



HAL
open science

Faut-il corriger les rentabilités des hedge funds?

Huyen Nguyen-Thi-Thanh, Georges Gallais-Hamonno, Thi H.V. Hoang

► **To cite this version:**

Huyen Nguyen-Thi-Thanh, Georges Gallais-Hamonno, Thi H.V. Hoang. Faut-il corriger les rentabilités des hedge funds?. Banque & Marchés, 2008, 96, pp.6-19. halshs-00106400

HAL Id: halshs-00106400

<https://shs.hal.science/halshs-00106400>

Submitted on 15 Oct 2006

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

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

Faut-il corriger les rentabilités des hedge funds ?

Georges Gallais-Hamonno,^{*} Thi-Hong-Van Hoang,[†] Huyen Nguyen-Thi-Thanh[‡]

Version préliminaire : Septembre 2006

Résumé

Ce papier examine deux principaux mécanismes proposés dans la littérature pour corriger les rentabilités lissées des hedge funds et l'impact de cette correction sur les caractéristiques statistiques de la distribution des rentabilités et sur la performance des fonds. Nos résultats suggèrent que le délissage a pour conséquence de modifier considérablement la distribution des rentabilités — augmenter l'écart-type, augmenter ou baisser la skewness et la kurtosis. En revanche, la moyenne reste inchangée. Ce résultat indique une modification non négligeable du profil de risque des fonds suite au délissage. Concernant la performance des fonds mesurée par le ratio de Sharpe et l'indice Omega, nous trouvons que leur classement par rapport aux indices de marché reste plus ou moins inchangé. Malgré une corrélation assez forte entre les classements d'avant et d'après le délissage, des modifications de rang assez nettes ont été observées au sein des stratégies des hedge funds. Par ailleurs, le choix de la méthode de délissage a un impact non négligeable sur les résultats obtenus.

JEL CLASSIFICATION : G2, G11, G15

KEYWORDS : hedge funds, mesures de performance, ratio de Sharpe, indice Omega, rentabilités lissées.

^{*}Professeur au Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO), E-mail : georges.gallais-hamonno@univ-orleans.fr

[†]Doctorante au Laboratoire Orléanais de Gestion (LOG), Université d'Orléans. E-mail : thihongvan.hoang@univ-orleans.fr

[‡]Auteur correspondant. Doctorante au LEO UMR6221, Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion, Université d'Orléans, Rue de Blois, B.P. 6739, 45 067 Orléans Cedex 2., tél. : (33) (0)2 38 49 48 19, fax : (33) (0)2 38 41 73 80, E-mail : huyen.nguyen_thi_thanh@univ-orleans.fr.

Abstract

In this paper, we study two principal mechanisms suggested in the literature to correct the serial correlation in hedge fund returns and the impact of this correction on the distributional characteristics of fund returns as well as on fund performance. Our results indicate that the unsmoothing significantly modifies the distribution of returns, i.e. increases the standard-deviation, increases or decrease the skewness and the kurtosis. Nevertheless, the mean return remains unchanged. This implies a substantial modification of funds' risk profile after the unsmoothing. Regarding fund's performance measured by the Sharpe ratio and the Omega index, we find that fund rankings relative to market indices remain more or less unchanged. Despite high correlations between rankings before and after the unsmoothing, some significant changes are observed in fund rankings. In addition, the choice of the unsmoothing mechanisms has an important impact on the results.

JEL CLASSIFICATION : G2, G11, G15

KEYWORDS : hedge funds, performance measures, Sharpe ratio, Omega index, smoothed returns.

1 Introduction

La performance extraordinaire constatée des hedge funds durant ces deux derniers siècles, tout particulièrement durant la longue période haussière des années 90s, mettent rapidement les hedge funds sur le devant de la scène de l'industrie de la gestion collective. Ces fonds autrefois réservés uniquement aux individus fortunés sont devenus à l'heure actuelle un véhicule de placement préféré des investisseurs institutionnels et individuels plus ou moins qualifiés. Selon une étude récente de Russell¹, l'investissement des institutions européennes dans les hedge funds a été doublé de 24% en 2003 à 48% en 2005 ; À l'horizon de 2007, la proportion de portefeuille dédiée aux hedge funds est estimée s'élever à 7,2% contre 5,3% estimée en 2005. Aussi se tournent de nombreux investisseurs individuels vers l'industrie des hedge funds via les fonds de fonds ou les placements indirects dans les OPCVM ou les fonds de pension investissant dans les hedge funds.

L'attractivité de ces véhicules alternatifs peut être résumée dans son bénéfice pré-supposé de générer de bonnes performances indépendamment des conditions du marché, autrement dit sa décorrélation avec les actifs traditionnels. Ainsi, ils permettent d'améliorer la rentabilité ou/et réduire le risque, et donc de diversifier les portefeuilles exposés aux actifs traditionnels. Cependant, ces bénéfices sont principalement constatés dans des cadres d'analyse normatives s'appuyant essentiellement sur l'hypothèse des rentabilités gaussiennes, indépendamment et identiquement distribuées (*iid*). Or, plusieurs études ont démontré que ces hypothèses sont loin d'être validées chez des fonds alternatifs², rendant les bénéfices de ces derniers beaucoup moins certains. Plus spécifiquement, Fung & Hsieh (1999), Lavinio (2000), Lo (2001), Brooks & Kat (2002), Anson (2002) ont trouvé que plusieurs stratégies ont des rentabilités fortement asymétriques et à queues épaisses avec une ampleur plus grande que chez les actifs traditionnels. Dans la même veine, Asness et al. (2001), Brooks & Kat (2002), Kat & Lu (2002), Okunev & White (2003), Getmansky et al. (2004) ont documenté une autocorrélation³ importante au sein des séries de rentabilités des hedge funds, indiquant que les séries ne sont pas *iid*. Ces études ont également démontré que la non prise en compte de ces caractéristiques a pour conséquence de sous-estimer le risque des hedge funds, que ce soit estimé par l'écart-type des rentabilités ou par le bêta. De ce fait, plusieurs méthodes ont été proposées pour pallier ces problèmes, à savoir la considération des moments d'ordres supérieurs (skewness, kurtosis, etc.) et les techniques de correction

¹Russell Investment Group's seventh annual report on alternative investment, September 2005.

²Par abus de langage, les deux termes "hedge funds" et "fonds alternatifs" seront employés de manière interchangeable dans la suite du papier.

³Les deux termes "autocorrélation" et "corrélation sérielle" sont utilisés de manière interchangeable pour désigner l'autocorrélation dans les séries de rentabilités des hedge funds.

de la corrélation sérielle.

Dans le cadre de ce papier, nous nous intéressons au problème de l'autocorrélation dans les séries des rentabilités des hedge funds. Spécifiquement, nous étudions l'impact des méthodes de correction de la corrélation sérielle — celle proposée par Geltner (1993), son extension par Okunev & White (2003) et celle proposée par Getmansky et al. (2004) — sur les caractéristiques statistiques de la distribution des rentabilités des hedge funds ainsi que sur leurs performances absolue et relative.

Le reste du papier est structuré de la manière suivante. Après avoir révisé les causes principales et les conséquences de la corrélation sérielle ainsi que les méthodes de correction proposées dans la littérature dans respectivement les sections 2 et 3, nous présentons dans la section 4 les données utilisées. Ensuite, le processus de délissage des données est présenté dans la section 5. La section 6 est destinée à discuter les résultats obtenus et leurs implications. La section 7 conclut notre étude.

2 Les rentabilités lissées et la corrélation sérielle des rentabilités des hedge funds

2.1 Les causes principales

La corrélation sérielle est souvent considérée comme un élément associé aux inefficiences du marché. Or, comme l'ont évoqué Getmansky et al. (2004), celle-ci implique la violation de l'hypothèse de la marche aléatoire et la prévisibilité des rentabilités et est en contradiction avec la croyance que les fonds alternatifs attirent les meilleurs gérants de l'industrie de la gestion financière. En effet, si les rentabilités du mois prochain de ces fonds sont prévues positives de manière fiable, les gérants vont augmenter leurs positions pour profiter pleinement de cette prévision, et vice versa pour une prévision contraire. Dans la lignée de Samuelson (1965), en exploitant cette prévision, les gérants vont éventuellement éliminer cette opportunité. Étant donnée la taille de l'industrie des hedge funds et le talent des gérants, l'existence de telles sources d'opportunités inexploitées semble improbable. Bien évidemment, le contre-argument naturel est que les gérants peuvent ne pas être en mesure d'exploiter la corrélation sérielle en raison des coûts de transaction et des contraintes de liquidité, ce qui nous ramène à l'hypothèse que la corrélation sérielle est la conséquence du manque de liquidité.

De manière générale, la corrélation sérielle peut être imputée à plusieurs sources différentes, à savoir des rentabilités espérées variables dans le temps, un niveau de levier variable dans le temps, le mécanisme des frais de performance avec des *high-water marks*⁴, la faible liquidité des actifs dans lesquels investissent les hedge funds et finalement le lissage volontaire de la part des gérants de fonds. Toutefois, comme le montrent Getmansky et al. (2004), bien que les trois premières sources existent toujours, elles ne devraient pas générer une corrélation sérielle d'une ampleur aussi importante que celle constatée sur leurs données — 30% à 50% pour des rentabilités mensuelles. Partant, le caractère peu liquide des actifs et le lissage intentionnel des gérants en constituent vraisemblablement les causes principales.

Selon Andrew Lo — Professeur en finance au *Massachusetts Institute of Technology* et gérant d'un hedge fund, peu importe que le lissage des rentabilités soit naturellement dû à la difficulté d'évaluer le juste prix du marché des actifs ou soit lié aux pratiques "répugnantes" de certains gérants, ce phénomène existe bel et bien dans l'industrie des hedge funds⁵.

Ce biais assez courant chez des actifs dont la liquidité est limitée, comme c'est le cas de l'immobilier ou du "capital investissement" (*private equities*), résulte du fait que les prix sont calculés sur la base de benchmarks retardés ou de valeurs estimatives et non sur la valeur présente du marché. Il est bien connu que de nombreuses stratégies des hedge funds investissent dans des actifs peu liquides ou dans ceux dont le prix est difficile à déterminer, tels que des titres hors cote, des titres en détresse, des capital investissements, des titres des marchés émergents, l'immobilier, etc. Selon une étude réalisée par l'AIMA (*Alternative Investment Management Association*) en 2004, en général, il est difficile de déterminer le prix de 20% des actifs détenus par les hedge funds. Chez certains fonds, cette proportion peut même atteindre 50% ; parmi ces actifs, les "dettes en détresse" en représentent la plus grande partie, suivie par les produits relevant les stratégies de type Fixed-Income Arbitrage et Convertible Arbitrage ; ces actifs sont particulièrement concentrés au sein des stratégies spécifiques telles que Distressed Debt, Emerging Markets et Mortgage-Backed Securities ; les investisseurs des hedge funds non-diversifiés peuvent être exposés à ces produits à hauteur de 100% (Waters 2006, Kentouris 2005)⁶.

⁴Le *high water mark* est le niveau de rentabilité historique le plus haut atteint. Ce mécanisme oblige le gérant à récupérer au préalable ses pertes par rapport à ce niveau avant de pouvoir prélever une commission sur les profits. Concrètement, les gérants de hedge funds reçoivent des frais de performance qui sont une fraction de la rentabilité nette annuelle en excès du *high water mark*.

⁵"Most hedge fund managers are good, honorable people. But there are probably some engaged in unsavory practices." (Source : Is your hedge fund manager too smooth ?, *Institutional Investor*, Nov2002, Vol.36, Issue 11, p9.)

⁶Les gérants des hedge funds considèrent que le manque d'information sur ces produits constituent des opportunités pour réaliser des gains intéressants.

Puisque le prix de marché de ces actifs n'est pas disponible, ou disponible seulement de manière irrégulière, le flou et la subjectivité interviennent dans la détermination du prix effectif⁷. Le biais de prix est introduit soit par les gérants, soit par le biais des courtiers car plusieurs gérants se basent sur le prix fourni par ces derniers. L'absence d'une norme pour l'industrie, accompagnée par l'existence de multiples méthodes d'évaluation des actifs et d'extrapolation des prix (le dernier prix disponible, la moyenne des prix, la médiane, le prix le plus élevé, ou le prix le plus bas, etc.) font que le prix varie d'un courtier ou d'un gérant à l'autre. À titre d'exemple, les différences de prix des CMO⁸ fournis par cinq courtiers au décembre 2000 varient de 6% à 44% (Lhabitant 2004). Sans pour autant lisser délibérément les prix, cette pratique des gérants et des courtiers induit une forte auto-corrélation au sein des séries de prix et donc des rentabilités. Certes, ce problème n'existe pas uniquement dans le cas des hedge funds. Toutefois, puisque ceux-ci investissent souvent dans des produits financiers non standardisés alors qu'ils sont soumis à très peu de restrictions réglementaires (audit, transparence sur la composition des portefeuilles), ce biais est estimé avoir une ampleur plus importante chez les hedge funds que chez des fonds traditionnels.

Si les placements dans des actifs extrêmement peu liquides conduisent au biais de prix différé et de rentabilité lissée sur une base involontaire, ils laissent une marge considérable aux les gérants les moins honnêtes pour manipuler délibérément les données de prix et donc celles de la rentabilité. Le phénomène de manipulation des profits par les gérants des entreprises en vue de maximiser leur compensation, comme dans le cas d'Enron, est bien connu et longtemps documenté dans la littérature (cf. Healy & Wahlen 1999). Quant aux fonds de placement, Chandar & Bricker (2002) apportent l'évidence que les gérants de SICAF (Société d'Investissement à Capital Fixe, équivalent aux *Closed-End Mutual Funds*) lissent intentionnellement les rentabilités de leurs fonds afin d'optimiser la performance de ces derniers relativement à un benchmark. La logique derrière cette opération est la suivante. D'un côté, à la différence des entreprises "normales", la rémunération que reçoivent les gérants de fonds sont légalement basée sur la taille des actifs sous gestion — en pourcentage de la valeur liquidative des actifs. Les gérants ont donc intérêt à utiliser leur discrétion en matière d'évaluation des actifs pour maximiser la valeur de ces derniers, notamment pendant une période baissière du marché, ce qui masque partiellement le vrai risque de leurs portefeuilles. D'un autre côté, leurs comportements sont conduits par une clause explicite du contrat de gestion entre gérants et investisseurs, à savoir la performance du fonds par rapport à un indice de benchmark comme le S&P 500, le DJ Euro Stoxx 50 ou bien le

⁷Des explications plus détaillées et des exemples peuvent être trouvés dans la littérature sur le *nonsynchronous trading*.

