<.0001		
Rend. quot.	0.97523	0.90468	-0.06190	0.43162	-0.11181	-0.03128	1.00000
	<.0001	<.0001	0.0055	<.0001	<.0001	0.1606	

Tableau 11 : Corrélations entre les différentes variables des fonds *small-cap* agrégés.

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 2014							
Prob > r under H0: Rho=0							
	Mkt_RF	R2000_RF	SMB	HML	spread	turnover	Rend. quot.
Mkt_RF	1.00000						
R2000_RF	0.94637	1.00000					
	<.0001						
SMB	-0.00782	0.29966	1.00000				
	0.7258	<.0001					
HML	0.49104	0.48897	-0.04447	1.00000			
	<.0001	<.0001	0.0460				
spread	-0.03164	-0.02090	0.01262	-0.01562	1.00000		
	0.1558	0.3486	0.5714	0.4835			
turnover	-0.00431	0.02285	0.04927	0.01534	-0.08687	1.00000	
	0.8468	0.3053	0.0270	0.4913	<.0001		
Rend. quot.	0.93837	0.97131	0.24675	0.47022	-0.02884	0.00044	1.00000
	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.1957	0.9844	

8.2 Modèle de régression linéaire

Maintenant que nous avons identifié des variables explicatives de la performance des fonds mutuels (section 7), nous utilisons un modèle économétrique pour établir empiriquement un lien entre la performance des fonds mutuels et la liquidité du marché des actions. Nous partons du modèle de base suivant :

$$R_{i,j} - R_{f,j} = \alpha + \beta_1 (R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2 (SMB_j) + \beta_3 (HML_j) + \beta_4 (LIQ_{i,j}) + \varepsilon_{i,j} \quad (3)$$

Pour représenter les fluctuations de nos différentes variables, nous utilisons d'abord les paramètres suivants :

$R_{i,j}$: Rendement de la catégorie de fonds i au jour j .

$R_{M,j}$: Rendement du marché des actions au jour j .

SMB_j : Mesure de Fama et French (1993) du rendement excédentaire des actions *small-cap* versus les actions *large-cap* au jour j .

HML_j : Mesure de Fama et French (1993) du rendement excédentaire des actions *value* versus les actions *growth* au jour j .

$LIQ_{i,j}$: Mesure de liquidité au jour j des actions comprises dans la catégorie de fonds i .

Notre modèle de base est une série chronologique qui sert à capter l'effet de la liquidité du marché des actions sur la performance des fonds mutuels dans le temps. Nous produisons les régressions à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) avec la correction Newey et West (1987) avec un retard maximal de dix périodes en alternant les mesures de *spread* et de *turnover* comme facteur de la liquidité ($LIQ_{i,j}$). La correction Newey et West (1987) sert à se prémunir contre les biais engendrés par la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation dans nos données.

8.2.1 Variable de liquidité

Nous avons établi précédemment que nous mesurons la liquidité à l'aide du *spread* et du *turnover*. Pour avoir une meilleure idée de la mesure ayant le meilleur pouvoir explicatif du rendement des fonds mutuels, nous régressons ces rendements sur chaque variable de liquidité séparément en utilisant le modèle de régression linéaire suivant basé sur une forme réduite de notre modèle de base :

$$R_{i,j} = \alpha + \beta(LIQ_{i,j}) + \varepsilon_{i,j} \quad (4)$$

Les tableaux des résultats du modèle de régression (4) se trouvent en annexe.

8.2.2 Analyse de la période complète

L'application du modèle de base pour l'ensemble de la période n'est pas très concluante. En effet, d'après les tableaux 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, seul le fonds SCGE avec *turnover* pour variable de liquidité présente des résultats significatifs. À ce stade-ci nous pouvons interpréter ces résultats de plusieurs façons. On peut dans un premier temps conclure que notre modèle n'est valide que pour le fonds SCGE avec *turnover* comme facteur de liquidité. Cependant, comme nous l'avons relevé à la section 8.1 des changements de régime en cours de période, nous devons vérifier si les résultats changent selon la sous-période étudiée.

Il est possible que la manière dont les facteurs de liquidité agissent sur la performance des fonds mutuels ait changé durant la crise de liquidité ou même en période post-crise versus la période pré-crise. Pour évaluer si un changement dans l'environnement modifie l'interaction entre les rendements des fonds mutuels et la liquidité dans le marché des actions, nous allons à la section suivante appliquer le modèle sur différentes sous-périodes.

Tableau 12 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon \text{ avec la variable de liquidité } spread \text{ du fonds}$$

LCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	5	1002	0.0122	0.000012	0.00348	0.9539	0.9537
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t			
Intercept	0.000337	0.000259	1.30	0.1937			
CRSP-Rf	1.043178	0.0156	67.02	<.0001			
SMB	-0.10339	0.0220	-4.70	<.0001			
HML	-0.42112	0.0302	-13.94	<.0001			
Spread	-0.00618	0.00617	-1.00	0.3174			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	154.4	14	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 13 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon \text{ avec la variable de liquidité spread du fonds}$$

LCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	5	1001	0.00368	3.655E-6	0.00191	0.9875	0.9874
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t			
Intercept	0.000076	0.000117	0.65	0.5146			
CRSP-Rf	0.998927	0.00861	116.01	<.0001			
SMB	-0.18562	0.0189	-9.82	<.0001			
HML	0.134516	0.0194	6.95	<.0001			
Spread	0.004165	0.00314	1.33	0.1844			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	139.7	14	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 14 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon \text{ avec la variable de liquidité } spread \text{ du fonds}$$

SCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	5	1002	0.0108	0.000011	0.00328	0.9662	0.9661
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t			
Intercept	0.00027	0.000173	1.56	0.1199			
CRSP-Rf	1.073801	0.00985	109.00	<.0001			
SMB	0.631492	0.0336	18.81	<.0001			
HML	-0.16225	0.0277	-5.86	<.0001			
Spread	-0.00409	0.00406	-1.01	0.3136			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	148.4	14	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 15 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon \text{ avec la variable de liquidité } spread \text{ du fonds}$$

SCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	5	1002	0.0218	0.000022	0.00465	0.9450	0.9448
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t			
Intercept	0.000032	0.000179	0.18	0.8591			
CRSP-Rf	1.059255	0.0249	42.61	<.0001			
SMB	0.842966	0.0380	22.18	<.0001			
HML	0.291478	0.0419	6.95	<.0001			
spread	-0.00026	0.00117	-0.22	0.8256			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	71.34	14	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 16 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds LCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	5	1002	0.0121	0.000012	0.00347	0.9541	0.9539
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t			
intercept	0.00085	0.000403	2.11	0.0349			
CRSP-Rf	1.043434	0.0156	66.73	<.0001			
SMB	-0.10228	0.0227	-4.50	<.0001			
HML	-0.42005	0.0298	-14.08	<.0001			
turnover	-0.00078	0.000439	-1.77	0.0774			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	181.2	14	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 17 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds LCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	5	1002	0.00369	3.661E-6	0.00191	0.9874	0.9874
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t			
intercept	0.000276	0.000166	1.66	0.0972			
CRSP-Rf	0.998172	0.00868	115.02	<.0001			
SMB	-0.18475	0.0189	-9.78	<.0001			
HML	0.134661	0.0192	7.01	<.0001			
turnover	-0.00006	0.000199	-0.30	0.7613			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	156.8	14	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 18 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds SCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	5	1002	0.0106	0.000011	0.00325	0.9668	0.9667
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t			
intercept	0.001615	0.000450	3.59	0.0004			
CRSP-Rf	1.073878	0.00952	112.85	<.0001			
SMB	0.634028	0.0330	19.24	<.0001			
HML	-0.16007	0.0266	-6.02	<.0001			
turnover	-0.00103	0.000315	-3.28	0.0011			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	260.9	14	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 19 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds SCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	5	1002	0.0218	0.000022	0.00465	0.9450	0.9448
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t			
intercept	-0.00017	0.000421	-0.41	0.6812			
CRSP-Rf	1.059426	0.0249	42.63	<.0001			
SMB	0.842301	0.0379	22.24	<.0001			
HML	0.291191	0.0420	6.93	<.0001			
turnover	0.000177	0.000444	0.40	0.6905			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	141.4	14	<.0001	Cross of all vars		

8.2.3 Analyse des sous-périodes

Étant donné que la liquidité du marché des actions semble fluctuer durant la période étudiée (rappelons-nous les figures 8 à 15), il est intéressant d'appliquer notre modèle à des sous-périodes. Les sous-périodes sont définies arbitrairement comme suit : les 400 premiers jours ouvrables (1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007), les 400 jours ouvrables médians (20 mars 2007 au 16 octobre 2008), et les 400 derniers jours ouvrables (3 juin 2008 2008 au 31 décembre 2009) de notre échantillon.

8.2.3.1 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007

Pour cette période, on remarque d'après le tableau 34 que le coefficient de la variable de liquidité spread β_4 de la catégorie de fonds *small-cap value* est négativement significatif. Cela indique que pour cette catégorie de fonds, un *spread* des actions plus élevé est synonyme d'illiquidité et de rendements plus faibles pour le fonds. Autrement dit, les fonds *small-cap value* comprenant des actions liquides ont surperformé avant la crise de liquidité de 2008, comme si la crise avait été appréhendée par les investisseurs et qu'une *fuite vers la liquidité* s'était opérée. Les tableaux 28, 29, 30, 31, 32, 33 et 35 indiquent que les variables de liquidité ne sont pas significatives pour les autres catégories de fonds.