⁸*Collateralized Mortgage Obligations* (CMO) sont des obligations, en principe sans risques, car elles sont garanties par un panier des prêts hypothécaires de maturité fixe. Les règles de paiement du principal et de l'intérêt sont spécifiées dans le prospectus d'émission.

CAC40. Les gérants apportent une valeur ajoutée que s'ils surperforment le benchmark et parfois les benchmarks ; autrement, les investisseurs peuvent obtenir de meilleures rentabilités en plaçant leur argent dans un portefeuille de marché. Par ailleurs, la performance des gérants est habituellement évaluée en fonction de leur persistance, ou plus spécifiquement de leur fréquence à surperforment régulièrement le(s) benchmark(s). Une bonne appréciation promet des inflows futurs et donc une amélioration de la rémunération future. Là encore, les gérants opportunistes peuvent lisser les résultats pour maximiser leur revenus à long-terme si leur mandat de gestion le leur permet.

Si la pratique du lissage intentionnel des rentabilités existe bel et bien chez quelques sicav classiques, elle est estimée beaucoup plus courante chez les hedge funds pour des raisons supplémentaires suivantes. Premièrement, puisque ceux-ci sont généralement très peu réglementés, ils sont souvent opaques, non audités et restent très discrets sur les actifs investis dont une grande proportion est constituée de produits complexes non standardisés. Ainsi, les gérants ont une large discrétion pour évaluer leurs portefeuilles à leur manière. Deuxièmement, la structure de rémunération complexe spécifique aux hedge funds avec des frais de performance, le *hurdle rate* et le *high water mark*⁹ font que la rémunération des gérants est dépendante de la performance cumulative des fonds au cours du temps. D'où l'incitation pour les gérants d'optimiser les rentabilités sur plusieurs périodes¹⁰.

Nous allons voir les symptômes et les conséquences des biais de prix et de rentabilités lissées dans la section qui suit.

2.2 Les symptômes et les conséquences inhérentes

Le caractère des rentabilités lissées des hedge funds est mis en évidence par plusieurs études — Asness et al. (2001), Brooks & Kat (2002), Kat & Lu (2002), Okunev & White (2003) et Getmansky et al. (2004).

Examinant 10 indices de hedge funds de CSFB/Tremont sur la période 1994–2000, Asness et al. (2001) constatent que la régression des rentabilités des hedge funds sur la rentabilité présente et les trois rentabilités retardées du marché¹¹ produit un bêta (le vrai bêta est la somme des quatre bêtas estimés) qui est nettement plus grand que celui estimé par la régression sans rentabilités retardées¹². Par ailleurs, l'alpha issu de la régression sans

⁹Le *hurdle rate* est la performance minimale à atteindre, au dessus de laquelle les frais de performance s'appliquent.

¹⁰Weisman (2000) appelle narquoisement cette pratique "un support comptable du marketing".

¹¹ $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0,i}R_{m,t} + \beta_{1,i}R_{m,t-1} + \beta_{2,i}R_{m,t-2} + \beta_{3,i}R_{m,t-3} + \varepsilon_{i,t}$

¹² $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0,i}R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$

rentabilités retardées est significativement positif alors qu'il devient non significativement négatif quand les rentabilités retardées sont incluses. Ce constat indique que la non prise en compte du caractère lissé des prix et des rentabilités chez les hedge funds conduit à une sous-estimation du risque de marché exposé par ces derniers et donc à une sur-estimation de la valeur ajoutée des gérants à la performance de leurs fonds (mesurée par l'alpha). Afin de savoir si les effets observés sont dus au retard involontaire des prix en raison de la faible liquidité ou bien au lissage intentionnel de rentabilités par les gérants, ou bien à ces deux effets joints, une régression avec des rentabilités retardées est effectuée selon que le marché est en hausse ou en baisse ; si les prix sont lissés de manière involontaire, les bêtas devront être symétriques. Or, les résultats obtenus démontrent une asymétrie des bêtas : la somme des bêtas retardés est significativement plus grande dans le marché baissier que dans le marché haussier. Ceci implique que les gérants sont plus préoccupés de lisser les mauvaises rentabilités que les bonnes, ce qui confirme donc la présence d'une "gestion des prix" (*managed price*). Une application de cette méthodologie aux rentabilités des indices de *Hedge Fund Research* aboutit aux mêmes résultats.

Brooks & Kat (2002) étudient les caractéristiques des rentabilités de 48 indices de hedge funds construits par sept sociétés de conseil en gestion alternative¹³ et trouvent que presque tous les séries présentent une autocorrélation d'ordre 1 fortement positive (au moins de 0,4) et statistiquement significative. En revanche, les indices obligataires et d'actions — S&P 500, DJIA, Russell 2000, Nasdaq, Lehmann Government Bonds — sont très peu autocorrélés et d'une façon non significative. De plus, ces coefficients d'autocorrélation sont non seulement petits en termes de valeur absolue mais principalement négatifs. Cette évidence empirique confirme que l'autocorrélation constatée dans les rentabilités des hedge funds est plutôt liée aux spécificités de ces fonds qu'aux propriétés générales des séries financières. La conséquence de ce lissage extrême est une sous-estimation de la volatilité et donc une sur-estimation du ratio de Sharpe des hedge funds. Ce résultat a été corroboré ensuite par Kat & Lu (2002) et Okunev & White (2003).

Dans la même ligne, Getmansky et al. (2004) démontrent mathématiquement que le lissage des rentabilités n'affecte pas la rentabilité moyenne mais réduit la variance, donc le bêta et augmente le ratio de Sharpe. Via un cadre théorique, les auteurs montrent qu'une auto-corrélation d'ordre 2 (67% d'ordre 1, 33% d'ordre 2) des rentabilités mensuelles peut entraîner une diminution du bêta de 67% et une augmentation du ratio de Sharpe de 73%. L'examen empirique réalisé sur un échantillon de 909 fonds individuels révèle que le niveau d'autocorrélation d'ordre 1 est assez important dans les stratégies impliquant l'investisse-

¹³CSFB/Tremont, Hedge Fund Research, Zurich Capital Markets, Hennessee, Van Hedge Fund Advisors, Altvest, Tuna.

ment dans des actifs non liquides. Dans un exemple empirique réalisé sur un échantillon de 12 hedge funds, Lo (2002) trouve que le ratio de Sharpe annuel pour un hedge fund peut être surestimé jusqu'à 65% en raison de la présence de l'autocorrélation dans les rentabilités mensuelles. Aussi, quand ce caractère des séries de rentabilités de ces fonds est correctement pris en compte, le classement des fonds basé sur le ratio de Sharpe peut changer dramatiquement.

En bref, l'existence de l'autocorrélation des rentabilités remet en cause la robustesse des résultats obtenus par des études qui constatent une faible volatilité (petit écart-type), une faible corrélation (positive ou négative) des hedge funds avec des marchés traditionnels (petit bêta) et qui concluent à une supériorité en termes de performance et de bénéfices de diversification de ces fonds.

3 Les méthodes de correction

Malgré l'impact important du biais des rentabilités lissées sur l'analyse de risque et de performance des hedge funds, peu d'études traitent ce sujet et y proposent des solutions. Dans ce qui suit, nous exposons brièvement les méthodes de correction à savoir les ratio de Sharpe modifiés pour des rentabilités autocorrélées, la méthode de Geltner (1993) et son extension proposée par Okunev & White (2003), et enfin la méthode de Getmansky et al. (2004).

3.1 Les ratios de Sharpe modifiés pour des rentabilités autocorrélées

En raison du problème des rentabilités autocorrélées (non indépendamment et non identiquement distribuées, non *iid*), Lo (2002) et Getmansky et al. (2004) ont proposé des solutions pour pallier ce problème.

3.1.1 La correction de Lo (2002)

Lo (2002) suggère une procédure pour trouver le vrai ratio de Sharpe. Au départ, le ratio est calculé à partir des données disponibles (hebdomadaires, mensuelles ou trimestrielles) mais, pour qu'il soit compréhensible, il faut le traduire en un ratio "annualisé". Soit q la périodicité de calcul (hebdomadaire, mensuelle ou trimestrielle), Lo démontre que, si les

rentabilités ne sont pas *iid*, la bonne formule pour annualiser le ratio de Sharpe ($Sh^*(q)$) est obtenue par la formule suivante¹⁴ :

$$Sh_{Lo}^*(q) = \eta(q)Sh, \text{ avec } \eta(q) = \frac{q}{\sqrt{q + 2 \sum_{k=1}^{q-1} (q-k)\rho_k}} \quad (1)$$

avec $\eta(q)$ est le coefficient "d'annualisation" du ratio de Sharpe calculé sur la périodicité q , q est le nombre de périodes de calcul par année ($q = 12$ si données mensuelles, $q = 4$ si données trimestrielles, etc.), k est l'ordre de la corrélation sérielle des rentabilités, ρ est le coefficient d'autocorrélation.

3.1.2 La correction de Getmansky et al. (2004)

Getmansky et al. (2004) remarquent la correction de Lo (2002) (l'équation (1)) est inadaptée aux séries courtes, assez habituelles dans le domaine des séries historiques de la majorité des hedge funds. En conséquence, ils proposent de remplacer l'estimateur de Lo par l'estimateur suivant :

$$Sh^*(q)_{GLM} = \frac{\sqrt{q}(\mu - R_f)}{\bar{\sigma}_{NW}} \sqrt{\frac{1 - \lambda + \lambda^3/2}{1 + \lambda}} \quad (2)$$

où μ est la rentabilité moyenne du portefeuille, R_f est le taux sans risque, $\lambda = \frac{k}{T}$ avec k étant l'ordre de la corrélation sérielle des rentabilités, T étant le nombre d'observations des rentabilités, $\bar{\sigma}_{NW}$ est estimé selon Newey & West (1987) par l'équation ci-dessous :

$$\bar{\sigma}_{NW}^2 = \frac{1}{T} \sum_1^T (R_t - \mu)^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{j}{k+1}\right) \sum_{t=j+1}^T (R_t - \mu)(R_{t-j} - \mu) \quad (3)$$

Malgré l'intérêt de ces deux corrections possibles, nous ne les utilisons pas parce que ces coefficients reposent sur les données *brutes*. Or, nous trouvons plus prometteuse la procédure de délissage préalable des données observées.

¹⁴Quand les rentabilités sont *iid*, la formule habituelle pour calculer le ratio de Sharpe sur q périodes élémentaires est : $Sh(q) = \sqrt{q}Sh$. À titre d'exemple, le ratio de Sharpe annualisé $Sh(12) = \sqrt{12}Sh$, Sh étant le ratio de Sharpe mensuel.

3.2 La méthode de Geltner (1993) et son extension par Okunev & White (2003)

Une autre solution proposée par Brooks & Kat (2002) et Okunev & White (2003) consiste à délisser les rentabilités lissées afin d'obtenir une série corrigée. Cette méthode trouve son origine dans la littérature sur les actifs immobiliers, spécifiquement dans Geltner (1993). D'après Geltner, le prix à l'instant t est souvent déterminé à partir du prix à l'instant $t - 1$ en raison de la liquidité réduite des actifs immobiliers¹⁵. Partant, la structure de lissage (de manière intentionnelle ou non) des rentabilités d'une période est supposée la suivante : la rentabilité observée (lissée) R_t^o en t peut être formulée comme une moyenne pondérée de sa vraie valeur $R_{1,t}^c$ en t (l'indice inférieur 1 indique que la rentabilité est corrigée une fois), et la rentabilité observée (lissée) précédente R_{t-1}^o , soit :

$$R_t^o = (1 - c_1)R_{1,t}^c + c_1R_{t-1}^o \quad (4)$$

avec c_1 étant le coefficient de pondération. La vraie rentabilité R_t^c en t est donc égale à :

$$R_{1,t}^c = \frac{R_t^o - c_1R_{t-1}^o}{(1 - c_1)} \quad (5)$$

Il est facile à démontrer (voir en Annexes, p.36) que le coefficient d'autocorrélation d'ordre 1 ($\rho_{1,1}^c$) de la série corrigée (R_t^c) est égal à :

$$\text{Corr}(R_{1,t}^c, R_{1,t-1}^c) = \rho_{1,1}^c = \frac{[\rho_1^o c_1^2 - (1 + \rho_2^o) c_1 + \rho_1^o]}{(1 - 2\rho_1^o c_1 + c_1^2)} \quad (6)$$

où ρ_1^o et ρ_2^o sont respectivement les coefficients de corrélation d'ordre 1 et 2 de la série observée, c_1 est le paramètre à calculer.

Le problème est de calculer la fraction à droite. L'hypothèse est que, après le délissage, le coefficient de corrélation sérielle soit nul. Cela signifie que le numérateur de la fraction (6) doit être nul. En conséquence, on pose : $\rho_1^o c_1^2 - (1 + \rho_2^o) c_1 + \rho_1^o = 0$. Il s'agit d'une équation du second degré, qui a deux racines¹⁶ : la première racine $c_{1,1} = \rho_1^o < 1$ et la

¹⁵Comme le démontrent Quan & Quigley (1989, 1991), il est rationnel pour l'évaluateur de déterminer les prix selon une règle de mise à jour simple de Bayes.