Tableau 20 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon \text{ avec la variable de liquidité spread du fonds}$$

LCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00248	6.191E-6	0.00249	0.9039	0.9030	2.4804
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t				
Intercept	-0.00031	0.000198	-1.54	0.1232				
CRSP-Rf	1.030586	0.0243	42.36	<.0001				
SMB	0.003217	0.0380	0.08	0.9325				
HML	-0.27944	0.0485	-5.76	<.0001				
Spread	0.010858	0.00562	1.93	0.0541				

Tableau 21 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds
LCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00248	6.196E-6	0.00249	0.9039	0.9029	2.4774
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t				
Intercept	-0.00073	0.000471	-1.55	0.1209				
CRSP-Rf	1.030177	0.0250	41.21	<.0001				
SMB	0.000224	0.0377	0.01	0.9953				
HML	-0.28073	0.0485	-5.79	<.0001				
Turnover	0.000999	0.000617	1.62	0.1063				

Tableau 22 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
LCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.000596	1.491E-6	0.00122	0.9698	0.9695	1.8984
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t				
Intercept	0.000139	0.000146	0.95	0.3420				
CRSP-Rf	1.009353	0.0112	90.39	<.0001				
SMB	-0.1554	0.0195	-7.99	<.0001				
HML	0.309852	0.0274	11.32	<.0001				
Spread	0.005553	0.00418	1.33	0.1848				

Tableau 23 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds
LCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.000599	1.497E-6	0.00122	0.9697	0.9694	1.8872
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	0.000209	0.000259	0.81	0.4211				
CRSP-Rf	1.007565	0.0109	92.31	<.0001				
SMB	-0.15666	0.0193	-8.14	<.0001				
HML	0.304367	0.0282	10.79	<.0001				
Turnover	0.000151	0.000434	0.35	0.7287				

Tableau 24 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
SCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00285	7.13E-6	0.00267	0.9278	0.9270	1.9100
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	-0.00081	0.000411	-1.98	0.0482				
CRSP-Rf	1.050646	0.0201	52.19	<.0001				
SMB	0.794584	0.0427	18.60	<.0001				
HML	0.186982	0.0648	2.88	0.0041				
Spread	0.037159	0.0112	3.32	0.0010				

Tableau 25 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds
SCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00291	7.283E-6	0.00270	0.9262	0.9255	1.9070
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	0.000399	0.000561	0.71	0.4772				
CRSP-Rf	1.049876	0.0190	55.21	<.0001				
SMB	0.78202	0.0421	18.59	<.0001				
HML	0.150789	0.0654	2.31	0.0216				
Turnover	-0.00008	0.000442	-0.17	0.8630				

Tableau 26 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
SCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00292	7.288E-6	0.00270	0.9283	0.9276	2.1112
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	0.000312	0.000147	2.12	0.0345				
CRSP-Rf	1.091692	0.0262	41.71	<.0001				
SMB	0.773826	0.0447	17.31	<.0001				
HML	0.353928	0.0635	5.57	<.0001				
Spread	-0.00189	0.000316	-5.99	<.0001				

Tableau 27 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds SCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00294	7.342E-6	0.00271	0.9278	0.9271	2.1126
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	-0.00077	0.000469	-1.64	0.1011				
CRSP-Rf	1.097108	0.0261	42.00	<.0001				
SMB	0.778763	0.0472	16.51	<.0001				
HML	0.366091	0.0712	5.14	<.0001				
Turnover	0.001091	0.000586	1.86	0.0636				

8.2.3.2 20 mars 2007 au 16 octobre 2008

Au cours de cette période, durant laquelle s'est déroulée la crise de liquidité, il n'y a aucune escompte ou prime de liquidité pour nos fonds mutuels étudiés tel que rapporté dans les tableaux 36, 37, 38, 39, 40, 41, 42 et 43. Une partie de l'explication pourrait résider dans le fait que les marchés ont réalisé que les titres de petite capitalisation étaient sur-évalués compte tenu de la présence d'une prime de liquidité et ont ramené leur prix selon la prédiction d'un modèle d'évaluation d'actifs à plusieurs facteurs.

Tableau 28 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
LCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	396	0.00536	0.000013	0.00366	0.9541	0.9536	1.8334
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t				
Intercept	0.000754	0.000382	1.97	0.0491				
CRSP-Rf	1.049543	0.0217	48.31	<.0001				
SMB	-0.20099	0.0337	-5.97	<.0001				
HML	-0.4374	0.0413	-10.59	<.0001				
Spread	-0.01004	0.00659	-1.52	0.1285				

Tableau 29 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds
LCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00534	0.000013	0.00365	0.9542	0.9537	1.8503
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t				
Intercept	0.001508	0.000677	2.23	0.0265				
CRSP-Rf	1.048599	0.0223	47.08	<.0001				
SMB	-0.19372	0.0358	-5.42	<.0001				
HML	-0.42357	0.0416	-10.19	<.0001				
Turnover	-0.00123	0.000661	-1.86	0.0640				

Tableau 30 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
LCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	396	0.00141	3.525E-6	0.00188	0.9871	0.9870	1.9319
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t				
Intercept	0.000206	0.000189	1.09	0.2780				
CRSP-Rf	0.974119	0.00891	109.27	<.0001				
SMB	-0.1678	0.0297	-5.65	<.0001				
HML	0.114928	0.0240	4.80	<.0001				
Spread	0.000049	0.00390	0.01	0.9900				

Tableau 31 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds
LCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00141	3.527E-6	0.00188	0.9871	0.9870	1.9340
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t				
Intercept	0.000313	0.000289	1.08	0.2787				
CRSP-Rf	0.973631	0.00894	108.91	<.0001				
SMB	-0.16642	0.0291	-5.73	<.0001				
HML	0.116231	0.0211	5.51	<.0001				
Turnover	-0.00012	0.000345	-0.35	0.7278				

Tableau 32 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
SCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	396	0.00423	0.000011	0.00325	0.9641	0.9637	1.9392
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t				
Intercept	0.000421	0.000259	1.63	0.1046				
CRSP-Rf	1.076113	0.0154	69.90	<.0001				
SMB	0.481313	0.0369	13.04	<.00010				
HML	-0.26647	0.0440	-6.06	<.0001				
Spread	-0.00414	0.00477	-0.87	0.3853				

Tableau 33 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds
SCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00418	0.000010	0.00323	0.9645	0.9641	1.9653
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t				
Intercept	0.001795	0.000981	1.83	0.0681				
CRSP-Rf	1.07575	0.0153	70.50	<.0001				
SMB	0.48946	0.0367	13.34	<.0001				
HML	-0.25725	0.0412	-6.25	<.0001				
Turnover	-0.00097	0.000638	-1.53	0.1273				

Tableau 34 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
SCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	396	0.00993	0.000025	0.00498	0.9276	0.9269	2.0542
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	-0.00028	0.000286	-0.97	0.3317				
CRSP-Rf	1.035284	0.0209	49.42	<.0001				
SMB	0.90341	0.0738	12.25	<.0001				
HML	0.342375	0.0653	5.24	<.0001				
Spread	0.004313	0.00297	1.45	0.1467				

Tableau 35 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds
SCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00998	0.000025	0.00500	0.9272	0.9265	2.0411
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	-0.00019	0.000961	-0.20	0.8419				
CRSP-Rf	1.032585	0.0204	50.67	<.0001				
SMB	0.902217	0.0711	12.69	<.0001				
HML	0.336364	0.0646	5.20	<.0001				
Turnover	0.000248	0.000807	0.31	0.7591				

8.2.3.3 3 juin 2008 au 31 décembre 2009

Durant cette période qui marque la fin de la crise de liquidité et l'ère post-crise, le coefficient de la variable de liquidité spread β_4 du tableau 50 est positif, traduisant une rémunération en rendement excédentaire pour les fonds mutuels *small-cap value* détenant des actifs illiquides, soit ayant un spread élevé. Cela est cohérent avec la littérature et correspond notamment au constat de Shawky et Tian (2011) pour la période 2003-2007. Ainsi, on peut présumer que la fuite vers la liquidité et la spirale de liquidité qui ont eu lieu avant et pendant la crise sont révolus à partir d'octobre 2008.

Tableau 36 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds LCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 3 juin 2008 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00689	0.000017	0.00415	0.9660	0.9656	2.0412
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx Pr > t				
Intercept	0.000565	0.000385	1.47	0.1434				
CRSP-Rf	1.053887	0.0184	57.22	<.0001				
SMB	-0.09339	0.0246	-3.80	0.0002				
HML	-0.42909	0.0338	-12.71	<.0001				
Spread	-0.01267	0.00834	-1.52	0.1295				

Tableau 37 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds
LCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 3 juin 2008 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00691	0.000017	0.00416	0.9659	0.9655	2.0567
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	0.001273	0.000812	1.57	0.1177				
CRSP-Rf	1.05538	0.0181	58.28	<.0001				
SMB	-0.09534	0.0264	-3.61	0.0004				
HML	-0.42841	0.0325	-13.20	<.0001				
Turnover	-0.00108	0.000740	-1.45	0.1465				

Tableau 38 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
LCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 3 juin 2008 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00216	5.411E-6	0.00233	0.9910	0.9909	2.1035
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	-0.00016	0.000167	-0.97	0.3332				
CRSP-Rf	1.006976	0.0115	87.61	<.0001				
SMB	-0.1789	0.0239	-7.50	<.0001				
HML	0.114547	0.0224	5.11	<.0001				
Spread	0.007003	0.00454	1.54	0.1240				

Tableau 39 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds
LCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 3 juin 2008 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00218	5.45E-6	0.00233	0.9909	0.9908	2.1027
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	-0.0001	0.000374	-0.28	0.7815				
CRSP-Rf	1.005675	0.0115	87.24	<.0001				
SMB	-0.17831	0.0235	-7.58	<.0001				
HML	0.114657	0.0224	5.11	<.0001				
Turnover	0.000161	0.000332	0.49	0.6272				

Tableau 40 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
SCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 3 juin 2008 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00488	0.000012	0.00349	0.9794	0.9792	2.0536
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	7.527E-6	0.000184	0.04	0.9674				
CRSP-Rf	1.071619	0.0109	98.00	<.0001				
SMB	0.644897	0.0408	15.80	<.0001				
HML	-0.14912	0.0290	-5.15	<.0001				
Spread	-0.00686	0.00375	-1.83	0.0682				

Tableau 41 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
SCGE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 3 juin 2008 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.00485	0.000012	0.00348	0.9795	0.9793	2.0754
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	0.001096	0.000872	1.26	0.2094				
CRSP-Rf	1.072847	0.0107	100.50	<.0001				
SMB	0.64509	0.0410	15.74	<.0001				
HML	-0.14739	0.0286	-5.16	<.0001				
Turnover	-0.00084	0.000576	-1.46	0.1437				