¹⁶En générale, l'équation $\rho_1^o c_1^2 - (1 + \rho_2^o) c_1 + \rho_1^o = 0$ est soluble avec deux racines $c_1 = \frac{(1 + \rho_2^o) \pm \sqrt{(1 + \rho_2^o)^2 - 4\rho_1^o}}{2\rho_1^o}$ si et seulement si la condition d'existence de racine $(1 + \rho_2^o)^2 - 4\rho_1^o \geq 0$ est satisfaite. Lorsque la série suit un processus auto-régressif d'ordre 1 (AR(1)) de la forme :

$$R_t^o = \alpha_1 R_{t-1}^o + u_t \text{ avec } E(u_t) = 0 \text{ pour } \forall t, E(u_t \cdot u_{t+s}) = \sigma_u^2 \text{ si } s = 0, E(u_t \cdot u_{t+s}) = 0 \text{ sinon}$$

nous avons toujours $\alpha_1 = \rho_1^o$ comme une propriété de ce processus.

deuxième racine $c_{1,2} = \frac{1}{\rho_1^o} > 1$. Seule la racine nous intéresse puisque c_1 , par construction de l'équation (4), doit être inférieur ou égal à 1. En substituant $c_{1,1} = \rho_1^o$ pour le c_1 dans l'équation (5), on obtient la rentabilité déliée.

Suivant le même principe, Okunev & White (2003) proposent quelques extensions afin de corriger la corrélation sérielle d'ordres plus grands¹⁷. Pour une série autocorrélée d'ordre 2, le processus de lissage est supposé de la forme suivante :

$$R_{1,t}^c = (1 - c_2)R_{2,t}^c + c_2R_{1,t-2}^c \Leftrightarrow R_{2,t}^c = \frac{R_{1,t}^c - c_2R_{1,t-2}^c}{1 - c_2} \quad (7)$$

où $R_{1,t}^c$ et $R_{1,t-2}^c$ sont respectivement les rentabilités *corrigées une fois* (de l'autocorrélation d'ordre 1) à l'instant t et $t - 2$, $R_{2,t}^c$ est la rentabilité après avoir été corrigée de l'autocorrélation d'ordre 2. Il reste alors à déterminer la valeur de c_2 . Pour cela, le coefficient d'autocorrélation d'ordre 2 est calculé par la formule ci-dessous :

$$\text{Corr}(R_{1,t}^c, R_{1,t-2}^c) = \rho_{2,2}^c = \frac{\rho_{1,2}^c c_2^2 - (1 + \rho_{1,4}^c)c_2 + \rho_{1,2}^c}{1 + c_2^2 - 2c_2\rho_{1,2}^c} \quad (8)$$

où $\rho_{1,2}^c$ et $\rho_{1,4}^c$ sont respectivement les coefficients d'autocorrélation d'ordres 2 et 4 de la série corrigée (une fois) de l'autocorrélation d'ordre 1. Éliminer l'autocorrélation d'ordre 2 revient à fixer $\rho_{2,2}^c = 0$ et donc son numérateur $\rho_{1,2}^c c_2^2 - (1 + \rho_{1,4}^c)c_2 + \rho_{1,2}^c = 0$ et son dénominateur différent de zéro. Résoudre l'équation ci-dessus en suivant les principes de résolution d'une équation du second degré de c_2 nous permet de trouver la valeur c_2 nécessaire pour calculer $R_{2,t}^c$ — la rentabilité corrigée de l'autocorrélation d'ordre 2 (corrigée deux fois) — sachant que c_2 doit être inférieur ou égal à 1.

3.3 La méthode de Getmansky et al. (2004)

Un peu plus haut, nous avons cité le coefficient de Sharpe corrigé proposé par Getmansky et al. (2004) et nous l'avons récusé. Mais dans cet article vraiment très riche, les trois auteurs présentent une analyse qui rend possible une technique de déliage tout à fait importante. En fait, les auteurs prennent le problème à l'envers. Ils supposent l'existence de la structure de lissage suivante :

$$R_t^o = \theta_0 R_t^c + \theta_1 R_{t-1}^c + \dots + \theta_k R_{t-k}^c \quad (9)$$

¹⁷Par souci de brièveté, nous ne présentons que l'extension pour éliminer l'autocorrélation d'ordre 2. Les lecteurs intéressés par le déliage d'ordres plus grands sont invités à se référer à Okunev & White (2003).

$$\theta_j \in [0, 1], j = 0, \dots, k \quad (10)$$

$$1 = \theta_0 + \theta_1 + \dots + \theta_k \quad (11)$$

c'est-à-dire que la rentabilité observée en t est la moyenne pondérée des vraies rentabilités sur les $k + 1$ périodes précédentes, y compris la période actuelle t . Étant donnée la spécification du processus de lissage (9)-(11), le profil de lissage (les θ) peut être estimé par le biais de la technique du maximum de vraisemblance. Pour cela, il faut d'abord centrer les rentabilités par rapport à la moyenne pour obtenir une nouvelle série dite X_t .

$$X_t = R_t^o - \mu \quad (12)$$

Étant donné le processus (9)-(11), l'équation (12) devient :

$$X_t = R_t^o - \mu = \theta_0(R_t - \mu) + \theta_1(R_{t-1} - \mu) + \dots + \theta_k(R_{t-k} - \mu) + (\theta_0 + \theta_1 + \dots + \theta_k)\mu - \mu \quad (13)$$

En posant $R_t - \mu = \eta_t$, $R_{t-1} - \mu = \eta_{t-1}$ et ainsi de suite jusqu'à $R_{t-k} - \mu = \eta_{t-k}$, on obtient :

$$X_t = \theta_0\eta_t + \theta_1\eta_{t-1} + \dots + \theta_k\eta_{t-k} \quad (14)$$

où X_t a les propriétés suivantes :

$$1 = \theta_0 + \theta_1 + \dots + \theta_k \quad (15)$$

$$\eta_k \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\eta^2) \Leftrightarrow \eta_k \text{ suit une loi normale} \quad (16)$$

où, l'hypothèse (16) figure à des fins d'estimation économétrique. Sous cette hypothèse, X_t s'apparente à un processus de moyenne mobile d'ordre k , ou un $MA(k)$. On peut à présent estimer l'équation (14) par la méthode du maximum de vraisemblance pour obtenir les $\hat{\theta}$. $\zeta = \sum_j^k \hat{\theta}_j^2$ (par construction $0 \leq \zeta \leq 1$) est appelé l'indice de lissage (*smoothing index*) et mesure le niveau de lissage. Une faible valeur de ζ implique un niveau de lissage élevé, $\zeta = 1$ indique l'absence de lissage.

Dans ce modèle, la subtilité réside principalement dans la détermination du paramètre k . Selon Getmansky et al., la non convergence de la procédure d'estimation (maximum de vraisemblance) et/ou la négativité des $\hat{\theta}$ peuvent être considérés comme un premier signal d'une mauvaise spécification du profil de lissage (équation (9)). Dans ce cas, il faut tester une autre valeur de k . Sur le plan empirique, en appliquant un processus $MA(2)$ à un échantillon de 909 hedge funds individuels ayant de 61 à 133 rentabilités mensuelles, Getmansky et al. obtiennent des résultats satisfaisants — l'estimation converge et les $\hat{\theta}$ sont

tous positifs — pour 908 fonds.

Très curieusement, Getmansky et al. ne s'aperçoivent pas que leur analyse théorique (équation (9)) ainsi que la confirmation par leurs résultats empiriques permettent en fait de "délisser" la série observée qui a subi un tel lissage. En effet, il suffit de "renverser" leur méthode pour passer de la série lissée observée à une série délissée! Analytiquement, la rentabilité délissée peut être obtenue via la relation suivante :

$$R_t^c = \frac{R_t^o - \hat{\theta}_1 R_{t-1}^c - \dots - \hat{\theta}_k R_{t-k}^c}{\hat{\theta}_0} \quad (17)$$

Ainsi, il est possible de générer une série des rentabilités corrigées de leurs corrélations sérielles.

Par ailleurs, Getmansky et al. démontrent mathématiquement que (1) la moyenne de la série délissée est la même que la série observée ($\mu_d = \mu_o$), (2) la variance de la série observée est ξ fois plus petite que celle de la série délissée ($\sigma_d^2 \geq \sigma_o^2 = \xi \sigma_d^2$), (3) le ratio de Sharpe de la série observée est $c(s)$ fois plus grand que celui de la série corrigée ($Sh_d \leq Sh_o = c(s)Sh_d$, avec $c(s) = 1/\xi \geq 1$). Ainsi, les séries corrigées devront satisfaire ces propriétés¹⁸.

Nous venons de décrire brièvement les méthodes de corriger la corrélation sérielle, appliquons maintenant ces méthodes pour délisser les indices de hedge funds de notre échantillon.

4 Données et processus de délissage

4.1 Les données

Par souci du biais de sélection documenté comme très vraisemblable dans l'industrie des hedge funds, nous utilisons plusieurs indices de hedge funds construits par différents fournisseurs de données tels que CSFB/Tremont, Hedge Fund Research, Greenwich-Van. Parmi les nombreux indices existants sur le marché¹⁹, ces indices sont retenus pour deux raisons principales. Premièrement, ce sont les plus utilisés dans les études sur les hedge funds, ce que nous considérons comme un signal de leur fiabilité. Deuxièmement, ils ont

¹⁸Nous avons testé toutes les séries délissées et trouvé qu'elles satisfont ces propriétés.

¹⁹Pour un panorama des différents indices de hedge funds existants sur le marché, voir Amenc & Martellini (2003).

un historique suffisamment long pour assurer une certaine robustesse des calculs de séries temporelles. Certes, ce choix est loin de résoudre complètement le biais de sélection. Néanmoins, il constitue, à notre sens, la meilleure solution parmi les mauvaises. En revanche, le biais du survivant persiste toujours, comme dans toutes les études sur l'univers des hedge funds. Dans ce qui suit, nous exposons brièvement les principes de construction de ces indices.

Les indices CSFB/Tremont (CSFB) sont les plus utilisés dans les études universitaires. Ils sont composés de 650 fonds appartenant à la base de données de TASS, qui suit environ 2 600 fonds. Chaque indice est la moyenne pondérée par les actifs sous gestion du panier des hedge funds constituant la catégorie. C'est un caractère unique aux indices CSFB. La sélection des fonds pour construire les indices se fait suivant des règles très strictes. Les fonds choisis doivent avoir au minimum \$10 millions d'actifs sous gestion et un bilan comptable en cours audité. Ils sont re-sélectionnés sur une base trimestrielle si nécessaire. Ces indices retenues dans cette étude couvrent la période Avril 1994 – Mai 2006, soit 12 ans et 2 mois ou 146 rentabilités mensuelles.

Hedge Fund Research (HFR) est une société spécialisée dans les recherches et conseils en hedge funds. En juillet 2006, la société suit plus de 5 700 fonds, parmi lesquels 1 700 sont employés pour construire les indices de hedge funds. Contrairement aux indices CSFB, les indices HFR sont équi-pondérés et il n'y a pas de restrictions en termes de taille d'actifs gérés ou d'historique des fonds pour être inclus dans les indices. Pour ces indices, nous disposons des données sur la période Avril 1994 – Mai 2006, soit 12 ans et 2 mois ou 146 rentabilités mensuelles.

Greenwich-Van (GV) est parmi des premiers fournisseurs de données sur les hedge funds. En juillet 2005, leur base contient plus de 7 000 fonds (y compris 1 550 fonds identifiés comme défunts). Leurs indices de hedge funds sont construits selon le principe d'équi-pondération et sur une base de 829 fonds sans aucune restriction sur la taille d'actifs ou la location géographique de ces derniers. Notre échantillon de ces indices comporte 137 rentabilités mensuelles s'étalant sur la période Janvier 1995 – Mai 2006²⁰, soit 11 ans et 5 mois.

À titre de comparaison, nous utilisons, en plus des indices de hedge funds retenus, quelques indices représentant différentes classes d'actifs que sont S&P 500, Russell 2000,

²⁰Malheureusement, l'historique de ces indices ne commence qu'à partir du janvier 1995. Puisque nous ne sommes pas censés comparer les performances entre les différents indices de hedge funds retenus, nous estimons que cette légère différence en termes de période d'étude n'a pas d'effets importants sur les conclusions obtenues.

Wilshire Small Cap 1750, Lehman US Aggregate Bond, Lehman High Yield. Ces indices comportent également 146 données mensuelles correspondant à la même période que celle des indices CSFB et HFR, soit de Avril 1994 au Mai 2006. Sauf les indices de hedge funds HFR et GV dont les données historiques sont téléchargées sur les sites des fournisseurs d'indices, les autres sont obtenus via Datastream.

Le tableau 1 récapitule quelques statistiques descriptives de 60 indices de hedge funds et 5 autres indices servant de comparaison. Nous remarquons, dans la lignée de la littérature empirique, que malgré l'hétérogénéité assez large entre les différents stratégies des hedge funds en termes de profile rentabilité-risque, la plupart d'entre eux présentent des moyennes (élevées) et des (petits) écart-type beaucoup plus attractifs que ceux des autres indices de marché. Ceci conduit naturellement à des ratios de Sharpe des hedge funds largement supérieurs à ceux des indices de marché. Ces constats laissent penser donc à une nette supériorité générale des premiers.

Or, dès que nous regardons au delà du paradigme "moyenne-variance", cette conclusion s'avère peu évidente. En effet, le test de Shapiro-Wilk — documenté comme le test de normalité le plus adapté à des échantillons de taille réduite — indique que presque tous les indices (y compris ceux de marché) sont loins d'être gaussiens²¹. Nous observons que plusieurs indices de hedge funds affichent une skewness négative plus grande et surtout un excès de kurtosis positif plus important que ceux des indices de marché, impliquant des valeurs extrêmes négatives plus régulières chez les premiers que chez les seconds.

Concernant la corrélation sérielle, conformément à la littérature, une grande majorité des indices de hedge funds présentent une forte autocorrélation *positive d'ordre 1* ; 6 indices ont en plus une autocorrélation *positive d'ordre 2* : CSFB Convertible Arbitrage, HFR Convertible Arbitrage, HFR Emerging Markets (Asia), HFR Fixed-Income High Yield, HFR Relative Value Arbitrage et GV Convertible Arbitrage. Nous constatons par ailleurs que l'autocorrélation concerne principalement les stratégies impliquées dans les actifs dont la liquidité est très faible, comme les stratégies spécialisées dans les marchés émergents (Emerging Markets), ou dans les arbitrages (Fixed-Income Arbitrage, Convertible Arbitrage, Distressed Securities, Event Driven, etc.), que ce soient en actions, en obligations ou en produits monétaires. Les stratégies intervenant sur des actifs liquides telles que Managed Futures, Short Selling, Global Macro, Agressive Growth ont, sans aucune surprise, des rentabilités statistiquement non dépendantes. *A contrario*, tous les indices de comparaison, y compris l'indice Lehman High Yield composé des titres souvent très peu liquides, font preuve d'au-

²¹Nous avons également effectué les tests de normalité de Jarque-Bera et de Kolmogorov-Smirnov. Les résultats obtenus sont généralement comparables à ceux fournis par le test de Shapiro-Wilk.

TAB. 1 – Statistiques descriptives des séries brutes

	Indices	Mo(%)	ET(%)	Sk	Ku	Test SW	Sharpe
CSFB	General Index	0,95	2,21	0,16	2,55	0,95***	0,98
	Convertible Arbitrage	0,74	1,45	-1,37	3,21	0,90***	1,00
	Dedicated Short Bias	-0,07	5,30	0,84	2,17	0,95***	-0,26
	Emerging Markets	0,79	5,18	-0,74	4,92	0,93***	0,31
	Equity Market Neutral	0,83	0,87	0,29	0,39	0,99	2,01
	Event Driven	0,94	1,92	-3,59	25,72	0,76***	1,10
	Event Driven Distressed	1,09	2,13	-3,06	20,38	0,80***	1,24
	Event Driven Multi-strategy	0,85	2,03	-2,61	17,14	0,82***	0,90
	Event Driven Risk Arbitrage	0,63	1,34	-1,27	6,70	0,92***	0,78
	Fixed Income Arbitrage	0,56	1,21	-3,31	19,05	0,76***	0,66
	Global Macro	1,22	3,35	0,04	3,21	0,93***	0,92
	Long Short Equity	1,05	3,24	0,20	4,01	0,94***	0,77
	Managed Futures	0,57	3,64	0,04	0,32	0,99	0,23
	Multi Strategies	0,78	1,34	-1,22	3,35	0,93***	1,17
HFR	Convertible Arbitrage	0,77	1,04	-1,01	2,05	0,94***	1,49
	Distressed Security	1,00	1,53	-1,72	9,81	0,90***	1,53
	Emerging Markets (total)	0,97	4,16	-0,96	5,05	0,94***	0,54
	Emerging Markets (Asia)	0,61	3,57	0,21	0,59	0,98*	0,28
	Equity Hedge	1,19	2,58	0,28	1,91	0,98**	1,16
	Equity Market Neutral (EMN)	0,65	0,89	0,29	0,67	0,99	1,27
	EMN Statistical Arbitrage	0,61	1,11	-0,30	0,35	0,99	0,90
	Equity Non Hedge	1,20	4,04	-0,50	0,66	0,98*	0,75
	Event Driven	1,09	1,84	-1,30	5,63	0,93***	1,44
	Fixed Income (total)	0,67	0,87	-1,31	5,16	0,91***	1,39
	Fixed Income Arbitrage	0,47	1,09	-3,32	18,96	0,73***	0,47
	Fixed Income : High Yield	0,63	1,26	-2,12	10,20	0,86***	0,84
	FoF Conservative	0,63	0,94	-0,54	4,12	0,94***	1,13
	FoF Diversified	0,63	1,77	-0,09	4,76	0,93***	0,59
	FoF Market Defensive	0,72	1,58	-0,14	0,91	0,99	0,87
	FoF Strategic	0,75	2,59	-0,44	4,53	0,94***	0,56
	FoF Composite	0,66	1,66	-0,25	4,61	0,94***	0,71
	Fund Weighted Composite	0,96	2,03	-0,52	3,24	0,96***	1,09
	Macro	0,90	1,97	0,38	0,50	0,98*	1,01
	Market Timing	0,98	2,07	0,09	-0,44	0,99	1,09
	Merger Arbitrage	0,81	1,07	-2,02	9,31	0,88***	1,58
	Relative Value Arbitrage	0,78	0,90	-2,62	18,52	0,84***	1,74
	Sector	1,21	4,14	0,24	3,07	0,95***	0,74
	Short Selling	0,23	6,06	0,27	2,22	0,97***	-0,06
GV	General Index	1,08	2,14	0,17	3,23	0,95***	1,21
	Market Neutral Group	1,00	1,12	0,10	3,08	0,96***	2,09
	Equity Market Neutral	1,02	1,22	1,25	4,65	0,92***	1,98
	Event-Driven	1,10	1,70	-0,44	4,90	0,94***	1,58
	Distressed Securities	1,11	1,38	-0,13	2,93	0,96***	1,97
	Special Situations	1,10	2,00	-0,26	4,26	0,94***	1,34
	Market Neutral Arbitrage	0,90	0,92	0,33	0,97	0,98**	2,15
	Convertible Arbitrage	0,97	1,06	-0,85	1,90	0,95***	2,09
	Fixed Income Arbitrage	0,89	0,95	-4,54	38,07	0,68***	2,04
	Long/Short Equity Group	1,25	2,70	0,36	2,45	0,96***	1,18
	Aggressive Growth	1,30	4,47	0,60	2,30	0,97***	0,76
	Opportunistic	1,33	2,91	1,76	10,12	0,86***	1,20
	Short Selling	-0,12	6,31	0,14	2,77	0,97***	-0,25
	Value	1,36	2,96	-0,35	1,38	0,98*	1,21
	Directional Trading Group	0,96	2,29	0,20	-0,42	0,99	0,97
	Futures	1,06	3,47	0,28	-0,05	0,99	0,74
	Macro	0,67	2,74	0,35	2,86	0,95***	0,43
	Market Timing	0,97	2,56	1,01	3,04	0,94***	0,87
	Speciality Strategies Group	0,86	3,53	-0,69	4,23	0,94***	0,53
	Emerging Markets	0,94	4,97	-0,26	3,15	0,96***	0,43
Income	0,68	1,15	-2,37	15,55	0,84***	1,06	
Multi-Strategy	1,05	2,26	-0,42	1,95	0,97**	1,11	
Indices de marché	S&P 500	0,92	4,22	-0,46	0,71	0,98*	0,49
	Lehman US Aggregate	-0,03	1,14	-0,41	0,09	0,99	-1,08
	Lehman High Yield	0,00	2,18	-0,06	1,08	0,98**	-0,51
	Russell 2000	0,82	5,45	-0,68	0,72	0,97***	0,32
	Wilshire Small Cap 1750	1,05	5,57	-0,87	1,59	0,96***	0,45

Mo = moyenne, ET = écart-type, Sk = skewness, Ku = kurtosis, Test SW = test de normalité Shapiro-Wilk. ***, **, * représentent la probabilité de rejet de l'hypothèse de normalité de la distribution à respectivement 1%, 5% et 10%.

Tab. 2 – Coefficients d'autocorrélation estimés des séries brutes

Indices		$\hat{\rho}_1$ (%)	$\hat{\rho}_2$ (%)	$\hat{\rho}_3$ (%)	$\hat{\rho}_4$ (%)	$\hat{\rho}_5$ (%)	$\hat{\rho}_6$ (%)	
CSFB	General Index	7,0	2,0	-1,3	-10,5	5,0	-0,5	
	Convertible Arbitrage	56,0***	38,0**	13,0	11,0	7,0	4,0	
	Dedicated Short Bias	9,0	-5,0	-2,0	-12,0	-9,0	0,7	
	Emerging Markets	29,0***	2,0	1,0	-6,0	-7,0	-13,0	
	Equity Market Neutral	29,0***	16,0	9,0	0,7	2,0	-0,7	
	Event Driven	33,0***	14,0	1,0	0,2	-2,0	-2,0	
	Event Driven Distressed	28,0***	13,0	0,9	2,0	1,0	-5,0	
	Event Driven Multi-strategy	32,0***	15,0	4,0	-2,0	-6,0	-1,0	
	Event Driven Risk Arbitrage	29,0***	-2,0	-10,0	-6,0	21,0**	11,0	
	Fixed Income Arbitrage	38,0***	6,0	2,0	5,0	-2,0	-7,0	
	Global Macro	1,0	3,0	9,0	-10,0	24,0**	-9,0	
	Long Short Equity	14,0*	4,0	-6,0	-11,0	-18,0**	14,0	
	Managed Futures	4,0	-10,0	-4,0	-5,0	-6,0	-11,0	
	Multi Strategies	1,0	5,0	13,0	-6,0	-11,0	9,0	
HFR	Convertible Arbitrage	52,1***	23,0**	4,0	3,0	-0,5	3,0	
	Distressed Security	42,5***	13,0	-0,3	4,0	0,0	-3,0	
	Emerging Markets (total)	30,7***	7,0	3,0	0,0	-1,0	-6,0	
	Emerging Markets (Asia)	36,5***	21,0**	7,0	-6,0	2,0	6,0	
	Equity Hedge	17,5**	7,0	3,0	-3,0	-9,0	17,0	
	Equity Market Neutral (EMN)	7,3	10,0	12,0	13,0	2,0	34,0***	
	EMN Statistical Arbitrage	20,4**	15,0	9,0	15,0	13,0	10,0	
	Equity Non Hedge	15,2*	-9,0	-8,0	-9,0	-4,0	8,0	
	Event Driven	26,6***	4,0	-0,3	-1,0	2,0	5,0	
	Fixed Income (total)	29,6***	14,0	-7,0	-3,0	-6,0	-15,0	
	Fixed Income Arbitrage	34,1***	2,0	11,0	1,0	-5,0	-4,0	
	Fixed Income : High Yield	32,7***	20,0**	4,0	1,0	4,0	-6,0	
	FoF Conservative	36,1***	17,0	5,0	3,0	0,7	3,0	
	FoF Diversified	33,3***	6,0	-2,0	-15,0	-15,0	-1,0	
	FoF Market Defensive	7,0	3,0	2,0	-2,0	-1,0	-9,0	
	FoF Strategic	28,3***	10,0	-5,0	-5,0	-8,0	3,0	
	FoF Composite	31,3***	9,0	-1,0	-8,0	-9,0	-0,8	
	Fund Weighted Composite	20,7***	2,0	-4,0	-6,0	-6,0	7,0	
	Macro	7,0	-2,0	-0,1	-8,0	5,0	-7,0	
	Market Timing	-0,2	8,0	-1,0	-6,0	2,0	3,0	
	Merger Arbitrage	25,1***	16,0	16,0	-3,0	12,0	18,0**	
	Relative Value Arbitrage	31,0***	21,0**	6,0	-0,3	-3,0	0,7	
	Sector	16,1*	4,0	-6,0	1,0	-7,0	20,0**	
	Short Selling	8,0	-10,0	-6,0	-9,0	-10,0	9,0	
GV	General Index	19,0**	7,1	-6,0	-4,7	-5,1	8,9	
	Market Neutral Group	37,2***	15,3	0,5	0,1	2,0	11,1	
	Equity Market Neutral	22,0***	9,0	7,5	9,8	6,1	11,1	
	Event-Driven	27,9***	9,1	-0,8	-2,2	-7,4	8,7	
	Distressed Securities	30,1***	9,1	1,6	2,1	-1,5	-6,4	
	Special Situations	25,3***	10,1	-0,2	-2,2	-6,9	14,3	
	Market Neutral Arbitrage	42,3***	16,2	6,3	7,1	18,7	-0,7	
	Convertible Arbitrage	55,4***	26,9**	14,5	10,9	7,1	8,5	
	Fixed Income Arbitrage	36,6***	17,0	1,8	1,5	2,2	3,2	
	Long/Short Equity Group	18,5**	6,3	-3,4	-3,0	-8,1	15,5	
	Aggressive Growth	-0,3	5,4	-7,3	-2,0	-6,2	9,5	
	Opportunistic	16,0*	9,8	-2,1	1,5	-9,3	12,8	
	Short Selling	12,3	-9,8	-5,2	-12,1	-11,9	8,2	
	Value	17,0**	-3,0	-5,8	-9,9	-9,3	12,0	
	Directional Trading Group	-4,0	-11,9	-7,1	-11,2	-1,3	-6,5	
	Futures	4,3	-13,5	-3,4	-12,7	-8,8	-12,2	
	Macro	3,9	-3,5	1,2	-8,3	5,6	17,1	
	Market Timing	13,9*	8,9	-8,1	5,2	-4,6	15,4	
	Speciality Strategies Group	16,1*	7,2	-4,3	-9,3	2,8	-10,4	
	Emerging Markets	19,7**	9,0	-1,4	-8,4	3,4	-9,9	
	Income	-0,5	4,2	-6,2	-0,3	-2,3	8,7	
	Multi-Strategy	18,6**	0,3	-1,2	-7,2	-7,6	10,2	
	Indices de marché	S&P 500	-4,0	0,9	-1,0	4,0	6,0	11,0
		Lehman US Aggregate	-0,1	-0,1	4,0	5,0	-11,0	0,1
Lehman High Yield		13,0	-6,0	7,0	-1,0	-1,0	3,0	
Russell 2000		3,0	-4,0	-11,0	-6,0	-2,0	4,0	
Wilshire Small Cap 1750		0,0	-2,0	-7,0	-12,0	0,3	3,0	

***, **, * représentent la significativité à respectivement 1%, 5% et 10% de confiance des coefficients d'autocorrélation estimés.

cune autocorrélation. En effet, leurs coefficients d'autocorrélation sont généralement négatifs et petits en valeur absolue; de plus, ils sont tous statistiquement non significatifs. Cela confirme donc l'hypothèse que la corrélation sérielle est spécifique à certaines stratégies des hedge funds et liée plutôt au lissage des prix à l'intérieur de ces fonds et non au marché. Ce résultat est "dans la continuité" de ceux trouvés par Brooks & Kat (2002), Kat & Lu (2002) et Getmansky et al. (2004) et signale le risque d'une sous-estimation du risque et d'une sur-estimation du bénéfice de plusieurs stratégies de hedge funds.