Tableau 42 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *spread* du fonds
SCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 3 juin 2008 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.0118	0.000029	0.00543	0.9610	0.9606	1.9531
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	-0.00054	0.000305	-1.77	0.0782				
CRSP-Rf	1.067918	0.0369	28.92	<.0001				
SMB	0.847935	0.0427	19.87	<.0001				
HML	0.242564	0.0521	4.66	<.0001				
Spread	0.004558	0.00215	2.12	0.0350				

Tableau 43 : Résultats de la régression linéaire du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec la variable de liquidité *turnover* du fonds
SCVE avec Estimateurs de Newey-West à retard maximal de 10 périodes pour la période du 3 juin 2008 au 31 décembre 2009.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West								
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.	Durbin Watson
Rend. quot.	5	395	0.0119	0.000030	0.00544	0.9607	0.9603	1.9418
Estimateurs des paramètres								
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx				
				Pr > t				
Intercept	-0.00014	0.000802	-0.18	0.8568				
CRSP-Rf	1.066596	0.0366	29.15	<.0001				
SMB	0.84846	0.0426	19.93	<.0001				
HML	0.241582	0.0516	4.69	<.0001				
Turnover	-0.00007	0.000692	-0.10	0.9167				

8.2.4 Analyse des échantillons agrégés

Après avoir décelé une prime de liquidité dans le rendement des fonds mutuels sous certaines conditions, nous poussons l'analyse afin de voir si nous pouvons généraliser nos observations sur un échantillon agrégé de nos fonds à petite capitalisation (*small-cap*) et sur un échantillon agrégé de nos fonds à grande capitalisation (*large-cap*).

Pour y parvenir, nous utilisons le modèle de régression de base (équation 3) tel que fait précédemment à la différence cette fois que nous procédons à une analyse panel à effet aléatoire. Nous procédons de cette manière puisque nous nous trouvons maintenant avec des données à trois dimensions (temps, rendement, et fonds), plusieurs fonds étant maintenant agrégés.

8.2.4.1 Large-cap

Les résultats de l'analyse des fonds *large-cap* agrégés disponibles dans les tableaux 52 et 56 ne démontrent aucune influence significative de l'une ou l'autre des mesures de liquidité sur la performance de ces fonds. Sachant que les actions à grande capitalisation sont les plus liquides, on peut interpréter l'absence de prime de liquidité comme la démonstration que les investisseurs ne perçoivent pas de risque de liquidité sur les actions à grande capitalisation pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

L'analyse des sous-périodes confirme cette hypothèse puisque malgré le fait que l'on tienne compte du changement de régime observé graphiquement, il n'y a aucun lien significatif entre la performance pour toutes les sous-périodes observable d'après les tableaux 53, 54, 55, 57, 58 et 59.

Tableau 44 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *spread* pour variable de liquidité sur les fonds *large-cap* pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0238	DFE	2009		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0034		
R²	0.9573				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000195	0.000151	1.29	0.1961
Mkt_RF	1	1.020997	0.00539	189.36	<.0001
SMB	1	-0.14466	0.0118	-12.29	<.0001
HML	1	-0.14305	0.0116	-12.33	<.0001
spread	1	-0.00134	0.00289	-0.46	0.6441

Tableau 45 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *spread* pour variable de liquidité sur les fonds *large-cap* pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0038	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0022		
R²	0.9170				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	-0.0001	0.000214	-0.46	0.6447
Mkt_RF	1	1.020345	0.0120	84.77	<.0001
SMB	1	-0.07621	0.0209	-3.64	0.0003
HML	1	0.015773	0.0345	0.46	0.6480
spread	1	0.008863	0.00460	1.93	0.0541

Tableau 46 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *spread* pour variable de liquidité sur les fonds *large-cap* pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0098	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0035		
R²	0.9568				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000338	0.000261	1.30	0.1955
Mkt_RF	1	1.012262	0.00821	123.22	<.0001
SMB	1	-0.18544	0.0204	-9.08	<.0001
HML	1	-0.15951	0.0176	-9.04	<.0001
spread	1	-0.00307	0.00407	-0.75	0.4514

Tableau 47 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *spread* pour variable de liquidité sur les fonds *large-cap* pour la période du 3 juin 2007 au 31 décembre 2009.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0157	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0044		
R²	0.9646				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000168	0.000257	0.65	0.5134
Mkt_RF	1	1.03037	0.00848	121.57	<.0001
SMB	1	-0.13727	0.0180	-7.64	<.0001
HML	1	-0.15859	0.0170	-9.34	<.0001
spread	1	-0.0031	0.00486	-0.64	0.5238

Tableau 48 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *turnover* pour variable de liquidité sur les fonds *large-cap* pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0238	DFE	2009		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0034		
R²	0.9573				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000447	0.000210	2.13	0.0336
Mkt_RF	1	1.020993	0.00537	190.15	<.0001
SMB	1	-0.14382	0.0118	-12.22	<.0001
HML	1	-0.14261	0.0116	-12.30	<.0001
turnover	1	-0.00032	0.000205	-1.56	0.1186