En outre, nous trouvons que certains indices de hedge funds connaissent une corrélation sérielle d'ordre plus grand que 2 comme c'est le cas de trois indices CSFB (Event Driven Risk Arbitrage, Global Macro et Long Short Equity) et trois indices HFR (Equity Market Neutral, Merger Arbitrage et Sector) ayant des corrélations sérielles significatives d'ordre 5 et 6. De plus, quatre parmi eux (sauf CSFB Event Driven Risk Arbitrage et HFR Merger Arbitrage) ont un coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 nul ou seulement significatif au seuil de 10%, les autres coefficients étant nuls. Puisque ces indices constituent, à notre sens, des cas très singuliers de notre échantillon, nous présumons que ce constat plus ou moins aberrant est plutôt lié à une incidence technique d'ordre statistique qu'au lissage des rentabilités. Ainsi, ces séries ne seront pas délissées.

4.2 Le processus de délissage

Une fois que l'ampleur de la corrélation sérielle est mesurée, nous procédons aux démarches initiées par Geltner (1993), Okunev & White (2003) et Getmansky et al. (2004), telles qu'elles sont décrites dans la section 1, pour délisser les séries.

Concernant la méthode de Geltner (1993), une première correction est effectuée selon la règle décrite dans les équations (4) et (5) pour tous les indices ayant un coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 statistiquement significatif. Les indices dont seulement les coefficients d'autocorrélation d'ordre 5 et/ou d'ordre 6 sont significatifs ne sont pas corrigés pour des raisons évoquées plus haut (cf. la section précédente). Sauf l'indice CSFB Convertible Arbitrage qui est corrigé à deux reprises selon l'extension proposée par Okunev & White (2003), la corrélation sérielle de tous les autres indices est complètement annulée dès la première correction.

Relatif à l'application de la méthode de Getmansky et al. (2004), le mécanisme de délissage des rentabilités tel que décrit dans la section 1.3 est réalisé sur les indices ayant des coefficients d'auto-corrélation d'ordres 1 et 2 statistiquement significatifs. D'abord, des pro-

TAB. 3 – Profile du lissage estimé selon la méthode de Getmansky et al. (2004)

	Indices	$\hat{\theta}_0$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_2$	$\hat{\zeta}$	$c(s)$	
CSFB	General Index	-	-	-	-	-	
	Convertible Arbitrage	0,51	0,28	0,21	0,38	1,62	
	Dedicated Short Bias	-	-	-	-	-	
	Emerging Markets	0,76	0,24	-	0,63	1,26	
	Equity Market Neutral (EMN)	0,81	0,19	-	0,69	1,21	
	Event Driven	0,78	0,22	-	0,66	1,23	
	Event Driven Distressed	0,81	0,19	-	0,69	1,21	
	Event Driven Multi-strategy	0,79	0,21	-	0,66	1,23	
	Event Driven Risk Arbitrage	0,76	0,24	-	0,63	1,26	
	Fixed Income Arbitrage	0,72	0,28	-	0,60	1,29	
	Global Macro	-	-	-	-	-	
	Long Short Equity	0,89	0,11	-	0,80	1,12	
	Managed Futures	-	-	-	-	-	
Multi Strategies	-	-	-	-	-		
HFR	Convertible Arbitrage	0,54	0,31	0,16	0,41	1,57	
	Distressed Security	0,73	0,27	-	0,60	1,47	
	Merging Markets (total)	0,77	0,23	-	0,65	1,25	
	Emerging Markets (Asia)	0,66	0,19	0,15	0,49	1,42	
	Equity Hedge	0,86	0,14	-	0,76	1,14	
	Equity Market Neutral (EMN)	-	-	-	-	-	
	EMN Statistical Arbitrage	0,86	0,14	-	0,76	1,15	
	Equity Non Hedge	0,84	0,16	-	0,73	1,17	
	Event Driven	0,79	0,21	-	0,67	1,22	
	Fixed Income (total)	0,81	0,19	-	0,69	1,20	
	Fixed Income Arbitrage	0,70	0,30	-	0,58	1,31	
	Fixed Income : High Yield	0,66	0,20	0,14	0,50	1,42	
	FoF : Conservative	0,77	0,23	-	0,64	1,25	
	FoF : Diversified	0,75	0,25	-	0,63	1,26	
	FoF : Market Defensive	-	-	-	-	-	
	FoF : Strategic	0,80	0,20	-	0,68	1,21	
	FoF : Composite	0,78	0,22	-	0,65	1,24	
	Fund Weighted Composite	0,83	0,17	-	0,72	1,18	
	Macro	-	-	-	-	-	
	Market Timing	-	-	-	-	-	
	Merger Arbitrage	0,82	0,18	-	0,71	1,19	
	Relative Value Arbitrage	0,69	0,18	0,14	0,52	1,38	
	Sector	0,87	0,13	-	0,78	1,13	
	Short Selling	-	-	-	-	-	
	GV	General Index	0,86	0,14	-	0,75	1,15
		Market Neutral Group	0,76	0,24	-	0,64	1,25
Equity Market Neutral		0,83	0,17	-	0,72	1,18	
Event-Driven		0,80	0,20	-	0,68	1,21	
Distressed Securities		0,78	0,22	-	0,66	1,23	
Special Situations		0,82	0,18	-	0,70	1,19	
Market Neutral Arbitrage		0,72	0,28	-	0,60	1,29	
Convertible Arbitrage		0,55	0,32	0,13	0,42	1,53	
Fixed Income Arbitrage		0,77	0,23	-	0,65	1,24	
Long/Short Equity Group		0,86	0,14	-	0,75	1,15	
Aggressive Growth		-	-	-	-	-	
Opportunistic		0,88	0,12	-	0,79	1,13	
Short Selling		-	-	-	-	-	
Value		0,85	0,15	-	0,74	1,16	
Directional Trading Group		-	-	-	-	-	
Futures		-	-	-	-	-	
Macro		-	-	-	-	-	
Market Timing		0,90	0,10	-	0,81	1,11	
Speciality Strategies Group		0,88	0,12	-	0,78	1,13	
Emerging Markets		0,85	0,15	-	0,75	1,16	
Income		-	-	-	-	-	
Multi-Strategy		0,84	0,16	-	0,73	1,17	

$\hat{\zeta} = \sum_{j=0}^2 \hat{\theta}_j^2$ ($\hat{\zeta} \in [0,1]$) mesure le niveau de lissage. Une faible valeur de $\hat{\zeta}$ implique un niveau de lissage élevé, $\hat{\zeta} = 1$ indique l'absence de lissage.
 $c(s) = 1/\sqrt{\sum_{j=0}^2 \hat{\theta}_j^2}$. Getmansky et al. (2004) démontrent que ignorer la corrélation sérielle risque de sous-estimer la variance $\hat{\zeta}$ fois ($\sigma_o^2 = \hat{\zeta}\sigma_{corrigé}^2$) et de sur-estimer le ratio de Sharpe $c(s)$ fois ($\rho_{o} = c(s)Sh_{corrigé}$).

cessus de type $MA(1)$ et $MA(2)$ sont appliqués à des indices autocorrélés respectivement d'ordre 1 et 2 et résolus à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance programmé sous le logiciel SAS. Dans tous les cas, l'optimisation converge et les θ estimés sont non négatifs. D'après Getmansky et al. (2004), ce résultat peut être considéré comme le signal d'une spécification relativement adéquate des $MA(1)$ et $MA(2)$ pour capturer la structure de lissage des séries. Partant, la construction de la nouvelle série délissée peut être effectuée en utilisant l'équation (17) avec respectivement $k = 1$ et 2. Les séries statistiquement indépendantes ne sont pas traitées, de même que les séries dont seuls les coefficients d'auto-corrélation d'ordres 5 et/ou 6 sont significatifs (cf. tableau 2).

Le tableau 3 reproduit le profil de lissage estimé pour chaque indice. Les indices dont toutes les cellules ne sont pas remplies ne sont pas autocorrélés. Rappelons que $\hat{\theta}_0$ est la proportion de la vraie rentabilité contenue dans la rentabilité observée ; plus $\hat{\theta}_0$ est petit, plus les rentabilités sont lissées sur la base des rentabilités précédentes ; $\hat{\theta}_1$ et $\hat{\theta}_2$ représentent la proportion des rentabilités des périodes précédentes contenues dans la rentabilité actuelle (observée) ; $\xi = \hat{\theta}_0^2 + \hat{\theta}_1^2 + \hat{\theta}_2^2$ ($\xi \in [0, 1]$) est l'indice de lissage. Plus ξ est faible, plus le niveau de lissage est élevé ; $c(s) = 1/\sqrt{\sum_{j=0}^2 \hat{\theta}_j^2} \geq 1$ est le coefficient d'ajustement du ratio de Sharpe ($Sh_{\text{observé}} = c(s)Sh_{\text{corrigé}}$).

Si le tableau 2 présente l'ordre d'autocorrélation (si elle existe) dans les indices, le tableau 3 détaille le niveau de cette corrélation sérielle. De ce fait, les indices les plus fortement autocorrélés (cf. tableau 2), comme le cas des indices Convertible Arbitrage, sont naturellement les plus lissés selon le tableau 3. Le plus lissé est CSFB Convertible Arbitrage avec $\hat{\theta}_0 = 0,51$, $\hat{\theta}_1 = 0,28$, $\hat{\theta}_2 = 0,21$, $\xi = 0,38$, et $c(s) = 1,62$. Ces chiffres impliquent que les rentabilités mensuelles observées de cet indice ne reflètent que 51% de la valeur réelle du mois ; en revanche, elles contiennent 28% de la rentabilité du mois précédent et 21% de celle de deux mois d'avant ; l'impact de ce lissage est une sous-estimation de 38% de la variance et une surestimation de 162% du ratio de Sharpe.

Après avoir quantifié le niveau de lissage (les θ) dans chaque indice, nous procédons au délissage en appliquant la formule (17). Cela faisant, nous obtenons des séries corrigées. Les sections suivantes détaillerons les résultats obtenus.

5 Les résultats et leurs implications

Afin de comparer les mesures de correction et d'étudier leurs impact sur les caractéristiques des indices, nous nous intéressons dans un premier temps aux modifications de leurs

indicateurs statistiques. Ensuite, nous nous interrogeons sur leurs performances relatives en nous référant à deux mesures, à savoir le ratio de Sharpe classique et l'indice Omega.

5.1 Caractéristiques statistiques des indices après le délissage

Les tableaux 4 et 5 reproduisent principales caractéristiques statistiques des indices dé-lissés selon la méthode de Geltner (1993) et Okunev & White (2003) (désormais G-OW) et la méthode de Getmansky et al. (2004) (désormais GLM). À la différence des études intéressant au problème des rentabilités autocorrélées, nous étudions également l'impact du délissage sur les moments d'ordre supérieur à la variance de la distribution tels que la skewness et la kurtosis. L'étude de ces paramètres est, à notre sens, indispensable à l'appréhension du risque lié aux comportements de lissage des gérants. Plusieurs résultats émergent des tableaux.

Concernant le premier moment de la distribution — la moyenne, nous constatons que la moyenne de la série corrigée est parfois légèrement différente de celle de la série brute en termes de valeur absolue. Cependant, d'après le test d'égalité de deux moyennes, elles ne sont pas statistiquement différentes. Ainsi, ce résultat est en conformité avec la démonstration mathématique de Getmansky et al. (2004) indiquant que le lissage n'a pas d'incidences sur la rentabilité espérée.

Relatif à l'écart-type, nous observons, dans la lignée de la littérature empirique et théorique, une augmentation importante de celui-ci après le délissage, variant de 14% (CSFB Long Short Equity) à 117% (CSFB Convertible Arbitrage) selon G-OW, de 10% (GV Market Timing) à 59% (CSFB Convertible Arbitrage) selon GLM. Dans tous les cas, l'hypothèse d'égalité de deux variances (variance observée et variance corrigée) est rejetée au seuil d'au moins de 5%. Il est donc fondé de conclure que la majorité des indices de hedge funds comportent un niveau de volatilité plus élevée que celui impliqué par les écart-type observés. En outre, nous remarquons que les écart-type ajustés selon G-OW sont généralement supérieurs, de 2,05% (GV Value) à 36,98% (CSFB Convertible Arbitrage), à ceux obtenus selon GLM; Cependant, cette différence est négative pour trois cas (parmi 44 cas dé-lissés), à savoir HFR Relative Value Arbitrage, HFR Fixed Income High Yield et HFR Equity Non Hedge. Afin de poursuivre notre analyse comparative, nous avons effectué un test d'égalité des variances, cette fois-ci, pour les séries corrigées selon G-OW et celles corrigées selon GLM. Il ressort que parmi les 44 indices corrigés, 35 indices ont des variances observées et corrigées statistiquement égales. Toutefois, il y a 9 cas où la différence entre deux variances est statistiquement significative (cf. tableau 6). En d'autres termes, la méthode G-OW rap-