Tableau 49 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *turnover* pour variable de liquidité sur les fonds *large-cap* pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0038	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0022		
R²	0.9163				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000043	0.000289	0.15	0.8815
Mkt_RF	1	1.018015	0.0120	84.59	<.0001
SMB	1	-0.08017	0.0210	-3.83	0.0001
HML	1	0.004514	0.0346	0.13	0.8963
turnover	1	0.000187	0.000404	0.46	0.6439

Tableau 50 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *turnover* pour variable de liquidité sur les fonds *large-cap* pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0098	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0035		
R²	0.9568				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000634	0.000385	1.65	0.0996
Mkt_RF	1	1.011853	0.00819	123.52	<.0001
SMB	1	-0.18188	0.0207	-8.80	<.0001
HML	1	-0.15465	0.0178	-8.67	<.0001
turnover	1	-0.00045	0.000362	-1.26	0.2093

Tableau 51 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *spread* pour variable de liquidité sur les fonds *large-cap* pour la période du 3 juin 2007 au 31 décembre 2009.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0157	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0044		
R²	0.9646				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000251	0.000547	0.46	0.6466
Mkt_RF	1	1.030876	0.00843	122.22	<.0001
SMB	1	-0.1376	0.0180	-7.66	<.0001
HML	1	-0.15848	0.0170	-9.33	<.0001
turnover	1	-0.00017	0.000431	-0.41	0.6850

8.2.4.2 *Small-cap*

Les résultats de l'analyse des fonds *small-cap* agrégés qu'on retrouve aux tableaux 60, 61, 62, 63, 64, 65, 66 et 67 montrent qu'il existe une relation négative entre le rendement de ces fonds et le *spread* pour la période pré-crise (1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007), ce qui confirme les résultats obtenus lors de l'analyse du fonds SCVE à la section 8.2.3.1.

De plus, nous observons une relation négative entre le rendement des fonds *small-cap* et le *turnover* pour la période de quatre ans. Cela est cohérent avec les résultats rapportés à la section 8.2.2 pour le fonds SCGE.

Tableau 52 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *spread* pour variable de liquidité sur les fonds *small-cap* pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0390	DFE	2009		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0044		
R²	0.9456				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.00009	0.000115	0.78	0.4353
Mkt_RF	1	1.066734	0.00687	155.21	<.0001
SMB	1	0.736693	0.0150	48.99	<.0001
HML	1	0.064806	0.0148	4.37	<.0001
spread	1	-0.0004	0.000902	-0.44	0.6574

Tableau 53 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *spread* pour variable de liquidité sur les fonds *small-cap* pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0059	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0027		
R²	0.9265				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000323	0.000108	3.00	0.0027
Mkt_RF	1	1.070967	0.0149	71.79	<.0001
SMB	1	0.777811	0.0259	30.02	<.0001
HML	1	0.252198	0.0421	5.99	<.0001
spread	1	-0.00171	0.000625	-2.74	0.0063

Tableau 54 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *spread* pour variable de liquidité sur les fonds *small-cap* pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0191	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0049		
R²	0.9251				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000063	0.000249	0.25	0.8014
Mkt_RF	1	1.05542	0.0114	92.53	<.0001
SMB	1	0.690193	0.0285	24.22	<.0001
HML	1	0.037633	0.0246	1.53	0.1267
spread	1	0.001563	0.00254	0.62	0.5379

Tableau 55 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *spread* pour variable de liquidité sur les fonds *small-cap* pour la période du 3 juin 2007 au 31 décembre 2009.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0215	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0052		
R²	0.9601				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	-0.00034	0.000228	-1.51	0.1322
Mkt_RF	1	1.069192	0.00990	107.95	<.0001
SMB	1	0.744145	0.0210	35.40	<.0001
HML	1	0.048337	0.0199	2.43	0.0154
spread	1	0.002553	0.00254	1.01	0.3151

Tableau 56 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *turnover* pour variable de liquidité sur les fonds *small-cap* pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0389	DFE	2009		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0044		
R²	0.9457				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.00064	0.000447	1.43	0.1525
Mkt_RF	1	1.066598	0.00686	155.38	<.0001
SMB	1	0.738296	0.0150	49.07	<.0001
HML	1	0.065543	0.0148	4.42	<.0001
turnover	1	-0.00047	0.000233	-2.00	0.0452

Tableau 57 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *turnover* pour variable de liquidité sur les fonds *small-cap* pour la période du 1^{er} janvier 2006 au 6 août 2007.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0059	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0027		
R²	0.9260				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	-0.00016	0.000250	-0.62	0.5342
Mkt_RF	1	1.072775	0.0150	71.54	<.0001
SMB	1	0.779157	0.0261	29.88	<.0001
HML	1	0.256255	0.0428	5.99	<.0001
turnover	1	0.000344	0.000227	1.52	0.1300

Tableau 58 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *turnover* pour variable de liquidité sur les fonds *small-cap* pour la période du 20 mars 2007 au 16 octobre 2008.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0191	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0049		
R²	0.9251				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000454	0.000622	0.73	0.4662
Mkt_RF	1	1.054567	0.0114	92.77	<.0001
SMB	1	0.693914	0.0290	23.96	<.0001
HML	1	0.038387	0.0248	1.55	0.1226
turnover	1	-0.0002	0.000417	-0.47	0.6385

Tableau 59 : Résultats de la régression panel du modèle

$R_{i,j} = \alpha + \beta_1(R_{M,j} - R_{f,j}) + \beta_2(SMB_j) + \beta_3(HML_j) + \beta_4(LIQ_{i,j}) + \varepsilon$ avec *spread* pour variable de liquidité sur les fonds *small-cap* pour la période du 3 juin 2007 au 31 décembre 2009.