Tab. 4 – Caractéristiques statistiques des indices déliés

Indices	Moyenne			Ecart-type			Skewness			Kurtosis			Test SW		
	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM
CSFB															
General Index	0.94	-	-	2.23	-	-	0.18	-	-	2.56	-	-	0.95	-	-
Convertible Arbitrage	0.72	0.77	0.74	1.38	3.00	2.19	-1.36	-0.59	-1.20	3.09	5.12	4.10	0.90	0.93	0.92
Dedicated Short Bias	-0.13	-	-	4.99	-	-	0.88	-	-	2.22	-	-	0.95	-	-
Emerging Markets	0.73	0.80	0.78	4.71	6.27	5.87	-0.71	-0.96	-1.00	4.83	5.43	5.53	0.93	0.93	0.93
Equity Market Neutral	0.82	0.83	0.83	0.85	1.14	1.01	0.32	0.21	0.26	0.43	0.94	0.77	0.99	0.98	0.98
Event Driven	0.92	0.94	0.94	1.63	2.28	1.97	-3.59	-3.84	-3.83	25.57	29.65	29.69	0.76	0.75	0.75
Event Driven Distressed	1.08	1.09	1.09	1.85	2.45	2.18	-3.04	-3.18	-3.16	19.93	22.83	22.38	0.80	0.79	0.80
Event Driven Multi-strategy	0.83	0.85	0.85	1.75	2.43	2.12	-2.63	-2.62	-2.68	17.14	18.41	19.22	0.82	0.83	0.83
Event Driven Risk Arbitrage	0.62	0.63	0.63	1.22	1.62	1.52	-1.26	-1.17	-1.23	6.52	7.11	7.49	0.92	0.92	0.91
Fixed Income Arbitrage	0.54	0.56	0.56	1.06	1.57	1.34	-3.34	-1.72	-2.12	19.00	11.00	12.46	0.76	0.84	0.83
Global Macro	1.19	-	-	3.15	-	-	0.06	-	-	3.10	-	-	0.93	-	-
Long Short Equity	1.02	1.05	1.05	2.97	3.39	3.29	0.23	0.14	0.18	3.99	3.56	3.62	0.94	0.95	0.95
Managed Futures	0.51	-	-	3.51	-	-	0.08	-	-	0.33	-	-	0.99	-	-
Multi Strategies	0.75	-	-	1.25	-	-	-1.23	-	-	3.37	-	-	0.93	-	-
HFR															
Convertible Arbitrage	0.77	0.80	0.78	1.04	1.81	1.65	-1.01	-0.36	-0.84	2.05	3.15	3.28	0.94	0.96	0.95
Distressed Security	1.00	1.00	1.00	1.53	2.40	1.92	-1.72	-1.70	-1.77	9.81	10.96	11.12	0.90	0.89	0.89
Merging Markets (total)	0.97	0.97	0.96	4.16	5.70	5.15	-0.96	-1.18	-1.21	5.05	5.59	6.02	0.94	0.93	0.93
Emerging Markets (Asia)	0.61	0.59	0.59	3.57	5.22	5.01	0.21	0.22	0.24	0.59	0.23	0.09	0.98	0.99	0.99
Equity Hedge	1.19	1.19	1.19	2.58	3.08	2.95	0.28	0.29	0.33	1.91	1.52	1.65	0.98	0.98	0.98
Equity Market Neutral (EMN)	0.65	-	-	0.89	-	-	0.29	-	-	0.67	-	-	0.99	-	-
EMN Statistical Arbitrage	0.61	0.61	0.61	1.11	1.36	1.27	-0.30	-0.26	-0.28	0.35	0.04	0.10	0.99	0.99	0.99
Equity Non Hedge	1.20	1.19	1.19	4.04	4.71	4.73	-0.50	-0.42	-0.41	0.66	0.45	0.42	0.98	0.99	0.99
Event Driven	1.09	1.09	1.09	1.84	2.41	2.23	-1.30	-1.12	-1.13	5.63	5.20	5.26	0.93	0.94	0.94
Fixed Income (total)	0.67	0.67	0.67	0.87	1.17	1.03	-1.31	-0.99	-1.18	5.16	3.99	4.77	0.91	0.93	0.92
Fixed Income Arbitrage	0.47	0.47	0.47	1.09	1.56	1.45	-3.32	-2.03	-1.69	18.96	11.45	8.81	0.73	0.84	0.87
Fixed Income : High Yield	0.63	0.64	0.63	1.26	1.76	1.78	-2.12	-2.10	-2.16	10.20	12.59	12.72	0.86	0.86	0.86
FoF : Conservative	0.63	0.64	0.63	0.94	1.36	1.16	-0.54	-0.76	-0.72	4.12	4.56	4.33	0.94	0.94	0.94
FoF : Diversified	0.63	0.62	0.62	1.77	2.50	2.22	-0.09	-0.33	-0.27	4.76	4.21	4.49	0.93	0.94	0.94
FoF : Market Defensive	0.72	-	-	1.58	-	-	-0.14	-	-	0.91	-	-	0.99	-	-
FoF : Strategic	0.75	0.74	0.74	2.59	3.46	3.11	-0.44	-0.49	-0.42	4.53	4.15	4.34	0.94	0.95	0.95
FoF : Composite	0.66	0.66	0.66	1.66	2.29	2.03	-0.25	-0.44	-0.37	4.61	4.19	4.43	0.94	0.95	0.95
Fund Weighted Composite	0.96	0.96	0.96	2.03	2.50	2.38	-0.52	-0.49	-0.47	3.24	2.75	2.85	0.96	0.97	0.97
Macro	0.90	-	-	1.97	-	-	0.38	-	-	0.50	-	-	0.98	-	-
Market Timing	0.98	-	-	2.07	-	-	0.09	-	-	-0.44	-	-	0.99	-	-
Merger Arbitrage	0.81	0.81	0.81	1.07	1.38	1.26	-2.02	-1.81	-1.85	9.31	8.72	8.66	0.88	0.89	0.89
Relative Value Arbitrage	0.78	0.78	0.90	0.90	1.24	1.26	-2.62	-2.47	-2.51	18.52	17.97	17.93	0.84	0.84	0.84
Sector	1.21	1.21	1.21	4.14	4.87	4.69	0.24	0.27	0.30	3.07	2.67	2.81	0.95	0.96	0.96
Short Selling	0.23	-	-	6.06	-	-	0.27	-	-	2.22	-	-	0.97	-	-

Brute : séries brutes ; G-OW : séries déliées selon la méthode de Geltner (1993) et Okunev & White (2003) ; GLM : séries déliées selon la méthode de Getmansky et al. (2004) ; Test SW : test de normalité Shapiro-Wilk. Les indices dont les données corrigées sont vides n'étant pas autocorrélés, ils ne sont pas déliés.

TAB. 5 – Caractéristiques statistiques des indices déliés (suite du tableau 4)

Indices	Moyenne			Ecart-type			Skewness			Kurtosis			Test SW		
	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM
GV															
General Index	1.08	1.08	1.08	2.14	2.60	2.46	0.17	0.16	0.19	3.23	2.82	3.03	0.95	0.96	0.96
Market Neutral Group	1.00	0.99	1.00	1.12	1.65	1.38	0.10	0.22	0.30	3.08	2.79	3.16	0.96	0.96	0.96
Equity Market Neutral	1.02	1.02	1.02	1.22	1.53	1.43	1.25	1.08	1.18	4.65	4.62	5.01	0.92	0.92	0.92
Event-Driven	1.10	1.10	1.10	1.70	2.27	2.05	-0.44	-0.17	-0.18	4.90	5.03	5.12	0.94	0.94	0.94
Distressed Securities	1.11	1.11	1.11	1.38	1.89	1.69	-0.13	0.09	0.03	2.93	3.65	3.26	0.96	0.95	0.96
Special Situations	1.10	1.09	1.10	2.00	2.59	2.37	-0.26	0.02	0.00	4.26	4.33	4.45	0.94	0.94	0.94
Market Neutral Arbitrage	0.90	0.90	0.90	0.92	1.44	1.17	0.33	0.70	0.56	0.97	1.20	0.67	0.98	0.97	0.98
Convertible Arbitrage	0.97	0.97	0.98	1.06	1.99	1.61	-0.85	0.09	-0.21	1.90	2.39	2.07	0.95	0.96	0.97
Fixed Income Arbitrage	0.89	0.88	0.89	0.95	1.40	1.17	-4.54	-4.11	-4.52	38.07	36.18	38.68	0.68	0.68	0.67
Long/Short Equity Group	1.25	1.24	1.24	2.70	3.25	3.10	0.36	0.41	0.44	2.45	2.08	2.30	0.96	0.97	0.97
Aggressive Growth	1.30	-	-	4.47	-	-	0.60	-	-	2.30	-	-	0.97	-	-
Opportunistic	1.33	1.33	1.33	2.91	3.42	3.26	1.76	1.77	1.85	10.12	10.15	10.59	0.86	0.87	0.87
Short Selling	-0.12	-	-	6.31	-	-	0.14	-	-	2.77	-	-	0.97	-	-
Value	1.36	1.36	1.36	2.96	3.52	3.45	-0.35	-0.26	-0.25	1.38	1.05	1.12	0.98	0.99	0.99
Directional Trading Group	0.96	-	-	2.29	-	-	0.20	-	-	-0.42	-	-	0.99	-	-
Futures	1.06	-	-	3.47	-	-	0.28	-	-	-0.05	-	-	0.99	-	-
Macro	0.67	-	-	2.74	-	-	0.35	-	-	2.86	-	-	0.95	-	-
Market Timing	0.97	0.97	0.97	2.56	2.95	2.84	1.01	0.87	0.92	3.04	2.60	2.78	0.94	0.95	0.94
Speciality Strategies Group	0.86	0.87	0.86	3.53	4.15	3.99	-0.69	-0.78	-0.79	4.23	4.54	4.62	0.94	0.94	0.94
Emerging Markets	0.94	0.95	0.94	4.97	6.04	5.73	-0.26	-0.37	-0.38	3.15	3.20	3.28	0.96	0.95	0.95
Income	0.68	-	-	1.15	-	-	-2.37	-	-	15.55	-	-	0.84	-	-
Multi-Strategy	1.05	1.05	1.05	2.26	2.73	2.64	-0.42	-0.35	-0.35	1.95	1.64	1.73	0.97	0.98	0.98

Brute : séries brutes ; G-OW : séries déliées selon la méthode de Geltner (1993) et Okunev & White (2003) ; GLM : séries déliées selon la méthode de Getmansky et al. (2004) ; Test SW : test de normalité Shapiro-Wilk. Les indices dont les données corrigées sont vides n'étant pas autocorrélés, ils ne sont pas déliés.

porte, à neuf reprises, des variances corrigées supérieures à celles issues de GLM.

TAB. 6 – Test d'égalité des variances corrigées obtenues selon G-OW et GLM

Indices	Différence de variances (%)	F-value	p-value
CSFB			
Convertible Arbitrage	36,98	1,88	<0,0001
Event Driven	15,70	1,34	0,0802
Fixed Income Arbitrage	17,12	1,37	0,0580
HFR			
Distressed Security	24,88	1,56	0,0078
FoF : Conservative	17,27	1,38	0,0560
GV			
Market Neutral Group	19,77	1,43	0,0362
Market Neutral Arbitrage	23,24	1,52	0,0154
Convertible Arbitrage	23,53	1,53	0,0143
Fixed Income Arbitrage	19,62	1,43	0,0375

Quant à la skewness, les résultats sont loin d'être systématiques et donc très difficile à styliser. Le délissage a pour conséquence de modifier, certes, la skewness mais le sens de cette modification peut être à la hausse ou à la baisse avec une ampleur pouvant aller jusqu'à 280% (HFR FoF Diversified, selon G-OW) ou 213% (HFR FoF Diversified, selon GLM). Néanmoins, dans 41 cas parmi 44 cas délissés, le signe de la skewness reste inchangé, et cela indépendamment de la méthode de délissage retenue ; Chez GV Distressed Securities, GV Special Situations, la skewness négative observée devient légèrement positive après le délissage, que ce soit G-OW ou GLM est appliquée. En général, nous observons que G-OW et GLM fournissent des résultats relativement cohérents en termes de sens de l'évolution de la skewness (à la hausse ou à la baisse), tout en étant parfois très différents en termes de valeur absolue de cette évolution. En l'occurrence, cette différence s'élève à 104% chez CSFB Convertible Arbitrage et 133% chez HFR Convertible Arbitrage ; elle est contradictoire dans le cas de GV Convertible Arbitrage : $Sk_{observée} = -0,81$, $Sk_{G-OW} = 0,09$, $Sk_{GLM} = -0,21$. Notons que ce sont les indices les plus lissés dans notre échantillon.

En ce qui concerne la kurtosis, nous retrouvons, comme précédemment, l'évolution de la kurtosis, contrairement à l'augmentation de l'écart-type après le délissage, n'est pas prévisible quelque soit la méthode de délissage utilisée. Dans certains cas, elle baisse. Dans d'autres cas, elle augmente. De tel changement peut parfois être véritablement considérable comme le cas de CSFB Equity Market Neutral avec une augmentation de 119% (selon G-OW) ou le cas de HFR Emerging Markets Asia avec une baisse de 84% (selon GLM). De nouveau, les résultats quant à l'évolution de la kurtosis (à la hausse ou à la baisse à l'issue de la correction) sont assez cohérents entre G-OW et GLM, à l'exception de quatre indices de GV (Market Neutral Group, Equity Market Neutral, Market Neutral Arbitrage

et Fixed Income Arbitrage) où chaque méthode indique une évolution contraire à l'autre. Cette contradiction peut aller jusqu'à 78% dans le cas de Market Neutral Arbitrage. Cependant, même quand les deux méthodes semblent s'aligner sur la direction du changement de la kurtosis, la différence entre leurs kurtosis peuvent s'élever à 144% (HFR Emerging Markets Asia).

Enfin, nous complétons cette analyse par mener le test de normalité de Shapiro-Wilk sur les séries déliées afin de savoir si le déliage modifie la forme de la distribution des séries relativement à la loi normale²². Pour la plupart des indices, la distribution demeure non normale après le déliage. Dans trois cas — HFR Emerging Markets (Asia), HFR Equity Non Hedge et GV Value — la distribution étant non normale au seuil de 10% avant le déliage devient normale après. *A contrario*, CSFB Equity Market Neutral qualifié de normal avant le déliage ne l'est plus après.

En résumé, l'analyse des caractéristiques statistiques des séries déliées en comparaison avec celles brutes et en fonction de la méthode de déliage retenue nous permet de tirer deux principaux enseignements importants. Premièrement, bien que la moyenne et le caractère non gaussien de la distribution restent identique à ceux avant le déliage, les séries déliées ont généralement des moments de distribution très différents de ceux des séries brutes : un écart-type plus grand, une skewness et une kurtosis modifiées soit à la hausse soit à la baisse. Au vu de ces résultats, nous ne pouvons conclure qu'à un profil de risque globalement dissemblable par rapport à celui observé, et non nécessairement un risque plus grand que celui observé si les moments supérieurs à la variance sont pris en compte comme il faut. Deuxièmement, le choix de la méthode de déliage a un impact non négligeable sur les caractéristiques statistiques de la série déliée, et donc sur l'évolution du profil de risque des indices après le déliage, notamment quand il s'agit des résultats fortement contradictoires obtenus de deux méthodes utilisées — G-OW et GLM.

5.2 Performances des indices après la correction

Maintenant que nous avons étudié l'impact du déliage et de la méthode retenue sur les caractéristiques statistiques des indices, intéressons-nous maintenant au changement de leur performance après l'ajustement. Pour cela, nous faisons appel au ratio de Sharpe

²²Nous aurions voulu tester si la distribution des séries corrigées et celle des séries brutes proviennent d'une même population en utilisant le test Khi-deux. Cependant, ce test n'est valide que si les deux séries sont indépendantes. Or, en l'occurrence, les séries corrigées sont dérivées des séries brutes. Ladite condition n'étant pas satisfaite, appliquer ce test pourrait conduire à des résultats peu fiables. Ainsi, nous avons décidé de ne pas l'utiliser.

classique (Sharpe 1966) en raison de sa large popularité et à l'indice Omega (Keating & Shadwick 2002) ayant le mérite de tenir compte de toute la distribution des rentabilités sans aucune hypothèse sur la forme de la distribution, ni sur la fonction d'utilité de l'investisseur. Les formules de ces mesures sont rappelées ci-dessous :

$$Sharpe = \frac{\bar{r}_p - \bar{r}_f}{\sigma} \quad (18)$$

avec \bar{r}_p est la rentabilité moyenne du portefeuille p , \bar{r}_f est le taux sans risque estimé par le taux de US 3-month T-bill, σ est l'écart-type des rentabilités du portefeuille.

$$Omega(\tau) = \Omega(\tau) = \frac{\int_{\tau}^{\infty} [1 - F(R)] dR}{\int_{-\infty}^{\tau} F(R) dR} = \frac{I_2}{I_1} \quad (19)$$

Pour des données de rentabilités discrètes, les bornes inférieures et supérieures correspondent respectivement aux valeurs la plus petite et la plus grande de la série. Sous cette forme, la statistique Omega est le rapport des gains et des pertes pondérés par leurs probabilités relativement à un seuil de τ . En l'occurrence, τ est également représenté par le taux de US 3-month T-bill. Plus la valeur d'Omega est élevée, mieux c'est.

Dans la section précédente, nous avons constaté, dans la lignée de la littérature théorique et empirique, que le déliissage ne modifie pas la moyenne mais augmente l'écart-type ; Par ailleurs, la majorité des écart-type obtenus selon G-OW et GLM sont statistiquement égaux, sauf 9 cas (cf. tableau 6). Compte tenu de ces résultats, le calcul du ratio de Sharpe des séries déliissées est effectué de la manière suivante. La moyenne utilisée pour calculer le numérateur, quelque soit la méthode de déliissage appliquée, est la moyenne de la série brute. Relatif au calcul du dénominateur, dans les 9 cas où les écart-type déliissés ne sont pas statistiquement différents, les écart-type retenus sont naturellement ceux obtenus par chaque méthode de déliissage. Sinon, les écart-type retenus sont ceux calculés à partir des séries corrigées par GLM.

Le tableau 7 reproduit la performance de chaque indice selon le ratio de Sharpe et l'indice Omega alors que le tableau 8 récapitule leur classement au sein de chaque groupe (CSFB, HFR et GV) à côté des indices de marché, à base de leur performance.

Concernant le ratio de Sharpe, nous trouvons que la performance des indices (déliissés) diminue d'une ampleur $c(s)$, comme l'indique la démonstration théorique de Getmansky et al. (2004). Ce constat est logique car sur le plan théorique, après le déliissage, la moyenne reste identique mais l'écart-type augmente avec une ampleur $\xi = 1/c(s)$. En revanche, le

classement relatif des indices reste généralement assez stable par rapport à leur ancien rang (avant le déliissage) et aux indices de marché, quelque soit le mécanisme de déliissage. Les indices qui surperforment les indices de marché avant le déliissage surperforment toujours après. Cela est confirmé par des coefficients de rang très élevés de l'ordre de 93-98% (cf. tableau 9). Néanmoins, l'analyse cas par cas révèle quelques exceptions. Les indices Convertible Arbitrage (CSFB, HFR et GV) font preuve d'une détérioration de rang assez nette à la suite du déliissage. Prenons le cas HFR Convertible Arbitrage qui est classé en 4^e place (sur 24) avant la correction mais 10^e place après, ou GV Speciality Strategies qui est classé devant le S&P 500 avant la correction et derrière cet indice de marché après la correction. Précisons que ce sont des indices les plus lissés parmi ceux de hedge funds. En outre, les résultats indiquent que, malgré des différences de performance en termes de valeur absolue, le classement des indices reste très cohérent entre G-OW et GLM, avec une corrélation de rang de 99%, que ce soit pour les indices CSFB, HFR ou GV. Nous trouvons uniquement un cas où la différence en termes de rang est relativement large. Il s'agit de l'indice HFR Distressed Security dont le rang après le déliissage est 9^e selon G-OW et 4^e selon GLM alors que son rang initial est 3^e.

Quant à la performance des indices à base de l'indice Omega, nous constatons sans surprise, au vu des résultats énoncés précédemment, qu'elle diminue également après le déliissage. Ceci nous permet d'ores et déjà de conclure à une baisse de performance générale de différentes stratégies des hedge funds une fois que le lissage des rentabilités est expressément ajusté. En moyenne, cette baisse est de 24,4% selon la méthode G-OW et 14,5% selon GLM et peut être d'une importance non négligeable : 69,5% chez GV Market Neutral Arbitrage (selon G-OW) et 39,7% chez HFR Convertible Arbitrage (selon GLM). En termes de valeur absolue, l'indice Omega des séries déliissées selon GLM est plus élevé que selon G-OW avec une moyenne de 8% et un maximum de 30,8% (HFR Market Neutral Arbitrage). L'étude du classement des indices basé sur leur performance fait preuve d'une stabilité et d'une cohérence générale assez soutenue à la fois entre le classement avant le déliissage et ceux après, et entre ceux après. Ce constat est confirmé par des coefficients de corrélation de rang très importants, variant de 93 à 99%. Cela laisse penser à l'absence d'impacts du déliissage et la méthode de déliissage choisie sur la performance relative des indices. Or, dans le détail, nous constatons, de nouveau, qu'il y a parfois des modifications significatives. Plusieurs indices ont vu leur rang monter ou descendre considérablement après le déliissage. C'est notamment le cas de plusieurs indices HFR tels que : Convertible Arbitrage, Distressed Security, Equity Market Neutral, Macro ; Spécifiquement, HFR FoF Diversified and HFR FoF Strategic sont classés sous-performants relativement au marché (S&P 500) après le déliissage alors qu'ils sont sur-performants avant. Qui plus est, en raison

de différence de performance en termes de valeur absolue constatée précédemment, le rang des indices est dans certains cas assez différent selon que le délissage est fait selon G-OW ou GLM. Nous recensons parmi eux deux cas — HFR Distressed Security (rang initial = 2, rang(G-OW) = 9, rang(GLM) = 4) et GV Income (rang initial = 14, rang(G-OW) = 9, rang(GLM) = 13) — où les écarts sont relativement marqués.

En résumé, la performance absolue des indices diminue si la corrélation sérielle des rentabilités est prise en compte. Cependant, leur performance relative aux indices de marché reste plus ou moins inchangée. Malgré une corrélation assez forte entre les classements entre avant et après le délissage, des modifications de rang assez nettes ont été observées au sein des stratégies de hedge funds. Un certain impact, quoi que peu soutenu, de la méthode de lissage sur la performance absolue et le classement relatif des indices a été également constaté.

TABLE 7 – Performances des indices bruts et déliés

Indices	Sharpe annualisé			Omega		
	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM
CSFB						
General Index	0.96	0.96	0.96	2.09	2.09	2.09
Convertible Arbitrage	0.99	0.45	0.62	2.03	1.39	1.56
Dedicated Short Bias	-0.32	-0.32	-0.32	0.77	0.77	0.77
Emerging Markets	0.30	0.24	0.24	1.21	1.14	1.15
Equity Market Neutral	2.00	1.68	1.68	4.72	3.13	3.67
Event Driven	1.26	0.90	1.04	2.64	1.97	2.23
Event Driven Distressed	1.42	1.21	1.21	2.90	2.23	2.48
Event Driven Multi-strategy	0.99	0.82	0.82	2.18	1.69	1.86
Event Driven Risk Arbitrage	0.84	0.68	0.68	1.86	1.55	1.60
Fixed Income Arbitrage	0.71	0.48	0.56	1.69	1.39	1.49
Global Macro	0.95	0.95	0.95	2.14	2.14	2.14
Long Short Equity	0.81	0.73	0.73	1.85	1.68	1.71
Managed Futures	0.19	0.19	0.19	1.14	1.14	1.14
Multi Strategies	1.18	1.18	1.18	2.41	2.41	2.41
HFR						
Convertible Arbitrage	1.49	0.94	0.94	2.68	1.87	1.92
Distressed Security	1.53	0.97	1.21	2.96	1.94	2.32
Emerging Markets (total)	0.54	0.44	0.44	1.39	1.25	1.29
Emerging Markets (Asia)	0.28	0.20	0.20	1.17	1.08	1.10
Equity Hedge	1.16	1.02	1.02	2.28	1.97	2.04
Equity Market Neutral	1.27	1.27	1.27	2.54	2.54	2.54
EMN Statistical Arbitrage	0.90	0.79	0.79	1.79	1.61	1.69
Equity Non Hedge	0.75	0.64	0.64	1.62	1.51	1.50
Event Driven	1.44	1.19	1.19	2.72	2.10	2.26
Fixed Income (total)	1.39	1.17	1.17	2.68	2.04	2.28
Fixed Income Arbitrage	0.47	0.35	0.35	1.39	1.21	1.25
Fixed Income : High Yield	0.84	0.60	0.60	1.78	1.50	1.49
FoF : Conservative	1.13	0.78	0.92	2.17	1.70	1.86
FoF : Diversified	0.59	0.47	0.47	1.49	1.29	1.35
FoF : Market Defensive	0.87	0.87	0.87	1.78	1.78	1.78
FoF : Strategic	0.56	0.47	0.47	1.43	1.28	1.33
FoF : Composite	0.71	0.58	0.58	1.61	1.38	1.46
Fund Weighted Composite	1.09	0.93	0.93	2.09	1.80	1.86
Macro	1.01	1.01	1.01	2.09	2.09	2.09
Market Timing	1.09	1.09	1.09	2.07	2.07	2.07
Merger Arbitrage	1.58	1.34	1.34	2.95	2.37	2.54

Brute : séries brutes ; G-OW : séries déliées selon la méthode de Geltner (1993) et Okunev & White (2003) ; GLM : séries déliées selon la méthode de Getmansky et al. (2004).

Suite page suivante ...

Suite du tableau précédent

Indices	Sharpe annualisé			Omega		
	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM
Relative Value Arbitrage	1.74	1.24	1.24	3.44	2.53	3.18
Sector	0.74	0.66	0.66	1.66	1.53	1.56
Short Selling	-0.06	-0.06	-0.06	0.89	0.89	0.89
GV						
General Index	1.22	1.06	1.06	2.30	2.01	2.11
Market Neutral Group	2.09	1.42	1.70	4.41	2.82	3.59
Equity Market Neutral	1.98	1.69	1.69	4.53	3.49	3.87
Event-Driven	1.58	1.32	1.32	2.85	2.26	2.54
Distressed Securities	1.97	1.62	1.62	3.85	2.81	3.14
Special Situations	1.34	1.13	1.13	2.47	2.02	2.19
Market Neutral Arbitrage	2.16	1.37	1.69	4.70	2.77	3.63
Convertible Arbitrage	2.10	1.13	1.39	3.45	2.23	2.73
Fixed Income Arbitrage	2.05	1.39	1.67	4.62	3.13	3.78
Long/Short Equity Group	1.19	1.03	1.03	2.20	1.96	2.03
Aggressive Growth	0.76	0.76	0.76	1.66	1.66	1.66
Opportunistic	1.20	1.07	1.07	2.48	2.18	2.27
Short Selling	-0.25	-0.25	-0.25	0.75	0.75	0.75
Value	1.21	1.04	1.04	2.22	1.99	2.02
Directional Trading Group	0.97	0.97	0.97	1.85	1.85	1.85
Futures	0.74	0.74	0.74	1.62	1.62	1.62
Macro	0.44	0.44	0.44	1.28	1.28	1.28
Market Timing	0.87	0.79	0.79	1.86	1.73	1.77
Specialty Strategies Group	0.53	0.47	0.47	1.36	1.32	1.33
Emerging Markets	0.43	0.37	0.37	1.29	1.22	1.24
Income	1.07	1.07	1.07	2.02	2.02	2.02
Multi-Strategy	1.12	0.96	0.96	2.03	1.85	1.90
Indices de marché						
S&P 500	0.49			1.36		
Lehman US Aggregate	-1.08			0.42		
Lehman High Yield : Default	-0.51			0.64		
Russell 2000	0.32			1.21		
Wilshire Small Cap 1750	0.45			1.32		

Brute : séries brutes ; G-OW : séries déliées selon la méthode de Geltner (1993) et Okunev & White (2003) ; GLM : séries déliées selon la méthode de Getmansky et al. (2004).