Statistiques de la régression					
SSE	0.0215	DFE	795		
MSE	0.0000	Root MSE	0.0052		
R²	0.9601				
Estimateurs des paramètres					
Variable	DF	Estimateur	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	0.000512	0.000591	0.87	0.3867
Mkt_RF	1	1.068638	0.00988	108.12	<.0001
SMB	1	0.746447	0.0210	35.46	<.0001
HML	1	0.048821	0.0199	2.45	0.0144
turnover	1	-0.00053	0.000409	-1.28	0.2000

9 Conclusion

L'essai porte sur la relation entre la performance des fonds mutuels et la liquidité de leurs constituants. Nous avons identifié dans un premier temps les déterminants de la performance des fonds mutuels, et dans un second temps deux mesures de la liquidité des actions.

Nous avons ensuite posé deux hypothèses sur la relation entre la performance des fonds mutuels et la liquidité de leurs constituants que nous avons vérifiées dans la méthodologie. La première qui supposait la non-sensibilité des fonds *large-cap* à la liquidité des actions a été confirmée. Toutefois, la seconde hypothèse qui elle portait sur la sensibilité des fonds *small-cap* à la liquidité des actions ne s'est pas réalisée pour la période étudiée précédant la crise, révélant une surperformance des fonds *small-cap* liquides plutôt qu'une prime d'illiquidité tel que reconnu dans la littérature. Nous avons expliqué ce paradoxe par le fait que les investisseurs appréhendaient déjà à cette époque la crise de liquidité qui a frappé par la suite et avaient dès lors commencé à se réfugier dans des actifs plus liquide.

Finalement, les fonds mutuels sont des véhicules d'investissements très présents qui n'ont pas été épargnés par la crise qui a secoué le monde financier en 2008. La liquidité du marché des actions jouait un rôle significatif avant cette crise dans la performance de ceux de type *small-cap*, rôle qui a refait surface de manière différente après cette crise. La perspective d'une étude plus quantitative portant sur la liquidité sur les fonds *small-cap* nous permettrait certainement d'approfondir la mesure et l'évolution de la liquidité et de mieux comprendre la perception des investisseurs à l'égard de celle-ci.

10 Bibliographie

Amihud, Y, et Mendelson, H, 1986 «Asset pricing and the bid-ask spread», *Journal of Financial Economics*, vol. 17 no. 2, pp. 223-249

Amihud, Y, 2002, «Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects», *Journal of Financial Markets*, vol. 5 no. 1, pp.31-56

Autorité des Marchés Financiers, 2006, *Petit Lexique des Investissements*, 1^{ère} édition

Brennan, MJ, et Subrahmanyam A, 1996, «Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns», *Journal of Financial Economics*, vol. 41 no. 3, pp. 441-464

Brown, SJ, Goetzmann, W, Ibbotson, RG, et Ross, SA, 1992, «Survivorship Bias in Performance Studies», *The Review of Financial Studies*, vol. 5 no. 4, pp. 553-580

Brunnermeier, M, et Pedersen, LH, 2009, «Market Liquidity and Funding Liquidity», *Review of Financial Studies*, vol. 22, no. 6, pp. 2201-2238

Carhart, M, 1997, «On Mutual Fund Performance», *Journal of Finance*, vol. 52 no. 1, pp. 57-82

Chan-Lau, JA, Mathieson, DJ, et Yao, JY, 2004, «Extreme Contagion in Equity Markets», *IMF Staff Papers*, vol. 51 no. 2, pp. 386-408

Chen, J, Hong, H, Huang, M, et Kubik, J, 2004. «Does Fund Size Erode Mutual Fund Performance? The Role of Liquidity and Organization» *The American Economic Review*, vol. 94 no. 5, pp. 1276-1302

Chordia, T, Roll, R et Subrahmanyam, A, 2000, «Commonality in Liquidity», *Journal of Financial Economics* vol. 56 no. 1, pp. 3-28

Chordia, T, Roll, R et Subrahmanyam, A, 2001, «Market Liquidity and Trading Activity», *Journal of Finance* vol. 56 no. 2, pp. 501-530

Fama, E, et French, KR, 1993, «Common Risk Factors in the Return on Stocks and Bonds», *Journal of Financial Economics*, vol. 33, no. 1, pp. 3-56

Investment Company Institute, 2011, *2011 Investment Company Fact Book*, 51^{ème} édition

Kacperczyk, M, Sialm, C et Zheng, L, 2008, «Unobserved actions of mutual funds», *Review of Financial Studies*, vol. 21 no. 6, pp. 2379-2416

Næs, R, Skjeltorp J, et Ødegaard BA, 2011, «Stock Market Liquidity and the Business Cycle», *Journal of Finance*, vol. 66, no. 1, pp. 139-176

Newey, WK, West, KD, 1987, «A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix», *Econometrica* vol. 55 no. 3, pp. 703–708

Shawky, HA, et Tian, J, 2011, «Small-cap Equity Mutual Fund Managers as Liquidity Providers», *Journal of Empirical Finance*, vol. 18, no. 5, pp. 802-814.