TAB. 8 – Classement des indices bruts et déliésés à base de leur performance

Indices	Sharpe annualisé			Omega			
	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM	
CSFB	General Index	7	4	5	7	5	6
	Convertible Arbitrage	6	12	10	8	11	10
	Dedicated Short Bias	17	17	17	17	17	17
	Emerging Markets	15	15	15	14	16	15
	Equity Market Neutral	1	1	1	1	1	1
	Event Driven	3	6	4	3	6	4
	Event Driven Distressed	2	2	2	2	3	2
	Event Driven Multi-strategy	5	7	7	5	7	7
	Event Driven Risk Arbitrage	9	9	9	9	9	9
	Fixed Income Arbitrage	11	11	11	11	10	11
	Global Macro	8	5	6	6	4	5
	Long Short Equity	10	8	8	10	8	8
	Managed Futures	16	16	16	16	15	16
	Multi Strategies	4	3	3	4	2	3
	S&P 500	12	10	12	12	12	12
	Lehman US Aggregate	19	19	19	19	19	19
	Lehman High Yield : Default	18	18	18	18	18	18
	Russell 2000	14	14	14	15	14	14
Wilshire Small Cap 1750	13	13	13	13	13	13	
HFR	Convertible Arbitrage	4	10	10	5	10	10
	Distressed Security	3	9	4	2	9	4
	Emerging Markets (total)	21	23	23	22	23	23
	Emerging Markets (Asia)	26	26	26	26	26	26
	Equity Hedge	8	7	8	8	8	9
	Equity Market Neutral	7	2	2	7	1	3
	EMN Statistical Arbitrage	13	13	14	13	14	14
	Equity Non Hedge	16	16	16	17	16	16
	Event Driven	5	4	5	4	4	6
	Fixed Income (total)	6	5	6	6	7	5
	Fixed Income Arbitrage	23	24	24	21	24	24
	Fixed Income : High Yield	15	17	17	14	17	17
	FoF : Conservative	9	14	12	9	13	12
	FoF : Diversified	19	20	20	19	21	20
	FoF : Market Defensive	14	12	13	15	12	13
	FoF : Strategic	20	21	21	20	22	21
	FoF : Composite	18	18	18	18	18	18
	Fund Weighted Composite	10	11	11	10	11	11
Macro	12	8	9	11	5	7	

Brute : séries brutes ; G-OW : séries déliésés selon la méthode de Geltner (1993) et Okunev & White (2003) ; GLM : séries déliésés selon la méthode de Getmansky et al. (2004).

Suite page suivante ...

Suite du tableau précédent

Indices	Sharpe annualisé			Omega		
	Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM
Market Timing	11	6	7	12	6	8
Merger Arbitrage	2	1	1	3	3	2
Relative Value Arbitrage	1	3	3	1	2	1
Sector	17	15	15	16	15	15
Short Selling	27	27	27	27	27	27
S&P 500	22	19	19	23	19	19
Lehman US Aggregate	29	29	29	29	29	29
Lehman High Yield : Default	28	28	28	28	28	28
Russell 2000	25	25	25	25	25	25
Wilshire Small Cap 1750	24	22	22	24	20	22
GV General Index	9	11	11	10	11	10
Market Neutral Group	3	3	1	4	3	4
Equity Market Neutral	5	1	3	3	1	1
Event-Driven	7	6	7	7	6	7
Distressed Securities	6	2	5	5	4	5
Special Situations	8	7	8	9	10	9
Market Neutral Arbitrage	1	5	2	1	5	3
Convertible Arbitrage	2	8	6	6	7	6
Fixed Income Arbitrage	4	4	4	2	2	2
Long/Short Equity Group	12	13	13	12	13	11
Aggressive Growth	17	17	17	17	17	17
Opportunistic	11	10	10	8	8	8
Short Selling	25	25	25	25	25	25
Value	10	12	12	11	12	12
Directional Trading Group	15	14	14	16	15	15
Futures	18	18	18	18	18	18
Macro	22	22	22	23	22	22
Market Timing	16	16	16	15	16	16
Specialty Strategies Group	19	20	20	19	21	20
Emerging Markets	23	23	23	22	23	23
Income	14	9	9	14	9	13
Multi-Strategy	13	15	15	13	14	14
S&P 500	20	19	19	20	19	19
Lehman US Aggregate	27	27	27	27	27	27
Lehman High Yield : Default	26	26	26	26	26	26
Russell 2000	24	24	24	24	24	24
Wilshire Small Cap 1750	21	21	21	21	20	21

Brute : séries brutes ; G-OW : séries déliées selon la méthode de Geltner (1993) et Okunev & White (2003) ; GLM : séries déliées selon la méthode de Getmansky et al. (2004).

6 Conclusion

L'objectif de cette partie était d'étudier les différents mécanisme permettant de pallier la corrélation sérielle des rentabilités des hedge funds. Parmi les méthodes proposées dans la

TAB. 9 – Corrélation de rang de Spearman

		Sharpe			Omega		
		Brute	G-OW	GLM	Brute	G-OW	GLM
CSFB							
Sharpe	Brute	1	0,93	0,97			
	G-OW		1	0,99			
	GLM			1			
Omega	Brute				1	0,96	0,98
	G-OW					1	0,99
	GLM						1
HFR							
Sharpe	Brute	1	0,95	0,97			
	G-OW		1	0,99			
	GLM			1			
Omega	Brute				1	0,93	0,97
	G-OW					1	0,99
	GLM						1
GV							
Sharpe	Brute	1	0,96	0,98			
	G-OW		1	0,99			
	GLM			1			
Omega	Brute				1	0,98	0,99
	G-OW					1	0,99
	GLM						1

Brute : séries brutes ; G-OW : séries déliées selon la méthode de Geltner (1993) et Okunev & White (2003) ; GLM : séries déliées selon la méthode de Getmansky et al. (2004). Tous les coefficients sont statistiquement significatifs au seuil de 5%.

littérature, nous avons examiné celle de Geltner (1993), son extension par Okunev & White (2003) et la méthode de Getmansky et al. (2004) car ces méthodes permettent d'éliminer la corrélation sérielle et de reconstituer une série des rentabilités dites "déliées". Nos conclusions principales portent essentiellement sur l'impact du déliage et de la méthode de déliage retenue sur les caractéristiques statistiques de la distribution des rentabilités des hedge funds ainsi que sur leurs performances absolue et relative. Plusieurs enseignements émergent de cette étude.

Premièrement, bien que la moyenne et le caractère non gaussien de la distribution restent identique avant et après le déliage, les séries déliées ont généralement d'autres moments de distribution très différents de ceux des séries brutes : un écart-type plus grand, une skewness et une kurtosis modifiées soit à la hausse soit à la baisse. Au vu de ces résultats, nous ne pouvons conclure qu'à un profil de risque globalement dissemblable par rapport à celui observé et non nécessairement à un risque plus grand que celui observé lors que les moments supérieurs à la variance sont pris en compte. Cette évidence empirique est un apport important à la littérature théorique et empirique qui documente uniquement

une hausse de l'écart-type des rentabilités, la skewness et la kurtosis n'étant pas prise en considération.

Deuxièmement, la performance absolue des indices diminue si la corrélation sérielle des rentabilités est prise en compte. Cependant, leur performance par rapport aux indices de marché reste plus ou moins inchangée. Malgré une corrélation assez forte entre les classements d'avant et d'après le délissage, des modifications de rang assez nettes ont été observées au sein des stratégies de hedge funds.

Troisièmement, le choix de la méthode de délissage a un impact non négligeable sur les caractéristiques statistiques de la série délissée, et donc sur l'évolution du profil de risque des indices après le délissage, notamment quand il s'agit des résultats fortement contradictoires obtenus par les deux méthodes étudiées — G-OW et GLM. Quant à la performance des indices, nous constatons également un certain impact, quoi que peu soutenu, de la méthode de lissage sur la performance absolue et le classement relatif des indices.

Bien que cette étude soit réalisée sur un échantillon d'indices de hedge funds, ces résultats peuvent être appliqués à des fonds individuels. En cette qualité, ils sont importants pour les investisseurs en ce sens qu'ils apportent une meilleure appréhension tant que sur le risque que sur la performance des stratégies suivies par les hedge funds, et surtout celles qui investissent dans des actifs très peu liquides. Autrement, les investisseurs risquent de surestimer le bénéfice de certaines stratégies des hedge funds relativement aux autres stratégies et au marché.

Annexes

A Démonstration de l'équation (6), p.11²³

On a :

$$\begin{aligned}
 Corr(R_t^c, R_{t-1}^c) &= \frac{Cov(R_t^c, R_{t-1}^c)}{\sigma^2} = \frac{E(R_t^c \cdot R_{t-1}^c)}{\sigma^2} = \frac{E\left(\frac{R_t^o - c_1 R_{t-1}^o}{1-c_1} \cdot \frac{R_{t-1}^o - c_1 R_{t-2}^o}{1-c_1}\right)}{\sigma^2} \\
 &= \frac{E[(R_t^o - c_1 R_{t-1}^o) \cdot (R_{t-1}^o - c_1 R_{t-2}^o)]}{\sigma^2 (1-c_1)^2} \\
 &= \frac{E(R_t^o R_{t-1}^o - c_1 R_t^o R_{t-2}^o - c_1 R_{t-1}^o R_{t-2}^o + c_1^2 R_{t-1}^o R_{t-2}^o)}{\sigma^2 (1-c_1)^2} \\
 &= \frac{E(R_t^o R_{t-1}^o) - c_1 E(R_t^o R_{t-2}^o) - c_1 E(R_{t-1}^o R_{t-2}^o) + c_1^2 E(R_{t-1}^o R_{t-2}^o)}{\sigma^2 (1-c_1)^2} \\
 &= \frac{\sigma^2 \rho_1^o - c_1 \sigma^2 \rho_2^o - c_1 \sigma^2 + c_1^2 \sigma^2 \rho_1^o}{\sigma^2 (1-c_1)^2} = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 (1-c_1)^2} [c_1^2 \rho_1^o - (1 + \rho_2^o) c_1 + \rho_1^o]
 \end{aligned}$$

Donc, $Corr(R_t^c, R_{t-1}^c)$ est donnée par la relation suivante :

$$Corr(R_t^c, R_{t-1}^c) = \rho_{1,1}^c = \frac{\sigma^2 [c_1^2 \rho_1^o - (1 + \rho_2^o) c_1 + \rho_1^o]}{\sigma^2 (1-c_1)^2} \quad (20)$$

De plus, puisque :

$$R_t^o = (1-c_1)R_t^c + c_1 R_{t-1}^o \quad (21)$$

on peut écrire :

$$\begin{aligned}
 E(R_t^o - c_1 R_{t-1}^o)^2 &= E[(1-c_1) R_t^c]^2 \\
 \Rightarrow E(R_t^o)^2 - 2c_1 E(R_t^o \cdot R_{t-1}^o) + c_1^2 E(R_{t-1}^o)^2 &= (1-c_1)^2 E(R_t^c)^2 \\
 \Rightarrow \sigma^2 - 2c_1 \sigma^2 \rho_1^o + c_1^2 \sigma^2 &= (1-c_1)^2 \sigma^2 \\
 \Rightarrow \sigma^2 (1 - 2c_1 \rho_1^o + c_1^2) &= (1-c_1)^2 \sigma^2 \\
 \Rightarrow \frac{\sigma^2}{(1-c_1)^2 \sigma^2} &= \frac{1}{(1-2c_1 \rho_1^o + c_1^2)} \quad (22)
 \end{aligned}$$

²³Démonstration par les auteurs.

À partir de (20) et (22), on obtient donc la relation (6) :

$$\text{Corr}(R_t^c, R_{t-1}^c) = \rho_{1,1}^c = \frac{[c_1^2 \rho_1^o - (1 + \rho_2^o) c_1 + \rho_1^o]}{(1 - 2c_1 \rho_1^o + c_1^2)} \text{ (C.Q.F.D)}$$

Références

- Amenc, N. & Martellini, L. (2003), The brave new world of hedge fund indices. Working Paper.
- Anson, M. J. (2002), 'Symmetric performance measure and asymmetric trading strategies', *Journal of Alternative Investments* 5, 81–85.
- Asness, C., Krail, R. & Liew, J. (2001), 'Do hedge funds hedge?', *Journal of Portfolio Management* 28(1), 6–19.
- Brooks, C. & Kat, H. M. (2002), 'The statistical properties of hedge fund index returns and their implications for investors', *Journal of Alternative Investments* 5(2), 26–44.
- Chandar, N. & Bricker, R. (2002), 'Incentives, Discretion, and Asset Valuation in Closed-end mutual funds', *Journal of Accounting Research* 40(4), 1037–1070.
- Fung, W. & Hsieh, D. A. (1999), 'Is mean-variance analysis applicable to hedge funds?', *Economics Letters* 62(1), 53–58.
- Geltner, D. (1993), 'Estimating market values from appraised values without assuming an efficient market', *Journal of Real Estate Research* 8, 325–345.
- Getmansky, M., Lo, A. W. & Makarov, I. (2004), 'An econometric model of serial correlation and illiquidity in hedge fund returns', *Journal of Financial Economics* 74, 529–609.
- Healy, P. & Wahlen, J. (1999), 'A review of the earnings management literature and its implications for standard setting', *Accounting Horizons* 14(4), 365–383.
- Kat, H. M. & Lu, S. (2002), An excursion into the statistical properties of hedge fund returns. Working Paper 0016, Alternative Investment Research Center, Cass Business School.
- Keating, C. & Shadwick, W. F. (2002), A universal performance measure. Working paper, The Finance Development Center, London.
- Kentouris, K. (2005), 'Are fund administrators hedge on asset valuations?', *Security Industry News* p. 22.
- Lavinio, S. (2000), *The Hedge Fund handbook : A definitive guide for analyzing and evaluating alternative investments*, McGraw-Hill.
- Lhabitant, F.-S. (2004), *Hedge funds : Quantitative Insights*, Wiley. Finance.

- Lo, A. W. (2001), 'Risk management for hedge funds : Introduction and overview', *Financial Analysts Journal* 57(6), 16–33.
- Lo, A. W. (2002), 'The statistics of Sharpe ratios', *Financial Analysts Journal* 58(4), 36.
- Newey, W. & West, K. (1987), 'A simple positive definite heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix', *Econometrica* 55, 703–705.
- Okunev, J. & White, D. (2003), 'Hedge Fund Risk Factors and Value at Risk of Credit Trading Strategies'. Working paper, 2003 European FMA.
- Quan, D. & Quigley, J. (1989), 'Inferring an investment return series for real estate from observations on sales', *AREUEA Journal* 17(2), 218–230.
- Quan, D. & Quigley, J. (1991), 'Price formation and the appraisal function in real estate markets', *Journal of Real Estate Finance & Economics* 4(2), 127–146.
- Samuelson, P. (1965), 'Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly', *Industrial Management Review* 6, 41–49.
- Sharpe, W. (1966), 'Mutual fund performance', *Journal of Business* pp. 119–138.
- Waters, D. F. S. A. F. (2006), 'Hedge funds : Are their returns plausible?'. Speech in the National Association of Pension Funds Investment Funds Conference, Edinburgh.
- Weisman (2000), The dangers of historical hedge fund data. Working Paper, Nikko Securities.