Vayanos, B, 2004, «Flight to Quality, Flight to Liquidity, and the Pricing of Risk», Working paper. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Wermers, R, 2000, «Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses», *Journal of Finance*, vol. 55 no. 4, pp. 1655-1703

White, H, 1980, «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica*, vol. 48 no. 4, pp. 817-838

Annexe

1 Modèle de régression univarié

Nous remarquons que pour les catégories de fonds «grande capitalisation croissance» (LCGE), «grande capitalisation valeur» (LCVE) et «petite capitalisation valeur» (SCVE), aucune des variables de liquidité n'est significative pour l'ensemble de la période. Cela indique qu'il n'existe donc pas de prime de liquidité pour ces fonds pour la période 2006-2010. Pour la catégorie «petite capitalisation croissance» (SCGE) la variable *spread* est significative. Le coefficient de ce facteur étant négatif, nous concluons que les rendements pour ces catégories de fonds sont plus élevés lorsque le *spread* est faible, donc lorsque le marché des actions est plus liquide.

À la lumière de ces constatations, nous retiendrons la mesure du *spread* comme paramètre de liquidité pour la suite de notre étude. Notons que ces conclusions se répètent lorsque nous utilisons le modèle de base avec le *spread* et le *turnover*.

Tableau 60 : Régression linéaire des rendements du fonds LCGE sur la variable *spread*.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	2	1005	0.2607	0.000259	0.0161	0.0132	0.0123
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx			
				Pr > t			
intercept	0.002897	0.00146	1.99	0.0474			
spread	-0.06398	0.0355	-1.80	0.0721			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	95.89	2	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 61 : Régression linéaire des rendements du fonds LCGE sur la variable *turnover*.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	2	1005	0.2631	0.000261	0.0162	0.0039	0.0029
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx			
				Pr > t			
intercept	0.003045	0.00214	1.42	0.1554			
turnover	-0.00295	0.00235	-1.25	0.2109			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	165.0	2	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 62 : Régression linéaire des rendements du fonds LCVE sur la variable *spread*.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	2	1005	0.2894	0.000287	0.0170	0.0125	0.0115
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx			
				Pr > t			
intercept	0.003068	0.00106	2.89	0.0040			
spread	-0.08113	0.0340	-2.39	0.0172			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	154.2	2	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 63 : Régression linéaire des rendements du fonds LCVE sur la variable *turnover*.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	2	1005	0.2931	0.000291	0.0171	0.0000	-0.0010
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx			
				Pr > t			
intercept	0.000406	0.00142	0.29	0.7754			
turnover	-0.00019	0.00193	-0.10	0.9224			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	224.7	2	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 64 : Régression linéaire des rendements du fonds SCGE sur la variable *spread*.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	2	1005	0.3172	0.000315	0.0177	0.0084	0.0074
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx			
				Pr > t			
intercept	0.003064	0.00145	2.11	0.0351			
turnover	-0.07869	0.0414	-1.90	0.0576			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	79.24	2	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 65 : Régression linéaire des rendements du fonds SCGE sur la variable *turnover*.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	2	1005	0.3198	0.000318	0.0178	0.0002	-0.0008
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx			
				Pr > t			
intercept	0.001068	0.00175	0.61	0.5408			
turnover	-0.00062	0.00133	-0.47	0.6393			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	68.36	2	<.0001	Cross of all vars		

Tableau 66 : Régression linéaire des rendements du fonds SCVE sur la variable *spread*.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	2	1005	0.3964	0.000394	0.0198	0.0008	-0.0002
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx			
				Pr > t			
intercept	0.000454	0.000633	0.72	0.4735			
spread	-0.00383	0.00429	-0.89	0.3724			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	12.01	2	0.0025	Cross of all vars		

Tableau 67 : Régression linéaire des rendements du fonds SCVE sur la variable *spread*.

Régression linéaire par MCO avec correction Newey-West							
Équation	DF Model	DF Error	SSE	MSE	Root MSE	R ²	R ² aj.
Rend. quot.	2	1005	0.3966	0.000394	0.0198	0.0002	-0.0008
Estimateurs des paramètres							
Paramètre	Estimateur	Approx Std Err	t Value	Approx			
				Pr > t			
intercept	-0.00059	0.00143	-0.41	0.6829			
turnover	0.000663	0.00163	0.41	0.6837			
Test d'hétéroscédasticité							
Équation	Test	Statistic	DF	Pr > ChiSq	Variables		
Rend. quot.	White's Test	123.2	2	<.0001	Cross of all vars		